权威董事专业性、高管激励与创新活跃度研究®

程新生1,赵 旸2

(1. 南开大学中国公司治理研究院/商学院,天津300071; 2. 南开大学商学院,天津300071)

摘要:通过我国 A 股上市公司 2007 年~2015 年的数据,实证检验了权威专业董事通过高管激励影响创新活跃度的逻辑链条.发现权威专业董事通过影响高管激励的结构与水平增强了企业创新的活跃度,且不同类别的权威专业董事均能够产生积极作用.这种影响不仅促进了企业的实质性创新,提升了企业的创新效率,并使之具有可持续性.研究结论在对主要变量采取不同度量方式以及控制了内生性等因素影响的情况下依然成立.本文的研究结论拓展了权威专业董事职能发挥的途径,增补了上市公司高管激励的经验证据,同时,为董事会治理有效性的识别提供了新的视角.对于当前企业高管创新激励机制的匹配性设计,以及监管部门完善董事会治理规则具有一定的借鉴意义.

关键词: 董事会治理; 创新活跃度; 高管激励; 权威专业董事

中图分类号: C93 文献标识码: A 文章编号: 1007 - 9807(2019)03 - 0040 - 13

0 引 言

在现代公司治理中,董事会一方面可以直接 为企业的创新发展战略及经营决策提供指导,另 一方面还能够通过对管理层设置激励契约,增加 其风险承担意愿,促成管理者行为与企业创新战 略的一致性. 然而,已有的实证研究对董事会影响 企业创新活动的研究结论并不一致. 部分学者认 为 董事会通过聘任、解雇威胁、绩效考评、直接建 议等,为管理者提供监督和战略咨询,从而推动创 新活动开展. 也有研究发现,为了预防管理者的盲 目扩张和隧道行为,董事会可能对管理者的创新 投资活动进行限制; 也可能因为担心投资者不能 有效识别创新的价值造成企业市场估值下降,产 生直接抵制创新的行动;同时,由于经理人市场不 成熟 通过聘任、解雇等方式难以对管理者产生威 胁,以绩效评价为主的激励体系也可能造成机会 主义行为[1,2]. 综合来看 董事会能否形成对企业 创新活动的推动具有不确定性,现有研究主要从两个角度展开,一是从权力博弈的角度看董事会与管理者的权力分布是否能为创新活动提供有效监督,二是从信息和资源角度考察董事所拥有的专业背景等个体特征能否为创新活动提供有效支持. 然而却少有研究将董事成员的个人权力与专业特征结合起来考虑其协同影响.

在我国公司治理实践中,董事长和总经理作为企业最高权力的拥有者,对企业的战略决策和组织运营等方面产生重大甚至决定性的影响. 这种权力的集中既可以促进创新战略的高效落实,也可能导致主观决策. 独立董事由于具有相对的独立性与客观性,被认为是能够提高董事会决策质量的重要治理手段. 然而现实中大量"人情董事"的存在 独立董事的有效性受到质疑. 本文将能够在企业顶层决策中发挥主要作用的董事长、总经理和独立董事三类主体定义为权威董事. 由

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71672085); 教育部人文社会科学重点研究基地资助重大项目(16JJD630003); 中国特色社会主

义经济建设协同创新中心项目(CICCE); 2017 年天津市科技计划项目(17ZLZXZF00440).

作者简介: 程新生(1963—), 男, 山西大同人, 博士, 教授. Email: xinsheng86@126.com

① 收稿日期: 2018-07-18; 修订日期: 2018-12-06.

于权威董事所带来的经济后果具有不确定性,其是否能增强企业的创新活力尚无确切结论.

根据已有研究,董事的专业背景有助于提升企业的创新效率. 既可以在创新前期帮助企业识别市场机会、行业趋势,提出匹配的战略; 又能在创新过程中提供技术支持和指导, 降低失败风险; 还能依靠以往的研发经验,提高企业的资源利用率,识别管理者的研发费用操控等^[3]. 那么,拥有专业背景的权威董事能否提升企业的创新活跃度? 少量文献研究了部分权威专业董事对企业创新的直接影响^[4],但没有考虑权威专业董事影响创新的可能途径.

设计激励相容的薪酬契约使得高管具有追求长期战略目标的动机从而主动承担创新风险是董事会的一项重要工作.但董事会对高管激励的决策往往是权威董事间权力博弈的过程,受到多重代理问题的影响,加之创新活动的复杂性,若不能对之进行较为准确的预估和判断,激励将难以反映管理者收益与风险的配比.如果权威董事拥有相关的专业知识或研发经历,其对创新项目的前景及风险将能够进行更为准确的评估,且更容易识别管理者的道德风险,那么,是否有可能为高管提供更为合理和有效的激励契约,从而提升企业的创新活跃度?

本文从拥有专业背景的权威董事角度,研究 其对创新活跃度的影响,并探讨其是否能够使得 企业的高管激励设置具有更强的创新针对性. 研 究结论发现,高管激励在权威专业董事和企业创 新活跃度之间的部分中介效应显著. 权威专业董 事不仅能够对创新活跃度产生直接影响,还能通 过高管薪酬契约这一治理机制产生间接作用;进 一步的研究表明,通过股权薪酬激励产生的中介 效应要大于货币薪酬激励;从创新结果来看,这一 作用路径有助于增加企业的实质性创新产出,并 具有可持续性. 本文对研究结论的可靠性进行了 中介效应 Sobel 检验和 Bootstrap 检验,以及工具 变量回归,并对主要变量采用不同度量方式进行 了替代,结果表明,其研究结论具有稳健性.

本文的主要贡献体现在: 第一 从薪酬设置角度对权威专业董事的治理作用进行探讨,通过检验高管激励对权威专业董事和创新活跃度间的中介作用,拓展了权威专业董事职能发挥作用的可

能渠道 丰富了对董事会治理有效性的研究成果;第二,通过验证权威专业董事对高管激励的影响,表明权威专业董事在高管薪酬设计中起到了战略建议的作用,为权威专业董事的职能发挥及其治理有效性的识别找到了新的角度;第三,提供了当前我国上市公司高管激励较为全面的情况,不仅包含全体高管的薪酬情况,同时采用相关模型将股权激励的价值折现,增补了当前上市公司高管激励的经验证据。研究结论对于企业设置合理的激励契约,以及监管部门完善董事会治理规则具有一定的借鉴意义。

1 理论分析与研究假设

1.1 权威专业董事与创新活跃度

在经典的委托代理框架下 ,董事会作为缓解 股东和管理者利益冲突的重要制度安排,其主要 作用在于代表全体股东的利益监督管理者行为以 减小代理成本,由此形成了董事会的监控职能 论[5]. 董事会能否对创新活动进行有效监督很大 程度上取决于董事在企业决策中的权力大小. 一 般认为将经理职责与董事会分离更有利于董事会 对经理层的监督[6] 但近年来的一些研究也倾向 于支持让总经理获得更大的权力,以缓解董事会 和管理层的信息不对称[7],确保创新战略高效执 行. 对于董事长而言也是如此,作为企业管理者团 队的最高领导者,会通过对私人收益与成本的权 衡来确定创新投资的意愿 因此对企业创新的影 响具有不确定性[8]. 也有研究认为给予董事长更 大的权力是较为有效的制度安排,能够带来高频 率的战略变革 使得最高权力者更愿意承担创新 带来的风险. 独立董事对企业创新活动的影响同 样没有得出确切的结论. 理论上 独立董事能够站 在一个相对客观的角度对企业的创新活动进行独 立的判断 并提出自己的建议 推动创新活动的开 展并确保其合理进行. 而现实中 独立董事往往有 更强的动机迎合管理者的决策[9] ,提升独立性也 不足以改善治理有效性[10] 其对研发支出并无显 著影响,对企业创新策略的影响也比较保守[2].

不论是推动创新活动的开展,还是抑制非效率投资,一个重要前提是权威董事对于创新相关

信息有充分的了解. 根据资源依赖理论 拥有专业 背景的权威董事所具有的专业知识、经验技能作 为企业的特殊资源是创新生产的基本要素,对于 研发效率的提升发挥着重要作用[11]. 不仅能为创 新提供多样化的观点和专业性的建议,加强前期 的信息处理 识别和发现更多的创新机会 还能够 通过团队学习促进内部知识的整合与分享,带来 协同效应[12] ,进而增加企业的创新活跃度,拥有 专业背景的董事长或总经理由于具有更强的战略 和经营决策话语权,其专业性作用于企业创新的 路径也更为直接有效. 我国上市公司独立董事兼 任情况较多 独立董事兼任所形成的董事网络 能 够以更低的成本发现外部的创新资源和机会 与内 部资源形成优势互补[13] 增强专业独立董事的咨询 作用. 权威董事知识背景的相近性还能够促进知识 传递 有利于增强创新过程中的沟通效率[14].

拥有专业背景不仅能为权威董事带来识别创新机会、指导创新实践的能力,还能为权威董事从事创新活动提供内在的源动力. 组织任命人员加入董事会时,往往有其特定的需求. 就其来源,选聘具有专业背景的人才进入董事会并赋予其领导权威的一个重要目的就是让其为企业的创新发展服务. 当拥有较高行政权力的权威董事具备更多的关于企业和相关产业的知识,会有更大的责任感,更有可能作为"乘员"去履行其职责和权威. 综上 不论是从专业技能、权力影响力还是内在动机等方面的因素分析,权威专业董事都有能力也有动力去推动企业创新. 因此提出假设:

H1 其他条件不变 权威专业董事有助于提升企业的创新活跃度.

1.2 高管激励对权威专业董事影响创新活跃度 的中介作用

传统对于董事会影响高管激励的研究主要基于"最优契约理论",认为对管理层的薪酬激励可以作为对其从事创新项目的风险补偿.然而,董事会往往不能完全控制对管理层的薪酬设计,管理层有能力影响薪酬制定,并运用权力寻租获取超额收益^[15],同时,还可能存在董事与管理者合谋的情况,通过设置激励契约共享"企业租金"^[16].此时采用股权激励不仅无法迎合企业的创新发展目标,还可能导致管理者的短视行为和机会主义行径^[17],18].与之相应,独立董事制度的建立被认

为是能够有效缓解代理问题的良方. 董事的独立性程度越高, 其与管理者的讨价还价能力就越强, 对于高管薪酬激励的建议和决策就越客观, 使得薪酬激励更符合股东的目标^[13,16].

权威董事如何影响高管薪酬决策,以推进企业的创新活动?已有研究指出,由于创新面临时间和结果的不确定性,长期激励作为平衡企业短期目标与投资者前瞻性愿景、平衡风险与绩效收益的有效工具,能够促使管理者追求长期目标,从而在一定条件下促进创新活动开展[19].但这里存在两个问题,一方面,由于前述多重代理问题的;另一方面,由于创新普遍具有强专业性和高复杂性的特点,若不能对创新项目进行较为准确的预分,设置的高管激励水平、形式等可能难以反映管理者收益与风险的配比,无法对创新活动产生相应激励。可见权威董事通过对高管的激励推动企业创新的路径尚存疑问,但现有研究较少有对这一传导机制的探讨。

已有研究中,董事会中的专业董事能够凭借 其拥有的技术背景和相关经验对企业的创新活动 产生直接影响[4]. 这些技术专家不仅能够为企业 研发活动的决策提供知识、经验和人力资源的保 障 更重要的是能够对管理者的创新行为进行较 为准确的风险判断、成本衡量、了解管理者所面临 的困难和风险以及其可能的机会主义行为[20]. 但 鲜有文章从薪酬设置的角度对专业董事的职能有 效性进行探讨. 一方面 企业创新往往面临时间和 结果的不确定性,需要对风险规避的管理者实行 有针对性的激励. 另一方面 创新又具有专业性和 高复杂性的特点,如果单纯参考经理人对项目前 景和风险的描述来进行薪酬设计,很可能造成管 理者收益与风险无法匹配的情况 降低创新效率. 权威董事拥有相关的专业知识或研发经历,其对 创新项目的前景及风险将能够进行更为准确的评 估,了解管理者所面临的困难及风险,且更容易识 别管理者的机会主义行为,加之其对高管薪酬决 策的影响力 因而为高管提供的激励契约将具有 更强的针对性和更高的匹配性,以适应企业创新 战略发展的要求. 综上 提出假设:

H2 其他条件不变 权威专业董事可以通过 为高管制定更为合理和有效的激励契约 ,从而促 进企业创新活跃度的提升.

2 研究设计

2.1 样本选取与数据来源

本文选取我国 A 股上市公司 2007 年~2015 年的数据 原因在于: 一方面 从 2007 年起实施新 的会计准则要求在报表附注中单独披露开发支出 信息; 另一方面 2016 年 1 月科技部、财政部和税 务总局修订《高新技术企业认定管理方法》,放宽 了高新技术企业的认定条件 对科技人员比例、科 研经费比例等均进行下调. 为了保证数据的相对 客观性和统计口径的一致性,本文的样本区间从 2007年开始,截至2015年.样本剔除了金融业、 ST、以及数据不全的企业,共得到 17 144 个年度 样本观测值. 上市公司股权激励的相关数据、财务 和公司治理等数据均来自 CSMAR 数据库 企业 认定信息数据来源于 CCER 数据库 权威专业董 事数据根据上市公司年报中公告的董事会成员简 历进行手工筛选和判断,研发投入和专利数据不 全的样本查找年报进行补充. 为了排除极端值的 影响 本文对连续变量在前后 1% 的水平上进行 了缩尾处理.

2.2 主要变量定义

2.2.1 权威专业董事

本文筛选专业董事的条件如下: 1) 指其所学 专业、职称等具有相关技术背景,同时,要求其技 术背景与企业当前或计划的生产经营方向、创新 研发领域等具有一致性; 2) 从事过涉及研发等关 键技术岗位的相关工作; 3) 拥有个人专利或获得 过技术相关发明奖励. 以上条件满足其一则判定 为专业董事. 由于高管薪酬由董事会最终决定 ,专 业董事作为董事会成员都有可能对此产生影响, 但鉴于高管薪酬决策的复杂性,一般专业董事对 高管薪酬的影响程度往往难以界定 因此 本文的 研究对象重点放在有能力对企业发展战略、薪酬 决策等产生较大影响的专业董事上,包括技术董 事长(TECDB)、技术总经理(TECDC),以及技术 独立董事(TECDI)。将以上三者统称为权威专业 董事 此处的权威性是从治理角度出发的 指能够 对企业的治理决策产生重大影响. 三者存在其一, 则认为企业存在权威专业董事(YTECD),并计算权威专业董事占董事会成员的比重(TECDR).

2.2.2 高管激励

本文中高管是年报中公布的高管团队成员,根据 CSMAR 的统计口径, 含总经理, 总裁 副总经理, 副总裁, 董秘和年报上公布的其他管理人员. 高管激励分别从激励的水平和激励的结构两个部分考察. 激励的水平包含两方面: 一是年报中披露的高管个人年度报酬总额,即研究中常用的货币薪酬(SALA); 二是,包含了股权激励价值的总薪酬(COMP). 由于各企业计算股权激励价值的方法有所不同,且涉及分期行权的问题, 本文对于期权激励统一采用考虑股票分红的 Black-Scholes 期权定价模型进行计算, 并根据企业股权激励计划的实施、变更公告等进行调整. 对于限制性股票的公允价值采用授予日股票日收盘价减去授予价. 激励的结构是指企业是否存在长期激励计划(INCNT) 以及长期激励占总薪酬的比重(TMTRA).

2.2.3 企业创新活跃度

由于必须具有连续的创新强度及科技人员等相关投入和产出才能被认定为创新型企业或者入选相关创新计划,本文认为拥有高新技术企业等相关认定的上市公司具有较高的创新活跃度(INNOV),且相关企业在获得认定有效期内不存在被取消资格的情况,以确保企业在样本期间具有连续的创新活力.具体地,由于企业创新同时包含了创新投入和创新产出两个部分,本文分别选用创新强度(RDD)和企业专利申请总量取自然对数(PATPA)作为创新活跃度的代理变量.对于数据库中缺失的数据,查找年报进行补充.

2.2.4 控制变量

在已有研究的基础上^[3],16],选取以下变量为控制变量:企业规模(SIZE)、财务杠杆(LEV)、净资产收益率(ROE)、股权集中度(SHRFD5)、两职合一(DUAL)、是否国有企业(SOE).同时,为了控制时间和企业所处行业的影响,在模型中加入了年度和行业虚拟变量.

2.3 研究方法及模型

根据中介效应的检验方法^[21],首先需要做创新活跃度对权威专业董事的回归(模型1),若回归系数统计显著,则继续做高管激励对权威专业

董事的回归(模型 2),以及企业创新活跃度对权威专业董事和高管激励的回归(模型 3),若两者的回归系数都显著且权威专业董事对创新活跃度的影响至少有一部分是通过中介变量高管激励实现的,即高管激励作为权威专业董事作用发挥的一条可能路径影响了企业的创新活跃度.具体模型如下(式(1)~式(3)),其中 Innovact 表示企业创新活跃度,Incntmt 表示高管激励,Techdir 表示权威专业董事的相关变量,Controls 为相关控制变量

$$Innovact = \alpha_1 + \beta_1 Techdir_i + \sum_i \gamma_1 Controls_i + \varepsilon_1$$
 (1)

 $Incntmt = \alpha_2 + \beta_2 Techdir_i +$

$$\sum \gamma_2 Controls_i + \varepsilon_2 \tag{2}$$

$$Innovact' = \alpha_3 + \beta_3 Techdir_i + \theta Incnt + \sum_i \gamma_3 Controls_i + \varepsilon_3$$
 (3)

进而,分别计算不同类型权威专业董事通过高管股权激励影响创新活跃度的大小,即中介效应的大小. 当因变量创新活跃度为是否高新技术企业(INNOV)以及中介变量为是否存在不同类型的权威专业董事(TECDB/TECDC)时,由于为二值变量,会导致中介作用模型中系数的尺度不同而无法直接进行比较计算,需要首先对系数进行调整^[22](式(4)~式(7))

$$\beta_1 = \beta_1 \times SD(Techdir) / SD(Innov)$$
 (4)

$$\beta_2 = \beta_2 \times SD(Techdir) / SD(Incnt)$$
 (5)

$$\beta_3 = \beta_3 \times SD(Techdir) / SD(Innov)$$
 (6)

$$\theta' = \theta \times SD(Incnt) / SD(Innov')$$
 (7)

3 实证分析

3.1 描述性统计

表 1 为主要变量的描述性统计. 可以看到 约 有 13% 的企业年度样本观察值进行了股权激励, 约有 35% 拥有高新技术企业等认定称号. 从图 1 可以看到 2007 年~2015 年高新技术企业和股权激励企业数量整体呈增加趋势,且呈现同步变化,但实行股权激励的企业占高新技术企业的比重并没有显著上升(2007 年 47% 2015 年 39%) 基本

表 1 主要变量描述性统计

Table 1 Summary statistic

变量名	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
INNOV	17 144	0. 347	0.000	0. 476	0.000	1.000
RDD	17 144	1.787	0.000	3. 078	0.000	15. 210
PATAP	17 144	1. 188	0.000	1. 564	0.000	8. 753
INCNT	17 144	0. 130	0.000	0. 337	0.000	1.000
TMTRA	17 144	0.081	0.000	0. 116	0.000	0.418
SALA	17 144	14. 507	14. 538	0.886	10. 428	18. 170
COMP	17 144	16. 094	15. 117	2. 597	10. 428	24. 357
YTECD	17 144	0. 658	1.000	0. 474	0.000	1.000
TECDR	17 144	0. 153	0. 111	0. 142	0.000	1.000
TECDB	17 144	0. 279	0.000	0. 449	0.000	1.000
TECDC	17 144	0.363	0.000	0. 481	0.000	1.000
TECDI	17 144	0.079	0. 083	0.093	0.000	0. 857
SIZE	17 144	21.876	21.714	1. 230	19. 749	25. 543
LEV	17 144	0.457	0.462	0. 209	0.059	0.868
ROE	17 144	0.068	0.070	0. 107	-0.416	0.309
SHRFD5	17 144	0. 172	0. 142	0. 123	0.000	0.810
DUAL	17 144	0. 207	0.000	0.405	0.000	1.000
SOE	17 144	0. 489	0.000	0.500	0.000	1.000

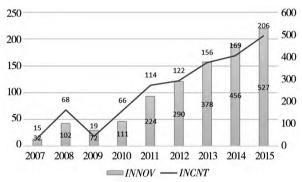


图 1 2007 年~2015 年我国 A 股上市公司股权激励和高新技术企业数量 Fig. 1 The number of A-share listed companies implementing equity-based incentives and having recognition of high-tech enterprises during 2007 - 2015

维持在 40% 左右 ,一方面说明企业认可股权激励在创新中的作用 ,同时也表明除了企业创新的内在动机外 ,还有其他因素影响了股权激励的实行. 图 2(A)表明自 2007 年以来 ,我国设置权威专业董事的上市公司数量呈上升趋势 ,与创新型企业变化趋势基本吻合. 分看权威专业董事类型 ,设置专业独立董事的企业数量最多 , 其次是专业总经理、专业董事长. 图 2(B)为拥有不同权威专业董事企业数量占总企业数量的百分比. 设置专业总经理的企业占比有平缓下降的趋势 ,专业独立董事企业占比先呈现较大幅度的增长 2013 年后有所下降 ,专业董事长企业占比一直缓步上升. 本文

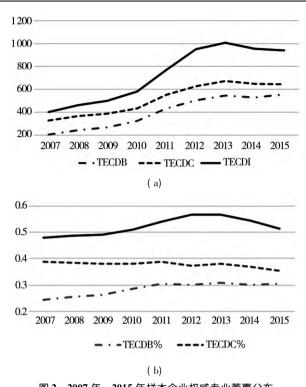


图 2 2007 年~2015 年样本企业权威专业董事分布 Fig. 2 Tendency of authoritative professional directors in sample enterprises during 2007 – 2015

解释变量相关系数普遍在 0.3 以下(限于篇幅未列示),通过方差膨胀因子检验(VIF值均小于5),解释变量之间不存在多重共线性问题.

3.2 主要回归结果

表 2 是对高管激励在权威专业董事与创新活 跃度之间的中介作用检验结果.模型1~模型3 是权威专业董事对企业创新活跃度的影响 结果 均在1%条件下显著,表明权威专业董事能够显 著提升企业的创新活力,假设1成立,这是可以进 一步考虑其内在机制的前提. 模型 4 是高管激励 (含股权激励的总薪酬水平)对权威专业董事的 回归 权威专业董事系数 2.014 在 1% 显著性水 平上显著,说明权威专业董事对高管激励有正向 影响. 模型 5~模型 6 检验了高管激励在权威专 业董事影响创新活跃度之间的中介作用 高管激 励变量(COMP)与创新活跃度(INNOV/RDD/ PATAP) 均在 1% 的显著性水平上显著 ,权威专业 董事(TECDR)对创新活跃度的系数降低 t 值减 小 仍在1%的水平上显著 根据中介效应检验程 序,可以认为部分中介效应显著,假设2成立.

表 2 权威专业董事对创新活跃度的中介效应检验: 激励水平的中介作用

Table 2 Mediating effect of authoritative professional directors on innovation activity: Incentive level

亦具	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
变量	INNOV	RDD	PATAP	COMP	INNOV	RDD	PATAP
TECDR	1. 067 ***	1. 804 ***	0. 681 ***	2. 014 ***	0. 909 ***	1. 306 ***	0. 460 ***
IECDK	(7.63)	(13.77)	(9. 09)	(17.79)	(6.42)	(10.11)	(6.17)
COMP					0. 080 ***	0. 247 ***	0. 110 ***
COMI					(8.58)	(28.61)	(22.00)
SIZE	-0.043 **	-0.079***	0. 327 ***	0. 409 ***	-0.074***	-0. 181 ***	0. 282 ***
SIZE	(-1.99)	(-4. 26)	(30. 65)	(25.35)	(-3.38)	(-9.72)	(26. 32)
LEV	-0.560***	-3. 208 ***	-0.735***	-2. 501 ***	-0.337***	-2. 589 ***	-0.461***
LEV	(-4.76)	(-30.83)	(-12.36)	(-27.82)	(-2.79)	(-24.92)	(-7.68)
ROE	1. 862 ***	-0.482***	0. 842 ***	2. 842 ***	1. 600 ***	-1. 185 ***	0. 530 ***
KOE	(9.13)	(-2.81)	(8.59)	(19. 20)	(7.80)	(-7.00)	(5.43)
SHRFD5	-2. 107 ***	-0. 379 **	-0.035	-1.695 ***	-1.966***	0. 041	0. 151*
SHKFDS	(-11.73)	(-2.50)	(-0.40)	(-12.98)	(-10.88)	(0.27)	(1.77)
DUAL	0. 137 ***	0. 326 ***	0. 146 ***	1. 265 ***	0. 029	0. 014	0.007
DUAL	(2.90)	(7.27)	(5.68)	(32. 60)	(0.59)	(0.30)	(0.27)
SOE	-0. 293 ***	-0.446***	-0. 121 ***	-1.524 ***	-0. 153 ***	-0.069*	0. 046*
SOE	(-6.48)	(-11.09)	(-5.26)	(-43.89)	(-3.18)	(-1.66)	(1.94)
aone	-4. 513 ***	2. 623 ***	- 6. 699 ***	7. 081 ***	-5. 131 ***	0. 872 **	-7. 476 ***
_cons	(-8.48)	(6.73)	(-30.06)	(21.03)	(-9.54)	(2.26)	(-33.59)
Ind/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17 024	17 144	17 144	17 144	17 024	17 144	17 144
adj. R^2		0.459	0.316	0.433		0.484	0.334
$r^2 - p$	0.287				0.290		

注: 括号中为 t 值 ,***、**、** 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著 ,下同.

由于含股权激励的总薪酬同时涵盖了股权激励和货币薪酬激励的影响,为了将与高管创新激励更相关的股权激励的影响分离出来.本文计算了包含股权激励价值的长期激励在高管总薪酬中的比重,以更有针对性的反应对高管股权激励的效果.检验结果见表3,高管的长期激励占比同样起到了

部分中介的作用 说明对于高管的股权激励确实有助于鼓励高管从事更多的创新活动 股权激励的价值越大 ,占高管总薪酬比例的值越高 ,创新活跃度越高. 权威专业董事能够更大程度上通过调节高管激励水平和结构影响企业创新 表明董事会通过对高管的薪酬设置发挥了咨询和战略管理职能.

表 3 权威专业董事对创新活跃度的中介效应检验: 激励结构的中介作用

Table 3 Mediating effect of authoritative professional directors on innovation activity: Incentive structure

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
党里	INNOV	RDD	PATAP	TMTRA	INNOV	RDD	PATAP
TECDR	1. 067 ***	1. 804 ***	1. 353 ***	0. 087 ***	0. 920 ***	1. 099 ***	0. 681 ***
IECDK	(7.63)	(13.77)	(9. 36)	(16. 98)	(6.50)	(5.14)	(9.09)
TMTRA					1. 703 ***	6. 382 ***	4. 100 ***
IMIKA					(8.39)	(19.91)	(19. 36)
cone	-4. 513 ***	2. 623 ***	-6. 699 ***	0. 075 ***	-4. 705 ***	-23.500	-9.077***
_cons	(-8.48)	(6.73)	(-30.06)	(4.93)	(-8.83)	(-0.03)	(-19.84)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17 024	17 144	17 144	17 144	17 024	17 144	17 144
adj. R^2		0.459	0.316	0.414		0.478	0.327
r ² _p	0.287				0. 290		

表 4 为不同类型权威专业董事对创新活跃度的中介效应检验,限于篇幅仅列示长期激励占比作为中介变量的中介效应第三步的检验结果。中介效应检验的前两个步骤检验结果表明不同类型权威专业董事对创新活跃度以及高管激励具有显著的正向影响。高管激励对不同类型权威专业

董事影响创新活跃度的部分中介效应成立. 经过计算(式(4)~式(7)), 权威专业董事通过股权激励影响创新活跃度的中介效应与总效应之比见表 5, 可以看到不论何种类型的权威专业董事都通过激励高管对创新活跃度产生了显著的正向影响.

表 4 不同类型权威专业董事对创新活跃度的中介效应检验

Table 4 Mediating effect of different types of authoritative professional directors on innovation activity

亦具	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
变量	INNOV	INNOV	INNOV	RDD	RDD	RDD	PATAP	PATAP	PATAP
TECDD	0. 201 ***			0. 387 ***			0. 177 ***		
TECDB	(4.65)			(9. 76)			(7.74)		
TECDC		0. 278 ***			0. 263 ***			0. 116 ***	
TECDC		(6.68)			(7.07)			(5.41)	
TECDI			0. 675 ***			0. 878 ***			0. 376 ***
TECDI			(3.25)			(4.61)			(3.43)
TMTDA	1. 784 ***	1. 762 ***	1. 812 ***	4. 785 ***	4. 859 ***	4. 889 ***	1. 888 ***	1. 923 ***	1. 938 ***
TMTRA	(8.82)	(8.72)	(8.97)	(25.00)	(25.38)	(25.51)	(17.11)	(17.44)	(17.55)
	-4. 781 ***	-4.721***	-4. 781 ***	2. 147 ***	2. 158 ***	2. 117 ***	-6. 873 ***	- 6. 870 ***	-6. 890 ***
_cons	(-8.97)	(-8.85)	(-8.97)	(5.60)	(5.62)	(5.51)	(-31.13)	(-31.06)	(-31.12)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17 024	17 024	17 024	17 144	17 144	17 144	17 144	17 144	17 144
adj. R^2				0.477	0.476	0.475	0.327	0.326	0.325
r^2_p	0.289	0.290	0.288						

表 5 中介效应占总效应百分比(%)

Table 5 Mediating effect as a percentage of total effect

变量	INNOV	RDD	PATAP
TECDR	18. 784	22. 677	23. 931
TECDB	21. 494	4. 716	17. 552
TECDC	14. 146	6. 655	20. 241
TECDI	21. 367	21. 297	30. 550

4 进一步研究

4.1 货币薪酬与总薪酬的分解

由于我国上市公司实行股权激励还处在初期阶段 ,总体来说数量比例还较低 ,货币薪酬仍是当前高管激励的主要手段 ,因此 ,具体将高管激励分为货币薪酬激励与股权激励薪酬. 从表 6 中可以

看出,货币薪酬激励对于企业创新活跃度的影响要显著大于股权激励(以技术董事长为例 0.854 > 0.180 SUEST 检验 p 值 0.000). 但通过计算中介效应发现,股权激励的中介效应占总效应比重要大于货币激励(8.375 > 4.030). 这可能与我国当前实行股权激励的企业较少有关,但也说明若能实行股权激励,则董事会的创新战略可以更有效地得到实行,提升董事会的工作效率.

表 6 高管激励的进一步分解

Table 6 Further decomposition of executive incentives

			•			
* B	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	RDD	RDD	RDD	RDD	RDD	RDD
TECDI	0. 817 **			0.550		
TECDI	(2.13)			(1.42)		
TECDB		0. 591 ***			0. 564 ***	
IECDB		(7.17)			(6. 79)	
TECDC			0. 332 ***			0. 356 ***
TEGDG			(4.13)			(4.41)
SALA	0. 864 ***	0. 854 ***	0. 843 ***			
SALA	(13.84)	(13.73)	(13.48)			
COMP				0. 186 ***	0. 180 ***	0. 181 ***
COMI				(10.17)	(9. 88)	(9.92)
	0. 845	0. 840	1.003	4. 410 ***	4. 430 ***	4. 499 ***
_cons	(0.74)	(0.74)	(0.88)	(4.04)	(4.07)	(4.13)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7 464	7 464	7 464	7 464	7 464	7 464
adj. R^2	0.390	0.394	0.391	0.383	0.387	0.384

4.2 实质性创新活跃度与可持续性

企业持续的创新投入是否带来创新产出 特别是实质性产出的增加 是衡量企业创新活跃度效率的关键.表7的 Panel A 分别选用企业发明专利申请量的自然对数(lnPat1 模型1~模型4) 以及有效专利拥有量的自然对数(lnPat2 模型5~模型8) 进行检验.限于篇幅 表中只列示了中介效应第三步的检验结果 发现不同类型的权威专业董事均能够通过高管的股权激励对企业的发明专利申请和有效专利数量产生正向影响,提升企业的创新效率.

Panel B 检验了这种实质性创新活跃度的可持续性.模型1~模型4的因变量是滞后一期的发明专利申请量的自然对数(Patcont1) 结果表明技术董事长和技术总经理对下一期的实质性创新活动依然有正向显著的影响.模型5~模型8是企业年度有效专利增量(Patcont2)对不同类型权威专业董事及高管激励的回归.结果表明权威专业董事有助于促进企业有效专利的持续增长.通过以上检验,表明权威专业董事通过对高管激励的合理建议,提升了企业的创新活跃度.

表7 实质性创新活跃度与持续性检验

Table 7 Substantial innovation activity and its sustainability

	Panel A 实质性创新活跃度检验								
4.0		ln I	Pat1			ln Pat2			
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
mean.		0. 579*				1. 545 ***			
TECDI		(1.66)				(6. 62)			
TECD D			0. 152 **				0.569***		
TECDB			(2.13)				(11.87)		
TECDC				0. 120*				0. 346 ***	
TECDC				(1.74)				(7.89)	
INCNT	0. 260 ***	0. 258 ***	0. 257 ***	0. 261 ***	0. 499 ***	0. 502 ***	0. 484 ***	0. 496 ***	
INGIVI	(2.68)	(2.67)	(2. 66)	(2.70)	(6. 92)	(6. 96)	(6.73)	(6. 89)	
_cons	-6. 925 ***	-6.918***	-6.965 ***	- 6. 890 ***	-7. 238 ***	-7. 154 ***	-7. 248 ***	-7. 188 ***	
	(-7.44)	(-7.42)	(-7.47)	(-7.40)	(-15.48)	(-15.29)	(-15.45)	(-15.38)	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
Ind/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
N	7 329	7 329	7 329	7 329	9 773	9 773	9 773	9 773	
adj. R^2	0. 230	0. 230	0. 231	0. 231	0. 300	0. 300	0. 301	0. 300	
		I.	Panel B 实质	生创新活跃度可	持续性检验		•		
		Pate	ont1		Patcont2				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
mn an i		0.002				1. 430 ***			
TECDI		(0.01)				(6.72)			
TECD D			0. 067 **				0. 487 ***		
TECDB			(2.11)				(11.18)		
TECDC				0. 053*				0. 320 ***	
TECDC				(1.71)				(7.85)	
INCNT	0. 311 ***	0. 311 ***	0. 310 ***	0. 310 ***	0. 400 ***	0. 403 ***	0. 394 ***	0. 399 ***	
INGNI	(7.74)	(7.74)	(7.74)	(7.73)	(6.30)	(6. 34)	(6.21)	(6. 29)	
_cons	- 10. 544 ***	- 10. 544 ***	- 10. 553 ***	- 10. 530 ***	-6. 485 ***	-6. 398 ***	- 6. 464 ***	- 6. 422 ***	
_cons	(-27.40)	(-27.37)	(-27.43)	(-27.36)	(-14.60)	(-14.40)	(-14.52)	(-14.46)	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
Ind/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
N	6 070	6 070	6 070	6 070	17 046	17 046	17 046	17 046	
adj. R^2	0.239	0.239	0.239	0.239					
$r^2 - p$					0.301	0.299	0.303	0.300	

5 稳健性检验

5.1 中介效应 Sobel 检验和 Bootstrap 检验

为了验证高管激励在权威专业董事与创新活跃度之间中介作用的稳健性,分别采用 Sobel 检验和 Bootstrap 检验. Sobel 检验采用的 Z 值计算

公式为
$$Z = \frac{a \times b}{\sqrt{b^2 \times S_a^2 + a^2 \times S_b^2 + S_a^2 \times S_b^2}}$$
 ,

其中 a 和 b 分别表示权威专业董事对高管激励

回归和创新活跃度对高管激励回归的非标准化系数, S_a 和 S_b 为其对应的标准误。若 Z值显著,则认为中介效应显著。此公式由于放宽了原 Sobel 检验 S_a 和 S_b 趋近于零的假定,被认为具有更好的适用性 $[^{23}]$. 进一步,采用 Bootstrap 的非参估计构建置信区间,若所得置信区间不含零,则认为中介效应成立。表 8中分别列示了 Sobel 检验和 Bootstrap 检验的结果,此处高管激励采用长期激励占比(TMTRA),创新活跃度采用是否为创新企业(INNOV),Bootstrap 采用 1000 次抽

样,可以看到 Sobel 检验和 Bootstrap 检验都支持中介效应成立的结论. 采用高管激励和创新活跃

度的其他度量方式 增加抽样次数到 5 000 次 结论不变。

表 8 高管激励中介效应的稳健性检验

Table 8 Sobel test and Bootstrap test for mediating effect

变量	C.11/ 7 1 △ī/△)	Bootstrap(95% 置信区间)			
文里	Sobel(Z 检验)	下限	上限		
TECDR	0. 037(9. 999 ***)	0. 029 127 2	0. 045 127 6		
TECDB	0. 009(9. 017 ***)	0. 006 693 6	0. 010 946		
TECDC	0. 007(8. 047 ***)	0. 004 988 4	0. 008 510 9		
TECDI	0. 038(8. 508 ***)	0. 028 369 1	0. 047 647 6		

注: 括号中为 Z 值 $,^{***}$ 、 * 、 * 分别表示 1% 、5% 、10% 的水平下显著.

5.2 工具变量回归

创新活跃度高的企业往往有着更强的创新意 愿和动机,一方面,可能更倾向于聘任具有专业背 景的董事担任要职,以便其能够更为充分的发表 决策意见,进而引领企业的创新发展.另一方面, 可能为了获得更好的创新成果 通过对高管进行薪 酬激励 特别是能够奖励其长期创新活动的股权激 励 确保高管与企业有着同样的创新动机[24]. 本文 进一步利用工具变量法对结果的稳健性进行检 验. 选择同省份、不同行业的非创新型企业中的权 威专业董事均值作为权威专业董事的工具变量, 选择同省份、不同行业的非创新型企业中的高管 激励均值作为高管激励的工具变量[25]. 由于企业 的权威专业董事选择和激励政策会受到地理邻近 性的影响[26] ,工具变量满足相关性假设. 为了排 除地理集群内同行业的企业产生的知识溢出效 应[27] 以及创新型企业在跨行业间的知识溢出效 应^[28] , 故将不同行业的非创新企业加入工具变量的限定标准, 以期满足工具变量的排他性假设. 这样, 工具变量对创新活跃度的影响将仅通过企业的权威专业董事设置和高管激励政策产生, 而不会由于地理位置的邻近性(相同省份)导致的溢出效应对创新活跃度产生直接影响.

企业的创新活跃度分别以创新强度(模型1和模型2)和专利申请量(模型3和模型4)来度量未列示的第一阶段回归结果表明工具变量均满足相关性假设.第二阶段工具变量回归结果见表9,可以看到权威专业董事占比(TECDR)、激励结构(TMTRA)和激励水平(COMP)对企业的创新强度和专利申请量的正向影响均在1%的水平下显著,说明中介效应检验第三步的模型(公式3)在用工具变量控制了内生性后依然成立.以不同类别的权威专业董事带入模型结论不变采用最大似然估计(LIML)和GMM估计同样不影响结论的稳健性.

表9 工具变量回归结果: 2SLS

Table 9 Instrumental variable regression: 2SLS

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
文里	RDD	RDD	PATAP	PATAP
TECDR	3. 449 ***	3. 358 ***	1. 440 ***	1. 580 ***
TECDK	(7.08)	(7.05)	(5.03)	(5.70)
TMTRA	12. 164 ***		5. 367 ***	
1111111	(13.52)		(10.65)	
COMP		0.518***		0. 182 ***
Com		(14.95)		(9. 46)
_cons	1. 575 ***	-1.093**	-7. 091 ***	-7. 919 ***
	(3.56)	(-2.18)	(-22.46)	(-23.78)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	12 478	12 478	12 478	12 478
adj. R^2	0.437	0.461	0.285	0.324

5.3 其他稳健性检验

1)由于创新投入集中在资金和人力资源,以研发人员占比作为创新活跃度的代理变量,结论不变; 2)按照创新强度划分为四个等级进行检验 高管激励的中介作用在不同创新强度分组下依然成立; 3)考虑到创新产出的滞后性,以滞后二期和三期的发明专利申请量作为代理变量,专业董事长和专业总经理通过高管激励影响创新活跃度依然显著; 4)当权威专业董事处在薪酬委员会时,其对高管激励的影响显著。高管激励的中介

作用不变(见表 10) ,为本文的研究结论提供了更直接的证据; 5) 由于现实中专业独立董事对高管薪酬的影响可能难以直接观测 ,且其权威性往往受到质疑 ,为了确保结论的可靠性 剔除专业独立董事后 ,重新对本文的中介效应进行了检验 ,研究结论不变; 6) 由于文中使用高管团队成员的加总薪酬 ,容易受到高管团队规模的影响 ,加之高管团队中起核心作用的成员一般较少 ,本文分别对总经理薪酬、高管团队平均薪酬以及高管团队前三名薪酬进行检验 ,中介效应的结论不变.

表 10 权威专业董事在薪酬委员会占比对创新活跃度的中介效应检验

Table 10 Mediating effect of the proportion of authoritative professional directors on compensation committees on innovation activity

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
文里	INNOV	RDD	PATAP	TMTRA	INNOV	RDD	PATAP
COMTRA	0. 511 ***	0. 597 ***	0. 172 ***	0. 036 ***	0. 451 ***	0. 426 ***	0. 106 **
COMTRA	(6. 62)	(8.03)	(4.01)	(12.62)	(5.83)	(5.83)	(2.50)
TMTRA					1. 504 ***	4. 733 ***	1. 818 ***
IMIKA					(28.97)	(94. 14)	(62.03)
	-4. 591 ***	2. 454 ***	-7. 476 ***	0. 090 ***	-4. 787 ***	2. 027 ***	-7. 639 ***
_cons	(-33.83)	(24.31)	(-128. 24)	(23. 19)	(-35. 22)	(20. 40)	(-131.88)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17 024	17 144	17 144	17 144	17 024	17 144	17 144
adj. R^2		0.462	0.323	0.419		0.480	0.333
r ² _p	0.274				0.276		

6 结束语

本文分析了权威董事专业性、高管激励对企业创新活跃度的综合影响,并检验了高管激励的中介作用,发现权威专业董事能够通过提升高管激励促进创新活跃度的提高,说明权威专业董事在高管薪酬设置中发挥了建议咨询的作用,且不同类型的权威专业董事均能起到显著的积极影响.在考察高管激励结构时,发现与企业是否实行股权激励相比,高管长期薪酬占比对创新活跃度的影响更大,说明与股权激励的具体内容设计上进行优化,在合理范围内提升高管长期激励,适度增加股权激励所占比重,将有助于在更大程度上鼓励高管的创新行为.进一步的检验表明权威专业董事通过高管激励的设置提升了企业的创新活跃度,不仅仅是研发投入的

增加和专利申请量的增长,这种提升更多的表现为实质性创新行为的增加和创新持续性的提高,说明权威专业董事影响下的高管激励具有较高合理性,能够与企业的创新发展相匹配,激发了企业的创新效率.从具体激励水平看,股权激励的中介效应占比要显著高于货币薪酬激励,认为股权激励确是推动企业创新的有效手段.货币薪酬也具有激励创新的作用,且在当前我国上市公司股权激励使用较少的情况下,通过设置恰当的货币薪酬同样能够对企业开展创新活动产生良好的促进作用.

现实中由于创新活跃度高的企业往往有着更强的创新意愿和动机,一方面,可能更倾向于聘任具有专业背景的董事担任要职,另一方面,可能为了获得更好的创新成果而对高管进行股权激励,尽管文中对中介过程进行了稳健性检验,但本文的研究结论仍可能受到内生性问题的影响,具有一定的局限性.

参考文献:

- [1] Cohen L, Diether K, Malloy C. Misvaluing innovation [J]. The Review of Financial Studies, 2013, 26(3): 635-666.
- [2] Balsmeier B, Fleming L, Manso G. Independent boards and innovation [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 123 (3): 536-557.
- [3] Faleye O, Hoitash R, Hoitash U. Industry expertise on corporate boards [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2018, 50(2): 441-479.
- [4]胡元木,纪 端. 董事技术专长、创新效率与企业绩效[J]. 南开管理评论,2017(3): 40-52. Hu Yuanmu, Ji Duan. Technology expertise of directors, innovation efficiency and enterprise performance [J]. Nankai Business Review,2017,(3): 40-52. (in Chinese)
- [5]杨 青,薛宇宁,Yurtoglu BB. 我国董事会职能探寻: 战略咨询还是薪酬监控? [J]. 金融研究,2011,(3): 165-183.
 - Yang Qing, Xue Yuning, YURTOGLU BesimBurcin. Exploring the function of board of directors in China: Strategic advisory or compensation monitoring? [J]. Journal of Financial Research, 2011, (3): 165-183. (in Chinese)
- [6]陈 闯,张 岩,吴晓晖. 风险投资、创始人与高管薪酬——多边代理视角[J]. 管理科学学报,2017,20(6): 78 –88.
 - Chen Chuang , Zhang Yan , Wu Xiaohui. Venture capital , founder and top management team compensation: A viewfrom multiple agency theory [J]. Journal of Management Sciences in China , 2017 , 20(6): 78 88. (in Chinese)
- [7] Adams R B, Ferreira D. A theory of friendly boards [J]. Journal of Finance, 2010, 62(1): 217-250.
- [8]刘亚伟,张兆国. 股权制衡、董事长任期与投资挤占研究[J]. 南开管理评论,2016,(1):54-69. Liu Yawei, Zhang Zhaoguo. Research on the counterbalance mechanism of block-holders, chairman tenure and investment extrusion[J]. Nankai Business Review, 2016,(1):54-69. (in Chinese)
- [9] Huang S, Hilary G. Zombie board: Board tenure and firm performance [J]. Journal of Accounting Research, 2018, 56(4): 1285 1329.
- [10] 龚辉锋 , 茅 宁. 咨询董事、监督董事与董事会治理有效性 [J]. 管理科学学报 , 2014 , 17(2): 81 94. Gong Huifeng , Mao Ning. Advisory directors , monitoring directors and board governance effectiveness [J]. Journal of Management Sciences in China , 2014 , 17(2): 81 94. (in Chinese)
- [11] Chen C J, Lin B W, Lin Y H, et al. Ownership structure, independent board members and innovation performance: A contingency perspective [J]. Journal of Business Research, 2016, 69(9): 3371 3379.
- [12] Dong Y, Bartol K M, Zhang Z X, et al. Enhancing employee creativity via individual skill development and team knowledge sharing: Influences of dual-focused transformational leadership [J]. Journal of Organizational Behavior, 2017, 38 (3): 439-458.
- [13]陈运森,谢德仁. 董事网络、独立董事治理与高管激励[J]. 金融研究,2012,(2): 168-182.

 Chen Yunsen, Xie Deren. Director network, independent director governance and executive incentives [J]. Journal of Financial Research, 2012,(2): 168-182. (in Chinese)
- [14] Custódio C, Ferreira M A, Matos P. Do general managerial skills spur innovation? [J]. Management Science, 2017, (3): 206-225.
- [15]吴昊旻,墨沈微,孟庆玺.公司战略可以解释高管与员工的薪酬差距吗? [J].管理科学学报,2018,21(9):105-117.
 - Wu haomin , Mo Shenwei , Meng Qingxi. Is the corporate strategy responsible for the CEO-employee pay gap? [J]. Journal of Management Sciences in China , 2018 , 21(9): 105 117. (in Chinese)
- [16]朱 滔. 董事薪酬、CEO 薪酬与公司未来业绩: 监督还是合谋? [J]. 会计研究,2015,(8): 49-56.

 Zhu Tao. Director's compensation, CEO's compensation and firm's future performance: Supervision or collusion? [J].

 Accounting Research, 2015,(8): 49-56. (in Chinese)
- [17] Bennett B, Bettis J C, Gopalan R, et al. Compensation goals and firm performance [J]. Journal of Financial Economics,

- 2017, 124(2): 307 330.
- [18] Laux C , Laux V. Board committees , CEO compensation , and earnings management [J]. The Accounting Review , 2009 , 84(3): 869 891.
- [19] Manso G. Motivating innovation [J]. The Journal of Finance, 2011, 66(5): 1823-1860.
- [20] Haynes K T, Hillman A. The effect of board capital and CEO power on strategic change [J]. Strategic Management Journal, 2010, 31(11): 1145-1163.
- [21] 温忠麟,张 雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004,(5): 614-620.

 Wen Zhonglin, Zhang Lei, Hou Jietai, et al. Testing and application of the mediating effects [J]. Acta Psychologica Sinica, 2004,(5): 614-620. (in Chinese)
- [22] MacKinnon D P, Dwyer J H. Estimating mediated effects in prevention studies [J]. Evaluation review, 1993, 17(2): 144-158.
- [23] Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6): 1173 1192.
- [24] Kumar A, Page J K, Spalt O G. Religious beliefs, gambling attitudes, and financial market outcomes [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 102(3): 671 708.
- [25] Hochberg Y V, Lindsey L. Incentives, targeting, and firm performance: An analysis of non-executive stock options [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(11): 4148-4186.
- [26] Kedia S, Rajgopal S. Neighborhood matters: The impact of location on broad based stock option plans [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92(1): 109 127.
- [27] Ellison G, Glaeser E L, Kerr W R. What causes industry agglomeration? Evidence from coagglomeration patterns [J]. American Economic Review, 2010, 100(3): 1195-1213.
- [28] Chang X, Fu K, Low A, et al. Non-executive employee stock options and corporate innovation [J]. Journal of financial economics, 2015, 115(1): 168-188.

Authoritative professional directors , executive incentives and innovation activity

CHENG Xin-sheng¹, ZHAO Yang²

- 1. Research Center for Corporate Governance/Business School , Nankai University , Tianjin 300071 , China;
- 2. Business School, Nankai University, Tianjin 300071, China

Abstract: Using the data of A-share listed companies in China from 2007 to 2015, we empirically examines the logic chain that how authoritative professional directors influence innovation activity through executive incentive. It turns out that the partial mediation effect of the executive incentive is significant. Authoritative professional directors play the role of consultation and supervision by influencing executive incentives at the same time. The advisory role is embodied in improving the level of equity incentive to encourage the innovation of senior executives, while the enterprise will develop to the substantial innovation. This paper extends the potential role of professional directors, and suggests a new angle to recognize their functionary and governance effectiveness. Also, we provide the overall situation of current executives incentive of listed companies in our country. The conclusion of this paper provides some advices for enterprises to set up reasonable incentive contracts and for supervision department to improve the board governance rules.

Key words: board governance; innovation activity; executive incentives; authoritative professional directors