

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2023.06.006

# 董事地位差异、决策过程与 公司投资效率

曹 焱<sup>1</sup>, 薛坤坤<sup>2</sup>

(1. 长治学院 历史与旅游管理系, 山西 长治 046011;

2. 郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001)

**摘要:** 基于上市公司董事会决策的问卷数据, 实证检验董事地位差异影响董事会决策过程中的个体权威和程序理性, 进而影响公司投资效率的内在机制。研究结果表明: 董事地位差异会降低公司的投资效率, 主要通过增加董事会决策过程中的个体权威和降低董事会决策过程中的程序理性进而影响公司投资效率。在运用赫克曼两阶段检验、增加行业和地区虚拟变量以及两阶段最小二乘法检验后, 研究结论依然成立。异质性分析结果表明, 董事地位差异对公司投资效率的影响在国有企业和非国有企业中没有显著差异, 但是在东部地区和中西部地区样本中有显著差异。

**关键词:** 董事地位差异; 个体权威; 程序理性; 投资效率; 决策过程

**中图分类号:** F272.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700 (2023) 06-0078-15

## 一、问题提出

战略决策是董事会的重要职能之一, 董事会决策的有效性会直接影响公司的投资效率<sup>[1]</sup>。现有研究从董事会正式结构的视角分析了董事会领导结构、人员结构、知识结构对公司投资效率的影响。哈乔托等 (Harjoto et al., 2018) 发现董事会中特定经验、专业知识的多样化能帮助董事会作出最优投资决策<sup>[2]</sup>。阿克塔斯等 (Aktas et al., 2019) 发现董事长与首席执行官两职合一的领导结构会降低公司的投资效率, 并且在董事会独立性低的公司中更加明显<sup>[3]</sup>。但学者们对董事会非正式结构尤其是董事地位差异如何影响公司投资效率却很少关注。

地位差异源于决策过程中每个人受到尊重和认可程度的差异, 这种差异会影响决策的程序和结果。一些学者认为地位差异会导致组织成员之间不公平感知的增加, 进而降低员工间冲突的解决质量以及员工满意度<sup>[4-5]</sup>。还有一些学者认为组织中的地位差异能够协调组织成员之间的冲突和摩擦, 提升员工之间的沟通和工作效率<sup>[6-7]</sup>。何和黄 (He & Huang, 2011) 将董事地位差异引入董事会中, 探讨了制造业企业中董事地位差异对公司绩效的影响, 发现董事地位差异在董事会决策过程中具有协调、整合的作用, 能够降低董事会决策过程中无意义的冲突, 提升董事会决策效率<sup>[8]</sup>。而在新兴经济体中, 董事地位差异能否起到协调、整合的作用? 又如何进一步影响公司投资效率呢?

收稿日期: 2023-04-19; 修回日期: 2023-09-30

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金项目“董事会权力结构、决策类型与企业投资效率研究”(72002205); 河南省哲学社会科学规划项目“国企混改背景下股东异质性影响企业二元创新的路径研究”(2021CJJ150)

作者简介: 曹焱 (1981—), 男, 长治学院历史与旅游管理系讲师; 薛坤坤 (1989—), 男, 郑州大学商学院副教授, 通信作者。

为探讨这一问题,本文以董事会决策过程为切入点,分析董事地位差异是否可以通过塑造不同类型的董事会决策过程进而对公司投资效率产生影响,使用与中国上市公司协会合作发放的以上市公司董事会决策过程有效性为主题的问卷,构建董事会决策过程指标进行实证检验。研究表明,董事地位差异会降低公司投资效率,一方面,董事地位差异通过降低董事会决策过程中的程序理性降低了公司投资效率;另一方面,董事地位差异通过增加董事会决策过程中的个体权威降低公司投资效率。在中国上市公司中董事地位差异在决策过程中起着分化、竞争的效果,这与成熟市场中董事地位差异具有的协调、整合功能这一结论存在差异。

本文的边际贡献体现在以下三个方面:

首先,本文对董事地位差异的相关研究进行了丰富和补充。现有文献主要关注了成熟经济体中董事地位差异的作用,认为董事地位差异能够降低董事间的冲突,发挥协调和整合作用<sup>[8]</sup>,从而提升董事会决策质量。而本文研究结果表明制度文化差异是导致董事地位差异发挥作用的重要影响因素,在高权力距离的企业文化背景下,董事地位差异对决策质量产生消极影响。本文结论为探讨制度文化环境如何影响公司治理与公司决策提供了微观证据。

其次,本文基于大样本数据探讨了董事会决策过程的特征。董事会决策过程的实证研究一直是公司治理研究的黑箱,借鉴迪恩和沙夫曼(Dean & Sharfman, 1993、1996)对高管团队的决策过程的研究<sup>[9-10]</sup>,借助中国上市公司协会这一平台,本文采集到了中国上市公司董事会决策过程特征的数据,进一步分析了董事地位差异如何影响董事会决策进而影响公司投资决策这一过程。

最后,本文进一步丰富了董事会治理的研究文献。现有探讨董事会治理的文献,主要关注董事会正式结构的影响,如董事会人员结构、领导结构等。随着行为公司治理研究的发展,董事的学习机制、迎合、互惠等个体行为如何影响公司决策受到越来越多的关注<sup>[11]</sup>。沿着行为公司治理的研究脉络,本文进一步探讨了中国转型环境下董事个体在决策过程中的非正式互动关系对董事会决策质量的影响,丰富了本领域的研究。

## 二、文献综述和研究假设

### (一) 公司投资效率与董事会治理

关于投资效率的研究文献主要有代理理论和高阶梯队理论。代理理论认为,在信息不对称的环境下,掌握公司投资权力的管理层通过投资以牺牲公司整体利益为代价的项目来获取更多的个人私利,从而造成公司过度投资行为。尤其是公司自由现金流充足、管理层权力较大时,公司的投资效率低下更为严重。而对管理层的监督和激励则能够在一定程度上降低管理层的非效率投资行为。如公司信息透明度的提高有利于加强对管理层的监督和控制,降低企业非效率投资。管理层的股权激励则能够降低管理层的短期行为,抑制企业的过度投资<sup>[12]</sup>。高阶梯队理论认为管理者个体特征以及认知偏差等会对公司投资决策产生重要影响<sup>[13]</sup>。如女性董事更加倾向于规避风险,抑制过度投资,从而导致投资不足。随着董事年龄的增长,企业过度投资行为也会在一定程度上受到抑制。此外,管理层的过度自信、自恋等人格特征会导致其产生认知偏差,对投资项目的净现值估计过于乐观,造成企业的过度投资,降低投资效率<sup>[14-15]</sup>。

董事会作为公司治理的核心,可以通过监督和咨询职能对公司决策产生影响。一方面,董事会可以发挥监督职能,降低管理层的机会主义行为,提升决策质量。董事会独立性、首席执行官与董事长两职分离等监督方式能够削弱管理层过度自信倾向,降低管理层的过度投资行为<sup>[16]</sup>。另一方面,董事会可以发挥咨询职能,通过自身的专业知识和信息网络降低投资决策中的风险,提高投资效率。如董事会异质性、董事网络能够增加董事会决策中的信息资源,帮助董事会作出最优的投资决策<sup>[17-18]</sup>。

分析现有文献可以看出,无论是董事会的监督职能还是咨询职能都是从董事会正式结构的视角展开分析,而忽略了对董事会非正式结构的探讨。董事会对公司决策的影响很大程度上取决于董事会这一团队的运行效率<sup>[19-20]</sup>。作为制度层面的开放型团队,董事会运作的有效性往往受制于两个因素:一是董事

会每次开会时间很短, 董事需要在短时间内作出复杂的决策; 二是董事的工作性质具有模糊性, 很难通过正式规则、程序进行引导<sup>[21]</sup>。董事会成员之间的非正式互动在处理董事会决策过程中的冲突、合作等方面可能具有更好的效果<sup>[8]</sup>。因此, 本文从董事地位差异这一董事会非正式结构的视角探究其对公司投资效率的影响。

## (二) 董事地位差异对投资效率的影响

董事会的关键职能之一是制定决策。董事会中不同成员之间的地位差异会如何影响公司决策呢? 针对这一问题, 可以从两个方面进行分析。

一方面, 董事地位差异能够在一定程度上使董事会内部形成默认的非正式秩序<sup>[19]</sup>, 这种非正式秩序能够在董事会决策过程中发挥协调和整合功能。何和黄(2011)认为董事会决策过程中, 高地位的董事由于其社会资源的广泛性, 具有更多有价值的信息和观点, 能够提高董事会决策质量<sup>[8]</sup>。高质量的信息资源能够促使董事会中的其他董事服从, 即高地位董事的观点会得到更多的认可, 从而避免董事会决策过程中因缺乏等级区分和个人尊重而发生争吵。在董事会决策过程中, 董事需要在较短的时间内进行决策, 并且决策的事项缺乏清晰的定义, 具有模糊的属性, 很难通过正式的规则、程序进行引导<sup>[22]</sup>。董事之间的非正式规则或秩序可能起到良好的协调作用, 减少了董事会中无意义的冲突和争论, 为团队决策的科学性提供了保障<sup>[23-25]</sup>。因此, 董事地位差异的协调、整合功能能够提高董事会决策中的信息有效性, 识别投资项目的风险, 确定投资价值, 进而提升公司资源配置效率。

另一方面, 董事地位差异也可能会导致董事会决策过程中的集体沉默, 尤其是在高权力距离企业文化中。高权力企业文化中下属不会挑战上级的权威<sup>[26]</sup>, 当董事会决策过程中存在异议时, 即使低地位董事不认可高地位董事的观点, 为了保持董事会决策的一致性, 也会表示支持。因此, 董事会决策通常体现了高地位董事的意见。其他董事即使对董事会决策有异议, 在投票时会选择弃权而非反对, 以沉默来应对异议。这形成了董事会群体决策的假一致性<sup>[27]</sup>, 群体决策结果实际上体现的是高地位董事的意志, 其他董事则会表现出集体沉默。陈仕华和张瑞彬(2020)的研究认为董事地位差异可能会抑制低地位董事异议的表达, 并增强董事会行动的一致性<sup>[28]</sup>。其他董事的信息和观点得不到重视, 董事会内部的信息交流受到阻碍, 董事会对决策项目尤其是投资决策中的风险预测能力降低, 可能会降低公司资源配置效率。

基于以上分析, 本文认为董事地位差异对公司投资效率有两方面的影响, 提出假设 H1: 董事地位差异对公司投资效率的影响存在积极和消极两种可能。

为了进一步探究转型环境中董事地位差异如何影响公司投资效率, 本文将分析董事地位差异对董事会决策过程的影响。董事会的决策过程包括从决策概念提出到决策结果产生的系列进程, 涉及决策信息的搜集、分享、互动并最终形成一致结论<sup>[29]</sup>。董事会决策过程既可能符合程序理性、也可能受到个体权威的影响<sup>[30]</sup>。程序理性是指决策过程中充分利用搜集到的决策信息并用来制定最终的决策。决策过程也可能受到利益团体的影响。因此, 个体权威在决策中也发挥着重要作用, 即在组织中为了与决策结果相关的竞争性利益而发挥正式或者非正式的影响力<sup>[20]</sup>。董事地位差异究竟是提高还是降低了投资效率, 本文认为取决于董事地位差异对董事会决策过程的塑造。

首先, 董事地位差异会降低低地位董事的决策参与。在高权力距离的企业文化中, 董事会中的高地位董事, 如董事长通常能够在决策过程中发挥重要影响力, 低地位董事对高地位董事的决策通常不会提出异议。董事会决策过程更多地体现了个体权威的影响。其次, 董事会决策是一个集体会议的过程, 在这一过程中需要每名董事能够以平等的身份对所议决案充分发表自己的观点, 信息共享, 相互尊重, 这是形成高质量战略决策进程的前提<sup>[31]</sup>。而董事地位差异的出现使得低地位的董事在决策过程中不同程度地被边缘化, 其言论在决策过程中很难得到足够的重视, 低地位董事可能表现出沉默等消极行为<sup>[22]</sup>, 降低了董事会决策过程中的程序理性。最后, 贝利和派克(Bailey & Peck, 2013)认为董事长的引导技能、组织意识等能够提升程序理性。在转型环境中, 董事长的权力更多地依靠其身份或者个人权威而非基于其经验和领导能力<sup>[30]</sup>。因此, 处在高地位的董事长也更擅长利用其个人权威来主导董事会而非通过其领

导能力,这会导致决策过程充满了个体权威的影响而非程序理性。因此,董事地位差异越大,董事会决策过程中的个体权威越高,程序理性越低。

程序理性涉及对决策信息的搜集、整理以及使用的过程,而公司投资行为带有很强的不确定性。在作出投资决策之前,将与投资项目相关的信息进行充分的搜集和分析,这会降低投资过程的不确定性,从而优化公司的投资决策<sup>[32]</sup>。迪恩和沙夫曼(1996)发现程序理性能够提升公司战略决策的有效性<sup>[10]</sup>。里德尔等(Riedl et al., 2013)认为程序理性能够降低决策过程中的不确定性从而提升决策绩效<sup>[33]</sup>。斯坦奇克等(Stanczyk et al., 2015)研究了全球采购决策中程序理性的作用,发现程序理性能够显著提升决策结果<sup>[34]</sup>。因此,董事会决策过程中的程序理性能够降低投资决策中的不确定性,从而提升投资效率。结合前文董事地位差异对程序理性的影响,本文提出假设 H2: 董事会决策过程中的程序理性会提升公司投资效率,并且程序理性在董事地位差异和公司投资效率之间起到中介作用。

个体权威的表现形式多样,除了直接使用权力外,还包括控制议程、对关键信息的操纵、选择性信息供给、私下协议等<sup>[30,35]</sup>。与程序理性中对信息的搜集和分析相反,个体权威则会限制信息流通。在董事会决策过程中,追求自身利益最大化的董事可能不愿意分享关于决策的私有信息<sup>[36]</sup>,这可能导致董事会基于不充分的信息而作出非最优的决策。迪恩和沙夫曼(1996)发现组织中个体对权力的运用会降低公司战略决策的有效性<sup>[10]</sup>。沃尔特等(Walter et al., 2008)发现组织中个体权力过于集中会降低组织绩效<sup>[37]</sup>。武立东等(2017)发现董事长权威会降低董事会决策质量<sup>[38]</sup>。因此,本文认为董事会决策过程中的个体权威抑制了决策过程中信息的充分性,从而降低了投资效率。结合前文董事地位差异对个体权威的影响,本文提出假设 H3: 董事会决策过程中的个体权威会降低公司投资效率,并且个体权威在董事地位差异和公司投资效率之间起到中介作用。

综上所述,本文的研究模型如图 1 所示。

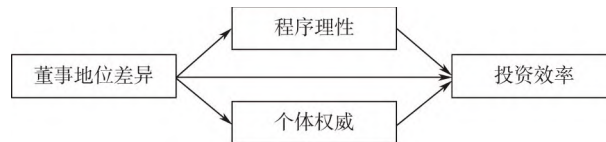


图 1 理论分析框架

### 三、研究设计

#### (一) 样本和数据

本文的数据来源包括两部分,第一部分是董事会决策过程特征的数据,采用问卷方式进行搜集。该问卷源于本课题组与中国上市公司协会合作的课题。由课题组成员根据现有文献确定衡量程序理性和个体权威的量表,然后通知协会会员单位填写。问卷发放时间累计一个月,共收回 467 份反馈问卷,占全部 2 064 名会员单位的 22.63%。剔除掉部分信息缺失的问卷,最后得到 338 份有效问卷,问卷有效回收率达到 72.38%。第二部分是涉及董事地位差异、公司投资效率以及控制变量的数据,均来自国泰安中国经济金融数据库。本文在实证研究过程中,将两部分数据根据公司代码进行匹配,最终参与实证分析的数据样本共 338 个。

#### (二) 变量定义

##### 1. 因变量投资效率

参考理查德森(Richardson, 2006)<sup>[39]</sup>的研究,采用如下模型度量企业的投资效率:

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Size_{i,t-1} + \beta_2 Lev_{i,t-1} + \beta_3 Cash_{i,t-1} + \beta_4 Bm_{i,t-1} + \beta_5 Age_{i,t-1} + \beta_6 Return_{i,t-1} + \beta_7 Invest_{i,t-1} + \sum ind + \sum year + \mu \quad (1)$$

其中, *Invest* 为公司的资本投资, *Size* 为公司规模, *Lev* 为资产负债率, *Cash* 为公司现金持有量, *Bm* 为公司账面市值比, *Age* 为公司上市年龄, *Return* 为公司股票年度回报率, *ind* 和 *year* 分别为行业和年度虚拟变量,  $\mu$  为残差。变量的测量借鉴熊虎和沈坤荣 (2019)<sup>[40]</sup> 的研究。在对模型进行回归后, 取  $\mu$  的绝对值来衡量公司投资效率 (*INE*)。  $\mu$  的绝对值越大, 表明投资效率越低,  $\mu$  的绝对值越小, 表明投资效率越高。

## 2. 自变量董事地位差异

现有文献对董事地位差异的衡量多采用基尼系数, 其中关键在于如何确认董事地位。何和黄 (2011) 在其研究中用公司董事兼职外部董事的数量来衡量其地位, 认为董事能力越强, 经验越丰富, 越可能在更多公司兼职董事席位<sup>[8]</sup>。考虑到儒家文化的影响以及董事自身声誉对其地位的影响, 参考现有文献<sup>[41-44]</sup>, 本文进一步加入四个指标: 政府任职经历、董事工作年限、董事年龄及董事声誉。本文基于以上五个指标来衡量董事地位, 通过对每个指标标准化后加总计算董事地位, 以此为基础计算基尼系数。基尼系数的计算公式如下:

$$Gini = \frac{2cov(y, r_y)}{N\bar{y}} \quad (2)$$

其中, *Gini* 为董事地位差异; *y* 为董事地位, *r<sub>y</sub>* 为根据董事地位确定的董事等级排序; *cov* (*y*, *r<sub>y</sub>*) 为 *y* 与 *r<sub>y</sub>* 的协方差; *N* 为董事会总人数;  $\bar{y}$  为公司中所有董事地位 *y* 的均值。

## 3. 中介变量董事会决策过程

董事会决策过程包括程序理性 (*PR*) 和个体权威 (*PB*)。借鉴迪恩和沙夫曼 (1996)<sup>[10]</sup>、武立东等 (2018)<sup>[20]</sup> 的研究, 本文分别通过四个题项来衡量程序理性、三个题项来衡量个体权威。需要说明的是, 迪恩和沙夫曼 (1996)<sup>[10]</sup> 的研究针对的是战略决策过程, 而本文研究的对象是董事会, 因此, 在对量表题项的表述上, 二者存在差异。结合中国具体情景, 本文对该量表进行调整, 使之更加符合中国董事会的决策过程特征。迪恩和沙夫曼 (1996)<sup>[10]</sup> 对程序理性的衡量中有一个题项为制定决策过程定量分析技术的重要性, 考虑到这些定量分析更多地由管理层进行操作, 并且发生在董事会会议之前, 本文在新的量表中剔除了这一题项。本文对量表进行了调整, 并且邀请了三位公司治理领域的专家对量表的内容效度进行评估, 三位专家一致认为新的量表能够反映中国情境下的董事会决策过程。新的量表中程序理性和个体权威的题项如表 1 所示。所有的题项均采用李克特五级量表, 1 代表非常不同意, 5 代表非常同意。其中程序理性的克朗巴哈系数 (Cronbach's  $\alpha$ ) 为 0.810, 个体权威的克朗巴哈系数为 0.824。

表 1 董事会中的程序理论和个体权威的测量

决策过程	题项
程序理性	董事在董事会会议上可以自由发表自己的个人观点
	董事会根据个人的专业背景、经验对公司首席执行官提出意见和建议
	董事会会议具有培养批判思维、批评以及互动学习的氛围
	董事之间经常就企业的未来发展目标、某项管理措施、工作方式等议题进行争论
个体权威	董事长和董事在工作以外很少接触
	董事不会对董事长的决定提出异议
	董事会会议中出现分歧时, 由董事长拍板决定

## 4. 控制变量

借鉴已有研究<sup>[1,12,45]</sup>, 本文的控制变量主要有: 公司规模 (*Size*)、公司年龄 (*Age*)、资产负债率

(*Lev*)、公司成长性 (*Salesgrowth*)、产权性质 (*Property*)、董事会独立性 (*Dir*)、董事会规模 (*Board-size*)、第一大股东持股比 (*First*) 和股东制衡度 (*ZHH*)。其中公司规模用总资产的自然对数衡量; 公司年龄为公司自上市开始的年限; 资产负债率用总负债除以总资产衡量; 公司成长性用销售收入增长率衡量; 产权性质为虚拟变量, 国有企业取值为 1, 否则为 0; 董事会独立性用独立董事的比例衡量; 董事会规模用董事会总人数衡量; 第一大股东持股比例为公司第一大股东持有的股份与公司总股份的比值; 股权制衡度为第 2—9 大股东持股份额除以第一大股东持股份额。

(三) 模型设定

为了验证假设 H1, 构建如下模型 (3):

$$INE_i = \beta_0 + \beta_1 Gini_i + \beta_2 Control_i + \varepsilon_i \tag{3}$$

为了验证假设 H2 和假设 H3, 构建如下中介效应模型 (4) 和模型 (5), 与模型 (3) 形成递归模型:

$$Process_i = \beta_0 + \beta_1 Gini_i + \beta_2 Control_i + \varepsilon_i \tag{4}$$

$$INE_i = \beta_0 + \beta_1 Gini_i + \beta_2 Process_i + \beta_3 Control_i + \varepsilon_i \tag{5}$$

其中  $INE_i$  为公司投资效率;  $Gini_i$  为董事地位差异;  $Process_i$  为董事会决策过程, 分别用程序理性 ( $PR_i$ ) 和个体权威 ( $PB_i$ ) 两个指标来衡量;  $Control_i$  为控制变量,  $\varepsilon_i$  为随机扰动项。

四、实证分析

(一) 描述性统计和相关性分析

表 2 给出了主要变量的描述性统计结果。董事地位差异的均值为 0.289, 略高于何和黄 (2011)<sup>[8]</sup> 研究的美国制造业企业中的均值 ( $Gini = 0.21$ ), 表明在转型环境中董事地位差异更明显。程序理性的均值为 4.080, 个体权威的均值为 2.260, 表明董事会决策过程体现较高的程序理性和较低的个体权威。控制变量方面, 公司规模的均值为 22.423, 公司成长性均值为 0.126, 资产负债率均值为 0.449, 公司平均上市时间为 11.026 年, 样本中国有企业占比为 44.4%, 董事会独立性均值为 0.375, 董事会规模均值为 8.722, 样本公司第一大股东平均持股比例为 36%, 股权制衡度均值为 0.819。

表 2 变量的描述性统计结果

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>INE</i>	0.026	0.027	0.000	0.020	0.188
<i>Gini</i>	0.289	0.111	0.078	0.277	0.833
<i>PB</i>	2.260	0.525	1.000	2.333	4.167
<i>PR</i>	4.080	0.569	2.000	4.000	5.000
<i>Size</i>	22.423	1.261	19.181	22.314	25.792
<i>Salesgrowth</i>	0.126	0.601	-0.618	0.026	4.406
<i>Lev</i>	0.449	0.211	0.051	0.433	0.979
<i>Age</i>	11.026	6.800	1.000	11.000	23.000
<i>Property</i>	0.444	0.498	0.000	0.000	1.000
<i>Dir</i>	0.375	0.055	0.300	0.364	0.571
<i>Boardsize</i>	8.722	1.896	5.000	9.000	15.000
<i>First</i>	0.360	0.153	0.086	0.340	0.750
<i>ZHH</i>	0.819	0.734	0.033	0.629	3.547

相关性分析结果表明, 非效率投资和董事地位差异正相关 ( $P < 0.01$ ), 程序理性和董事地位差异负相

关 ( $P<0.01$ ), 个体权威和董事地位差异正相关 ( $P<0.01$ )。此外, 为了避免回归分析中出现的多重共线性问题, 本文进一步做了方差膨胀因子 (VIF) 检验。结果表明, 方差膨胀因子最大值为 2.3, 平均值为 1.5, 均低于标准值 10, 这说明变量之间不存在严重的多重共线性问题。

## (二) 回归结果

本文采用自助抽样 (bootstrap) 方法提取 1 000 次进行估计。表 3 给出了董事地位差异、决策过程与投资效率的回归结果。模型 (1) 中 *Gini* 的系数为 0.077, 在 1% 水平下显著为正, 表明董事地位差异会增加公司非效率投资, 假设 H1 得到验证。模型 (2) 中 *Gini* 的系数为 -0.980, 在 1% 水平下显著为负, 表明董事地位差异会降低董事会决策过程中的程序理性。模型 (3) 的因变量为非效率投资, 同时将董事地位差异和程序理性加入模型, *Gini* 的系数为 0.057, 在 1% 水平下显著为正, *PR* 的系数为 -0.022, 在 5% 水平下显著为负, 表明程序理性在董事地位差异和投资效率之间起中介作用, 即董事地位差异降低了董事会决策过程中的程序理性进而降低了公司投资效率, 假设 H2 得到验证。模型 (4) 中 *Gini* 的系数为 1.112, 在 1% 水平下显著为正, 表明董事地位差异会增加董事会决策过程中的个体权威。模型 (5) 的因变量为非效率投资, 同时将董事地位差异和个体权威加入模型, 其中 *Gini* 的系数为 0.053, 在 1% 水平下显著为正, *PB* 的系数为 0.023, 在 1% 水平下显著为正, 表明个体权威在董事地位差异和投资效率之间起中介作用, 即董事地位差异增加了董事会决策过程中的个体权威, 进而降低了公司投资效率, 假设 H3 得到验证。模型 (6) 将董事地位差异、程序理性、个体权威同时放入模型, 结果保持不变。

表 3 董事地位差异、决策过程与投资效率回归结果

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
<i>Gini</i>	0.077 *** (0.023)	-0.980 *** (0.361)	0.057 *** (0.018)	1.112 *** (0.331)	0.053 *** (0.018)	0.046 *** (0.016)
<i>PB</i>					0.023 *** (0.005)	0.016 *** (0.005)
<i>PR</i>			-0.022 ** (0.003)			-0.014 *** (0.002)
<i>Size</i>	0.001 (0.002)	0.020 (0.033)	0.001 (0.002)	0.038 0 (0.033)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)
<i>Salesgrowth</i>	0.000 (0.002)	0.026 (0.033)	0.001 (0.002)	-0.015 (0.038)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
<i>Lev</i>	-0.001 (0.008)	0.212 (0.175)	0.003 (0.007)	0.025 (0.170)	-0.002 (0.007)	0.002 (0.006)
<i>Age</i>	0.001 (0.000)	-0.001 (0.006)	0.001 (0.001)	0.001 (0.005)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>Property</i>	0.002 (0.003)	-0.005 (0.083)	0.002 (0.003)	0.054 (0.066)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
<i>Dir</i>	-0.010 (0.028)	0.128 (0.652)	-0.007 (0.026)	-0.245 (0.587)	-0.005 (0.026)	-0.004 (0.026)
<i>Boardsize</i>	0.000 (0.001)	-0.038 (0.025)	0.001 (0.001)	-0.049 *** (0.019)	0.001 * (0.001)	0.001 (0.001)

表3(续)

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
<i>First</i>	0.006 (0.015)	-0.083 (0.350)	0.004 (0.014)	-0.320 (0.306)	0.013 (0.014)	0.009 (0.014)
<i>ZHH</i>	0.001 (0.002)	0.040 (0.067)	0.001 (0.003)	-0.067 (0.058)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)
常数项	0.010 (0.032)	4.110*** (0.660)	0.095*** (0.033)	1.732*** (0.607)	-0.027 (0.025)	0.046* (0.027)
观测值	338	338	338	338	338	338
$R^2$	0.109	0.065	0.292	0.088	0.277	0.355
<i>Wald chi2</i>	17.84	15.66	66.98	21.87	42.77	82.50

注：模型 (1) (3) (5) (6) 的因变量为 *INE*，模型 (2) 的因变量为 *PR*，模型 (4) 的因变量为 *PB*。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号里是标准误。后表同。

### (三) 稳健性分析

首先，由于本文的问卷数据仅收集到 338 份，占 2015 年末全部上市公司的 12%。为了避免样本选择偏差对回归结果的影响，本文采用赫克曼 (Heckman) 两阶段方法对回归模型进行检验。在第一阶段选择模型中以全部上市公司作为样本，因变量为虚拟变量，最终样本中的公司取值为 1，否则为 0。考虑到选择模型中需要构建影响公司是否填写问卷但不影响问卷内容的变量，本文加入了公司审计质量 (*Big4*，如果公司选择四大会计师事务所，取值为 1，否则为 0) 和上期 *ROA*。审计质量越高、上期 *ROA* 越高，公司越有可能进行信息披露，填写问卷的可能性越大，并且这些指标对董事会决策过程特征没有直接影响。在第一阶段计算逆米尔斯比率 (*IMR*) 后，将 *IMR* 加入到第二阶段的模型中来控制样本选择偏差，并重新进行回归。回归结果如表 4 所示。可以看出，赫克曼两阶段法回归结果与正文结果基本一致。

表 4 赫克曼两阶段检验结果

变量	第一阶段	模型 (1)	模型 (3)	模型 (5)	模型 (2)	模型 (4)	模型 (6)
<i>Gini</i>		0.078*** (0.023)	-0.984*** (0.370)	0.058*** (0.018)	1.124*** (0.347)	0.054*** (0.018)	0.047*** (0.016)
<i>PB</i>						0.022*** (0.005)	0.015*** (0.005)
<i>PR</i>				-0.023*** (0.004)			-0.017*** (0.002)
<i>Size</i>	0.068 (0.035)	-0.002 (0.003)	0.034 (0.045)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.041)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)
<i>Salesgrowth</i>	-0.075 (0.048)	0.001 (0.002)	0.017 (0.040)	0.001 (0.002)	0.009 (0.046)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
<i>Lev</i>	-0.126 (0.202)	0.003 (0.009)	0.168 (0.189)	0.006 (0.008)	0.137 (0.178)	0.001 (0.008)	0.003 (0.007)



表4(续)

变量	第一阶段	模型(1)	模型(3)	模型(5)	模型(2)	模型(4)	模型(6)
<i>Age</i>	-0.002 (0.006)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.006)	0.001 (0.001)	0.002 (0.006)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>Property</i>	0.107 (0.081)	0.001 (0.003)	0.006 (0.091)	0.002 (0.003)	0.028 (0.066)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
<i>Dir</i>	-0.204 (0.692)	-0.010 (0.028)	0.127 (0.649)	-0.007 (0.026)	-0.241 (0.573)	-0.005 (0.026)	-0.004 (0.025)
<i>Boardsize</i>	0.000 (0.023)	0.000 (0.001)	-0.038 (0.025)	0.001 (0.001)	-0.049*** (0.018)	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)
<i>First</i>	0.002 (0.003)	0.003 (0.015)	-0.048 (0.359)	0.002 (0.014)	-0.407 (0.314)	0.012 (0.015)	0.008 (0.014)
<i>ZHH</i>	-0.036 (0.065)	0.001 (0.002)	0.038 (0.067)	0.002 (0.003)	-0.063 (0.059)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)
<i>Big4</i>	0.402* (0.158)						
<i>ROA</i>	1.879* (0.773)						
<i>IMR</i>		-0.013 (0.015)	0.148 (0.286)	-0.010 (0.013)	-0.375 (0.262)	-0.005 (0.013)	-0.005 (0.011)
常数项	-2.611** (0.728)	0.056 (0.067)	3.574*** (1.299)	0.130** (0.063)	3.085*** (1.120)	-0.011 (0.055)	0.064 (0.049)
观测值	2 437	338	338	338	338	338	338
$R^2$	0.021	0.112	0.065	0.293	0.093	0.277	0.355
(LR) Wald chi2	40.99	17.97	17.48	66.86	23.61	46.81	85.30

注: *Dummy* 是虚拟变量, 如果公司填写问卷取值为1, 否则为0。模型(1)(4)(5)(6)的因变量是 *INE*, 模型(2)的因变量是 *PB*, 模型(3)的因变量是 *PR*。

其次, 为了规避不同行业 and 地区因素对回归结果的影响, 本文在模型中进一步控制地区和行业虚拟变量。考虑到样本量在不同行业的分布不均, 将行业因素区分为制造业和非制造业两类, 区域因素按照不同上市公司所在省份区分为东部、中部和西部三类。加入地区和行业因素后的回归结果与正文结果保持一致<sup>①</sup>。

最后, 公司有可能为了提高投资效率而任用地位高的董事, 从而导致董事地位差异与公司投资效率之间存在互为因果的关系。为了解决这一内生性问题, 本文以董事地位差异的行业均值和地区均值作为工具变量进行两阶段最小二乘法检验。对工具变量进行过度识别(Sargan)检验的结果表明所有模型中 *P*

① 因篇幅限制, 稳健性检验结果省略, 备索。

值均大于 0.1, 表明不存在过度识别问题。弱工具变量检验 (Cragg-Donald) 的  $F$  值大于 10% 偏误的临界值, 表明不存在弱工具变量问题。两阶段最小二乘法第二阶段回归结果如表 5 所示, 其结果与正文结果保持一致。

表 5 两阶段最小二乘法回归结果

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
<i>Gini</i>	0.077** (0.012)	-0.968** (0.273)	0.057** (0.011)	1.088** (0.249)	0.054** (0.012)	0.047** (0.011)
<i>PB</i>					0.022** (0.002)	0.015** (0.003)
<i>PR</i>			-0.021** (0.002)			-0.015** (0.002)
<i>Size</i>	0.001 (0.001)	0.020 (0.032)	0.001 (0.001)	0.038 (0.029)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>Salesgrowth</i>	0.000 (0.002)	0.026 (0.052)	0.001 (0.002)	-0.015 (0.047)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
<i>Lev</i>	-0.001 (0.008)	0.213 (0.177)	0.003 (0.007)	0.024 (0.162)	-0.002 (0.007)	0.002 (0.007)
<i>Age</i>	0.001 (0.000)	-0.001 (0.006)	0.001 (0.001)	0.001 (0.005)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)
<i>Property</i>	0.002 (0.004)	-0.005 (0.080)	0.002 (0.003)	0.055 (0.073)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
<i>Dir</i>	-0.010 (0.030)	0.127 (0.652)	-0.007 (0.026)	-0.243 (0.594)	-0.005 (0.027)	-0.005 (0.025)
<i>Boardsize</i>	0.000 (0.001)	-0.038* (0.021)	0.001 (0.001)	-0.049** (0.019)	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)
<i>First</i>	0.006 (0.014)	-0.082 (0.315)	0.004 (0.013)	-0.321 (0.288)	0.013 (0.013)	0.009 (0.012)
<i>ZHH</i>	0.001 (0.003)	0.040 (0.065)	0.001 (0.003)	-0.067 (0.059)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)
常数项	0.010 (0.029)	4.106** (0.644)	0.095** (0.028)	1.740** (0.587)	-0.027 (0.027)	0.046* (0.028)
观测值	338	338	338	338	338	338
$R^2$	0.109	0.065	0.292	0.088	0.277	0.355
$F$	3.98	2.67	12.22	3.05	11.38	14.93

注: 模型 (1) (3) (5) (6) 的因变量是 *INE*, 模型 (2) 是 *PR*, 模型 (4) 是 *PB*。

#### (四) 异质性分析

本文进一步探究不同情境下董事地位差异对公司投资效率的影响。首先, 国有企业和非国有企业中

董事地位差异的来源不同, 故而产权性质会影响董事地位差异与公司投资效率的关系。因此, 本文将样本区分为国有企业和非国有企业, 分析不同样本中董事地位差异对公司投资效率的影响。其次, 不同地区开放程度会有权力距离指数的差异。如东部地区市场化程度更高, 可能会弱化高权力距离下董事地位差异对公司投资效率的影响。因此, 本文将按照样本公司注册地, 将样本分为东部和中西部, 分析不同地区董事地位差异对公司投资效率的影响。

表6给出了异质性分析结果。国有企业样本的 *Gini* 系数为 0.065, 在 5% 水平下显著为正, 而在非国有企业样本中, *Gini* 系数为 0.085, 在 1% 水平下显著为正。通过组间系数差异检验发现二者不存在显著差异 ( $P=0.660$ ), 表明董事地位差异对公司投资效率的影响在国有企业和非国有企业中都为负, 不存在显著差异。原因可能在于部分非国有企业如家族企业, 由于股权集中, 也存在较为严重的董事地位差异。东部地区样本中 *Gini* 系数为 0.045, 在 5% 水平下显著为正, 而在中西部地区样本中, *Gini* 系数为 0.115, 在 1% 水平下显著为正。通过组间系数差异检验发现二者存在显著差异 ( $P<0.050$ ), 表明董事地位差异对公司投资效率的影响在中西部地区中更大。

表6 异质性分析

变量	国有企业	非国有企业	东部地区	中西部地区
<i>Gini</i>	0.065** (0.033)	0.085*** (0.015)	0.045** (0.022)	0.115*** (0.022)
<i>Size</i>	-0.002 (0.003)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.003)
<i>Salesgrowth</i>	-0.001 (0.006)	0.001 (0.002)	0.002 (0.003)	0.002 (0.004)
<i>Lev</i>	-0.003 (0.014)	-0.001 (0.009)	0.002 (0.010)	-0.008 (0.015)
<i>Age</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)
<i>Property</i>			0.004 (0.005)	-0.003 (0.007)
<i>Dir</i>	-0.001 (0.052)	-0.028 (0.037)	0.007 (0.036)	-0.039 (0.058)
<i>Boardsize</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)
<i>First</i>	0.014 (0.028)	0.005 (0.016)	-0.001 (0.017)	0.015 (0.028)
<i>ZHH</i>	0.002 (0.006)	0.001 (0.003)	-0.001 (0.004)	0.002 (0.006)
常数项	0.043 (0.051)	-0.032 (0.040)	0.031 (0.036)	-0.016 (0.057)
观测值	150	188	235	103
$R^2$	0.078	0.184	0.068	0.245

## 五、结论与启示

### (一) 研究结论

何和黄(2011)分析了美国制造业公司中董事地位差异对公司绩效的影响,研究发现在美国的董事会中董事地位差异具有协调、整合的功能,能够最小化董事会中无意义的冲突,从而提升董事会的决策效率<sup>[8]</sup>。然而,在中国的转型期制度环境下,本文的研究显示董事地位差异并不能充分发挥协调、整合的功能,董事地位差异通过塑造董事会决策过程中的高个体权威和低程序理性,降低了董事会决策质量,从而降低了公司投资效率。

成熟市场经济和转型经济在制度文化方面存在很大差异<sup>[46-48]</sup>。霍夫斯泰德等(Hofstede et al., 2010)通过权力距离指数探讨了不同经济体中制度文化差异对组织决策的影响<sup>[26]</sup>。已有研究发现,相比于高权力距离而言,低权力距离的经济体中,组织上下级之间更多地追求效率,管理者更多地依靠经验和能力来获得员工的支持,所谓的层级制度只是角色分工不同而已。因此,在低权力距离社会中,董事地位差异体现了董事经验、能力上的差别。在此背景下,高地位董事可以利用其地位影响董事会决策过程中不同董事之间的冲突、摩擦,不同董事之间存在不同意见时,可以发挥仲裁人的角色或者为其他董事更好的意见提供背书,进而最小化董事会决策过程中的冲突,强化董事会的运作效率。董事地位差异的这种协调机制是建立在低地位董事对高地位董事的认可和尊重基础上的。然而,在中国的高权力距离企业文化中,董事地位差异更多地反映身份上的不平等。一些中国学者在探讨董事会中权力不平等时认为这是中国传统文化中等级观念所导致的。中国企业的董事会中以董事长为代表的部分董事或者曾经在政府部门任职的董事等通常具有比其他董事更高的职场地位<sup>[49-50]</sup>,这也导致了董事地位差异没有发挥与成熟市场相似的作用。总体而言,尽管已有对于地位差异的研究分析了地位差异的两面性,但是并没有区分不同制度环境下组织成员地位差异对组织结果的影响,而对于董事会成员地位差异的研究也只是探讨了美国制度环境下董事会非正式层级对公司绩效的影响,对于中国这种转型环境下董事会成员地位差异对公司决策的影响鲜有涉及。考虑到成熟市场经济和转型经济在制度文化方面存在很大差异,本文的研究具有现实意义。

### (二) 研究启示

首先,长期以来,中国上市公司董事长作为公司的绝对领导在董事会中具有绝对权威,这导致董事会不同成员间存在地位差异,对公司投资决策产生重要影响。本文的结论也揭示了董事地位差异对企业投资效率会产生负面影响。因此,对于企业而言,应该建立健全现代企业制度,避免公司创始人或者大股东权力过大而导致的一言堂问题,充分发挥董事会集体会议的职能。

其次,本文结论表明董事地位差异会通过增加董事会中的个人权威、降低程序理性而影响投资效率。因此,对于存在董事地位差异的公司而言,一方面可以通过引入其他高地位董事,规避董事会决策中的个人权威对投资效率的负面影响;另一方面可以通过强化董事会决策的程序理性来降低董事地位差异的影响。如蓝思科技股份有限公司严格按照法律、行政法规、规范性文件及公司章程等的规定和要求开展董事会日常管理工作。同时,在董事会决策中充分发挥董事会各成员在各自领域的专长,积极为公司治理与发展建言献策,拒绝一言堂会议,要求所有成员充分发表意见、各抒己见、取长补短,形成高质、高效的会议氛围,通过提高董事会决策中的程序理性,进而提高公司科学治理水平和科学决策方式。

最后,本文还发现董事地位差异对公司投资效率的影响在不同样本中存在异质性。这种异质性主要表现在不同地区上市公司中。相比中西部地区而言,东部地区上市公司由于开放程度更高、市场化程度更高,因此能够降低高权力距离背景下董事地位差异对投资效率的负面影响。这对监管部门的监管提供了重要的参考,即应该重点关注中西部地区公司中个人地位观念对公司治理及公司决策的影响,在未来公司治理中提升对非正式制度的关注度。

本文探究了董事地位差异影响董事会决策过程特征, 进而影响公司投资决策的过程机制。但是董事会决策过程还可能存在除了个体权威和程序理性之外的其他特征, 如综合性、共识、常规化等<sup>[51]</sup>, 董事地位差异是否会影响这些过程特征, 以及如何对这些过程特征进行量化分析, 也是未来需要进一步研究的问题。

#### 参考文献:

- [1] GARCÍA-SÁNCHEZ I M, GARCÍA-MECA E. Do talented managers invest more efficiently? The moderating role of corporate governance mechanisms[J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2018, 26(4): 238-254.
- [2] HARJOTO M A, LAKSMANA I, YANG Y W. Board diversity and corporate investment oversight[J]. *Journal of Business Research*, 2018, 90: 40-47.
- [3] AKTAS N, ANDREOU P C, KARASAMANI I, et al. CEO duality, agency costs, and internal capital allocation efficiency[J]. *British Journal of Management*, 2019, 30(2): 473-493.
- [4] HARRISON D A, KLEIN K J. What's the difference? Diversity constructs as separation, variety, or disparity in organizations[J]. *Academy of Management Review*, 2007, 32(4): 1199-1228.
- [5] GREER L L, VAN KLEEF G A. Equality versus differentiation: the effects of power dispersion on group interaction[J]. *The Journal of Applied Psychology*, 2010, 95(6): 1032-1044.
- [6] GALINSKY A D, CHOU E Y, HALEVY N, et al. The far-reaching effects of power: at the individual, dyadic, and group levels[M]//NEALE M A, MANNIX E A. *Looking back, moving forward: a review of group and team-based research (research on managing groups and teams, vol. 15)*. Bingley: Emerald, 2012: 81-113.
- [7] ANDERSON C, BROWN C E. The functions and dysfunctions of hierarchy[J]. *Research in Organizational Behavior*, 2010, 30: 55-89.
- [8] HE J Y, HUANG Z. Board informal hierarchy and firm financial performance: exploring a tacit structure guiding boardroom interactions[J]. *Academy of Management Journal*, 2011, 54(6): 1119-1139.
- [9] DEAN J W, SHARFMAN M P. The relationship between procedural rationality and political behavior in strategic decision making[J]. *Decision Sciences*, 1993, 24(6): 1069-1083.
- [10] DEAN J W, SHARFMAN M P. Does decision process matter? A study of strategic decision-making effectiveness[J]. *Academy of Management Journal*, 1996, 39(2): 368-396.
- [11] WESTPHAL J D, ZAJAC E J. A behavioral theory of corporate governance: explicating the mechanisms of socially situated and socially constituted agency[J]. *Academy of Management Annals*, 2013, 7(1): 607-661.
- [12] BIDDLE G C, HILARY G, VERDI R S. How does financial reporting quality relate to investment efficiency? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48(2/3): 112-131.
- [13] HAM C, SEYBERT N, WANG S. Narcissism is a bad sign: CEO signature size, investment, and performance[J]. *Review of Accounting Studies*, 2018, 23(1): 234-264.
- [14] HEATON J B. Managerial optimism and corporate finance[J]. *Financial Management*, 2002, 31(2): 33-45.
- [15] MALMENDIER U, TATE G. CEO overconfidence and corporate investment[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(6): 2661-2700.
- [16] BEN MOHAMED E, BACCAR A, FAIRCHILD R, et al. Does corporate governance affect managerial optimism? Evidence from NYSE panel data firms[J]. *International Journal of Euro-Mediterranean Studies*, 2012, 5(1): 41-56.
- [17] TUGGLE C S, SCHNATTERLY K, JOHNSON R A. Attention patterns in the boardroom: how board composition and processes affect discussion of entrepreneurial issues[J]. *Academy of Management Journal*, 2010, 53(3): 550-571.
- [18] YANG H P, XUE K K. Board diversity and the marginal value of corporate cash holdings[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2023, 79: 102048.
- [19] JOHNSON P. Shared thinking and interaction in the family business boardroom[J]. *Corporate Governance*, 2004, 4(1): 39-51.
- [20] 武立东, 薛坤坤, 王凯. 非正式层级对董事会决策过程的影响: 政治行为还是程序理性[J]. *管理世界*, 2018, 34(11): 80-92.
- [21] LEBLANC R, GILLIES J. *Inside the boardroom: how boards really work and the coming revolution in corporate governance*[M]. Mississauga, ON: Wiley, 2005.
- [22] FINKELSTEIN S, MOONEY A C. Not the usual suspects: how to use board process to make boards better[J]. *Academy of Management Executive*, 2003, 17(2): 101-113.
- [23] JEHRAN K, CHEN S H, ZHU D H. Board informal hierarchy and stock price crash risk: theory and evidence from China[J]. *Corporate Gov-*

ernance; *An International Review*, 2019, 27(5): 341-357.

[24] 张耀伟, 陈世山, 李维安. 董事会非正式层级的绩效效应及其影响机制研究[J]. *管理科学*, 2015, 28(1): 1-17.

[25] 王晓亮, 邓可斌. 董事会非正式层级会提升资本结构决策效率吗? [J]. *会计研究*, 2020(8): 77-90.

[26] HOFSTEDE G, HOFSTEDE G J, MINKOV M. *Culture and organizations: software of the mind (intercultural cooperation and its importance for survival)* [M]. 3rd ed. New York: McGraw-Hill, 2010.

[27] NECK C P, MOORHEAD G. Groupthink remodeled: the importance of leadership, time pressure and methodical decision-making procedures [J]. *Human Relations*, 1995, 48(5): 537-557.

[28] 陈仕华, 张瑞彬. 董事会非正式层级对董事异议的影响[J]. *管理世界*, 2020, 36(10): 95-111.

[29] BAZERMAN M H. *Judgement in managerial decision making* [M]. 6th ed. Hoboken, NJ: Wiley, 2006.

[30] BAILEY B C, PECK S I. Boardroom strategic decision-making style: understanding the antecedents [J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2013, 21(2): 131-146.

[31] SONNENFELD J A. What makes great boards great [J]. *Harvard Business Review*, 2002, 80(9): 106-113.

[32] WOUTERS M, ANDERSON J C, NARUS J A, et al. Improving sourcing decisions in NPD projects: monetary quantification of points of difference [J]. *Journal of Operations Management*, 2009, 27(1): 64-77.

[33] RIEDL D F, KAUFMANN L, ZIMMERMANN C, et al. Reducing uncertainty in supplier selection decisions: antecedents and outcomes of procedural rationality [J]. *Journal of Operations Management*, 2013, 31(1/2): 24-36.

[34] STANCZYK A, FOERSTL K, BUSSE C, et al. Global sourcing decision-making processes: politics, intuition, and procedural rationality [J]. *Journal of Business Logistics*, 2015, 36(2): 160-181.

[35] ELBANNA S, CHILD J. Influences on strategic decision effectiveness: development and test of an integrative model [J]. *Strategic Management Journal*, 2007, 28(4): 431-453.

[36] ZHANG P Y. Power and trust in board-CEO relationships [J]. *Journal of Management & Governance*, 2013, 17(3): 745-765.

[37] WALTER J, LECHNER C, KELLERMANN S F W. Disentangling alliance management processes: decision making, politicality, and alliance performance [J]. *Journal of Management Studies*, 2008, 45(3): 530-560.

[38] 武立东, 薛坤坤, 王凯. 股东中心主义、董事会团队文化与决策效果 [J]. *管理学季刊*, 2017, 2(1): 98-117.

[39] RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow [J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(2/3): 159-189.

[40] 熊虎, 沈坤荣. 金融分权对企业投资效率的影响 [J]. *经济与管理研究*, 2019, 40(2): 27-46.

[41] 薛坤坤, 武立东, 王凯. 董事会非正式层级如何影响企业创新? ——来自我国上市公司的经验证据 [J]. *预测*, 2021, 40(3): 25-31.

[42] 何源, 邢天才, 刘超. 董事会成员地位差异影响了企业研发投入吗 [J]. *会计研究*, 2022(10): 45-57.

[43] 刘智强, 葛靓, 王凤娟. 组织任期与员工创新: 基于地位属性和文化差异的元分析 [J]. *南开管理评论*, 2015, 18(6): 4-15.

[44] JIANG W, WAN H L, ZHAO S. Reputation concerns of independent directors: evidence from individual director voting [J]. *The Review of Financial Studies*, 2016, 29(3): 655-696.

[45] 邵传林, 李晓慧. 市场化营商环境、投资潮涌与民营企业过度投资 [J]. *首都经济贸易大学学报*, 2021, 23(5): 83-97.

[46] KHANNA T, PALEPU K G, SINHA J. Strategies that fit emerging markets [J]. *Harvard Business Review*, 2005, 83(6): 63-74.

[47] PENG M W, JIANG Y. Institutions behind family ownership and control in large firms [J]. *Journal of Management Studies*, 2010, 47(2): 253-273.

[48] SOBHAN A. Where institutional logics of corporate governance collide: overstatement of compliance in a developing country, Bangladesh [J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2016, 24(6): 599-618.

[49] MAZZOLA P, SCIASCIA S, KELLERMANN S F W. Non-linear effects of family sources of power on performance [J]. *Journal of Business Research*, 2013, 66(4): 568-574.

[50] WANG L H. Protection or expropriation: politically connected independent directors in China [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 55: 92-106.

[51] FREDRICKSON J W. Effects of decision motive and organizational performance level on strategic decision processes [J]. *Academy of Management Journal*, 1985, 28(4): 821-843.

## Differences in Director Status, Decision-making Processes, and Corporate Investment Efficiency

CAO Yi<sup>1</sup>, XUE Kunkun<sup>2</sup>

(1. Changzhi University, Changzhi 046011;

2. Zhengzhou University, Zhengzhou 450001)

**Abstract:** Strategic decision-making is one of the important functions of the board of directors, and the effectiveness of board decision-making directly affects corporate investment efficiency. Existing research analyzed effects of the formal structure of the board of directors, including leadership structure, personnel structure, and knowledge structure, on corporate investment efficiency. However, little attention has been paid to how the informal structure of the board of directors, especially differences in director status, affect corporate investment efficiency.

Using survey data on board decision-making of listed companies, this paper empirically tests how differences in director status affect corporate investment efficiency by influencing procedural rationality and individual authority in the board decision-making. The paper finds that differences in director status reduces corporate investment efficiency, primarily by increasing individual authority and reducing procedural rationality in the board decision-making. Heterogeneity analysis shows that there is no significant difference in the impact of differences in director status on corporate investment efficiency between state-owned and non-state-owned enterprises, but it is more significant in the sample of central and western regions.

The possible contributions of this study are in several aspects. Firstly, this paper extends research on the differences in director status. Existing research on differences in director status mainly explores the coordination and integration function of differences in director status in mature market environments, which can improve the effectiveness of board decision-making. However, this paper finds that due to differences in institutional and cultural environments, differences in director status in China's transitional environment reduces the quality of board decision-making. This study provides new ideas and micro-level evidence for exploring how institutional environments affect corporate governance.

Secondly, this paper empirically studies the characteristics of board decision-making. Empirical research on board decision-making has always been the "black box" of corporate governance research. Drawing on research of Dean and Sharfman on the decision-making process of executive teams, and based on the platform of China Association for Public Companies, this paper collects data on the characteristics of board decision-making in Chinese listed companies and further analyzes how differences in director status affect the board decision-making and thus affect corporate investment efficiency.

Thirdly, this paper enriches literature on board governance. Existing research mainly focuses on the impact of formal structures such as leadership, independence, and diversity of the board. With the development of research, corporate governance research begins to focus on the impact of individual behaviors, such as conforming, reciprocating, and learning behaviors among directors or executives. This paper explores the interaction and behavioral structure of various parties in the board decision-making, which is an important supplement to the study of board behavior in China's transitional environment.

**Keywords:** differences in director status; individual authority; procedural rationality; investment efficiency; decision-making process

(责任编辑: 李 叶; 沈 娟)