

董事会领导权结构的性别效应与企业绩效

许为宾¹, 豆秋杰²

(1. 贵州大学 管理学院, 贵阳 550025; 2. 贵州财经大学 商务学院, 贵州 黔南 550600)

摘要:本文检验了董事会领导权性别结构究竟如何影响企业绩效,以及这种关系如何依赖于性别地位差异而发生变化。利用中国上市公司2014—2018年数据进行检验发现:在董事长和CEO两职分离的情形下,相对于董事会领导权同性结构,董事会领导权异性结构对企业绩效有正向影响;董事会领导权异性结构与企业绩效关系会受到性别地位的影响,具体来说,董事会领导权异性结构对企业绩效的正向影响,在“男上女下”的性别结构形式中更显著。进一步考虑企业的产权性质进行检验发现,“男上女下”性别结构对企业绩效的积极效应在民营企业中更显著。

关键词:董事会领导权;性别结构;企业绩效

中图分类号:F275.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)03—0098—10

一、引言

“男女搭配、干活不累”经常被用来戏说工作中男女劳动力相互配合的现象。实际上,“男女混搭”与组织成员的性别结构问题是紧密相关的。近年来,性别因素作为重要的高管背景特征(李焰等,2011;陈东,2015),在公司治理领域愈发受到关注,尤其是伴随着女性地位的提升,以女性高管或女性董事为主题的研究日渐增多。例如,Adams和Ferreira(2009)探究了女性董事与公司治理水平的关系问题;Huang和Kisgen(2013)检验了女性经理人与企业债务融资的关系;Faccio et al(2016)则考察了女性CEO与企业投资效率关系问题。国内的研究主要集中于考察女性高管或女性董事对企业财务行为的影响,如投资行为(孙亮和周琳,2016)、融资行为(胡志颖,2015)、财务舞弊行为(周泽将等,2016)、盈余管理行为(杜兴强等,2017)。但令人遗憾的是,上述研究更多的是聚焦于企业领导层面单一性别因素(如女性)对企业经济决策行为的影响,而缺乏对企业领导层面性别结构互补或互斥效应的高度关注。

与此同时,董事会领导权结构作为企业领导层面备受关注的公司治理变量,一直纠结于董事长和总经理应当是两职合一还是两职分离(Krause et al,2014),但现有研究并没有得到一致性的研究结论。实际上,无论何种形式的领导权结构,作为主要载体的具体行为人,其决策行为难免会受到性别因素的影响(Hambrick和Mason,1984;张横峰和段承蒙,2018),进而会影响领导权结构与企业绩效的关系。而遗憾的是,现有研究很少关注董事会领导权结构的性别问题。综合上述方面的研究遗憾,本文感兴趣的是:在考虑性别因素的情况下,董事会领导权结构与企业绩效是何种关系?

更进一步来说,从中国上市公司治理实践来看,尽管关于何种形式的董事会领导权结构孰优孰劣的问题,尚未得到学术层面的有效解答(Krause et al,2014),但现有研究指出,在过去的20多年里,董事长和总经理两职分离正成为中国公司治理改革的潮流(杨典,2014)。国内的《公司法》和《上市公司章程指引》也都在“事实上”在要求企业领导权结构应当两职分离(李建标等,2016)。因此,从这一更具普遍性的董事会领导权结构形式出发,考虑性别因素的影响效应可能更具研究价值和现实意义。

综上所述,本文的科学问题是:在董事会领导权两职分离的情形下,董事会领导权性别结构究竟如何影响企业绩效?“男上女下”和“女上男下”两种不同的领导权性别结构形式有何差异性影响?即董事长由男性担任,总理由女性担任;或董事长由女性担任,总理由男性,上述两种形式如何调节董事会领导权性别结

收稿日期:2020—04—06

基金项目:国家自然科学基金“家族企业控制权配置的社会阶层烙印与企业投资‘脱实向虚’”(71862006);贵州省科技计划项目“家族企业控制权配置的社会阶层烙印与企业投资‘脱实向虚’”(黔科合平台人才[2017]5788号;黔科合平台人才[2018]5781号)

作者简介:许为宾,博士,贵州大学管理学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:公司治理与战略管理;豆秋杰,硕士,贵州财经大学商务学院助教,研究方向:公司治理与财务管理。

构与企业绩效的关系。为此,本文以中国上市公司为研究样本,实证检验和解答上述问题,以期对上市公司董事会治理研究有所补益。

二、理论分析与研究假设

关于个体性别的理解通常包含生理属性和社会属性两个方面。从生理属性来看,个体的性别是基于生理特征的“男人”或“女人”,即性别二元论,男女性别在生理结构上的差异导致其在体力、耐力等方面存在差异。而从社会属性来看,根据社会建构理论,个体的社会性别主要是指男女之间在思想观念、行为认知、品格特征等社会属性方面具有不同的角色特征。现有研究证实,男性和女性在性格、沟通方式和专业技能方面是存在较大差异的(Feingold和Alan,1994;杨振兵,2016;王伟同和魏胜广,2017)。那么,从表层的生理属性来看,“男女搭配”就是生物学意义上的男性和女性相互组合成的工作群体。而从更深层次的社会属性来看,“男女搭配”更多的是指不同的社会角色所组成的工作群体,也就是性别多样性。

在现有研究当中,工作场所中的“男女搭配”更多的是强调性别背后所隐含的认知差异和价值观差异,这里就涉及了不同性别的组织成员,在工作方式和对任务目标理解方面的不同。因此,“男女搭配”并不是简单的男性和女性的组合,更多的是个体嵌入群体的结构性安排,以及在生理性别背后所隐含的行为认知的结构性安排。而这种结构性安排衍伸到董事会领导权结构层面,必然会影响董事长和总经理等行为主体的决策行为及其经济后果。

(一)两职分离下的董事会领导权性别结构与企业绩效

而在董事长和总经理两职分离的领导权结构形式下,董事会领导权性别结构可能会出现如下几种形式:董事长和总经理是同一性别(董事长和总经理皆为男性或女性),或者董事长和总经理是不同性别(董事长是男性,总经理是女性或董事长是女性,总经理是男性)。在异性相吸和异性相斥两种范式下,不同的董事会领导权性别结构对企业绩效的影响将存在较大差异。

1. 异性相吸下的董事会领导权性别结构与企业绩效

从异性相吸视角来看,“男女搭配”有助于强化个体的自我表现需求和社交需求(Kerr和Sullaway,1983)。根据自我效能理论,环境中的刺激因素会唤醒个体的自我效能,驱动其自我展示的动力。由于异性效应的存在,“男女搭配”中的异性吸引力会在成员之间产生一种特殊的驱动力,即每个个体都希望获得异性的青睐,从而会刺激其产生较多的自我展示行为。Ivanova-Stenzel和Kübler(2011)发现在工作场景中,男性为了获得异性好感,会承担更多的工作任务。Ronay和Hippel(2010)发现在体育运动中,女性在场的情况下,男性运动员的表现会更好。而组织中的男性为获得女性青睐而采取的行为有助于组织整体绩效的改善(Bem,1981)。Apesteguia et al(2010)和Hoogendoorn et al(2013)研究发现,性别多元化的团队比性别单一的团队表现更好。

同时,“男女搭配”除了强化各自的自我表现需求外,还会激发个体的社交欲望。由于“异性相吸”的刺激效应,在工作场所中的男性和女性可以从接触活动中获得难以描述的感情体验,有助于满足个体的社交需求,进而提升个体的工作满意度。现有研究表明,工作场所中的“异性搭配”比“同性搭配”更容易形成超越普通工作关系的“工作配偶”式同事关系(Mcbride和Bergen,2015),这有助于个体在工作场所中形成良好的配合关系,进而改善组织绩效。

总体上来说,异性之间的相互激励有助于激发个体更加积极地工作和促进异性双方更好地配合工作。据此推断,在董事长和总经理两职分离的情形下,董事长和总经理分别由不同性别的个体担任,则两者之间存在的性别差异,一方面,可以刺激提升双方的自我效能感,提高个体工作业绩;另一方面,在公司决策中,董事长和CEO作为公司的主要决策者,双方需要不断的沟通和交换意见,而异性效应还会刺激社交欲望,有助于双方更好的沟通交流,进而减少因双方内耗产生的沟通成本,提高企业决策质量。在此基础上,董事长和总经理的“异性相吸”效应使得双方能够更好地相互配合工作,有助于提升其工作质量和效率,进而有助于改善企业经济绩效。综合上述分析,本文提出以下假设:

相对于董事会领导权同性结构,董事会领导权异性结构对企业绩效有显著的正向影响(H1a)。

2. 异性相斥下的董事会领导权性别结构与企业绩效

依据异性相斥原理,生理属性的性别差异使得男性和女性在一起工作时容易产生“内部分裂”。中国有

句俗语“物以类聚、人以群分”,生理属性的性别为工作场所中的群体分类提供了强有力的基础,进而会形成不同的性别次群体(陈建安和武学蒙,2017)。子群体内的成员通常以积极的眼光看待群体内的人,而以消极眼光看待圈子外的人。董事长和总经理作为企业中的最高决策者,当两个职位分别由不同性别的个体担任时,则有较大可能会形成以董事长和总经理分别为领头人的子群体。而根据群体竞争理论,工作场所中的不同生理性别群体,会由于争夺组织中的稀缺资源而造成对立,影响团体工作满意度和团结性,进而会影响组织绩效(Peccei和Lee,2010)。

同时,也有研究表明,相对于“男女搭配”这种异性搭配,同性搭配背后的生理性别的相似性有助于提高互动双方的相互吸引力,群体的生理性别构成越趋同,工作满意度越高(Peccei和Lee,2010)。事实上,大量研究表明,男性高管和女性高管在个人意志和认知偏好方面的差异,将导致其在企业决策方面存在差异性偏好。从现有文献来看,男性高管和女性高管在企业决策中的差异性表现主要体现在3个方面:一是风险厌恶方面,许多研究表明女性高管比男性高管在决策过程中的风险厌恶程度高(Gulamhussen和Santa,2010;祝继高等,2012);二是不过度自信方面;多数研究认为女性高管更加不自信(胡志颖,2015);三是伦理道德方面,根据性别社会化理论,女性比男性更加注重伦理道德(Boulouta,2013;曾春影和茅宁,2008)。这3方面的差异使得不同性别的高管在战略决策偏好上也存在较大差异。

由此,在董事长和总经理两职分离的情况下,当两个职位分别由异性个体担任时,容易因为双方在战略决策偏好上的差异性造成双方之间的争执和分歧,进而造成企业领导层面的内部消耗,并影响个体的工作满意度,这对于企业绩效的改善是不利的。综合上述分析,本文提出如下假设:

相对于董事会领导权同性结构,董事会领导权异性结构对企业绩效有显著的负向影响(H1b)。

(二)性别地位的调节效应:“男上女下”还是“女上男下”

尽管董事长和总经理都处于企业科层结构的顶端位置,但一般意义上来说,董事长的职位通常比总经理的职位要高一些(周建和许为宾,2015)。而在董事会领导权两职分离的情况下,如果董事长和总经理分别由不同性别的个体担任相应职务,这种情况可以进一步细分为两种情形:董事长由男性担任,总理由女性担任(以下简称“男上女下”);或董事长由女性担任,总理由男性担任(以下简称“女上男下”)。在此情况下,受性别地位的影响,董事长和总经理两种职位上的性别差异所产生的影响效应可能存在差异。

从社会发展实际来看,尽管近年来女性的社会地位在不断提升,政府层面也制定了相关的政策措施提升女性的社会地位,但传统的中国儒家思想中的“男尊女卑”的观念,对中国人的行为意识的影响已经根深蒂固(陈建安和武学蒙,2017)。在这传统文化情境的影响下,在工作场所中,当男性个体的职位处于女性个体之下时,会在心理上产生不舒服的感觉,甚至遭遇他人的讥讽(如“一个大男人被一个女人管着”),由此形成较低的心理幸福感(Minerrubino et al,2010)。在此情况下,既会影响男性个体的工作积极性,也会给男女双方的工作关系带来消极影响。而当女性在男性地位较高的情形下工作时,在传统男尊女卑思想的影响下,女性对于自身职位层级的抵触性相对较低。因此,当女性担任总经理职位时,对处于董事长职位上的男性的抵触感相对较低。

同时,根据性别角色理论,男性和女性在人格角色方面是不一样的。男性化人格和角色行为更多的表现为独立性、攻击性和竞争性(Myaskovsky et al,2005),而女性化人格和角色行为更多的表现为依赖性和关系导向(Wegge et al,2008)。因此,相对于女性,男性个体具有强烈的挑战欲及权力控制欲,其对自身威望和组织控制权具有强烈渴求。在此情况下,当男性个体处于总经理位置时,其对于处于董事长职位上的女性个体有着较强的挑战欲望,不利于双方的相互配合。再加上各自发展的性别子群体的助推作用,使其在争夺组织内部资源时的消耗性行为增多,最终不利于企业绩效的改善。

基于上述分析可以看出,董事会领导权性别结构对企业绩效的影响会受性别地位的调节。具体来说,如果H1a成立,即相对于董事会领导权同性结构,董事会领导权异性结构对企业绩效有显著的正向影响。那么,董事会领导权异性结构对企业绩效的有利影响,在“男上女下”的性别结构形式中更显著。如果H1b成立,即相对于董事会领导权同性结构,董事会领导权异性结构对企业绩效有显著的负向影响。那么,董事会领导权异性结构对企业绩效的不利影响,在“女上男下”的性别结构形式中更显著。综合上述分析,本文提出如下假设:

性别地位对董事会领导权性别结构与绩效关系产生调节效应(H2)。

董事会领导权异性结构对企业绩效的正向影响,在“男上女下”的性别结构形式中更显著(H2a);
董事会领导权异性结构对企业绩效的负向影响,在“女上男下”的性别结构形式中更显著(H2b)。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文选取2014—2018年中国沪深A股上市公司为样本进行检验,样本经过以下程序删选:①剔除了主要变量数据缺失严重且难以通过其他途径进行补充的公司;②考虑到财务数据处理的特殊性,剔除了金融类、公共事业类和ST类的公司;③剔除了截至2014年12月31日,上市时间不满一年的公司;④剔除了样本观测期间CEO和董事长两职合一的样本企业,以及领导权性别结构发生变更的企业,只留下CEO和董事长两职分离且领导权性别结构未发生变更的企业;⑤对文中连续变量在上下1%的水平上进行了Winsorize处理。最终获取670家上市公司,3350个观测值。相关数据来自RESSET金融研究数据库和CSMAR数据库。

(二)模型构建与变量界定

1. 被解释变量

公司绩效(*perform*)。模型(2)和模型(3)中的被解释变量为公司绩效,本文用企业净资产收益率(*ROE*)、资产净利润率(*ROA*)来衡量。

2. 解释变量

异性结构(*gender_str*)。如果董事长和CEO性别不同,则取值为1,否则为0。性别地位的测量采用两个变量测度,男上女下(*male_fe*):如果董事长为男性,CEO为女性,则取值为1,否则为0。女上男下(*fe_male*):如果董事长为女性,CEO为男性则取值为1,否则为0。

3. 控制变量

参考现有文献,本文对相关变量进行了控制。其中公司层面的控制变量包括:公司规模(*size*),用公司资产总额的自然对数进行测量;财务杠杆(*lev*),采用资产负债率进行测量;经营现金流量(*cash*),用经营活动产生的现金净流量与主营业务收入的比值来表示;企业成长性(*growth*),采用企业主营业务收入增长率来测量;大股东持股(*tophold*),采用控股股东持股比例来测量;董事会独立性(*idir*),采用独立董事与董事会总人数的比值来测量。

高管个体层面的控制变量包括:高管薪酬(*salary*),采用高管薪酬总额来测量;CEO年龄(*ceoage*);CEO学历(*ceoedu*);CEO任期(*ceotenure*),用数据所在年份与CEO任职起始年份的差来表示;CEO持股(*ceorate*),用CEO持股数与普通股股本的比值表示;产权性质,国有企业取值为1,非国有企业取值为0。此外,本文还控制了行业(*IND*)和年度效应(*YEAR*),采用行业和年度哑变量来表示。具体参见表1。

表1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
公司绩效	<i>perform</i>	用企业净资产收益率ROE、总资产净利润率ROA和TobinQ表示
两职分离	<i>sep</i>	表示董事长和CEO是否由不同的人担任,是则取1,否则取0
异性结构	<i>gender_str</i>	是则取1,否则取0
男上女下	<i>male_fe</i>	董事长为男性,CEO为女性则取1,否则取0
女上男下	<i>fe_male</i>	董事长为女性,CEO为男性则取1,否则取0
产权性质	<i>state</i>	表示企业是否属于国有企业,是则取1,否则取0
企业规模	<i>size</i>	用企业账面资产价值的自然对数来表示
财务杠杆	<i>lev</i>	用公司资产负债率表示
经营现金流量	<i>cash</i>	用经营活动产生的现金净流量与主营业务收入的比值来表示
企业成长性	<i>growth</i>	用企业主营业务收入增长率表示
大股东持股	<i>tophold</i>	用控股股东持股比例表示
董事会独立性	<i>idir</i>	用独立董事数量与董事会规模的比值表示
高管薪酬	<i>salary</i>	用高管薪酬总额表示
CEO年龄	<i>ceoage</i>	用CEO年龄表示
CEO学历	<i>ceoedu</i>	本科以下为0,本科为1,硕士为2,博士为3
CEO任期	<i>ceotenure</i>	用数据所在年份与CEO任职起始年份的差来表示
CEO持股	<i>ceorate</i>	用董事长持股数与普通股股本的比值表示
行业分离比例	<i>isep</i>	用企业所属行业两职分离的比例表示
行业	<i>IND</i>	哑变量
年份	<i>YEAR</i>	哑变量

(三)模型构建

需要指出的是,企业领导权性别结构只有在董事长和CEO两职分离的情况下才存在结构性问题,但董事长和CEO的两职分离并不是随机发生的。直接检验领导权性别结构与企业绩效的关系,存在较大的内生选择偏误问题。这种情况下,如果仍然采用最小二乘法回归,所得到的结果将不能保证无偏性和一致性。为了控制内生选择偏误,本文采用了Heckman两步法处理。

第一阶段回归保留了董事长和CEO两职合一的样本数据($N=3350$)。把两职分离(*sep*)作为因变量,企业特征变量和董事长个人特征变量作为自变量。由于行业两职分离比例与企业是否两职分离相关,但与企

业绩效不相关。因此把行业分离比例(*isep*)作为工具变量。用 Probit 模型估计董事长和 CEO 两职分离的选择方程,通过选择方程模型的回归结果可以计算出内生选择偏误调整项(inverse Mill's ratio, IMR)。其中 α_i 为各变量的系数。具体模型如式(1)所示:

$$\begin{aligned} \text{probit}(sep_{it}) = & \alpha_0 + \alpha_1 performance_{it-1} + \alpha_2 size_{it} + \alpha_3 lev_{it} + \alpha_4 cash_{it} + \alpha_5 growth_{it} + \alpha_6 tophold_{it} + \\ & \alpha_7 idir_{it} + \alpha_8 salary_{it} + \alpha_9 chairsge_{it} + \alpha_{10} chairedu_{it} + \alpha_{11} chairtenure_{it} + \alpha_{12} chairrate_{it} + \\ & \alpha_{13} isep_{it} + \alpha_{14} state_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

第二阶段回归剔除了董事长和 CEO 两职合一的样本数据($N=1711$),以企业绩效为因变量,研究董事长和 CEO 的性别结构对企业绩效的影响。自变量中除了性别结构变量和其他控制变量外,还加入了第一阶段回归估计出的 IMR。用普通最小二乘法回归(OLS),具体模型为

$$\text{reg}(perform_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 gender_{it} + \alpha_2 controls_{it} + \alpha_3 lambda_{it} \quad (2)$$

$$\text{reg}(perform_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 male_fe_{it} + \alpha_2 fe_male_{it} + \alpha_3 controls_{it} + \alpha_4 lambda_{it} \quad (3)$$

四、实证检验结果与分析

(一)描述性统计

表 2 报告了本文主要变量的描述性统计结果。企业绩效为连续变量,企业净资产收益率(*ROE*)的平均值和标准差分别为 0.053 和 0.162,总资产净利润率的平均值和标准差分别为 0.032 和 0.076。性别结构的平均值和标准差分别为 0.055 和 0.228,男上女下的平均值和标准差分别为 0.031 和 0.173,女上男下的平均值和标准差分别为 0.024 和 0.154。说明样本企业在企业绩效、性别结构、男上女下和女上男下等变量上的变化幅度均较大。

表 3 是主要变量的相关系数,数据显示,性别结构、男上女下与企业绩效之间具有 0.1% 水平上的显著相关关系,并且模型中主要变量的相关系数均小于 0.4,说明不存在多重共线性问题,可以做进一步多元回归分析。

表 2 描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
1. <i>ROE</i>	0.053	0.162	-1.909	0.058	1.833
2. <i>ROA</i>	0.032	0.076	-1.300	0.029	1.016
3. <i>gender_str</i>	0.055	0.228	0	0	1
4. <i>male_fe</i>	0.031	0.173	0	0	1
5. <i>fe_male</i>	0.024	0.154	0	0	1
6. <i>size</i>	21.926	1.202	16.161	21.800	28.070
7. <i>lev</i>	0.401	0.202	0.021	0.386	0.944
8. <i>cash</i>	0.075	0.225	-1.982	0.734	1.772
9. <i>growth</i>	0.419	0.938	-1.700	0.177	10.288
10. <i>tophold</i>	0.321	0.137	0.022	0.303	0.900
11. <i>idir</i>	0.382	0.059	0.200	0.364	0.800
12. <i>salary</i>	15.154	0.704	11.995	15.099	18.374
13. <i>ceoage</i>	49.883	6.877	26	50	80
14. <i>ceoedu</i>	1.223	0.911	0	1	3
15. <i>ceotenure</i>	9.229	3.688	1	10	20
16. <i>ceorate</i>	0.096	0.150	0	0.002	0.800
17. <i>state</i>	0.172	0.378	0	0	1

表 3 主要变量相关系数矩阵

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. <i>ROE</i>	1											
2. <i>ROA</i>	0.622***	1										
3. <i>gender_str</i>	0.103***	0.096***	1									
4. <i>male_fe</i>	0.129***	0.130***	0.739***	1								
5. <i>fe_male</i>	0.006	-0.006	0.653***	-0.028	1							
6. <i>state</i>	0.063**	-0.016	0.088***	0.065***	0.057***	1						
7. <i>size</i>	0.096***	0.088***	0.017	0.005	0.019	0.286***	1					
8. <i>lev</i>	-0.093***	-0.203***	0.039*	0.014	0.042*	0.258***	0.498***	1				
9. <i>cash</i>	0.071**	0.039	0.011	0.050**	-0.040*	0.018	-0.023	-0.172***	1			
10. <i>growth</i>	0.002	-0.030	0.001	0.005	-0.004	0.004	0.001	0.075***	-0.040*	1		
11. <i>tophold</i>	0.101***	0.092***	0.003	-0.001	0.006	0.087***	0.133***	0.029*	-0.021	-0.046**	1	
12. <i>idir</i>	0.012	-0.010	0.021	0.010	0.019	-0.060***	-0.028	0.003	-0.015	0.003	0.023	1
13. <i>salary</i>	0.160***	0.174***	0.030*	0.012	0.030*	0.111***	0.612***	0.198***	0.030*	0	0.007	-0.048**

注:*,**、***分别表示 10%、5%、1%、0.1% 水平上的显著;括号内的数字为 *t* 统计值。

(二)回归结果与分析

1. 领导权性别结构与企业绩效

Heckman 两步法的第一阶段回归结果见表 4。从第一阶段回归结果可以看出,以往绩效越差的企业越

有可能任命不同的人担任董事长和CEO职位。国有企业比民营企业更有可能采取两职分离的领导权结构。根据第一阶段的回归结果(表4中的第(6)列回归结果)可以计算出Inverse Mill's Ratio。加入调整项后,再进行第二阶段回归,回归结果见表5。

在表5中,第(1)列和第(4)列是不加任何控制变量的回归结果,第(2)列和第(5)列是未加年度和行业控制变量的回归结果。第(3)列和第(6)列是加入所有控制变量的回归结果。可以看出领导权性别结构与企业绩效的估值系数都是正向显著。表5第(3)列显示,领导权性别结构变量(*gender_str*)的系数在0.1%水平上显著,估值系数为0.061。表5第(6)列显示,领导权性别结构变量(*gender_str*)的系数在0.1%水平上显著,估值系数为0.029。上述检验结果表明,相对于董事会领导权同性结构,董事会领导权异性结构更对企业绩效有正向影响。H1a得到验证。这也说明在企业领导权两职分离的情况下,董事长和CEO之间的异性结构能够产生“男女搭配,干活不累”的异性相吸效应,而“异性相吸”效应使得双方能够更好地相互配合工作,有助于提升其工作质量和效率,进而有助于改善企业经济绩效。

表4 企业特征与领导权结构

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>constant</i>	-1.188(-1.542)	-1.662*(-2.136)	-1.224(-1.581)	-1.709*(-2.183)	-1.182(-1.523)	-1.683*(-2.146)
<i>ROE</i>	0.582*(3.141)	0.618*** (3.329)	—	—	0.574** (2.619)	0.643** (2.928)
<i>ROA</i>	—	—	0.602* (1.712)	0.553 (1.556)	0.032 (0.075)	-0.092 (-0.213)
<i>size</i>	0.077* (2.466)	0.108*** (3.365)	0.078* (2.470)	0.108*** (3.363)	0.077* (2.459)	0.108*** (3.372)
<i>lev</i>	-0.289* (-1.879)	-0.202 (-1.302)	-0.263* (-1.671)	-0.184 (-1.159)	-0.286* (-1.813)	-0.210 (-1.316)
<i>cash</i>	-0.052 (-0.451)	-0.023 (-0.203)	-0.047 (-0.414)	-0.022 (-0.192)	-0.051 (-0.447)	-0.024 (-0.211)
<i>growth</i>	-0.035 (-1.299)	-0.035 (-1.292)	-0.034 (-1.263)	-0.034 (-1.255)	-0.035 (-1.296)	-0.035 (-1.298)
<i>tophold</i>	-0.152 (-0.802)	-0.059 (-0.309)	-0.143 (-0.753)	-0.049 (-0.257)	-0.153 (-0.804)	-0.057 (-0.296)
<i>idir</i>	0.514 (1.218)	0.338 (0.795)	0.533 (1.263)	0.358 (0.843)	0.515 (1.219)	0.336 (0.791)
<i>salary</i>	-0.217*** (-4.706)	-0.228*** (-4.911)	-0.214*** (-4.635)	-0.224*** (-4.807)	-0.217*** (-4.688)	-0.227*** (-4.858)
<i>ceoage</i>	0.021*** (5.562)	0.023*** (5.976)	0.021*** (5.567)	0.023*** (5.967)	0.021*** (5.562)	0.023*** (5.972)
<i>ceoedu</i>	0.050* (1.772)	0.052* (1.843)	0.047* (1.684)	0.049* (1.739)	0.050* (1.770)	0.052* (1.847)
<i>ceotenure</i>	0.137*** (17.634)	0.138*** (17.596)	0.136*** (17.565)	0.137*** (17.522)	0.137*** (17.621)	0.138*** (17.590)
<i>ceorate</i>	2.881*** (15.766)	2.629*** (14.084)	2.880*** (15.760)	2.635*** (14.122)	2.880*** (15.757)	2.630*** (14.086)
<i>iduality</i>	-0.549 (-0.386)	-0.553 (-0.386)	-0.689 (-0.486)	-0.711 (-0.498)	-0.551 (-0.387)	-0.549 (-0.383)
<i>state</i>	—	-0.481***	—	-0.470***	—	-0.481***
<i>IND/YEAR</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	3350	3350	3350	3350	3350	3350
χ^2	1111.270	1152.450	1104.280	1143.760	1111.280	1152.490
Pseudo R^2	0.239	0.248	0.238	0.246	0.239	0.248

注:*, **, ***分别表示10%、5%、1%、0.1%水平上的显著;括号内的数字为*t*统计值。

表5 领导权性别结构与企业绩效

变量	<i>ROE</i>			<i>ROA</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>constant</i>	0.032** (3.258)	-0.615*** (-5.507)	-0.745*** (-5.777)	0.042*** (8.890)	-0.342*** (-5.746)	-0.404*** (-5.868)
<i>gender_str</i>	0.054*** (3.901)	0.050*** (3.439)	0.061*** (3.881)	0.024*** (3.572)	0.023*** (3.327)	0.029*** (3.744)
<i>size</i>	—	0.010 (1.488)	0.012* (1.890)	—	0.009* (2.548)	0.010** (2.783)
<i>lev</i>	—	-0.132*** (-3.748)	-0.161*** (-3.868)	—	-0.107*** (-8.221)	-0.111*** (-8.721)
<i>cash</i>	—	0.032* (1.808)	0.029 (1.485)	—	-0.003 (-0.144)	-0.008 (-0.342)
<i>growth</i>	—	0.002 (0.670)	0.003 (0.776)	—	-0.001 (-0.190)	0.001 (0.172)
<i>tophold</i>	—	0.102** (3.225)	0.108*** (3.322)	—	0.041*** (3.351)	0.044*** (3.617)
<i>idir</i>	—	0.102 (1.468)	0.121* (1.718)	—	0.008 (0.233)	0.018 (0.563)
<i>salary</i>	—	0.029*** (3.660)	0.025** (3.143)	—	0.015*** (4.533)	0.013*** (4.392)
<i>ceoage</i>	—	-0.001 (-0.895)	-0.001 (-0.646)	—	-0.001 (-1.339)	-0.001 (-1.086)
<i>ceoedu</i>	—	-0.009* (-1.723)	-0.007 (-1.448)	—	-0.003* (-1.961)	-0.003* (-1.712)
<i>ceotenure</i>	—	0.001 (0.459)	0.001 (0.305)	—	0.001 (1.429)	0.001 (1.360)
<i>ceorate</i>	—	0.027 (1.313)	0.030 (1.370)	—	0.023* (1.825)	0.020 (1.596)
<i>lambda</i>	0.015* (1.678)	0.018* (1.808)	0.026* (2.186)	-0.012** (-2.676)	-0.007 (-1.434)	-0.005 (-0.880)
<i>IND/YEAR</i>	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
<i>N</i>	1711	1711	1711	1711	1711	1711
<i>F</i>	7.740	8.700	5.590	11.180	20.510	12.550
Adj_ R^2	0.012	0.070	0.101	0.014	0.118	0.147

注:*, **, ***分别表示10%、5%、1%、0.1%水平上的显著;括号内的数字为*t*统计值。

2. 性别地位与企业绩效

在表6中是“男上女下”和“女上男下”性别结构对企业绩效的影响结果。第(1)列和第(4)列是不加任何控制变量的回归结果,第(2)列和第(5)列是未加年度和行业控制变量的回归结果,第(3)列和第(6)列是加入所有控制变量的回归结果。在表6的第(3)列中,“男上女下”性别结构的测量指标(*male_fe*)在0.1%水平上显著,估值系数为0.101,而“女上男下”性别结构测量指标(*fe_male*)的估值系数为0.014,不具有统计意义上的显著性。在表6的第(6)列中“男上女下”性别结构的测量指标(*male_fe*)在0.1%水平上显著,估值系数为0.049,而“女上男下”性别结构测量指标(*fe_male*)的估值系数为0.004,不具有统计意义上的显著性。

上述检验结果表明,董事会领导权异性结构对企业绩效的有利影响,在“男上女下”的性别结构形式中更显著。H2a得到验证。这也表明,尽管女性的社会地位随着社会发展在不断提升,但传统文化中的“男尊女卑”的观念,对中国人的行为意识的影响已经根深蒂固(陈建安和武雪朦,2017)。即使是在具有现代市场意义的公司制度中,这种传统文化情境的影响依然存在,在企业权力结构配置中,男性居于权力的主导地位更容易得到认同。女性在企业中的权力地位依然受到歧视性因素的影响。

表6 性别地位与企业绩效

变量	ROE			ROA		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>constant</i>	0.031** (3.164)	-0.621*** (-5.598)	-0.770*** (-5.994)	0.041*** (8.790)	-0.346*** (-5.783)	-0.417*** (-5.945)
<i>male_fe</i>	0.089*** (3.854)	0.083*** (3.348)	0.101*** (3.721)	0.041*** (3.759)	0.040*** (3.477)	0.049*** (3.758)
<i>fe_male</i>	0.009 (1.337)	0.008 (1.081)	0.014 (1.749)	0.001 (0.361)	0.001 (0.288)	0.004 (1.085)
<i>size</i>	—	0.009 (1.464)	0.012* (1.943)	—	0.009* (2.536)	0.010** (2.822)
<i>lev</i>	—	-0.131*** (-3.715)	-0.160*** (-3.856)	—	-0.106*** (-8.240)	-0.111*** (-8.754)
<i>cash</i>	—	0.028 (1.536)	0.024 (1.218)	—	-0.005 (-0.244)	-0.010 (-0.444)
<i>growth</i>	—	0.002 (0.624)	0.003 (0.804)	—	-0.001 (-0.228)	0.001 (0.193)
<i>tophold</i>	—	0.102** (3.250)	0.109*** (3.398)	—	0.041*** (3.391)	0.045*** (3.709)
<i>idir</i>	—	0.103 (1.491)	0.126* (1.789)	—	0.009 (0.258)	0.020 (0.638)
<i>salary</i>	—	0.030*** (3.707)	0.025** (3.158)	—	0.015*** (4.593)	0.013*** (4.426)
<i>ceoage</i>	—	-0.001 (-0.833)	-0.001 (-0.559)	—	-0.001 (-1.262)	-0.001 (-0.981)
<i>ceodedu</i>	—	-0.009* (-1.694)	-0.007 (-1.477)	—	-0.003* (-1.934)	-0.003* (-1.749)
<i>ceotenure</i>	—	0.001 (0.461)	0.001 (0.279)	—	0.001 (1.433)	0.001 (1.335)
<i>ceorate</i>	—	0.026 (1.245)	0.026 (1.207)	—	0.022* (1.769)	0.018 (1.444)
<i>lambda</i>	0.016* (1.758)	0.019* (1.847)	0.027* (2.233)	-0.012** (-2.585)	-0.007 (-1.391)	-0.005 (-0.831)
<i>IND/YEAR</i>	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
<i>N</i>	1711	1711	1711	1711	1,711	1711
<i>F</i>	5.420	8.450	5.590	8.520	19.230	12.100
<i>Adj_R²</i>	0.019	0.075	0.109	0.021	0.125	0.155

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%、0.1%水平上的显著;括号内的数字为*t*统计值。

(三) 进一步检验

考虑到国有企业和非国有企业的产权性质的差异,导致其公司治理机制和领导权性质方面存在较大差异。因此,本文进一步分析检验了产权性质对性别地位和企业绩效关系的影响。根据企业产权性质把性别结构分为两类,同样用Heckman两步法进行估计。考虑篇幅,本文给出第二阶段的回归结果。检验结果见表7,从第(3)列的回归结果可以看出,“男上女下”和“女上男下”性别结构与净资产收益率(*ROE*)之间均不具有显著的相关关系。从第(4)列的回归结果可以看出,“男上女下”性别结构与净资产收益率(*ROE*)之间具有0.1%水平上的显著相关关系。*male_fe*的系数估计值在两个子样本之间的差异为0.085,进一步的 χ^2 检验显示,这一差异在10%的水平上显著(χ^2 统计量为3.67)。从第(5)列的回归结果可以看出,“男上女下”和“女上男下”性别结构与净资产收益率(*ROE*)之间均不具有显著的相关关系。在第(6)列中,“男上女下”性别结构与净资产收益率(*ROE*)之间具有0.1%水平上的显著相关关系。*male_fe*的系数估计值在两个子样本之间的差异为0.045,进一步的 χ^2 检验显示,这一差异在5%的水平上显著(χ^2 统计量为5.28)。这表明“男上女下”的性别结构对企业绩效的正向影响在民营企业中更显著。说明国有企业和非国有企业之间的产权性质差异,会导致企业在公司治理机制和领导权性质方面存在较大差异,从而使得领导权性别结构在国有企业和非国有企业中有不同的绩效反应。

表7 按产权性质分组的回归结果

变量	ROE	ROA	ROE		ROA	
	全样本	全样本	国有	民营	国有	民营
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>constant</i>	-0.755***(-6.170)	-0.420***(-6.081)	-0.339*(-1.987)	-0.964***(-5.387)	-0.306***(-4.667)	-0.526***(-5.132)
<i>male_fe</i>	0.127*** (3.606)	0.060*** (3.575)	0.044 (1.598)	0.129*** (3.517)	0.017* (1.671)	0.062*** (3.560)
<i>fe_male</i>	0.018* (1.914)	0.003 (0.591)	0.001 (0.010)	0.018 (1.609)	0.004 (0.515)	0.002 (0.352)
<i>state</i>	0.023* (1.928)	0.004 (0.750)	—	—	—	—
<i>male_fe_state</i>	-0.095* (-2.220)	-0.040* (-2.082)	—	—	—	—
<i>fe_male_state</i>	-0.015 (-0.751)	0.004 (0.447)	—	—	—	—
<i>size</i>	0.010 (1.581)	0.010** (2.893)	0.002 (0.327)	0.014 (1.479)	0.003 (1.167)	0.016** (3.071)
<i>lev</i>	-0.158*** (-3.828)	-0.110*** (-8.767)	-0.024 (-0.769)	-0.221*** (-4.060)	-0.083*** (-6.212)	-0.138*** (-8.033)
<i>cash</i>	0.025 (1.297)	-0.009 (-0.387)	0.027 (1.007)	0.035 (1.519)	0.011 (1.014)	-0.008 (-0.287)
<i>growth</i>	0.004 (0.884)	0.001 (0.201)	-0.006 (-1.308)	0.004 (0.929)	-0.001 (-0.590)	0.001 (0.241)
<i>tophold</i>	0.109*** (3.465)	0.045*** (3.725)	0.058 (1.582)	0.131** (2.726)	-0.008 (-0.511)	0.067*** (4.343)
<i>idir</i>	0.135* (1.915)	0.025 (0.799)	0.105 (1.549)	0.187* (1.977)	0.037 (1.195)	0.064 (1.457)
<i>salary</i>	0.027*** (3.318)	0.014*** (4.647)	0.012 (1.160)	0.032** (2.992)	0.018*** (4.100)	0.010** (2.642)
<i>ceoage</i>	-0.001 (-0.721)	-0.001 (-1.078)	0.002 (1.586)	-0.001 (-1.024)	0.001 (0.370)	-0.001 (-0.822)
<i>ceoedu</i>	-0.008* (-1.654)	-0.004* (-1.924)	-0.017** (-2.990)	-0.004 (-0.553)	-0.006* (-2.214)	-0.001 (-0.595)
<i>ceotenure</i>	0.001 (0.423)	0.001 (1.512)	-0.002 (-1.612)	0.002 (1.016)	-0.001 (-0.902)	0.001* (1.669)
<i>ceorate</i>	0.032 (1.347)	0.018 (1.309)	0.063 (0.227)	0.021 (0.857)	0.116 (0.855)	0.009 (0.682)
<i>lambda</i>	0.019 (1.333)	-0.006 (-0.711)	0.011 (0.818)	0.025 (1.266)	-0.004 (-0.765)	-0.004 (-0.309)
<i>IND/YEAR</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1711	1711	426	1285	426	1285
<i>F</i>	5.12	10.94	3.44	4.79	4.42	10.34
<i>Adj_R²</i>	0.113	0.159	0.140	0.133	0.281	0.174
<i>male_fe</i> 系数差异			0.085		0.045	
χ^2			3.67*		5.28*	
<i>prob > χ^2</i>			0.056		0.022	

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%、0.1%水平上的显著；括号内的数字为*t*统计值。

(四)稳健性检验

为了检验上述结论的稳健性,本文用Tobin*Q*来衡量企业绩效。同样地,在进行相关估计时考虑内生选择偏误,加入IMR,结果见表8。从表8可以看到,虽然董事会领导权异性结构和“男上女下”领导权结构与企业绩效显著正相关。模型(5)和模型(6)的估计结果表明与国有企业相比,在非国有企业中,董事会“男上女下”领导权结构更有可能促进企业绩效的提高,这也通过*male_fe*的系数差异检验得到证实($\chi^2=4.770$, $p=0.029$)。综上所述,本文的研究结果具有一定的稳健性。

表8 稳健性检验

变量	全样本		国有	民营
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>constant</i>	13.685*** (15.591)	13.498*** (15.386)	8.763*** (8.045)	16.844*** (15.541)
<i>gender_str</i>	0.028 (0.262)			
<i>male_fe</i>		0.325* (2.292)	0.914*** (4.638)	0.226 (1.306)
<i>fe_male</i>		-0.322*	0.040	-0.302
<i>size</i>	-0.690*** (-17.354)	-0.688*** (-17.345)	-0.420*** (-7.898)	-0.837*** (-15.579)
<i>lev</i>	-1.998*** (-9.985)	-1.994*** (-9.991)	-1.559*** (-5.208)	-2.034*** (-8.542)
<i>cash</i>	0.065 (0.461)	0.031 (0.219)	-0.103 (-0.411)	0.062 (0.383)
<i>growth</i>	-0.004 (-0.129)	-0.003 (-0.108)	-0.023 (-0.418)	-0.028 (-0.787)
<i>tophold</i>	0.970*** (3.847)	0.980*** (3.897)	0.850* (2.280)	1.211*** (3.936)
<i>idir</i>	1.693** (2.858)	1.726** (2.921)	0.440 (0.524)	0.593 (0.814)
<i>salary</i>	0.244*** (4.157)	0.245*** (4.184)	0.181* (2.122)	0.248*** (3.476)
<i>ceoage</i>	-0.006 (-1.155)	-0.005 (-1.081)	-0.004 (-0.352)	-0.006 (-1.083)
<i>ceoedu</i>	0.007 (0.188)	0.006 (0.168)	-0.079 (-1.408)	0.043 (0.922)
<i>ceotenure</i>	-0.040*** (-4.004)	-0.040*** (-4.040)	-0.032* (-2.314)	-0.031* (-2.451)
<i>ceorate</i>	0.059 (0.184)	0.034 (0.106)	12.002** (2.993)	-0.133 (-0.389)
<i>lambda</i>	-0.060 (-0.668)	-0.056 (-0.622)	-0.010 (-0.088)	-0.101 (-0.849)
<i>IND/YEAR</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1711	1711	426	1285
<i>F</i>	38.410	37.830	15.120	47.560
<i>Adj_R²</i>	0.445	0.449	0.414	0.417
<i>male_fe</i> 系数差异			0.688	
χ^2			4.77*	
<i>prob > χ^2</i>			0.029	

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%、0.1%水平上的显著；括号内的数字为*t*统计值。

五、研究结论与讨论

企业领导权结构问题一直是公司治理领域研究的重点问题,实际上,无论何种形式的领导权结构,作为主要载体的具体行为主体,其决策行为难免会受到性别因素的影响。男性和女性在生理属性和社会属性方面的较大差异,使得企业的领导权结构问题涉及性别因素时,差异化的个体性别特征将会使得这一问题呈现出差异性的结果。本文从“异性效应”出发,探讨了董事会领导权性别结构与企业绩效的关系。研究发现:在董事长和CEO两职分离的情形下,相对于董事会领导权同性结构,董事会领导权异性结构对企业绩效有显著的正向影响;董事会领导权异性结构与企业绩效关系会受到性别地位的影响,具体来说,董事会领导权异性结构对企业绩效的有利影响,在“男上女下”的性别结构形式中更显著。进一步考虑企业的产权性质进行检验发现,“男上女下”性别结构对企业绩效的积极效应在民营企业中更显著。

本文的研究贡献主要表现在:一是性别因素引入企业领导权结构问题的研究,既是对当前高管性别问题研究聚焦于企业领导层面单一性别因素(如女性)的补充,也是对企业领导权结构研究长期纠结于董事长和总经理应当是两职合一还是两职分离的一个突破;二是结合中国传统文化中“男尊女卑”思想,考察了领导权结构中的性别地位对企业绩效的影响,对中国上市公司的领导权结构配置问题,给出了一个更适合中国情景的普适性解释;三是依据自我效能理论,分析企业领导权配置中存在的“男女搭配,干活不累”原因,并实证检验了企业领导权性别结构中异性效应对企业经济后果的影响,有助于丰富企业研究领域星冰茶奥运问题的讨论。

本文也存在一些不足之处,未来研究可以尝试从以下方向进行突破:一是本文主要探究了企业领导权异性结构的影响效应,事实上领导权异性结构的影响效应会受到多种情境因素的调节,本文只是简单地区分了产权性质的影响。事实上,现有社会学研究中也指出组织中存在“同性社交繁殖”现象,从性别因素本身出发,未来研究可以考虑公司董事会中的女性董事比例所产生的调节效应;二是“男女搭配,干活不累”中的“不累”更准确的应该是指积极的心理体验,即心情愉快(如希望、乐观、满意),在这种积极的心理体验促成了良好的行为后果。而本文则直接检验了企业领导权层面男女搭配的经济后果,掠过了中介的作用机制,未来的研究可以考虑进一步厘清和检验“男女搭配”的心理体验触发机制和转化机制。

参考文献

- [1] 陈东, 2015. 民营企业出资人背景、投机性投资与企业绩效[J]. 管理世界(8): 97-119.
- [2] 陈建安, 武学滕, 2017. 工作场所中的男女搭配能否带来“干活不累”[J]. 珞珈管理评论, 22(3): 49-62.
- [3] 杜兴强, 赖少娟, 裴红梅, 2017. 女性高管总能抑制盈余管理吗?——基于中国资本市场的经验证据[J]. 会计研究(1): 39-45.
- [4] 胡志颖, 2015. 女性CEO、社会信任和公司融资约束[J]. 经济管理(8): 88-98.
- [5] 李建标, 李帅琦, 王鹏程, 2016. 两职分离形式的公司治理效应及其滞后性[J]. 管理科学, 29(1): 53-69.
- [6] 李焰, 秦义虎, 张肖飞, 2011. 企业产权、管理者背景特征与投资效率[J]. 管理世界(1): 135-144.
- [7] 孙亮, 周琳, 2016. 女性董事、过度投资与绩效波动——基于谨慎性视角的研究[J]. 管理评论, 28(7): 165-178.
- [8] 王伟同, 魏胜广, 2017. 员工性别结构如何影响企业生产率——对“男女搭配干活不累”的一个解释[J]. 财贸经济, 38(6): 130-146.
- [9] 杨典, 2014. 公司治理与企业绩效——基于中国经验的社会学分析[J]. 中国社会科学(1): 72-94.
- [10] 杨振兵, 2016. 男女搭配, 干活不累: 异性效应有利于提升生产效率吗[J]. 上海财经大学学报, 18(6): 16-27.
- [11] 曾春影, 茅宁, 2008. 女性CEO与企业捐赠——基于利他视角的实证研究[J]. 经济管理, 40(1): 123-139.
- [12] 张横峰, 段承蒙, 2018. 女性董事、审计质量与非效率投资[J]. 财经问题研究(2): 124-128.
- [13] 周建, 许为宾, 2015. 产权、董事会领导权分离模式与企业战略变革[J]. 经济管理(4): 51-60.
- [14] 周泽将, 刘中燕, 胡瑞, 2016. CEO vs CFO: 女性高管能否抑制财务舞弊行为[J]. 上海财经大学学报(1): 50-63.
- [15] 祝继高, 叶康涛, 严冬, 2012. 女性董事的风险规避与企业投资行为研究——基于金融危机的视角[J]. 财贸经济(4): 50-58.
- [16] ADAMS R B, FERREIRA D, 2009. Women in the boardroom and their impact on governance and performance[J]. Journal of Financial Economics, 94(2): 291-309.
- [17] APESTEGUIA J, AZMAT G, IRIBERRI N, 2010. The impact of gender composition on team performance and decision making: Evidence from the field[J]. Management Science, 58(1): 78-93.
- [18] BEM S L, 1981. Gender schema theory: A cognitive account of sex typing[J]. Psychological Review, 88(88): 354-364.

- [19] BOULOUTA I, 2013. Hidden connections: The link between board gender diversity and corporate social performance[J]. *Journal of Business Ethics*, 113(2): 185-197.
- [20] FACCIO M, MARCHICA M T, MURA R, 2016. CEO gender, corporate risk-taking, and the efficiency of capital allocation [J]. *Journal of Corporate Finance*, 39: 193-209.
- [21] FEINGOLD A, 1994. Gender differences in personality: A meta-analysis[J]. *Psychological Bulletin*, 116(3): 429.
- [22] GULAMHUSSEN M A, SANTA S F, 2010. Female directors in bank boardrooms and their influence on performance and risk-taking[J]. *Global Finance Journal*, 28: 10-23.
- [23] HAMBRICK D C, MASON P A, 1984. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers[J]. *Academy of Management Review*, 9(2): 193-206.
- [24] HOOGENDOORN S, OOSTERBEEK H, PRAAG M V, 2013. The impact of gender diversity on the performance of business teams: Evidence from a field experiment[J]. *Management Science*, 59(7): 1514-1528.
- [25] HUANG J, KISGEN D J, 2013. Gender and corporate finance: Are male executives overconfident relative to female executives?[J]. *Journal of Financial Economics*, 108(3): 822-839.
- [26] IVANOVA-STENZEL R, KÜBLER D, 2011. Gender differences in team work and team competition [J]. *Journal of Economic Psychology*, 32(5): 797-808.
- [27] KERR N L, SULLAWAY M E, 1983. Group sex composition and member task motivation[J]. *Sex Roles*, 9(3): 403-417.
- [28] KRAUSE R, SEMADENI M, CANNELLA A A, 2014. CEO duality a review and research agenda [J]. *Journal of Management*, 40(1): 256-286.
- [29] MCBRIDE M C, BERGEN K M, 2015. Work spouses: Defining and understanding a “new” relationship[J]. *Communication Studies*, 66(5): 487-508.
- [30] MINERRUBINO K, SETTLES I H, STEWART A J, 2010. More than numbers: Individual and contextual factors in how gender diversity affects women’s well-being[J]. *Psychology of Women Quarterly*, 33(4): 463-474.
- [31] MYASKOVSKY L, UNIKEL E, DEW M A, 2005. Effects of gender diversity on performance and interpersonal behavior in small work groups[J]. *Sex Roles*, 52(9-10): 645-657.
- [32] PECCEI R, LEE H J, 2010. The impact of gender similarity on employee satisfaction at work: A review and re-evaluation [J]. *Journal of Management Studies*, 42(8): 1571-1592.
- [33] RONAY R, HIPPEL W V, 2010. The presence of an attractive woman elevates testosterone and physical risk taking in young men[J]. *Social Psychological & Personality Science*, 1(1): 57-64.
- [34] WEGGE J, CARLA R, BARBARA N, et al, 2008. Age and gender diversity as determinants of performance and health in a public organization: The role of task complexity and group size[J]. *Journal of Applied Psychology*, 93(6): 1301.

Gender Effect of Board Leadership Structure and Enterprise Performance

Xu Weibin¹, Dou Qiujie²

(1. School of Management, Guizhou University, Guiyang 550025, China; 2. Business College of Guizhou University of Finance and Economics, Qiannan 550600, Guizhou, China)

Abstract: How does the gender structure of board leadership affects corporate performance, and whether the impacts are different under different gender status or not. Using the data of Chinese listed companies from 2014 to 2018, the results show as follows. Under the situation of separation of chairman and CEO, the heterosexual structure of board leadership is beneficial to the improvement of corporate performance compared with the same-sex structure of board leadership. The relationship between heterosexual structure of board leadership and corporate performance will be affected by gender status, specifically, the heterosexual structure of board leadership is beneficial to enterprises. The beneficial effecting is more significant in the form of gender structure of "men up and women down". Further considering the nature of property rights, the positive effect of gender structure on corporate performance is more significant in private enterprises.

Keywords: board leadership; gender structure; corporate performance