

【组织管理】

高管权力差距的“双刃剑”效应

——来自企业绩效与绩效稳定性的证据

张建君 陈国立 周梓洵

【摘要】尽管高阶梯队理论已经认识到高管团队权力配置的重要意义,但目前关于高管权力差距对企业绩效影响的研究并未得出一致结论,且尚未将企业绩效稳定性纳入研究框架。基于此,本文从权威和信息两个核心作用机制出发,尝试提出一个综合性的理论框架,以解释企业高管权力差距对企业绩效和绩效稳定性的影响,并以2000—2016年中国沪深两市上市公司为研究样本进行实证,本文发现:董事长与总经理间的权力差距对企业绩效有正面影响,但对绩效稳定性则有负面影响,即高管权力差距存在“双刃剑”效应。进一步研究显示,董事长和总经理之间的长期合作能够强化权力差距对企业绩效的正面影响,弱化其对绩效稳定性的负面影响。同时,高管权力差距的“双刃剑”效应在民营企业与多元化程度较高的企业中更为显著。本文的研究揭示了高管权力差距对企业绩效与绩效稳定性的影响,丰富了现有文献对权力和高管团队研究的认识,也为实践中不同情境下的团队搭配提供了启示。

【关键词】高管权力差距;董事长-总经理二元结构;企业绩效;绩效稳定性

【作者简介】张建君(通讯作者),男,北京大学光华管理学院,教授,社会学博士,研究领域是企业社会责任、组织理论、领导团队等,电子邮箱:jjzhang@gsm.pku.edu.cn;陈国立,男,欧洲工商管理学院,教授,管理学博士,研究领域是CEO和高管团队、CEO继任、高管薪酬、公司治理等,电子邮箱:guoli_chen@insead.edu.cn(新加坡138676);周梓洵,男,北京大学光华管理学院,博士研究生,研究领域是企业社会责任、公司治理,电子邮箱:zhouzixun@pku.edu.cn(北京 100871)。

【原文出处】《经济管理》(京),2023.10.111~129

【基金项目】国家自然科学基金面上项目“CEO权力与人格特征影响高管团队及组织绩效的动态研究”(72172005);国家自然科学基金面上项目“高管团队深层特征探索研究:认知、关系、价值观”(72372001)。

一、引言

高阶梯队理论的研究致力于揭示高层管理团队对企业绩效的影响。其中,高管权力配置一直是学者们关注的焦点问题之一(Aguilera等,2015^[1]; Desender等,2013^[2]; Halebian和Finkelstein,1993^[3]; Smith等,2006^[4])。正如Pitcher和Smith(2001)^[5]所言,几乎没有比企业高管(及其关系)与绩效之间关系更重要的问题了。在管理实践中,领导团队成员关系影响企业发展的例子也常见诸媒体,如2014年三峡集团董事长和总经理被双双调离岗位的案例中,影响高管团队关系的原因可能在于,尽管正式职位存

在差异,但董事长和总经理之间在塑造权威的个人特征上相对平衡,如二者年龄和资历相仿,任期和专长相似等。该案例揭示了高管团队内部,尤其是“一把手”和“二把手”之间的权力配置对于组织秩序和绩效的重要性。

在中国企业中,董事长和总经理构成了最重要的二元结构(Chen等,2006)^[6],两个权力相近的最高职位的设置也诱发了潜在冲突。董事长负责战略方向和重大决策(Jiang和Kim,2015)^[7],而总经理通常负责组织的日常运作和短期经营目标的达成。虽然从职位上看,董事长比总经理更有权力(Chen等,2006)^[6],

但权力是一个多维度的概念,往往有多个来源。董事长和总经理间的互动不仅取决于职位的高低,也易受到其他权力特征(如个人能力、威望、年龄、经历和社会地位等)的影响。因此,研究这种二元结构中的权力配置模式对企业绩效的影响,是一个兼具理论意义和实践价值的重要问题。

然而,目前有关CEO与其他高管之间的权力差距对公司绩效影响的结论莫衷一是,甚至相互冲突(Krause等,2014)^[8]。一些研究表明,高管权力差距对绩效有积极影响(Krause等,2015^[9];Smith等,2006^[4])。其背后的逻辑是,权力差距有助于明确权威,形成统一指挥,降低决策制定和执行中的协作成本,提高效率,从而提高公司绩效。其他研究则认为,权力差距限制充分沟通和信息共享,影响决策质量,从而降低公司绩效(Eisenhardt和Bourgeois,1988^[10];Haleblian和Finkelstein,1993^[11];Pitcher和Smith,2001^[5])。本文认为,这些相互冲突来源于职位权力是否一定带来“权威”这一假设。具体而言,一些学者认为,正式职位能够自然而然地赋予CEO权威并且在高管团队中形成层级(Tost等,2012)^[12],他们因此聚焦于权力差距造成的信息交换障碍,以及对企业绩效的负面影响。相反地,其他学者则认为,CEO权威不能被天然假定,它需要CEO的努力,也存在竞争(Ocasio,1994)^[13],尤其受制于企业战略高层中争夺权力、地位和影响力的较量(Shen和Cannella,2002)^[14]。基于后面这种假设,相关研究强调,高管权力差距的好处在于它能够带来清晰权威和统一指挥,并有助于企业绩效提升(Krause等,2015^[9];Smith等,2006^[4])。

本研究同时考虑权力差距带来的正面效应(即对权威、协作和执行效率的积极影响)和负面效应(即对信息和决策的消极影响),并相应地分析权力差距对于企业绩效的均值和稳定性(方差)这两个维度的影响。一方面,本文认为,必要的权威是领导有效和组织业绩的基本前提,为此,领导团队的核心(一把手)在包括正式与非正式权力等方面优越于其他成员(尤其二把手)时,对于建立有效的领导力和组织秩序非常重要;另一方面,由于信息共享的问题,权力差距更有可能使组织的成败得失系于一人,出现极端表现的可能增加,因而造成绩效的波动。由此,权

力差距可能导致两种互相关联的结果:对绩效的正影响(即更高的均值)和对绩效稳定性的负影响(即更大的方差),本文称之为“双刃剑”效应。为了更好地发挥权力差距的正面作用并抵消它的负面影响,本文提出了一个构型性(configurational)的调节因素:董事长和总经理之间的“二元凝聚力”(dyad cohesion)。本文认为,二人之间的凝聚力或者融洽的工作关系能够强化权力差距对企业绩效的积极作用,同时减轻其对绩效稳定性的负面影响。随后,本文探究了影响权力差距“双刃剑”效应在企业层面的两个边界条件:所有制和多元化程度。本文认为,“双刃剑”效应在民营企业与多元化程度较高的企业中更加显著。基于2000—2016年中国企业中董事长—总经理的数据,本文的实证检验结果支持了上述假设。

本文的研究主要做出了如下贡献。首先,已有研究更多关注权力结构或分配对绩效的影响,而没有对绩效稳定性给予同等重视。而本研究则把二者同时纳入考量,揭示了权力差距对企业绩效的“双刃剑”效应。本文采用更为精细的方式考察了中国公司中核心的权力架构,即董事长—总经理二元领导体制中的权力分配与企业绩效之间的积极(即对绩效)和消极(即对绩效稳定性)影响,开拓了有关高管权力分配的研究视野。其次,本文将领导者对组织的实质具体作用和高管团队构型整合进高管团队的研究中,就中国企业情境中核心权力架构的潜在最佳类型提出了相对完整的构想(Hambrick和Mason,1984)^[15]。同时,本文通过探究高管权力对企业绩效更为复杂、微妙的作用,也对近期高阶梯队理论中高管效应的讨论做出了贡献(Quigley和Graffin,2017)^[16]。再次,本文揭示了二元(团队)凝聚力、所有权以及多元化程度对权力差距的互补和调节作用,从匹配的两个重要维度——整体构型与权变性——丰富了结构权变理论的研究,也为实践中不同情境下的团队搭配提供了有意义的启示。最后,本研究基于中国情境,立足中国管理实践,对于权力理论和高管团队权力运作的规律做出了有益补充。

二、理论分析与研究假设

高阶梯队理论从支配性联盟(Cyert和March,1963)^[17]和有限理性(March和Simon,1958)^[18]的观点出

发,认为高层管理者在制定战略决策时,会受到自身认知特点和价值观念的影响(Hambrick 和 Mason, 1984)^[15]。这一思路产生了大量关于高管团队组成、互动过程与企业绩效关系的研究。其中,被关注最多的是高管团队异质性与绩效间的关系。相比之下,对高管团队内部权力配置的研究则一直以来相对缺乏(严若森和赵亚莉, 2022)^[19]。正如一些学者指出的,在高管团队成员人口统计特征及其构成之外,更为重要的是团队中的权力配置以及成员之间的互动过程(Pitcher 和 Smith, 2001^[4]; Smith 等, 2006^[5])。事实上,许多人口统计特征之后暗含着权力的因素,比如在任时间、受教育程度等方面的差别实际上包含了权力的差别。

纵观现有西方关于高管团队权力差距(或权力集中)与组织绩效之间关系的研究,主流观点认为,权力集中对组织绩效存在负面影响(Eisenhardt 和 Bourgeois, 1988)^[10]。这类文献认为,权力集中不利于信息的自由表达和共享,从而影响决策质量;权力集中会使得团队的其他成员产生不公平感从而引发内部斗争(Eisenhardt 和 Bourgeois, 1988^[10]; Halebian 和 Finkelstein, 1993^[11]; Pitcher 和 Smith, 2001^[5])。Pitcher 和 Smith(2001)^[5]提出,权力集中减少了观点的异质性,不利于企业的战略选择。Dewett(2004)^[20]认为当高管团队中存在高的权力差距时,处于弱势地位的成员不愿意冒险提出不同的观点。换句话说,企业高管集权更容易造成乾纲独断,而开放式接纳成员意见的团队更有可能获得更高回报(Halebian 和 Finkelstein, 1993)^[11]。近年来,中国学者以中国为背景进行了一系列研究,得到了一些与西方研究相似的结论。例如,缪小明和戴顶(2008)^[21]验证了高管团队的适度分权能充分发挥团队的工作效率和决策效率,从而提升企业绩效。戴雨晴和李心合(2021)^[22]认为,管理层内部的权力制衡有利于发挥积极的治理作用,从而加快资本结构的调整速度。而国内组织行为学中许多关于组织建言和创新的研究也认为,更为平等的权力分配能够促进团队成员建言,因而也更有利于创新,最终助益组织绩效^[23]。

与此同时,也有部分研究对权力集中与组织结果之间的关系提出了不同观点,认为权力集中更有

利于组织变革和提高绩效。第一,权力集中有利于减少团队中的无端争论并促进决策的有效完成(Smith 等, 2006)^[4],是改善团队效率,提高组织绩效的重要机制。第二,权力集中可以减少恶性的内部斗争,而高管团队中的内斗通常与企业绩效负相关(Eisenhardt 和 Bourgeois, 1988)^[10]。第三,权力集中可以提高组织变革的效率,有利于决策的制定并实现高效率的战略转变。李文贵(2020)^[24]的研究就表明,在社会信任相对缺位的情况下,权力集中可以通过缓解代理冲突、甚至避免分歧情境下由于利益相关方妥协而带来的保守行为,从而提升民营企业做出创新投资决策的有效性。

受“亲亲尊尊”文化传统的影响,权力配置在中国有着清晰的文化烙印,再加上市场经济发展的历史不长,组织内权力差距(即权力集中)与绩效之间的关系需要仔细审视。在中国企业里,领导者经常表现出家长式领导风格(Farh 和 Cheng, 2000)^[25];当上级不能展现出强有力的领导和控制时,下属可能难以适从(王辉等, 2006)^[26]。在这样的文化背景下,员工通常认可领导者拥有相对强大的决策影响力(张龙和刘洪, 2009)^[27]。

从上述文献可以看出,目前关于高管团队权力结构的研究主要着眼于集权(或分权)可能带来的信息成本(或益处)(Eisenhardt 和 Bourgeois, 1988^[10]; Pitcher 和 Smith, 2001^[5])。然而,本文认为,分权带来的信息优势是以组织中更基本的权威为基础的。现有的研究假设权威是自然给定的,实际上这个假设并无依据。组织混乱、内耗甚至解体的现象在现实世界并不鲜见。即使在西方的现代企业中,权威也不是天然的组织属性,有充足的证据揭示权力斗争广泛存在于不同组织之中(Ocasio, 1994^[13]; Shen 和 Cannella, 2002^[14])。根据韦伯(Weber, 1978)^[28]的观点,对于一种指令/关系/行为,只有当其具备合法性时^①,权威才能够建立起来并得以维持。权威的合法性基础在不同社会有不同的表现。在西方,由于法理权威被广泛接受,正式职位往往能够保证领导者的权威(Tost 等, 2012)^[12];而在其他的文化背景下,受到种种传统因素的影响,权威往往跟随个人(非正式权力)而非职位。而非正式权力很多正是基于社会文化传

统带来的权力。刘锦等(2015)^[30]研究发现,CEO非正式权力,如CEO的年龄、CEO在其他单位兼职均与其正式权力显著正相关。考虑到权力差距对权威和信息的影响,本文提出权力差距对企业绩效双重效应的假设。

1. 高管权力差距和企业绩效:均值与稳定性

本文认为,一把手与其他团队成员(尤其是二把手)之间保持适当的权力差距有助于维护一把手的权威,保持组织秩序稳定,抑制内部冲突和提高效率。只有当权威获得了承认,统一指挥才有可能,而统一指挥正是组织有效性的必要条件(Fayol, 1949)^[31]。强有力且直接清晰的领导不仅对组织的成功至关重要,也向各种利益相关者表明了谁对组织负责的清晰信号。具体而言,权力差距能够从两个方面促进企业绩效。

一方面,权力差距遏制了潜在的内部冲突和权力斗争。Cyert和March(1963)^[17]认为,公司作为一个联合体,高管团队中的不同子群体可能存在不同的利益,因此有可能产生冲突。比如,负责营销的管理人员可能希望提高营销经费,而负责财务的管理人员可能认为营销费用应该削减。Fligstein(1987)^[32]发现,因为所处职位和职能背景的不同,会导致管理人员的侧重和立场不同,从而导致冲突。因此,高权力差距的一把手有足够权威,更有可能摆平这些各执一词的个人或者群体,在团队中发挥协调作用。Pfeffer(1981)^[33]观察到,“当权力集中时,事关组织目标和实现这些目标的关键手段的政治性冲突会得到抑制,因为那些反映组织中支配联盟的观点会在组织中被大家接受”。与之相反,当权力分散的时候,高管团队中有可能会出现权力斗争,造成严重的后果:在极端情况下,可能会导致组织的衰退(Ocasio, 1994^[13];Shen和Cannella, 2002^[14])。

另一方面,权力差距提升了决策制定和战略执行的效率。当每个人在战略制定中的话语权相同时,整个团队的决策过程可能十分缓慢。Smith等(1994)^[34]指出,权力平等的团队有可能因为内部讨论冗长而效率低下,从而议而不决,延长战略选择的过程,最终错失机遇。他们认为,只有当领导者有效掌控议程和推动决策制定时,才能提高效率。Harrison

等(1988)^[35]认为,拥有强大权力的CEO更容易对组织负责。同时,集权化的权力架构能够降低协作成本,并提高执行效率。

总的来说,战略高层的权力差距更可能强化权威,降低不确定性,形成统一指挥并提升决策制定与执行的效率,所有这些都有利于最终提高组织绩效。部分实证研究也发现了集权和组织绩效之间的正向联系。Smith等(2006)^[4]发现高管团队内的权力不平等与企业绩效间存在正向关系。当团队内最高权力二元体享有更多权力,而且团队成员因职能背景和行业经验的差异带来的多样性得到有效利用时,组织通常有更好的表现;尤其是当一把手比二把手年长且有更丰富的从业经历时,这一结论更为稳健。卫旭华等(2015)^[36]的研究也表明,高管团队的权力不平等,对企业创新强度有间接的促进作用。

因此,本文提出如下假设:

H_{1a}:董事长和总经理之间的权力差距与企业绩效呈正相关。

本文认为权力差距可能会同时导致更大的绩效波动,即更大的绩效方差。这是因为,权力差距的增大会抑制来自其他管理人员的信息输入与交换,他们因而不能或者不愿意发表意见,导致信息共享不充分(Desender等, 2013)^[2];企业的决策因而越可能由一个人做出,更容易受到最高领导者个人素质和决策质量的影响。由于领导者的决定难免受到人性弱点和有限理性的约束,个人判断出错的风险无法被分散,从而增加了做出极端决定的可能性。如果领导者恰好做出了正确的决定,权力集中带来的协作效率会带来超出预期的良好结果。例如,段梦然等(2021)^[37]发现,界限分明的权力等级有助于高管之间的分工和协作,因此,董事长与总经理间权力差距越大,企业的投资效率越高。换言之,在这种组织中,第一类错误(放弃一个好的项目)出现的可能性较低(Sah和Stiglitz, 1986)^[38]。相反,如果领导者做出错误的决定,不利影响也可能随之发生:这种组织也不容易放弃一个坏项目,因而更可能诱发第二类错误(Sah和Stiglitz, 1986)^[38]。例如,过度自信的领导者可能高估自己控制环境的能力与做出正确决策的概率,这导致企业非效率投资、损害企业价值与诱发股价崩

盘风险(Mamun等,2020)^[39]。最终的结果是,权力差距更可能导致极端的绩效表现和更大的绩效波动。Li和Tang(2010)^[40]研究发现,CEO由于两职合一导致的大权在握以及过度自信带来的傲慢提高了公司采取冒险战略的可能性,因为他们往往低估高风险战略失败的几率。钟熙等(2021)^[41]的研究也表明CEO个人权力会带来极端绩效,加大业绩波动。

相比之下,当权力差距较小时,最高领导者乾纲独断的自由度更小,团队中的成员更有可能畅所欲言,促进多样化信息的交流和不同观点的碰撞,促进团队多样化的专长和技能有效发挥。而且,在这种情况下,领导者也需要(或者不得不)照顾到不同人的观点和利益,必要时做出妥协,从而在一定程度上避免或减少极端决定的出现(Patel和Cooper,2014)^[42]。换言之,较小权力差距所带来的群体性决策因汇集了不同的声音而有助于规避风险,从而规避极端的绩效表现(Patel和Cooper,2014)^[42]。Sah和Stiglitz(1986)^[38]的研究揭示,由于团队中大多数人的认可是一个决定得以接受的前提,群体性决策往往能够规避坏的项目,虽然这往往也意味着群体性决策会让企业错过好的项目。

因此,本文提出如下假设:

H_{1b}:董事长和总经理之间的权力差距与企业绩效稳定性呈负相关。

2. 影响“双刃剑”效应的团队构型:二元凝聚力

权力差距对绩效的“双刃剑”效应带来了如下问题:如何利用权力差距的积极作用(即更高的平均绩效)同时抑制其消极影响(即更低的绩效稳定性)?如何选择合适的组织结构以适应情景因素,从而获得更高绩效?这些正是结构权变理论关注的核心问题。结构权变理论(structural contingency theory)认为,没有最优的组织结构,组织结构的适用性取决于组织当下情境因素。若能将组织结构与组织当下情境适配,组织将是有效的(Donaldson,2001)^[43]。匹配作为结构权变理论最重要的概念之一,通常包括一致性、权变性和整体构型。为此,本部分主要识别并确定能够实现这种目标的团队构型和行为整合因素(Pitcher和Smith,2001)^[5]。高阶梯队理论的经典研究认为,团队内在的凝聚力、充分的沟通和融洽的氛

围能够调节集权与组织绩效间的关系(Smith等,1994)^[34]。在企业决策过程中,多样化的信息和不同的观点只有被充分表达和有效整合,才能发挥积极作用。

基于上述逻辑,本文认为,在中国公司二元权力结构的情境中,董事长和总经理之间源于他们经历和互动而带来的彼此欣赏,关系和谐,精诚合作,共担责任形成的凝聚力(Barrick等,2007)^[44],能够有效发挥积极作用。一方面,二人之间的凝聚力能够降低权力斗争的可能性,保持组织的秩序,从而保障权力差距带给绩效的好处;另一方面,二元凝聚力促进了信息交换,从而能够在一定程度上矫正或者抵消权力差距带来的负面影响。因此,本文认为,同时伴有二元凝聚力的权力差距是一种较为理想的高管团队的结构构型,从而对高阶梯队理论中有关凝聚力的观点进行了深化。

二元凝聚力可以建立在长期合作和共同的工作经验之上(Barrick等,2007)^[44],因为共同经验带来了良好的协作关系,较高度度的共识,常态化的交流方式,相似的价值观、期望和规范。正如Smith等(1994)^[34]所指出的,“合作良好的高层管理团队反应更快、处理问题更加灵活、能运用更有效的解决方法,比其他团队更加高效”。和睦共处的团队成员更能理解彼此的角色,从而提高决策制定和协调的速度。比如,Eisenhardt和Schoonhoven(1990)^[45]发现,团队(重叠)任期是新创企业高管团队表现出色的重要前因,这是因为共同的工作经历能够实现更加高效的决策。同时,长期共事的工作经历更有可能使得团队成员能够自信放松地分享信息并发挥各自的才能。比如,Bantel和Jackson(1989)^[46]也认可经验丰富的高管团队有时间建立惯例并彼此了解,从而能够充分发挥每一名团队成员独特的能力。此外,由于印象管理压力的降低,人们也会更多地表现出征求意见的行为,而不必造成印象管理或者敏感信息泄露的担心。

在管理实践中,高层领导者之间因为长期合作产生积极作用的例子并不鲜见。比如,万科集团在王石和郁亮时代拥有非常稳定的董事长-总经理二元权力结构。董事长王石和总经理郁亮在各自的位置上工作了超过15年。二人在许多方面存在明显不

同。作为万科的创始人,王石年纪更大,眼光长远,性格坚韧并且脾气暴躁,而郁亮则更加年轻,性格温和,彬彬有礼,心胸宽广。由于提倡企业的社会责任并且频繁参加诸如登山等活动,王石在国内可谓家喻户晓;而郁亮更多时候专心于公司的运营。当被问及他和王石之间的分工,郁亮回答道:“主席(王石)跟我有这么长时间的默契了,他从来没有告诉我们明确分工是什么,只要我们把事情做好就行了,有时候真的说不清楚,但这么多年的合作过程中,这些事情都处理得很好。”^②

总而言之,二元凝聚力拥有维持组织秩序和促进信息交换的双重好处,因此,本文提出如下假设:

H_{2a}:董事长-总经理之间的二元凝聚力能够加强权力差距与企业绩效之间的正相关关系。

H_{2b}:董事长-总经理之间的二元凝聚力能够削弱权力差距与企业绩效稳定性之间的负相关关系。

3.“双刃剑”效应的边界条件:所有制与多元化程度
结合高阶梯队理论与结构权变理论,本文进一步关注组织的不同特点如何影响权力差距的“双刃剑”效应。Hambrick(2007)^[47]在发展高阶梯队理论时试图解释高管(团队)特征与企业业绩之间不一致甚至相互冲突的研究发现。他认为:管理者在不同组织中自由裁量权的不同,调节了管理者特征与组织绩效之间的关系。影响管理者自由裁量权的因素包括环境、组织和管理者个人特点。本文主要关注两个组织层面的权变因素:所有制和多元化程度。因为这两个因素与管理者自由裁量权密切相关,也与本文以上所讨论的组织对权威的需求和组织中信息交换的相对重要性直接相关。

(1)所有制。国有企业和民营企业因为所有制性质不同,其面临的挑战、治理结构和管理实践也呈现出诸多差异,董事长与总经理之间权力差距的效应也可能不同。一般而言,民营企业的领导者(尤其是企业家)较国有企业的领导者拥有更大的自由裁量权,因而也就能够对企业施加更大的个人影响。同时,民营企业由于历史短,制度化程度低,这也就意味着,在民营企业里,非正式权力对正式职位的加持作用更加突出,领导者的权威往往与领导者的个人特点息息相关,创始人或领导者的知识、信息和技术

等人力资本为其带来权威与控制权(徐炜和王超, 2016)^[48]。相比之下,国有企业发展历史较长,体制、政策和政府主管部门等约束有效制衡了决策自主权。本文认为,权力差距对于绩效的双重效应在民营企业中会更加明显。

更加重要的是,民营企业面临的现实环境使得快速决策和执行以及成本控制成为必然,因此也需要更高的权力集中度。一般而言,民营企业面临着不确定性更强的生存环境,需要迅速做出决策以应对环境变化;并且,由于民营企业常常面临社会信任度不高的环境与一体化较低的市场,权力集中在一定程度上弥补了低信任水平所带来的风险(李文贵, 2020)^[24]。此外,民营企业长期面临更多的资源约束,更激烈的市场竞争。Boyd(1995)^[49]认为,权力集中在不确定性强的环境下更加有利,因为它能够加速决策并提供统一指挥以应对不确定性。因此,对于民营企业而言,迅速做出决策并提高执行效率才能抓住机会。同时,民营企业面临的激烈竞争也意味着它们必须严格控制成本,而更加集权的结构显然有利于成本控制。

此外,权力差距对绩效稳定性的负面影响在民营企业中也得以放大。如前所述,权力差距阻碍了信息交换和(不同的)观点表达,抑制了团队其他成员在决策上的作用,凸显民营企业家个人的优点(比如高瞻远瞩,嗅觉灵敏等)或者缺点(人为失误、有限理性),因而增加极端表现的可能性。

因此,本文提出如下假设:

H_{3a}:权力差距和企业绩效之间的正相关关系在民营企业中较在国有企业中更强。

H_{3b}:权力差距和企业绩效稳定性之间的负相关关系在民营企业中较在国有企业中更强。

(2)多元化程度。另外一个影响权力差距对绩效影响的边界条件是多元化程度(Hoskisson 和 Johnson, 1992)^[50]。在公司战略上,企业可以聚焦于核心业务,也可以涉足不同的行业。公司的多元化程度影响着其运营、决策和汇报的流程,因而也影响权威树立与信息交流的作用。

Sanders 和 Carpenter(1998)^[51]认为,复杂的战略提高了管理的难度,因为需要更细致的分工。现有研

究表明,高度多元化的企业往往有更多的管理层级以及更复杂的组织架构(Aggarwal, 1981)^[52]。例如,许多多元化的大公司都采用了M型组织架构(Chandler, 1962)^[53]。这种架构更多强调企业各个业务部门的活力,倾向于把部分权力下放到各个事业部。因此,多元化程度越高,运营管理中的具体事项就越可能交由事业部经理负责。集团领导者不需要制定不同业务的具体战略,能够从日常运营中抽离出来,重点关注各个业务部门之间的整合协调和投资组合管理。因此,领导者较高的权威不仅使得不同部门执行效率较高、较好地控制成本,而且能够提高各部门的协调、降低组织内耗。此时,高管权力差距所树立的权威能够减少事业部“各自为政”的情况。而在多元化程度较低的企业中,比如核心业务单一的企业,领导者更多直接参与企业或者部门的运营。这意味着,多元化较高的企业中,高层领导者树立权威是促进绩效的有效手段。基于此,本文推测多元化程度较高时,权力差距对企业绩效的正相关关系将增强。

此外,在高度多元化的,尤其是非相关多元化的企业中,部门间信息异质性程度较高且相对分散。由于事业部之间运营资产和能力相互独立、更少依赖精细控制系统,以及不同业务之间较少相互依赖,信息交流也相对较少(Henderson 和 Fredrickson, 1996)^[54]。在这种情况下,高管层(包括一把手)对具体业务的了解很难准确而全面,因此,由过高的权力差距导致的一把手的强势可能导致错误决策的几率提高,从而放大绩效波动。相反,在多元化程度较低的企业,如核心业务单一或相关多元化的企业里,领导者更能够理解不同部门之间资源和运营的细节,准确地把控公司的发展方向,此时强势的领导者更加可能做出正确决策,带来较低的绩效波动。也就是说,在高度多元化的公司中,权力差距对绩效稳定性的负面影响也会更大。

因此,本文提出如下假设:

H_{4a}:当多元化程度较高时,权力差距与企业绩效的正相关关系将增强。

H_{4b}:当多元化程度较高时,权力差距与企业绩效稳定性之间的负相关关系将增强。

三、研究设计

1. 数据

本文的样本覆盖了2000—2016年沪深A股上市公司。数据主要来源于国泰安数据库,包括管理者受教育程度和政治地位等相关信息,但部分信息仅披露至2016年,因此本文选择2016年为截止时点。20世纪90年代中期以来,中国采用了新的企业治理模式,将董事长和总经理两职分开,本文仅将二职分开的企业作为研究对象(约占总数的82.6%)。由于董事长拥有比总经理更大的权力(Chen等, 2006)^[6]并且二者构成了企业的战略高层,本文所谓“二元权力结构中的权力差距”即指董事长和总经理之间的权力差距。同时,为缓解极端值的影响,本文对相关连续变量在1%和99%水平上进行缩尾处理。

2. 变量定义及测量

(1)被解释变量。首先,本文用资产回报率来衡量企业绩效(Shen 和 Cannella, 2002)^[14]。对于绩效稳定性,本文采用Sanders 和 Hambrick(2007)^[55]所采用的方法,对ROA进行含有控制变量的固定效应回归后,得到每年每家企业观测值的残差并取绝对值,最后对绝对值进行反向编码。这一变量刻画了在考虑外部环境与企业特征下,当年企业绩效的异常波动情况。

(2)解释变量与调节变量。本文的解释变量是权力差距。权力是一个多维度的概念,可以有多个来源。理论上,依据Finkelstein(1992)^[56]的研究,它大致包括四个维度:结构性权力、所有权权力、专家性权力和威望性(或声誉性)权力。现有实证研究已经发展出了一套衡量这些权力来源的方法,本文则选用相对综合性的四个指标:薪酬、股份、受教育程度和政治背景,来大致对应权力的四个维度,从而得到权力指数。

依照Finkelstein(1992)^[56]的观点,薪酬代表着结构性权力,股份代表着所有权权力,而受教育程度可以视作专家性权力的代理指标,因为在中国的背景,基于考试的能力考核制度由来已久,较高的受教育程度往往意味着更多的专业知识。实证而言,本文根据董事长和总经理当年所领取货币薪酬总额衡量结构性权力,利用董事长与总经理当年该公司持

股数衡量所有权权力。同时,本文根据 Thomas 等(1991)^[57]的方法,管理者的受教育程度可具体化为其学历和学位水平,从中专学历(=1)到博士学位(=5)。在中国的情境下,本文使用政治地位作为威望性权力这个维度的代表。考虑到中国政府的重要角色,管理者同政府的紧密关系不仅仅是个人和组织的资产,而且能够赋予他们政治/社会意义上的声望,构成威望性权力的重要来源。本文从管理者的简历当中收集数据,判断他们是否(或曾经是)人大代表或政协委员;若是,区分具体级别^③。本文收集并计算了在每一个权力指标上董事长和总经理之间的差别(Krause 等,2015)^[9],随后对这些数值进行了标准化处理^④,最终计算标准化后的四个权力指标的均值作为衡量权力差距的标准(Chin 等,2013)^[58]。

本文调节变量为二元凝聚力、产权性质和多元化程度。首先,本文使用董事长和总经理的重叠任期,即在某一特定年份之前两人在公司共事的年数(Barrick 等,2007^[44];Eisenhardt 和 Schoonhoven,1990^[45]),作为衡量二元权力结构中的凝聚力的标准(张建君和张闫龙,2016)^[59]。任期重叠时间越长,两人之间越有可能建立良好的工作关系,反之亦然。其次,公司所有制则根据控股股东的性质进行编码。如果为民营企业,本文将其编码为1;如果控股股东是政府,本文将其编码为0。最后,多元化程度,本文采用经典

并广为接受的熵测度法,基于各个业务的销售比重进行衡量(Hoskisson,1987)^[50]。

(3)控制变量。本文控制了企业层面和地区制度层面的特征。企业规模以企业当年总员工人数的对数衡量。企业杠杆率以企业的经营杠杆衡量。上市年龄为该企业公开上市的年数。成长性为企业的总营收增长率。本文也同时控制了公司治理因素(Aguilera 等,2015)^[1],比如董事会规模,以董事总数衡量;股权集中度用前五大股东所拥有股份的百分比来衡量。本文也控制了高管团队的变量,如高管的专业异质性,即用1减去高管中属于每一个范畴的人所占比例的平方和后得到的差(Carpenter,2002)^[60]。本文用国泰安数据给出的九种专业——生产、研发、设计、人力资源、管理、市场、金融、财务和法律——计算高管团队的专业异质性。宏观层面上,为了衡量地区制度环境的影响,本文考虑了企业总部所在省份的市场化指数。具体的变量定义如表1所示。表1同时呈现了本文主要变量均值、方差的描述性统计。其中,主要变量的取值均与现有研究大体相同。其中,本文核心解释变量权力差距为标准化取值,因此均值从理论上接近于0。

3. 模型设定

本文构建如下回归模型检验董事长与总经理间权力差距对企业绩效的“双刃剑”效应:

表1 变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量含义及说明	均值	标准差
被解释变量	企业绩效	资产回报率(ROA)	0.0409	0.5887
	绩效稳定性	对 ROA 进行含有控制变量的固定效应回归后,得到每年每家企业观测值的残差并取绝对值,最后对绝对值进行反向编码	-0.0213	0.5088
核心解释变量	权力差距	区分了董事长与总经理间薪酬、持股数、受教育程度和政治背景上的差别,并进行了标准化处理,最终计算标准化后的四个权力指标的均值	0.0125	0.5412
调节变量	二元凝聚力	当年之前两人在该企业共事的年数	3.2437	3.9840
	产权性质	如果最终控股股东是民营企业则为1,国有企业为0	0.5893	0.4920
	多元化程度	熵测度法,基于各个业务的销售进行衡量	0.4972	0.2889
	公司规模	企业当年员工总人数的对数	21.6663	1.3336
控制变量	成长性	企业的总营业收入增长率	0.2173	0.4481
	杠杆率	企业的经营杠杆率	0.6192	0.7919
	上市年龄	企业公开上市至当年的年数	8.3831	5.8904
	董事会规模	董事会中的总人数	10.2982	3.3149
	股权集中度	前五大股东持股占比(%)	59.0541	15.5811
	高管团队专业异质性	以 Blau 指数衡量,即用1减去高管中属于每一个范畴的人所占比例的平方和后得到的差	0.0542	0.2264
	市场化指数	企业总部所在省份的市场化指数	8.1818	2.3265

$$ROA_{i,t}/ROA_D_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1Power_Distance_{i,t-1}+\alpha_2X_{i,t-1}+u_i+\tau_t+\varepsilon_{i,t}\tag{1}$$

其中,ROA 与 ROA_D 分别代表因变量企业绩效与绩效稳定性,Power_Distance 代表核心解释变量董事长-总经理权力差距,X_{i,t-1}表示上文提到的一系列控制变量,u_i为企业固定效应,τ_t为时间固定效应,ε_{i,t}为随机误差项。本文主要关心系数α₁的符号及显著性。同时,本文控制企业固定效应,从而排除与时间无关的企业层面的不可观测的因素;同时,也控制时间固定效应,从而将对企业都有影响的事件纳入考虑。同时,为控制潜在的截面相关问题,本文所有回归标准误在企业维度上聚类处理。

四、实证结果

1. 基准回归结果分析

表2列示了基准回归结果。除了企业上市年龄,其余随时间变化的变量都进行了滞后1年处理。第(1)列和第(2)列预测企业绩效,第(3)列和第(4)列预测企业绩效的稳定性。具体而言,第(1)列与第(3)列呈现了不包含固定效应的结果;第(2)列与第(4)列加入

了企业、年份固定效应进行回归。

本文的第一组假设认为权力差距与企业绩效正相关(假设H_{1a});与企业绩效稳定性负相关(假设H_{1b})。第(2)列显示,从统计显著性上看,权力差距对绩效的系数估计显著为正(β=0.8689,p<0.01)。第(4)列显示,权力差距对绩效稳定性的系数估计显著为负(β=-0.7400,p<0.01),初步验证了本文的核心假设:高管权力差距对企业绩效的“双刃剑”效应。进一步,在图1中,本文根据原始数据和样本对结果进行了可视化处理。直方图展示的是原始数据中企业绩效表现的分布,分别对应高水平的权力差距(即较均值高1个标准差)和低水平的权力差距(即较均值低1个标准差)。从图1中可见,高权力差距的企业展现出了更好的绩效表现(观测集中于高水平绩效)和更差的稳定性(拥有较大的两端极值的分布)。

就控制变量的结果而言:首先,以员工人数衡量的企业规模与企业绩效负相关,与绩效稳定性正相关,与文献的常见结论相一致。其次,企业杠杆率的提升同样不利于企业绩效、绩效稳定性,这与Krause

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业绩效(ROA)		绩效稳定性(ROA_D)	
权力差距	0.8937*** (0.0645)	0.8689*** (0.0733)	-0.7634*** (0.0555)	-0.7400*** (0.0611)
公司规模	-0.0281*** (0.0053)	-0.0442*** (0.0094)	-0.0145*** (0.0047)	-0.0262*** (0.0082)
成长性	-0.0037 (0.0049)	0.0005 (0.0051)	0.0062 (0.0041)	0.0032 (0.0041)
杠杆率	-0.0199*** (0.0036)	-0.0214*** (0.0038)	-0.0231*** (0.0028)	-0.0214*** (0.0030)
上市年龄	-0.0011 (0.0011)	0.0019 (0.0038)	0.0055*** (0.0010)	0.0070** (0.0032)
董事会规模	0.0024*** (0.0008)	0.0014* (0.0008)	-0.0022*** (0.0006)	-0.0015** (0.0006)
股权集中度	0.0006 (0.0004)	0.0006 (0.0005)	0.0004 (0.0004)	0.0012*** (0.0004)
高管团队专业异质性	0.0322** (0.0138)	0.0192 (0.0146)	-0.0185* (0.0108)	-0.0116 (0.0111)
市场化指数	0.0010 (0.0034)	0.0015 (0.0098)	0.0006 (0.0028)	-0.0097 (0.0082)
截距	0.6163*** (0.1210)	0.9689*** (0.1929)	0.2830*** (0.1015)	0.5287*** (0.1652)
企业/年份固定效应	否	是	否	是
观测值	18465	18465	18465	18465
调整R ²	0.638	0.642	0.683	0.690

注:***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1;括号内汇报聚类稳健标准误,如无特殊说明,下同。

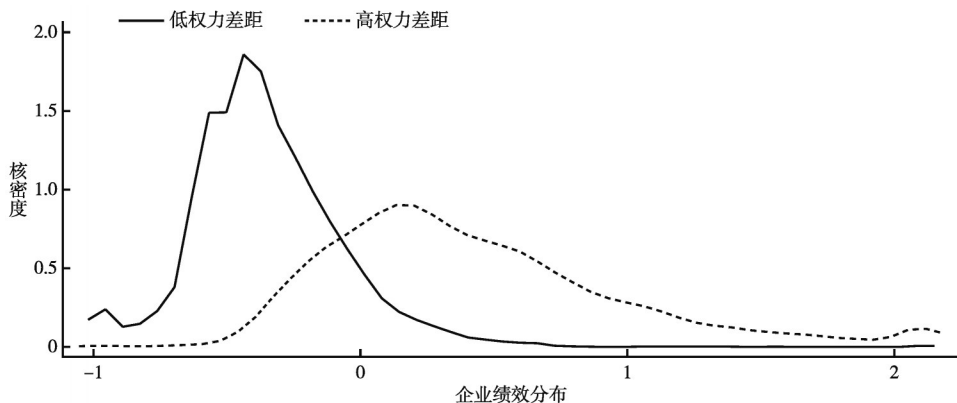


图1 权力差距对企业绩效分布的影响

等(2015)^[12]的结果类似,表明企业债务过高对于企业表现的负面影响。最后,股权集中度与企业绩效和绩效稳定性均呈正相关,在一定程度上揭示了中国目前情境下股权相对集中的正面效应。由于这并非本文关注焦点,这里不做过多分析。此外,高管团队异质性的提升也有利于企业绩效提升,但并没有显著地影响绩效稳定性,从侧面验证了多样化信息交流与观点碰撞对于企业做出正确战略决策的积极意义。

2. 团队构型与边界条件结果分析

表3列示了本文剩余假设的回归检验结果。本文的第二组假设认为,董事长和总经理之间的凝聚力(以重叠任期来测量)能够加强权力差距与绩效之间的正相关关系(假设H_{2a}),同时降低权力差距对绩效稳定性的负面影响(假设H_{2b})。第(1)列显示,权力

差距和任期重叠的交互项系数估计显著为正。第(5)列显示,权力差距和任期重叠的交互项系数估计也显著为正。因此,假设H_{2a}和假设H_{2b}得到验证。

假设H_{3a}和假设H_{3b}聚焦所有制的调节效应。从第(2)列中可以看出,权力差距对企业绩效的正向影响在民营企业中更为突出。因此,假设H_{3a}得到验证。第(6)列显示,权力差距对企业绩效稳定性的负向影响也在民营企业中更为突出,因而假设H_{3b}也得到验证。这些发现表明,在民营企业,一把手的权力和个人素质对于企业的影响比国有企业更为突出,积极和消极效果同时放大。最后一组假设认为,多元化会同时放大权力差距对绩效的正向影响和对绩效稳定性的负向影响。从第(3)列中可以看出,权力差距对企业绩效的积极影响因多元化程度提高而有

表3 调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	企业绩效(ROA)				绩效稳定性(ROA_D)			
权力差距	0.8329*** (0.0721)	0.5931*** (0.0508)	0.6531*** (0.0701)	0.4006*** (0.0553)	-0.7616*** (0.0659)	-0.5062*** (0.0422)	-0.5761*** (0.0594)	-0.4306*** (0.0496)
二元凝聚力	0.0023 (0.0075)			0.0006 (0.0074)	-0.0031 (0.0021)			-0.0018 (0.0020)
产权性质		0.0011 (0.0112)		-0.0028 (0.0097)		-0.0063 (0.0090)		-0.0028 (0.0084)
多元化			0.0194*** (0.0072)	0.0184*** (0.0063)			-0.0088 (0.0056)	-0.0105** (0.0049)
权力差距×二元凝聚力	0.1129*** (0.0394)			0.1213*** (0.0406)	0.0684*** (0.0081)			0.0619*** (0.0078)
权力差距×产权性质		0.4351*** (0.0582)		0.3977*** (0.0546)		-0.3690*** (0.0482)		-0.3070*** (0.0478)
权力差距×多元化程度			0.5164*** (0.0263)	0.4247*** (0.0295)			-0.3924*** (0.0202)	-0.3216*** (0.0239)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
调整R ²	0.669	0.684	0.680	0.741	0.705	0.733	0.721	0.765
观测值	18465	18465	18465	18465	18465	18465	18465	18465

所增强。第(7)列则显示权力差距对绩效稳定性的消极影响也被多元化所强化。这主要体现了多元化程度提高后,高管权力差距一方面能树立明确的权威,有利于领导不同业务部门,提高执行效率、促进业务协同并最终促进绩效提升;另一方面,高管权力差距也会抑制信息交流,在多元化程度提高、不同部门间业务差异变大时,放大绩效的不稳定性。因此,假设H_{4a}和假设H_{4b}得到验证。最后,为了完整揭示本文理论模型的所有变量,在第(4)列与第(8)列呈现了包含所有控制变量、核心解释变量与三组调节变量回归的结果,本文关心的三组调节变量系数符号与显著性和前述保持一致。

同时,为了展示调节效应,本文以二元凝聚力为例,基于前文回归结果如图2所示。可以看出,权力差距对于绩效的影响在高二元凝聚力的组别中得到正向调节,而其对绩效稳定性的负向影响在高二元凝聚力的组别中也被缓解。因此,假设H_{2a}和假设H_{2b}进一步得到支持^⑤。

3. 稳健性检验与内生性讨论

本文进行了以下稳健性检验与内生性讨论。考虑到2008年新会计准则施行的影响,本文将2008—2016年为本文样本区间重复基准回归模型,结论如表4第(1)列与第(2)列所示,结果与基准回归保持一致。同时,在第(3)列与第(4)列中,纳入了本文关心的

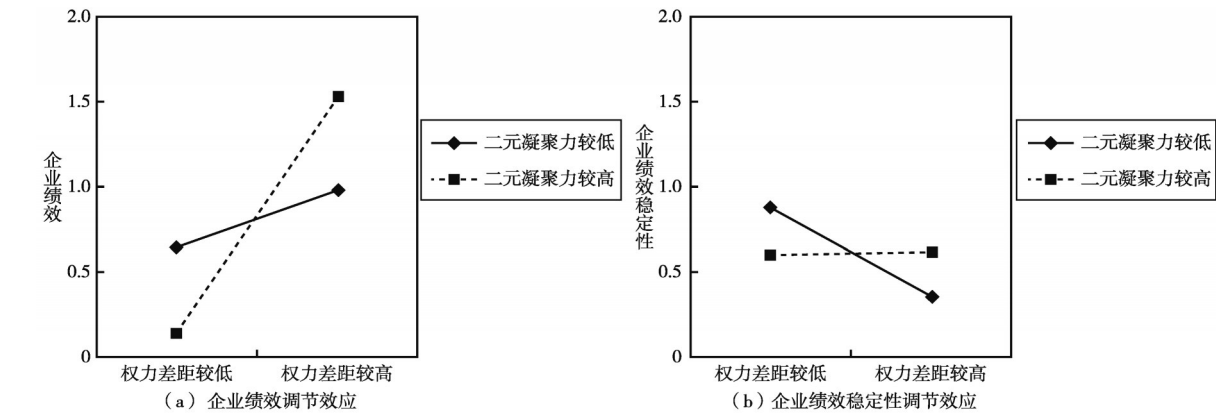


图2 二元凝聚力(任期重叠)对于权力差距和企业绩效分布之间关系的调节效应

资料来源:作者整理。

变量	更换样本区间				考虑交互固定效应			
	(1) ROA	(2) ROA_D	(3) ROA	(4) ROA_D	(5) ROA	(6) ROA_D	(7) ROA	(8) ROA_D
权力差距	0.8084*** (0.0943)	-0.7190*** (0.0825)	0.3272*** (0.0832)	-0.3473*** (0.0756)	0.8880*** (0.0784)	-0.7510*** (0.0647)	0.4217*** (0.0591)	-0.4518*** (0.0530)
二元凝聚力			-0.0054 (0.0069)	0.0045* (0.0024)			0.0000 (0.0079)	-0.0022 (0.0018)
产权性质			-0.0003 (0.0097)	0.0069 (0.0081)			0.0080 (0.0090)	-0.0090 (0.0076)
多元化			-0.0154** (0.0074)	0.0174*** (0.0064)			0.0170*** (0.0063)	-0.0092* (0.0047)
权力差距×二元凝聚力			0.0910** (0.0396)	0.0577*** (0.0053)			0.1177*** (0.0416)	0.0624*** (0.0088)
权力差距×产权性质			0.5113*** (0.0415)	-0.4161*** (0.0377)			0.4113*** (0.0606)	-0.3215*** (0.0534)
权力差距×多元化程度			0.1954*** (0.0276)	-0.1524*** (0.0247)			0.4050*** (0.0299)	-0.2945*** (0.0237)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
交互固定效应	否	否	否	否	是	是	是	是
企业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
调整R ²	0.668	0.706	0.749	0.772	0.663	0.714	0.758	0.786
观测值	10519	10519	10519	10519	18465	18465	18465	18465

三组调节变量,回归结果与假设预期相符。

而对于内生性问题,首先,尽管本文控制了企业与年份固定效应,但仍可能存在宏观层面遗漏变量的影响。本文进一步控制了行业-年份与省份-年份的交互固定效应,结果呈现在表4的第(5)列与第(6)列,权力差距的系数显著性与方向仍旧与假设相符。同时,为了检验交互固定效应是否会影响核心解释变量与调节变量交互项的系数符号与显著性,在第(7)列与第(8)列中加入了假设检验中包含的三组调节变量。相关检验的回归结果依旧与前文检验相符。

考虑到将权力差距的多个具体维度相加得到总指标可能存在加总偏误,导致核心解释变量的测量误差,本文进一步将构建权力差距指标的四个指标单独回归,考虑其对绩效与绩效稳定性的影响。由于可能的偏误来源主要在于指标测算,因此本部分仅关注核心解释变量指标的子指标。回归结果如表5所示,结论依然维持稳健。具体而言,分别将正文中的四个计算维度:标准化后的薪酬差异、股份、受教育程度和政治背景纳入基准回归模型中。由于标准化后系数可以直接比较,具体来说:学历与政治背景所带来的权力差距系数在四个维度中相对较大,而股份差别所带来的权力差距系数在四个维度中相对较小。

权力差距可能会受到企业绩效和绩效波动的反向影响(Shen 和 Cannella, 2002)^[18]。良好的企业绩效可能会让领导者拥有更大的权力。本文通过用工具变量估计来考察可能的内生性问题,利用企业总部的地理位置作为本文的工具变量。受文化和历史因

素的影响,地域可能影响人们对于权力的态度,但企业总部的地理位置是相对外生的。中国的南北方文化存在差异,这从某种程度上造成了人们对于权力结构的不同偏好。如,北方可能更加重视政治权力和上下等级,而南方则更看重贸易和商业。因此,企业总部的地理位置(即位于北方或南方)会影响人们对于权力差距的态度,但这一因素对企业绩效并没有直接关联,这恰好符合工具变量的要求。本文进一步使用总部的地理位置和年份哑变量之间的交互项来避免工具变量缺乏时间变化的问题,本文通过如下方式考察工具变量:一阶F检验缓解了弱工具变量的担忧;Hansen J检验发现工具变量并不会引起过度识别检验问题。运用工具变量估计的结果与本文所报告的基本相似。此外,本文还考虑了绩效指标的替代度量方式。采用Tobin Q作为企业绩效的替代衡量,由于企业绩效波动往往并非管理层所愿,因而可能存在更高的操纵动机,本文采用 β 系数这一更为外生的指标衡量绩效波动性,同样验证了高管权力差距的“双刃剑”效应^⑥。总之,上述实证结果表明:在企业中树立一把手权威的同时,也要防范其对绩效稳定性的负面影响。

五、结论与讨论

1. 研究结论

本文考察了在中国企业中董事长和总经理之间的权力差距对绩效和绩效稳定性的双重影响。通过揭示权力差距的“双刃剑”效应及其背后的权威与信息两个核心作用机制^⑦;并通过实证考察权力差距对企业绩效两个维度的不同影响,本文部分调和了文

表5 区分权力差距不同维度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA_D	ROA_D	ROA_D	ROA_D
薪酬差距	0.2132*** (0.0424)				-0.1868*** (0.0368)			
股份差距		0.1333*** (0.0388)				-0.1188*** (0.0345)		
学历差距			0.2745*** (0.0057)				-0.2284*** (0.0050)	
背景差距				0.2767*** (0.0066)				-0.2325*** (0.0054)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
调整R ²	0.195	0.103	0.308	0.297	0.229	0.129	0.328	0.321
观测值	18465	18465	18465	18465	18465	18465	18465	18465

献中关于权力差距对绩效的相互冲突的发现。研究结果表明:权力差距与绩效正相关,而与绩效稳定性负相关。因为股东们和其他重要的利益相关者不仅偏好绩效优良的企业,对长期增长、业绩稳定的企业更是情有独钟,本文将权力差距对绩效的这种双重影响称为“双刃剑”效应。

本文认为:一方面,权力差距能够帮助领导者获得/维持权威,树立统一指挥,提高决策和执行效率,因此有利于绩效提高。而权威的获得不仅仅依赖正式职位,也与特定文化背景下的合法性基础密切相关。尤其是在制度化程度较低的环境中,领导者的权威往往来自个人特征,而不仅仅是正式职位。当个人特征与文化传统或社会规范相一致时(例如日本和其他一些东亚国家中的年龄/资历),个人特征(非正式权力)在一定意义上就构成了权力的合法性基础,成为正式职位的补充,帮助领导者在组织中更好地被人接受、稳固权威。因此,本文认为权威并不简单仅由职位给定,而是领导者和下属之间互动和确认的结果。另一方面,由于信息交换的问题,权力差距可能造成组织中交流不充分、群体盲思等,诱发决策失误,因而带来绩效波动。也就是说,个人决策失误造成的风险,导致组织更有可能出现极端绩效表现:正确决策辅之以有效执行会带来高效率,而对错误决策的高效执行则会让组织陷入困境。就具体回归系数而言,权力差距对绩效和绩效稳定性的影响同样突出,而对绩效稳定性的研究是以往研究所忽略的。

除了揭示“双刃剑”效应,本文还揭示了董事长和总经理之间的凝聚力作为一种团队的结构构型(搭配),能够增强权力差距对绩效的正向影响并同时减弱对绩效稳定性的负向影响。凝聚力和融洽的关系使得二把手(和组织高层管理团队的其他成员)能够在尊重一把手权威的同时畅所欲言,充分交流信息(尤其是不同意见),最大限度地保证决策的科学化,避免重大决策失误,提高组织绩效并保持绩效稳定性。一言以蔽之,权力差距配合以团队凝聚力,才能实现活力与秩序、信息与权威、科学决策与有效执行的统一,达成高绩效的同时保证绩效稳定性。我们的发现既深化了高阶梯队理论中团队凝聚力的有

关认识,也为平衡权力差距的“双刃剑”效应提供了启发。本文进一步揭示,企业特征诸如所有制和多元化程度为权力差距与绩效之间的关系提供了边界条件。这种“双刃剑”效应在民营企业中更为突出,而在多元化程度高的组织中则相对较强;这一结论为深理解组织结构的情景适应性提供了支撑。

因此,本文对高阶梯队理论和结构权变理论做出了理论拓展和深化。一方面,已有高管团队的研究主要关注其构成(composition)的差异性,即团队成员在人口统计特征、认知、价值观等方面的差异,对高管团队内部的权力格局和权力运作研究不足,本研究聚焦权力,揭示权力差距对绩效和绩效稳定性的“双刃剑”效应,对高阶理论做了拓展。而且,本文对权力的研究不仅注重权力基础的一般性(比如薪酬差距等),也注重权力来源的情境性,立足中国本土实践,纳入了中国环境下有可能带来权力和权力差距的变量(比如政治背景等),对高阶理论的中国化做出了有益探索。另一方面,本文对结构权变理论做出有益贡献。一是识别了能够放大权力差距积极作用并同时缓解权力差距消极作用的团队构型变量(团队凝聚力),从而为组织结构(尤其是高管团队配备)设计提供了思路;二是也发现了权力差距效应的边界条件,从而为不同情境下的组织结构和组织与环境的匹配带来了启发。

2. 研究启示

本文的研究发现对于管理实践者具有如下现实启示:(1)企业应辩证看待高管权力差距的影响。组织的一把手需要在某些方面具备优势从而在领导团队和整个组织中被人接受、建立权威,这对绩效是有利的,尽管这会同时诱发绩效波动的风险。(2)企业应积极引导高管团队树立正确的地位价值观,防止高管团队内部地位竞争演变为权力斗争。因此,一把手和二把手之间建立高质量的工作关系十分重要。这样的关系不仅通过降低权力斗争促进了组织的决策和运营,而且有利于克服不平衡权力结构带来的负面影响,比如信息交换的缺乏。具体而言,这种融洽的关系可以通过多种方式建立,包括长期合作和共事。(3)民营企业一把手应该关注自身权力差距所带来的影响,在涉及企业重大事项时注意吸纳

高管团队与董事会的意见,减少因“一言堂”而带来的企业绩效波动。

更有意义的是,本研究的结论并不局限于中国情境,而可以为更广泛的背景提供启发。首先,这些结论适用于新兴市场情境。在这些经济体中,领导者的个人因素对于获得权威依然十分重要。此外,即使对于西方世界,本文研究的结果也是有意义的。如上文所提及的,世界上存在许多公司治理的模式(Aguilera等,2015)^[2]。美国的公司治理模式更多是董事长和CEO由一人担任。相反,在大多数欧洲国家,董事长和CEO的职位往往是分离的(Desender等,2013)^[3],责任共担,职权模糊。因此就两职分离而言,中国的公司治理模式同欧洲模式具备相似之处(Jiang和Kim,2015)^[9]。这意味着本文的理论在欧洲模式和存在共同领导人中的公司同样适用(Krause等,2015)^[12]。

3. 研究局限与未来展望

本文也有一些局限,为未来的研究提供了有益的方向:(1)尽管本文使用了综合衡量权力指标不同维度的方法,但本文并没有计算这些指标的可能权重。这些指标的重要性可能有所差异,而且他们在不同情境甚至不同组织中的重要性也可能存在差异,未来的研究可以考虑使用更加精细的测量方法和权重。(2)本文把权威与信息作为核心作用机制来提出假设、揭示权力差距的“双刃剑”效应,但对权威和信息并没有进行直接测量。未来的研究可以通过多种研究方法(包括案例研究)证实或者证伪这个论点。(3)本文关于董事长与总经理之间的关系,即凝聚力的概念,所用的测量还比较直接。未来的研究可以通过观测团队过程来考察高管团队的关系。(4)未来的研究可以探讨在预测某种特定的战略制定和绩效表现的时候,究竟谁才是组织高层的核心决策者。(5)除了本文考虑的产权性质、多元化战略外,其他的权变因素(比如知识型或执行型组织;组织发展的稳定时期与波动时期等情境)也具有一定的研究意义,未来研究可以对此展开细致探讨。

注释:

①由社会建构的规范、价值、信念和意义系统中,被认为

是合意的、恰当的、合适的(Suchman,1995)^[29]。

②参见“领袖访谈:郁亮梦想的力量”,<http://www.guandian.cn/article/20110426/108674.html>。

③人大代表和政协委员级别包括国家级(=5)、省级(=4)、市级(=3)、县级(=2)和乡镇级别(=1)以及无(=0)。本文也尝试用管理者是否曾在政府工作作为测量,得到了一致的结果。政府官员的级别包括九档,从最高的国家级/省一级(编码为9)到最低的乡镇级以下(编码为1),无为0。

④标准化处理的公式为 $(X-X_{\text{mean}})/X_{\text{std}}$ 。当结果为负数时,并不意味着总经理权力大于董事长,而仅仅是因为样本的取值低于样本整体均值所致。

⑤另外两组调节效应假设 H_3 和假设 H_4 的图形表达也对本文的分析结果提供了支持,备案。

⑥ β 系数指公司股价相对于整体市场波动比率, β 系数越大代表波动性越大,即该公司风险越高。同时,由于董事长与总经理间共事时间的均值为3年左右,因此本文并没有采用常见运用三年标准差计算的风险承担指标进行度量。因篇幅有限,详细结果未列示,备案。

⑦本文强调的这两个机制并没有穷尽其他可能,例如团队过程、心理机制(包括CEO的认知、自恋和过度自信)、动机机制、情景机制、组织设计、权变(匹配)效应等。但这些不是本文研究重点。

参考文献:

- [1]Aguilera, R. V., K. Desender, M. K. Bednar, and J. H. Lee. Connecting the Dots: Bringing External Corporate Governance into the Corporate Governance Puzzle[J]. *Academy of Management Annals*, 2015, 9,(1): 483-573.
- [2]Desender, K. A., R. V. Aguilera, R. Crespi, and M. García-cestona. When Does Ownership Matter? Board Characteristics and Behavior[J]. *Strategic Management Journal*, 2013, 34,(7): 823-842.
- [3]Haleblian, J., and S. Finkelstein. Top Management Team Size, CEO Dominance, and Firm Performance: The Moderating Roles of Environmental Turbulence and Discretion[J]. *Academy of Management Journal*, 1993, 36,(4): 844-863.
- [4]Smith, A., S. Houghton, J. N. Hood, and J. A. Ryman. Power Relationships among Top Managers: Does Top Management Team Power Distribution Matter for Organizational Performance?[J]. *Journal of Business Research*, 2006, 59,(5): 622-629.
- [5]Pitcher, P., and A. D. Smith. Top Management Team Heterogeneity: Personality, Power, and Proxies[J]. *Organization Science*, 2001, 12,(1): 1-18.

- [6]Chen, G., M. Firth, D. N. Gao, and O. M. Rui. Ownership Structure, Corporate Governance, and Fraud: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2006, 12,(3): 424-448.
- [7]Jiang, F., and K. A. Kim. Corporate Governance in China: A Modern Perspective[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015, 32, (June): 190-216.
- [8]Krause, R., K. A. Whitler, and M. Semadeni. Power to the Principals! An Experimental Look at Shareholder Say-on-Pay Voting[J]. *Academy of Management Journal*, 2014, 57,(1): 94-115.
- [9]Krause, R., R. Priem, and L. Love. Who's in Charge Here? Co-CEOs, Power Gaps, and Firm Performance[J]. *Strategic Management Journal*, 2015, 36,(13): 2099-2110.
- [10]Eisenhardt, K. M., and L. J. Bourgeois. Politics of Strategic Decision Making in High-Velocity Environments: Toward a Midrange Theory[J]. *Academy of Management Journal*, 1988, 31, (4): 737-770.
- [11]Haleblian, J., and S. Finkelstein. Top Management Team Size, CEO Dominance, and Firm Performance: The Moderating Roles of Environmental Turbulence and Discretion[J]. *Academy of Management Journal*, 1993, 36,(4): 844-863.
- [12]Tost, L. P., F. Gino, and R. Larrick. When Power Makes Others Speechless: The Negative Impact of Leader Power on Team Performance[J]. *Academy of Management Journal*, 2012, 56, (5): 1465-1486.
- [13]Ocasio, W. Political Dynamics and the Circulation of Power: CEO Succession in US Industrial Corporations, 1960-1990[J]. *Administrative Science Quarterly*, 1994, 39,(2): 285-312.
- [14]Shen, W., and Cannella. Power Dynamics within Top Management and Their Impacts on CEO Dismissal Followed by Inside Succession[J]. *Academy of Management Journal*, 2002, 45, (6): 1195-1206.
- [15]Hambrick, D. C., and P. A. Mason. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers[J]. *Academy of Management Review*, 1984, 9,(2): 193-206.
- [16]Quigley, T. J. and S. D. Graffin. Reaffirming the CEO Effect Is Significant and Much Larger than Chance: A Comment on Fitza, (2014)[J]. *Strategic Management Journal*, 2017,(38): 793-801.
- [17]Cyert, R., and J. G. March. *A Behavioral Theory of the Firm*[M]. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1963.
- [18]March, J. G. and H. A. Simon. *Organizations*[M]. New York: McGraw-Hill, 1958.
- [19]严若森,赵亚莉.厚此薄彼还是一视同仁?——高管结构性权力配置与家族企业长期投资[J]. *上海:外国经济与管理*, 2022,(10): 54-69.
- [20]Dewett, T. Creativity and Strategic Management: Individual and Group Considerations Concerning Decision Alternatives in the Top Management Teams[J]. *Journal of Managerial Psychology*, 2004, 19,(2): 156-169.
- [21]繆小明,戴顶.高管团队权力分配的前因及其对企业绩效影响路径研究[J]. *成都:软科学*, 2008,(6): 143-148.
- [22]戴雨晴,李心合.管理层权力制衡强度与资本结构调整速度——基于债务约束效应视角[J]. *北京:经济管理*, 2021,(4): 173-190.
- [23]魏昕,张志学.组织中为什么缺乏抑制性进言?[J]. *北京:管理世界*, 2010,(10): 109-119.
- [24]李文贵.社会信任、决策权集中与民营企业创新[J]. *北京:经济管理*, 2020,(12): 23-41.
- [25]Farh, J.-L., and B.-S. Cheng. A Cultural Analysis of Paternalistic Leadership in Chinese Organizations[A]. In J. Li, A. S. Tsui, & E. Weldon, (Eds.), *Management and Organizations in the Chinese Context*[C]. London: Palgrave Macmillan UK, 2000.
- [26]王辉,忻榕,徐淑英.中国企业CEO的领导行为及对企业经营业绩的影响[J]. *北京:管理世界*, 2006,(4): 95-104.
- [27]张龙,刘洪.高管团队中垂直对人口特征差异对高管离职的影响[J]. *北京:管理世界*, 2009,(4): 114-124.
- [28]Weber, M. *Economy and Society: An Outline of Interpretive Sociology*[M]. Berkeley, CA: University of California Press, 1978.
- [29]Suchman, M. C. Managing Legitimacy: Strategic and Institutional Approaches[J]. *Academy of Management Review*, 1995, 20,(3): 571-610.
- [30]刘锦,王学军,张三保,叶云龙.CEO非正式权力、正式权力与企业绩效——来自中国民营上市公司的证据[J]. *北京:管理评论*, 2015,(11): 161-169.
- [31]Fayol, H. *General and Industrial Administration*[M]. New York: Pitman, 1949.
- [32]Fligstein, N. The Intraorganizational Power Struggle: Rise of Finance Personnel to Top Leadership in Large Corporations, 1919-1979[J]. *American Sociological Review*, 1987, 52,(1): 44-58.
- [33]Pfeffer, J. *Power in Organizations*[M]. Marshfield, MA: Pitman, 1981.
- [34]Smith, K. G., K. A. Smith, J. D. Olian, H. P. Sims, D. P. O'Bannon, and J. A. Scully. Top Management Team Demography and Process: The Role of Social Integration and Communication[J]. *Administrative Science Quarterly*, 1994, 17,(1): 412-438.

- [35]Harrison, J. R., D. L. Torres, and S. Kukalis. The Changing of the Guard: Turnover and Structural Change in the Top-Management Positions[J]. *Administrative Science Quarterly*, 1988, 33,(2): 211-232.
- [36]卫旭华,刘咏梅,岳柳青.高管团队权力不平等对企业创新强度的影响——有调节的中介效应[J]. *天津:南开管理评论*, 2015, (3): 24-33.
- [37]段梦然,王玉涛,徐瑞遥.两职分离背景下高管权力差距与投资效率[J]. *北京:管理评论*, 2021, (8): 196-210.
- [38]Sah, R. K., and J. E. Stiglitz. The Architecture of Economic Systems: Hierarchies and Polyarchies[J]. *American Economic Review*, 1986, 76,(4): 716-727.
- [39]Al Mamun, M., B. Balachandran, and H. N. Duong. Powerful CEOs and Stock Price Crash Risk[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 62, 101582.
- [40]Li, J., and Y. Tang. CEO Hubris and Firm Risk Taking in China: The Moderating Role of Managerial Discretion[J]. *Academy of Management Journal*, 2010, 53,(1): 45-68.
- [41]钟熙,陈伟宏,宋铁波,朱子君.CEO过度自信、CEO权力与企业业绩波动性[J]. *上海:系统管理学报*, 2021, (2): 283-295.
- [42]Patel, P., and D. Cooper. Structural Power Equality between Family and Non-Family TMT Members and the Performance of Family Firms[J]. *Academy of Management Journal*, 2014, 57,(6): 1624-1649.
- [43]Donaldson. *The Contingency Theory of Organizations*[M]. Sage Publications, Inc. 2001, New York.
- [44]Barrick, M. R., B. H. Bradley, A. L. Kristof-Brown, and A. E. Colbert. The Moderating Role of Top Management Team Interdependence: Implications for Real Teams and Working Groups[J]. *Academy of Management Journal*, 2007, 50,(3): 544-557.
- [45]Eisenhardt, K. M., and C. B. Schoonhoven. Organizational Growth: Linking Founding Team, Strategy, Environment, and Growth among US Semiconductor Ventures, 1978-1988[J]. *Administrative Science Quarterly*, 1990, 35,(3): 504-529.
- [46]Bantel, K., and S. Jackson. Top Management and Innovations in Banking: Does the Composition of the Top Team Make a Difference?[J]. *Strategic Management Journal*, 1989, 10,(S1): 107-124.
- [47]Hambrick, D. C. Multifunctional Managerial Development: A Framework for Evaluating the Options, Organizational Dynamics, 1992, 21,(2): 5-17.
- [48]徐炜,王超.民营高科技公司创始人控制权与公司业绩[J]. *北京:经济管理*, 2016, (9): 61-75.
- [49]Boyd, B. K. CEO Duality and Firm Performance: A Contingency Model[J]. *Strategic Management Journal*, 1995, 16,(4): 301-312.
- [50]Hoskisson, R. O., and R. A. Johnson. Corporate Restructuring and Strategic Change: The Effect on Diversification Strategy and R&D Intensity[J]. *Strategic Management Journal*, 1992, 13,(8): 625-634.
- [51]Sanders, W. G., and M. A. Carpenter. Internationalization and Firm Governance: The Roles of CEO Compensation, Top Team Composition, and Board Structure[J]. *Academy of Management Journal*, 1998, 41,(2): 158-178.
- [52]Aggarwal, R. International Differences in Capital Structure Norms: An Empirical Study of Large European Companies[J]. *Management International Review*, 1981, 21,(1): 75-88.
- [53]Chandler, A. D. *Strategy and Structure: Chapters in the History of the American Industrial Enterprise*[M]. Cambridge, MA: MIT Press. 1962.
- [54]Henderson, A. D., and J. W. Fredrickson. Information-Processing Demands as a Determinant of CEO Compensation[J]. *Academy of Management Journal*, 1996, 39,(3): 575-606.
- [55]Sanders, W. G., and D. C. Hambrick. Swinging for the Fences: The Effects of CEO Stock Options on Company Risk Taking and Performance[J]. *Academy of Management Journal*, 2007, 50,(5): 1055-1078.
- [56]Finkelstein, S. Power in Top Management Teams: Dimensions, Measurement, and Validation[J]. *Academy of Management Journal*, 1992, 35,(3): 505-538.
- [57]Thomas, A. S., R. J. Litschert, and K. Ramaswamy. The Performance Impact of Strategy-Manager Coalignment: An Empirical Examination[J]. *Strategic Management Journal*, 1991, 12,(7): 509-522.
- [58]Chin, M., D. C. Hambrick, and L. K. Treviño. Political Ideologies of CEOs: The Influence of Executives' Values on Corporate Social Responsibility[J]. *Administrative Science Quarterly*, 2013, 58,(2): 197-232.
- [59]张建君,张闫龙.董事长-总经理的异质性、权力差距和融洽关系与组织绩效——来自上市公司的证据[J]. *北京:管理世界*, 2016, (1): 110-120.
- [60]Carpenter, M. A. The Implications of Strategy and Social Context for the Relationship between Top Management Team Heterogeneity and Firm Performance[J]. *Strategic Management Journal*, 2002, 23,(3): 275-284.