

独立董事参与度对 CEO 超额薪酬影响研究*

——基于深度与广度的双元视角

刘 鑫 张雯宇

〔摘要〕本文以中国上市公司独立董事制度为政策背景,从深度和广度双元角度检验了独立董事参与度对 CEO 超额薪酬的影响。以 2008-2015 年中国沪深 A 股的 2274 家上市公司为样本,本文通过多种检验方法到以下结论:独立董事任期所反映的参与深度对 CEO 超额薪酬具有抑制效应;独立董事兼职企业数量所反映的参与广度对 CEO 超额薪酬具有促进效应。本文的研究结论表明,在中国上市公司独立董事任期硬性规定的约束下,独立董事任期的延长有助于促进董事会监督职能的有效发挥;而兼职多家企业的独立董事则会因为精力不足、监督动机受到其社会网络的抑制而削弱董事会监督职能。

关键词:独立董事 CEO 超额薪酬 参与深度 参与广度

JEL 分类号:G14 G34 G35

一、引言

委托代理理论指出,内部经理人会利用对企业的控制权通过在职消费、超额薪酬等方式来为自己谋求私利(Grinstein and Hribar,2004)。在股权分散时,缺乏有效制衡的经理人可能通过干预薪酬契约的制定过程获取高额薪酬,本身形成一种特定的代理问题(Daily et al.,1998)。因此,作为现代公司重要的公司治理机制,董事会一项重要的职能在于监督内部经理人对薪酬契约制定过程的干预减少 CEO 超额薪酬从而降低代理成本。已有大量研究运用 CEO 超额薪酬作为衡量董事会发挥监督职能的指标。一方面,从组织结构来看,董事会下设专业委员会中的薪酬委员会专门负责 CEO 薪酬的制定和监督,因而 CEO 超额薪酬具有度量董事会监督职能的有效性。另一方面,从可获性来看,大量研究证明,董事会监督职能越强,CEO 越不易达到获取个人超额薪酬的目的(Boyd,1994;Main,O'Reilly and Wade,1995)。

同时,独立董事制度在董事会中扮演着十分重要的角色,显著影响着董事会职能的发挥(陈宏辉和贾生华,2002)。自 2001 年正式引入我国证券市场,独立董事如何有效影响董事会监督职能的发挥一直受到实务界、学术界和监管层的关注(陈冬华和相加凤,2017)。而已有研究结合我国的国情指出了中国公司独立董事的两个值得关注的现象。第一,我国证监会对上市公司独立董事任期有着明确规定:“独立董事每届任期与该上市公司其他董事任期相同,任期届满连选可以连任,但是连任时间不能超过 6 年”。第二,自 2002 年至今,中国上市公司的独立董事兼职情况越来越普遍,自 2002 年的 15.56% 上升至 2013 年的 25.07%。独立董事对董事会监督职能的作用受到其参

* 刘鑫,河北工业大学经济管理学院,副教授,管理学博士;张雯宇,对外经济贸易大学国际商学院,本科生。本文受到国家自然科学基金一般项目:中国现代企业 CEO 遴选机制研究(17BGL112)的支持。

与程度的影响(Siciliano,2005)。一方面,独立董事在一家公司的任期反映了对企业的了解程度、与公司高层管理人员和其他董事成员的互动程度,本文将其视为独立董事的参与“深度”。另一方面,独立董事在多家公司任职有助于提升专业度、了解企业经营规制提升其监督专业性和有效性,而多家公司兼任也会导致对单个公司精力投入不足和参与程度降低。在本文中,我们将独立董事多家公司兼任视为独立董事的参与“广度”。

基于以上论述,本文将 CEO 超额薪酬作为董事会监督职能的反映,利用 2008-2015 年中国沪深 A 股上市公司的数据,检验了独立董事的参与“深度”和“广度”如何影响董事会的监督职能。我们的研究发现,独立董事的参与“深度”显著降低了 CEO 超额薪酬,提升了董事会的监督职能;独立董事的参与“广度”显著增加了 CEO 超额薪酬,降低了董事会的监督职能。

区别于以往研究,本文可能的研究贡献如下。第一,从 CEO 超额薪酬的角度丰富了独立董事对董事会监督职能影响的研究。以往独立董事相关研究主要集中在其咨询职能,探讨其对公司价值、战略决策或违规行为的影响。本文将 CEO 超额薪酬作为董事会监督职能有效性的反映,从深度和广度两个维度分析了独立董事参与对董事会监督职能的影响,丰富了 CEO 超额薪酬影响因素研究,同时深化了独立董事履行监督职能的研究。第二,以中国独立董事的特有制度为背景论证了独董任期和兼职对董事监督职能的影响。与西方国家不同,中国独立董事任期不得超过 6 年,这一制度对独董发挥监督职能的过程和动机具有重要的影响,而相关研究并不充分。本文则从心理和动机的角度,分析了在 6 年任期制度约束下的独立董事参与深度和广度如何影响了其监督职能的履行,拓展了中国制度背景下的独立董事研究文献。第三,本文的研究结论有利于中国上市公司正确理解独立董事任期和连锁独立董事对公司治理所发挥的作用,有助于优化董事会结构、提高聘任独立董事的科学性。

二、理论分析与研究假设

(一)董事会监督与 CEO 超额薪酬

CEO 超额薪酬(Excess CEO Return)指的是 CEO 所获取的与公司经营相关的经济回报超过了股东所获得的经济回报(Sauerwald et al.,2016),这种回报主要来自于其利用手中的权力和影响寻租而获得超过公平谈判或与公司绩效不匹配的收入(Bebchuk and Fried,2003)。依据委托代理理论,由于“目标不一致”和“信息不对称”内部经理人有动机和能力利用对于公司的经营权的控制为自己谋取私利的最大化(Jensen and Meckling,1976)。现代公司治理的实质在于通过制度和机制的有效设计来解决基于所有权和经营权分离“目标不一致”和“信息不对称”所导致的代理问题,从而保证股东的利益。依据以上论述,一个解决内部经理人利用对企业的控制权谋求私人收益的重要机制设计在于,代表股东利益的董事会以及下设的薪酬委员会设计最优的薪酬方案(郑志刚,2012),使经理人和股东的利益相一致从而有效激励经理人为了股东利益最大化而经营企业。董事会作为股东利益的代表发挥着核心的内部监管机制,其核心任务之一便是监督 CEO 经营表现(Fama and Jensen,1983)并据此决定其合理的薪酬水平(Boyd,1994;Lorsch and Maciver,1989)。而 CEO 超额薪酬能够成为董事会监督职能的有效反映主要在于以下两点。第一,基于经理人权力理论的研究指出,CEO 可以通过影响董事会及其下属的薪酬委员会来为自己制定薪酬,从而获得与公司价值或是股东利益不匹配的高额薪酬(Brumbach,2005;Bebchuk and Fried,2003)。可见,CEO 超额薪酬反映了董事会监督职能受到 CEO 权力影响的程度。第二,基于董事会独立性和精力的研究指出,与任职公司或管理层存在私人或业务往来的关联董事可能考虑到其职位稳定性和业务关系而放松对 CEO 的监督,从而导致 CEO 获得高额薪酬(Cyert et al.,2002;Sauerwald et al.,2016)。

另外,当董事会成员由于年龄过大或兼职过多而导致精力投入不足的情况下,CEO在公司价值遭受损失时,依然可以获得高额薪酬(Core et al.,1999)。因此,CEO超额薪酬反映了董事会监督独立性和精力投入程度。基于以上两点论述,CEO超额薪酬可以作为董事监督职能有效性的重要体现,而已有大量研究也将CEO超额薪酬作为董事会监督职能有效性的衡量指标。综上,我们将CEO超额薪酬作为董事会监督职能有效性的反映,进而探讨作为董事会必不可少的组成部分的独立董事如何通过发挥董事会监督职能来影响CEO超额薪酬。

(二)独立董事参与“深度”与CEO超额薪酬

独立董事深度参与董事会的经营决策可以使其深入了解公司优势和资源、了解公司独有的信息,从而减少自身外部性所引发的信息不确定性,进而有助于董事会有效发挥监督和咨询的职能(Cornelli et al.,2013)。一方面,随着其任期增长,独立董事对公司特有信息和所处环境的掌握更加准确、全面,因此相关经验更丰富、决策能力更强,对包括CEO在内的高管人员不当行为有更专业的甄别能力(Finkelstei et al.,2009)。Nikos(2003)提出董事成员的“专家化假设(expertise hypothesis)”:董事会成员任期增长标志着他(她)经验更为丰富、专业度增强,胜任性提升,对董事会的贡献度提高,进而促进董事会职能有效发挥(Nikos,2003)。另一方面,随着独立董事任期的增加,其在公司中的话语权增加,在公司管理层做出损害股东利益、违背公司价值最大化的企业目标时,独立董事更有信心和能力提出反对意见,从而在主观上增强了董事会的监督职能。所以,独立董事任期所反映的参与深度的增大能够使促进独立董事对公司更为深入的了解,形成更为专业的监督能力,提升董事会监督职能有效性,因此有助于遏制CEO的超额薪酬。

但与此同时,独立董事的深入参与容易导致其与内部经理人形成不当亲密关系,降低其主体差错识别能力,从而带来独立董事与内部经理人“合谋”的风险(Hoe et al.,2012)。社会网络理论指出,群体内部个人之间的互动关系维系了公司组织内部个人之间的关系,促使社会联系的发展和友谊的形成。基于这一理论基础,“管理者友好(management friendliness)”假说指出,独立董事和包括CEO在内的高管人员私人之间亲密关系的形成则会导致对CEO谋求私利的监督难以执行到位(Nikos,2003)。随着其任期的延长,独立董事与CEO在工作上的交流机会增加,更容易形成私人关系上的紧密联系,降低了其对CEO行为监督的有效性,致使董事会的监督职能失效(曾东海,2013)。Zajac and Westphal(1996)以1988年福布斯财富榜上19863-1991年信息完整的413家公司为样本,发现“任职时间长的独立董事更倾向于批准那些对管理层有利而对股东不利的提案”(Zajac and Westphal,1996)。所以,基于“管理者友好”假说,任期较长的独立董事从主观上更有容忍CEO超额规定自己薪酬的意愿,从而放弃对CEO寻租行为的监督和控制,进而形成“合谋”,降低董事会的监督职能。

那么在中国上市公司中,独立董事的参与深度是有助于减少CEO超额薪酬,提升董事会的监督职能,还是降低董事会监督职能的有效性,引发更高的CEO超额薪酬?Levinger and Snoek(1972)提出了解释亲密关系影响因素的互赖模型,指出亲密关系形成的三个必要因素:(1)长时间频繁互动;(2)关系中包含不同种类的活动事件,具有很多共同兴趣;(3)双方对彼此具有很大的影响力(Levinger and Snoek,1972)。依据以上理论基础,本文从时间和频率两个维度来分析中国上市公司独立董事与CEO能否在沟通或者其他方式的互动过程中形成亲密关系继而合谋。一方面,从时间维度来看,我国证监会对独立董事6年最长任期(3年为一个任期)的限制阻碍了独立董事与CEO之间形成长期、稳定的亲密关系。中国公司独立董事制度与西方独立董事制度在有关独立董事任期的规定方面有着鲜明的差异:从表1中,我们可以看出,西方公司事实上对独立董事的任期并没有明确的界定。一方面,“管理层友好”假设中,独立董事和CEO形成亲密关系继而“合谋”是基于西方独立董事制度提出的。毫无疑问,独立董事和CEO在长达10年甚至以上的沟通和互动

中形成亲密关系的可能性比较大。另一方面,对于任期届满日期的确定性会影响独立董事与 CEO 形成亲密关系动机的强弱程度。心理学相关研究证明,人们更倾向于为长期的、没有明确结束日期的人际关系投入更多精力和关注度(Nosofsky, 1986; Schumacher, 2013);相反,短期的、临时的、有明确期限的关系则会削弱人们投入精力和关注建立亲密关系的动机。所以,中国上市公司独立董事制度关于独立董事任期最长不得超过六年的明确规定显著降低了独立董事和 CEO 构成合谋的可能性。

表 1 主要国家和地区独立董事任期规定

独董任期规定类别	国家或地区	任期规定具体描述	发文机构
有明确的任期限制 Mandatory	中国	连续任期最长不得超过 6 年	中国证券监督管理委员会
	印度	建议不超过 6 年,不可连任 3 届	印度公司政府事务部
	英国	超过 9 年进行独立性说明	财务报告理事会
	法国	超过 12 年进行独立性说明	Afep-Medef
带条件的任期限制 Comply or Explain	中国香港	超过 9 年进行独立性说明	香港交易所
	新加坡	超过 9 年进行独立性说明	新加坡交易所
	澳大利亚	超过 10 年进行独立性说明	ASX 公司治理委员会
	美国	无任期规定	NYSE、NASD
无具体规定和要求	加拿大	无任期规定	OSCB、多伦多证券交易所
	日本	无任期规定	东京证券交易所
	韩国	无任期规定	韩国证券交易所
	印度尼西亚	无任期规定	国家治理委员会

资料来源:陈冬华(2016),作者自行整理。

另一方面,从频率的维度来看,我国独立董事参与董事会决议的现状使独立董事与 CEO 的交往频率低下,难以形成心理同化,从而很难建立并维持相对稳定的亲密关系。社会心理学研究发现,人际间频繁的交往会影响个人的内心活动,而这种影响在每日交往、连续交往的情况^①下尤为显著(Bakker and Xanthopoulou, 2009)。相反,低频率交往则不利于亲密关系的形成(朱维莉, 2016)。而中国上市公司中,独立董事制度流于表面,独立董事普遍存在“不在状态”的情况(李海舰和魏恒, 2006)。独立董事在董事会参与度低,较少与管理层争论提出反对意见^②,主动性差,不积极就企业战略及发展相关主题与内部高管人员频繁互动,这使得独立董事难以与 CEO 形成深入的亲密关系。另外,中国上市公司中有 80% 存在着跨省独立董事,70% 以上拥有距离公司 150 公里以外的董事(罗进辉等, 2017),这种地理距离阻碍了独立董事与包括 CEO 在内的高管人员进行高频率人际互动进而形成亲密关系。所以,基于时间和频率两个维度的分析,我们认为,中国上市公司中独立董事很难与 CEO 形成“合谋”关系。

基于以上分析,本文认为,由于中国上市公司对独立董事 6 年任期的特殊规定以及现有独立董事制度实施现状,独立董事任期提升所反映的独立董事参与深度加强凸显的是对董事会监督有效性的增强效应,而非提升独立董事与 CEO 形成“合谋”关系的可能性继而削弱董事会监督职能。

^① 依据 Bakker and Xanthopoulou(2009)的研究,亲密关系的建立在每日发生人际交往且在每天交往 3 次、持续 4 天的情况下较为显著。

^② 冲突的出现和解决也是促进人际交往的途径之一(Weingart et al., 2015)。

董事会监督职能的增强意味着 CEO 谋求私利行为受到遏制,因而 CEO 超额薪酬降低。由此,本文提出假设 1。

H1: 独立董事的参与深度对 CEO 超额薪酬具有负效应。

(三) 独立董事参与“广度”与 CEO 超额薪酬

独立董事往往是具有专业技术能力或是高级专业职称的专家学者,他们所具有的知识、专长和技能形成了其人力资本的稀缺性。在现阶段中国资本市场尚不具备独立董事人才库的背景下(谭劲松等,2003),具有稀缺人力资本的独立董事往往会兼职多家上市公司,成为连锁董事。依据卢昌崇和陈仕华(2009)的研究,约有 72.13% 的公司至少有一位连锁董事(卢昌崇和陈仕华,2009)。而 2013 年中组部下发的“18 号文件”引发了“官员独立董事”的离职潮(李勇和朱禁毁,2014);2015 年底教育部下发文件禁止高校处级以上领导干部担任上市公司独立董事,引发了“高校独董”的闪辞潮(劳佳迪,2015)。这一系列的限制政策导致独立董事供给的结构性减少(陈冬华和相加凤,2017),使其人力资本的稀缺性进一步凸显,进而使得独立董事兼任多家上市公司的情形愈加普遍。从图 1 中我们很明显可以看出,上市公司越来越多地聘请了兼职的独立董事,而独立董事兼任多家公司的情况也变得越来越普遍。

独立董事兼职所反映的独立董事参与“广度”对董事会监督职能的发挥具有双重效应,国内学者基于“能力假说”和“精力假说”对这种双重效应进行了研究(郑志刚等,2017)。基于“能力假说”的观点认为,独立董事广泛参与不同公司董事会的决策与监督可以使其积累监督经验,通过相似工作的数量累积和不同工作的视野拓宽来达到能力的“质”的飞越(Clements et al.,2015)。独立董事兼职现象为其管理董事会增加了协同效应,独立董事可以将其他类似公司董事会中的管理经验带到该公司,从而增加董事会监督职能(Field et al.,2013)。相反,独立董事兼职数量过多会通过多重效应减少对该企业的勤勉,从而降低该企业董事会的监督职能执行效率(马如静等,2015)。在董事会出席率方面,由于兼职多家企业而忙碌的董事需要将精力分摊到每个任职企业,很难保证足够的董事会出席率(Jiraporn et al.,2009),从而降低董事会监督职能和对企业战略决策的支持职能(Min and Chizema,2015)。因此,独立董事参与广度会对董事会监督职能产生负效应。

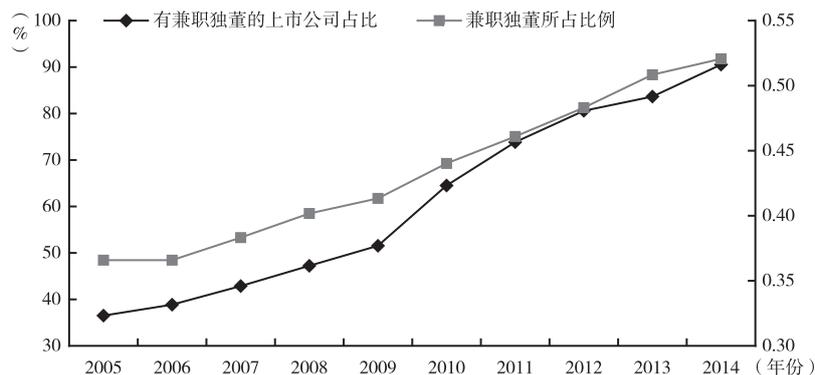


图 1 A 股上市公司兼职独董年度分布

资料来源:国泰安 CSMAR 数据库的“人物特征系列”。

那么在中国上市公司中,独立董事参与的广度如何影响了 CEO 超额薪酬呢?对 CEO 薪酬有效的监督必须要获取对 CEO 能力和努力的准确信息(Boyd,1994),独立董事要获取这些信息就要保证与 CEO 进行频繁互动并投入时间精力加以观察。诚然,独立董事兼职多家企业可以对 CEO 决策科学性、经营能力、领导才能进行横向比较,有助于增强其对 CEO 对企业绩效贡献的评

估能力,从而对 CEO 的超额薪酬产生抑制效应。但是,鉴于中国上市公司独立董事参与度较低、反对意见严重不足的现状,由于每家企业所面临的行业情境、历史过往并不相同,最长任期为 6 年的独立董事作为外部董事很难基于外部比较对 CEO 薪酬提出有说服力的反对意见。以往研究更多地证明,独立董事兼任多家企业可以通过资源获取、信息交换、运用网络关系影响企业并购决策(韩洁等,2014)、提升企业创新绩效(段海艳,2012)、影响公司财务决策(陈运森和郑登津,2017)或防范财务风险以及降低企业被诉讼的法律风险(王文姣等,2017)。可见,基于“能力假说”的独立董事兼职所反映的参与广度主要体现在增强董事会对财务、法律以及战略决策层面的监督和咨询职能。另一方面,独立董事一般本身具有全职工作(会计师、律师、高校教师等),兼职多家企业会因为精力和时间的分摊而减少对一家企业的精力投入,从而抑制其监督职能的发挥。而近年来“官员独董”和“高校独董”的政策性离职,独立董事的供给大幅度减少,使得独董连锁兼职的数量激增(陈冬华和相加凤,2017),有效兼职比例下降(许楠和曹春方,2016)。这种独立董事资源供给不足会进一步导致个别独立董事兼职过多企业,造成对每家企业精力分配不足,对 CEO 超额薪酬缺乏监督。另外,中国上市公司连锁独立董事中异地任职情况极为普遍,高达 70%。Alam et al. (2014) 的研究证明独立董事所在城市与公司总部的地理距离越近,CEO 非正常离职与公司绩效的敏感度越高,CEO 超额薪酬越低。参与度更广的独立董事常常在分布在不同地域、不同城市的企业兼职,这导致了其奔波于多地,精力受损因而进一步影响了其监督职能的有效发挥。

与此同时,参与广度拓展、兼职多家企业会明显削弱独立董事对 CEO 进行严格监督的动机。动机是独立董事履行监督职责过程中的重要问题(唐雪松等,2010),作为有限理性的决策主体,独立董事会在权衡自身利弊的基础上选择加强或弱化其监督行为。Fama(1980)和 Fama and Jensen(1983)指出,独立董事会受到人力资本市场的激励或约束,具有通过良好履职表现向外界传递声誉的动机,有助于自身职业前途(Fama and Jensen;1983, Fama, 1980)。但同时,独立董事也可能为了保证自身席位安全性或规避财富损失弱化其监督作用。Harford(2003)的研究发现,在接管过程中,目标企业独立董事可能为了自身利益而抵制接管要约,损害广大股东的收益,原因在于独立董事可能由于接受要约而失去目标企业的席位并遭受损失(Harford, 2003)。在我国缺乏有效的独立董事人力资源供给和公开的独董声誉传递机制的背景下,独立董事主要席位由控股股东或内部人决定(谭劲松,2003;赵子夜,2014)。中国上市公司关于独立董事 6 年最长任期的规定,意味着独立董事为了能够在任期结束后到其他企业谋求席位而必须考虑原任职企业管理层对其的评价。如果任职企业的 CEO 受到了独立董事严格的监督而对其产生消极评价,必然会对其未来获得其他公司任职机会产生负面影响。独立董事参与广度越宽,兼职企业越多,任职企业 CEO 之间的社会网络联系就越强(特别是在同一行业企业兼任的独董),信息传递速度越快、范围越广。在这种情况下,兼职多家的独董监督“严苛”、“不易合作”的“名声”会在包括 CEO 在内的经理人圈层中迅速传播,这会对其未来的任职机会、薪酬收益产生巨大负面影响。所以,由于其兼职企业经理人之间存在的网络联系,为避免在 CEO 群体中产生不良印象,参与度更广、兼职更多的独立董事会弱化对 CEO 薪酬的监督,以保证在 6 年最长任期结束后获得其他公司的任职机会。

基于以上分析,随着独立董事参与广度的拓展、兼职企业的增多,独立董事精力分配不足,监督职能的有效性遭到削弱。同时,参与度更广的独立董事必须面对兼职企业的 CEO 相互之间的社会网络,为争取任期结束后获得其他公司任职机会,独立董事对 CEO 超额薪酬的监督动机受到抑制。由此,本文提出假设 2。

H2: 独立董事的参与广度对 CEO 超额薪酬具有正效应。

三、数据与变量描述

(一) 样本选取

虽然中国证监会自 1998 年起要求上市公司年报中披露高管薪酬,但是长期以来我们可以获得的主要是前三高管的薪酬等数据。2005 年起,上市公司开始披露高管个人薪酬数据。考虑到 CEO 超额薪酬需要近三年资产回报率(ROA)的均值,因此本文将起始年份定于 2008 年。同时,2008 年起独立董事任职及兼职信息披露情况也更加完善,所以本文选择了 20083-2015 年为样本期。考虑到实证检验中存在滞后影响效应,实际采用的样本年限包含了 2016 年(主要是 CEO 薪酬变量)。随后进行了如下筛选:(1)剔除了金融、保险类上市公司;(2)剔除了 ST 公司和 *ST 公司样本;(3)剔除研究变量在公司年度中数据缺失的样本;(4)为避免奇异值对实证结果产生影响,对数据在 1% 和 99% 进行了 winsor 处理。经过以上处理,共获得 2274 家公司 10038 笔观察值。财务相关数据来自于 WIND 和 CSMAR 数据库,独立董事任期、连锁任职等数据来自于 CSMAR 上市公司数据库。

(二) 变量设计

随着经济全球化的发展,越来越多的国内上市公司明确提出了 CEO 的职位设置,对于未明确提出 CEO 职位的公司,参考国内研究的普遍做法(刘鑫和薛有志,2015,2016;饶育蕾等,2012;严若森和钱晶晶,2016),本文将总经理定义为公司 CEO。本文要进行两部分的实证分析:第一步要构建模型计算出 CEO 的超额薪酬;第二步构建模型检验独立董事参与深度与广度对 CEO 超额薪酬的变化。

1. CEO 超额薪酬的测度

关于度量 CEO 薪酬的方法本文参考 Ang et al. (2003) 和 Brick et al. (2006),将 CEO 超额薪酬界定为剔除由经济因素和 CEO 自身因素决定的 CEO 薪酬正常水平后的回归残差值。参考 Brick et al. (2006) 和郑志刚(2012)的研究,模型中被解释变量为 CEO 的年度货币薪酬(CEO_{pay}),模型中经济因素相关变量包括托宾 Q(tobinq),公司业绩水平(ROA),公司近 3 年 ROA 平均值(av_road),股票收益率(eps),公司主营业务收入(sales),员工规模(employee),公司财务杠杆水平(lev),有形资产比率(tangible),公司成长情况(grow)。CEO 特征因素包括 CEO 年龄(age),性别(gender),任期(tenure),CEO 是否为内部来源(internal),当年是否发生 CEO 继任(CEO_new)。关于 CEO 超额薪酬测算的相关变量定义列示于表 2 的 Panel A。

2. 独立董事参与深度和广度对 CEO 超额薪酬影响相关变量

(1) 独立董事参与深度

运用独立董事任期(odtenure)作为独立董事参与深度的替代变量,取公司当年独立董事任期的平均值。

(2) 独立董事参与广度

运用独立董事兼职数量(interlock)作为独立董事参与广度的替代变量,取公司当年独立董事兼职其他公司数量的平均值。

(3) 相关控制变量

参考 Kim et al. (2014) 的研究,本文选取了可能对 CEO 超额薪酬产生影响的因素作为控制变量:CEO 两职兼任(dual),CEO 持股情况(CEOequity),董事会持股情况(directorequity),董事会规模(boardsize),董事会独立性(independ),自由现金流(cashflow),成长收益情况(tme),公司规模(size),董事会召开次数(meeting),产权性质(soe),股权集中度(top1),股权制衡(lbal)。

关于独立董事参与度对 CEO 超额薪酬影响的相关变量的定义列示于表 2 的 Panel B。

表 2 主要变量定义表

变量名	变量代码	变量含义及说明
Panel A		
CEO 薪酬	CEOpay	CEO 当年现金薪酬总和的自然对数
托宾 Q	tobinq	公司当年的托宾 Q 值(市场价值/重置成本)
公司业绩水平	roa	公司当年总资产收益率
平均业绩水平	av_roa	t-1 年至 t-3 年的 ROA 平均值
股票收益率	eps	股票每股收益
公司主营业务收入	sales	主营业务收入的自然对数
员工规模	employee	员工人数的自然对数
公司财务杠杆水平	lev	资产负债率
有形资产比率	tangible	有形资产占总资产的比率
公司成长情况	grow	公司当年销售规模与去年销售规模相比的增长率
CEO 年龄	age	CEO 的年龄
CEO 性别	gender	虚拟变量,男性取值为 0,女性取值为 1
CEO 任期	tenure	CEO 在任的时间
CEO 是否为内部提升	internal	虚拟变量,CEO 为内部提拔取值为 1,否则为 0
CEO 是否发生继任	CEO_new	虚拟变量,当年发生 CEO 继任为 1,否为 0
Panel B		
独立董事任期	odtenure	独立董事任期的平均值
独立董事兼职数量	interlock	独立董事平均兼职外部企业数量
CEO 两职兼任	dual	虚拟变量,CEO 兼任董事长则取 1,否则取 0
CEO 持股情况	CEOequity	CEO 持股比例
董事会成员持股情况	directorequity	董事持股比例
董事会规模	boardsize	董事会人数
董事会独立性	independ	董事会中独立董事人数比例
自由现金流	cashflow	自由现金流/上一期总资产
成长收益情况	tme	账面市值比,即账面价值与公司市值的比值
公司规模	size	公司总资产的自然对数
董事参与程度	meeting	每年召开的董事会议次数
产权性质	soe	虚拟变量,国有为 1,否则为 0
股权集中度	top1	第一大股东持股比例
股权制衡	lbal	第一大股东与第 2-5 大股东持股比例和的比值

(三) 主要变量的描述性统计

表 3 报告了主要变量的描述性统计。在样本期内,CEO 的薪酬水平具有较大的差距,标准差达到了 0.774;在样本期内我国上市公司 CEO 的平均薪酬水平从 2008 年的 435,081.5 元增加到了 2016 年的 792,969 元^①,7 年间增长了近一倍,高于同期业绩增长的速度。独立董事的平均任期均值为 2.734 年,中位数为 3.25 年,最大值为 6 年,这意味着独立董事一般都会完成一个任期(3 年)。样本期内中国上市公司独立董事平均兼职数量为 1.933 家,中位数为 1.76 家,这说明独董兼

^① 这一数据来自于本文对样本企业的统计,这一数据与德勤公司披露的高管薪酬报告“中国上市公司 2014 年总经理平均薪酬为 74.2 万元,2015 年为 78.7 万元”基本一致。

职的现象比较普遍。独立董事平均兼职(其他企业)数量最小为0家,即有上市公司的全部独董都没有兼职其他公司。平均兼职数量最大为4家,依据证监会关于独立董事的指导意见中规定“一人最多担任5家上市公司的独立董事”,说明样本中有上市公司的全部独立董事都达到了证监会有关规定的上限。而且,不同上市公司间独立董事平均兼职数量差异比较明显,标准差达到了0.926,这也为我们研究独立董事参与广度对CEO超额薪酬的影响提供了可能。其他变量的统计结果与以往研究基本保持一致(王琨和徐艳萍,2015;郑志刚等,2017;郑志刚等,2012)。

表3 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	样本量
CEOpay	13.13	0.774	13.14	10.87	15.15	10038
tobinq	2.168	2.009	1.583	0.202	11.95	10038
roa	0.0370	0.0550	0.0330	-0.191	0.206	10038
av_roa	0.0430	0.0490	0.0400	-0.134	0.204	10038
eps	0.315	0.423	0.240	-0.932	2.020	10038
sales	16.60	1.676	16.60	11.40	20.60	10038
employee	7.657	1.298	7.651	3.912	10.86	10038
lev	0.472	0.212	0.473	0.0600	1	10038
tangible	0.935	0.0780	0.958	0.557	1	10038
grow	0.507	1.625	0.126	-0.679	12.62	10038
age	48.63	6.019	49	34	65	10038
gender	0.0570	0.233	0	0	1	10038
tenure	4.209	3.214	3.250	0	12.92	10038
CEO_new	0.133	0.340	0	0	1	10038
internal	0.0940	0.291	0	0	1	10038
odtenure	2.734	1.483	2.583	0.0830	6	10038
interlock	1.207	0.926	1	0	4	10038
dual	0.217	0.412	0	0	1	10038
CEOequity	0.0330	0.0910	0	0	0.452	10038
directorequity	0.0870	0.163	0	0	0.620	10038
boardsize	8.931	1.771	9	5	15	10038
independ	0.372	0.0540	0.333	0.300	0.571	10038
cashflow	-0.0350	0.896	0.0160	-49.03	5.127	10038
tme	0.951	0.981	0.632	0.00400	11.01	10038
size	22.04	1.239	21.90	19.30	25.59	10038
meeting	9.442	3.629	9	4	23	10038
soe	0.149	0.356	0	0	1	10038
top1	0.351	0.151	0.333	0.0840	0.750	10038
lbal	5.370	8.015	2.307	0.394	51.75	10038

(四) CEO 超额薪酬的度量

采用 Ang et al. (2003) 和 Brick et al. (2006) 提出的方法,运用模型(1)式来估计经济因素和 CEO 的特征因素对 CEO 薪酬的解释效应,然后计算回归残差值作为 CEO 超额薪酬的度量。

$$CEO_{pay_{i,t+1}} = \alpha + \beta X_{i,t} + \theta Y_{i,t+1} + Industry + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $CEO_{pay_{i,t}}$ 为第 i 个企业 t 期 CEO 的薪酬水平(取自然对数), $X_{i,t}$ 为由第 i 企业 t 期影响下一期 ($t+1$ 期) CEO 薪酬的经济因素构成的向量, $Y_{i,t}$ 为由第 i 个同期影响 CEO 薪酬的 CEO 个人特征构成的向量。 $Industry$ 和 $Year$ 分别控制产业和年度固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。本文同时使用了控制产业和年度的稳健最小二乘法 (OLS) 和固定效应 (Fixed Effect) 面板模型两种方法进行了估计,回归结果列示于表 4。

表 4 CEO 超额薪酬度量结果

变量	OLS		固定效应	
	系数	标准误	系数	标准误
tobinq	0.00479 ***	(0.00124)	0.0106 **	(0.00471)
roa	0.316 **	(0.136)	0.420 ***	(0.102)
av_roa	0.175 **	(0.0743)	0.0860 ***	(0.0136)
eps	0.372 ***	(0.0244)	0.167 ***	(0.0273)
sales	0.0557 ***	(0.00899)	0.0327 ***	(0.00871)
employee	0.0769 ***	(0.0126)	0.164 ***	(0.0218)
lev	-0.0137	(0.0175)	-0.00358	(0.0136)
tangible	0.237	(0.146)	-0.105	(0.213)
grow	-0.000353	(0.000263)	9.67e-05	(0.000181)
age	0.00679 ***	(0.00227)	0.0219 ***	(0.00301)
gender	-0.318 **	(0.159)	0.151	(0.122)
tenure	0.0276 ***	(0.00431)	0.0242 ***	(0.00403)
CEO_new	-0.610 ***	(0.0712)	-0.536 ***	(0.0521)
internal	0.354 ***	(0.0853)	0.300 ***	(0.0645)
常数项	10.93 ***	(0.209)	10.28 ***	(0.317)
年度/行业		控制		控制
N		10038		10038
Adj_R ²		0.337		0.220
F		65.82 ***		39.52 ***

注:括号中数字为标准误,*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

从表 4 可知,OLS 回归结果和固定效应回归结果差异并不明显。从结果可以看出,CEO 薪酬与企业上一期的市场业绩(托宾 Q)和财务业绩(roa)显著正相关。上市公司市值、经营规模和销售增长对于 CEO 的薪酬也有正向促进作用。在 CEO 个人特征方面,年长的、任期更长的、内部提拔的 CEO 有更高的薪酬,而公司发生 CEO 继任事件对 CEO 薪酬具有负效应。考虑到固定效应模型对减轻内生性问题的潜在作用,同时通过 F 检验可以确定固定效应模型相比于 OLS 模型有更好的解释性,因此本文基于固定效应测算出 CEO 超额薪酬 (Excess_CEOpay) 作为被解释变量构建回归

模型。

(五) 独立董事参与度对 CEO 超额薪酬影响回归模型设定

为检验假设 1, 我们设定回归模型 (2):

$$\begin{aligned} Excess_CEOpay_{i,t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 odtenure_{i,t} + \alpha_2 dual_{i,t} + \alpha_3 ceoequity_{i,t} + \alpha_4 directorequity_{i,t} + \alpha_5 boardsize_{i,t} \\ & + \alpha_6 independ_{i,t} + \alpha_7 cashflow_{i,t} + \alpha_8 tme_{i,t} + \alpha_9 size_{i,t} + \alpha_{10} meeting_{i,t} \\ & + \alpha_{11} soe_{i,t} + \alpha_{12} top1_{i,t} + \alpha_{13} lbal_{i,t} + \sum Industry/Year + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

为了检验假设 2, 我们设定回归模型 (3):

$$\begin{aligned} Excess_CEOpay_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 interlock_{i,t} + \beta_2 dual_{i,t} + \beta_3 ceoequity_{i,t} \\ & + \beta_4 directorequity_{i,t} + \beta_5 boardsize_{i,t} + \beta_6 independ_{i,t} + \beta_7 cashflow_{i,t} + \beta_8 tme_{i,t} \\ & + \beta_9 size_{i,t} + \beta_{10} meeting_{i,t} + \beta_{11} soe_{i,t} + \beta_{12} top1_{i,t} + \beta_{13} lbal_{i,t} \\ & + \sum Industry/Year + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

另外, 值得注意的是, Brick et al. (2006) 强调, 依据残差估计的 CEO 超额薪酬实际是一个相对的概念, 而非确切数值。基于这种思想, 本文参考郑志刚等 (2012) 的研究, 设定 Logit 回归模型。将依据模型 (1) 计算的 CEO 超额薪酬大于零的取值为 1, 小于零的取值为 0, 将这一虚拟变量 (Excess_dum) 作为被解释变量带入 Logit 二值回归模型。

四、实证结果及分析

(一) 相关性分析

表 5 列示了各变量之间的 Pearson 相关系数矩阵。从表 5 可看出, CEO 超额薪酬 (Excess_CEOpay) 与独立董事平均任期 (odtenure) 显著负相关, 与独立董事兼职公司平均数量 (interlock) 显著正相关, 在一定程度上支持了本文的假设。其他控制变量方面, CEO 超额薪酬 (Excess_CEOpay) 与 CEO 持股 (CEOequity)、董事会持股 (directorequity)、董事会独立性 (independ)、第一大股东持股比例 (top1)、股权制衡 (lbal) 显著负相关。同时, CEO 超额薪酬 (Excess_CEOpay) 和董事会规模 (boardsize)、董事会召开次数 (meeting)、公司规模 (size) 显著正相关。表 5 初步报告的相关关系, 与以往国内关于 CEO 超额薪酬影响要素相关研究基本一致 (冯根福等, 2011; 乐琦和蓝海林, 2009)。另外, 自变量和控制变量之间的相关系数均明显低于经典文献中 0.7 的共线性阈值 (Mason and Lind, 1999; Pelled et al., 1999), 因此可断定各变量之间并不存在严重共线性, 不会对后续回归结果产生显著影响。

(二) 回归分析

表 6 报告了混合 OLS 回归、固定效应回归和 Logit 二值回归模型的检验结果。从结果上看, 三种估计方法得到的实证结果并没有实质性差别。模型 (2) 的三种估计方法中, 独立董事平均任期 (odtenure) 与 CEO 超额薪酬 (Excess_CEOpay) 在 1% 水平上显著负相关。这说明, 独立董事任期的增加所反映的独董参与深度提高有助于其全面掌握公司特有信息、了解公司所处环境, 并获得更大的话语权, 提高独董监督的专业度从而抑制 CEO 超额薪酬, 加强董事会的监督职能。这与 Kim et al. (2014) 关于独立董事任期对董事会监督职能影响的研究结果基本一致。本文假设 1 得到支持。模型 (3) 的三种估计方法中, CEO 超额薪酬 (Excess_CEOpay) 与独立董事兼职数量 (interlock) 在 1% 水平上显著正相关。这说明由于其自身精力时间被分布于不同地理位置的兼职单位分散, 同时独董考虑到任期结束后未来席位的可得性要对兼任企业 CEO 进行印象管理, 因此兼职数量会削弱董事会的监督职能, CEO 超额薪酬增加。所以, 本文假设 2 得到验证。

表 5 Pearson 相关性分析

	Excess_	odtenure	interlock	dual	CEOequity	directequity	boardsize	independ	cashflow	tme	size	meeting	soe	top1	Ibal
Excess_CEOpay	1														
odtenure	-0.027***	1													
interlock	0.059***	0.079***	1												
dual	0.0140	0.048***	0.018*	1											
CEOequity	-0.034***	0.096***	0.046***	0.464***	1										
directorequity	-0.028**	0.128**	0.044**	0.230**	0.696***	1									
boardsize	0.043**	-0.045***	-0.027***	-0.165***	-0.144**	-0.178***	1								
independ	-0.027***	0.033***	-0.0140	0.074**	0.087**	0.082***	-0.401***	1							
cashflow	-0.030**	0.0130	0.00400	-0.00500	0.00700	0.00800	0.00700	-0.0140	1						
tme	0.00600	0.071***	0.034**	-0.112**	-0.154***	-0.205***	0.161***	0.018*	-0.00200	1					
size	0.142***	0.040**	0.124**	-0.122**	-0.156**	-0.208**	0.278**	0.024**	-0.00500	0.613***	1				
meeting	0.066**	-0.029**	0.065**	0.0160	0.0150	0.020*	-0.021**	0.057***	-0.020*	0.141**	0.235***	1			
soe	-0.00900	-0.091***	-0.030**	-0.116**	-0.140**	-0.204**	0.166**	-0.035**	0.0130	0.110**	0.171**	0.00200	1		
top1	-0.020**	0.023**	0.041**	-0.072**	-0.026**	-0.093**	0.024**	0.031**	0.0110	0.146**	0.267**	-0.039**	0.150**	1	
Ibal	-0.040**	-0.031**	-0.031**	-0.101**	-0.124**	-0.196**	0.0140	0.017*	0.0140	0.167**	0.130**	-0.052**	0.076**	0.522***	1

注:*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

从控制变量的回归结果来看,在 OLS 模型中,CEO 两职兼任(dual)和 CEO 超额薪酬在 1% 的水平上显著正相关,在 FE 和 Logit 模型中也存在较为显著的正相关,这说明 CEO 两职连任会通过提高 CEO 权力为其获取超额薪酬提供有利条件。董事会开会频次(meeting)和 CEO 超额薪酬(Excess_CEOpay)在 1% 的水平上显著正相关。这表明董事会更加频繁有助于 CEO 和董事会成员形成相互妥协和彼此支持的关系,这一定程度上导致他们形成亲密关系并削弱董事会监督的职能,有可能诱发 CEO 通过薪酬寻租的现象,这与 Kilduff et al.(2006)的研究结果基本一致。资产负债率(lev)与 CEO 超额薪酬显著负相关,说明负债率更高的情况下 CEO 超额薪酬更低。账面市值比(tme)与 CEO 超额薪酬显著正相关。另外,国有产权虚拟变量(soe)和 CEO 超额薪酬显著负相关。这说明相比于非国有上市公司,国有上市公司的 CEO 薪酬由于存在政策、体制等方面的制约,超额薪酬较少。Ibal 与 CEO 超额薪酬显著负相关,表明存在可以发挥制约作用的多个大股东有助于提高董事会的监督能力,降低 CEO 超额薪酬,这与以往研究结果基本一致(Maury and Pajuste, 2005)。

表 6 独立董事参与度对 CEO 超额薪酬影响的回归结果

Excess_CEOpay	模型(2)			模型(3)		
	混合 OLS	固定效应	Logit	混合 OLS	固定效应	Logit
odtenure	-0.0397 *** (0.00456)	-0.0437 *** (0.00347)	-0.0800 *** (0.0122)			
interlock				0.0859 *** (0.00892)	0.0257 *** (0.00955)	0.180 *** (0.0259)
dual	0.0753 *** (0.0229)	0.0511 * (0.0266)	0.155 ** (0.0607)	0.0760 *** (0.0212)	0.0628 *** (0.0243)	0.147 ** (0.0608)
CEOequity	-0.399 *** (0.148)	-0.342 (0.218)	-1.439 *** (0.394)	-0.394 *** (0.137)	-0.328 (0.200)	-1.427 *** (0.395)
directorequity	-0.0959 (0.0763)	0.226 (0.192)	-0.151 (0.202)	-0.153 ** (0.0710)	0.183 (0.176)	-0.253 (0.202)
boardsize	0.0110 ** (0.00511)	-0.000586 (0.00868)	0.0188 (0.0136)	0.0101 ** (0.00475)	-0.000426 (0.00795)	0.0197 (0.0136)
independ	-0.107 (0.167)	-0.205 (0.215)	0.162 (0.444)	-0.0523 (0.156)	-0.103 (0.197)	0.145 (0.445)
lev	-0.176 *** (0.0464)	-0.0752 (0.0707)	-0.369 *** (0.123)	-0.147 *** (0.0429)	-0.0743 (0.0647)	-0.339 *** (0.123)
cashflow	-0.00416 (0.00752)	-0.0106 * (0.00564)	-0.0336 (0.0249)	-0.0216 *** (0.00699)	-0.0101 * (0.00516)	-0.0313 (0.0253)
tme	0.0526 *** (0.0101)	0.0199 * (0.0116)	0.0649 ** (0.0270)	0.0438 *** (0.00931)	0.0226 ** (0.0104)	0.0580 ** (0.0268)
meeting	0.0286 *** (0.00224)	0.00772 *** (0.00240)	0.0507 *** (0.00602)	0.0257 *** (0.00208)	0.00646 *** (0.00220)	0.0485 *** (0.00604)
soe	-0.0762 *** (0.0228)	-0.0419 * (0.0232)	-0.119 ** (0.0603)	-0.0682 *** (0.0211)	-0.0419 ** (0.0212)	-0.106 * (0.0602)
topl	0.0774 (0.0629)	0.0418 (0.131)	0.0729 (0.167)	0.0458 (0.0586)	0.0385 (0.120)	-0.0265 (0.168)

续表

Excess_CEOpay	模型(2)			模型(3)		
	混合 OLS	固定效应	Logit	混合 OLS	固定效应	Logit
Ibal	-0.00499 *** (0.00115)	-0.00140 (0.00131)	-0.00816 *** (0.00305)	-0.00420 *** (0.00107)	-0.00127 (0.00120)	-0.00659 ** (0.00306)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.312 *** (0.0958)	-0.0332 (0.147)	-0.521 ** (0.254)	-0.341 *** (0.0879)	-0.0584 (0.134)	-0.609 ** (0.251)
N	10038	10038	10038	10038	10038	10038
Adj_R ² /Pseudo R ²	0.181	0.154	0.216	0.153	0.182	0.235
Chi ² /F	170.43 ***	96.06 ***	125.27 ***	139.31 ***	117.41 ***	164.24 ***

注:括号中数字为标准误,*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

五、进一步检验与讨论

(一)内生性问题的解决

1. 独立董事任期内生性问题的解决:工具变量两阶段回归

董事会职能发挥越有效则企业业绩越好,同时 CEO 的超额薪酬得到抑制,这样的企业就更倾向于延长独立董事任期,这可能形成互为因果(reverse causality)的内生性问题。为了解决这一内生性问题,需要引入一个与独立董事任期相关而与 CEO 超额薪酬不相关的工具变量。本文选取独立董事平均年龄(odage)作为工具变量(Instrumental Variable, IV),主要基于以下两方面考虑。一方面,显而易见,独立董事更年长证明在任时间更长。同时,独立董事年龄越大、经验越丰富、对企业越了解,连任的可能性越大。第二,考虑到人力资源市场上普遍趋势——年长的职员更不愿跳槽(Dixon, 2003; Ng and Feldman, 2010),更年长的独立董事更倾向于在同一家企业继续任职延长其任期。所以,独立董事年龄和任期是高度相关的,而独立董事平均年龄作为一个外生变量和 CEO 超额薪酬并不存在相关性。基于以上分析,独立董事平均年龄(odage)是一个可接受的工具变量。

表 7 考虑独立董事任期内生性的回归检验结果

变量	Stage 1: odtenure	Stage 2: Excess_CEOpay		
		2SLS	IV - 固定效应	IV - Probit
odage	0.0427 *** (0.00257)			
odtenure		-0.180 *** (0.0364)	-0.0630 *** (0.0156)	-0.235 *** (0.0481)
dual		0.0709 *** (0.0264)	0.0487 * (0.0268)	0.0820 ** (0.0373)
CEOequity		-0.438 *** (0.141)	-0.292 (0.208)	-0.837 *** (0.226)
directorequity		-0.212 ** (0.0863)	0.237 (0.191)	-0.271 ** (0.131)

续表

变量	Stage 1: odtenure		Stage 2: Excess_CEOpay	
		2SLS	IV - 固定效应	IV - Probit
boardsize		0.0124 ** (0.00527)	0.00537 (0.00875)	0.0137 * (0.00815)
independ		-0.142 (0.170)	-0.153 (0.204)	0.0325 (0.260)
lev		0.00382 (0.0146)	0.0108 (0.0128)	0.00482 (0.0270)
cashflow		-0.00701 (0.0272)	-0.0120 ** (0.00573)	-0.0244 (0.0150)
tme		0.00282 (0.0118)	-0.0110 (0.0138)	-0.0268 (0.0172)
meeting		0.0293 *** (0.00232)	0.00828 *** (0.00229)	0.0325 *** (0.00344)
soe		-0.0177 (0.0264)	-0.0109 (0.0247)	0.00701 (0.0407)
top1		-0.0322 (0.0655)	0.0318 (0.129)	-0.0944 (0.0988)
lbal		-0.00211 *** (0.000778)	-0.000752 (0.000907)	-0.00144 (0.00137)
年度/行业	控制	控制	控制	控制
常数项	5.587 *** (0.138)	0.274 * (0.165)	0.0976 (0.142)	0.436 * (0.226)
N	10038	9113	9113	9113
Adj_R ² /Pseudo R ²	0.027	0.212	0.198	0.254
F/Chi ²	273.72 ***	243.83 ***	61.65 ***	168.26 ***

注:括号中数字为标准误,*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

表 7 列示了两个阶段的回归结果。从第一阶段的回归模型可以看出,独立董事的平均年龄(odage)和独立董事平均任期(odtenure)在 1% 水平显著正相关,这说明了工具变量的合理性。在第二阶段回归中,本文分别用了 2SLS,工具变量固定效应和工具变量 Probit 模型(因变量为 Excess_dum),从回归结果来看,独立董事平均任期(odtenure)和 CEO 超额薪酬(Excess_CEOpay)在 1% 的水平上显著负相关,支持了本文的假设 1;其余变量的结果与表 7 呈现的结果并无显著差异。

2. 独立董事兼任的内生性问题:Heckman 自选择模型

独立董事兼职可能存在自选择所导致的内生性问题。具体来说,兼职多家上市公司的独立董事具有更高的人力资本、更高的声誉和更强的社会联系(Kang, 2008),这样的独立董事更易被经理人圈层熟悉和推介,而被业绩较好、CEO 权力较大、CEO 薪酬较高的公司选聘。因此,本文关于独立董事兼职对 CEO 超额薪酬影响的结论可能会受到自选择所导致的内生性问题影响。基于这一分析,本文使用 Heckman 自选择模型加以解决。参考以往相关研究(魏春燕和陈磊,2015;郑志刚等,2017;Karaevli and Zajac, 2013),本文选择代表行业独立董事选聘标准的因素作为工具变量与能够影响公司是否存在兼职独董的因素作为控制变量构建第一阶段的 Probit 模型,计算逆米尔斯比

率(Inverse Mill Ratio, imr)代入模型(3)进行第二阶段 OLS 回归。在工具变量的构建上,本文选择同行业本公司以外其他公司独立董事兼职(平均)数量的均值(interlock_m)作为工具变量,主要基于以下两点考虑。第一,公司选择董事会成员或是高级管理者的决策会受到社会潮流和行业模式的影响(Porac et al.,1999),因而同行业其他同类企业对兼职独董的选择情况和模式会对本公司选聘独董决策形成参考。第二,同行业的其他公司兼职独董更多,则公司可聘任的独立董事人选也更多。因此,其他公司独立董事兼职数量与本公司是否选聘独立董事具有明显的相关性;而其他公司独董兼职情况对本公司 CEO 超额薪酬、董事会监督职能发挥或是经营状况并无直接影响。Liu et al. (2015)和郑志刚(2017)的研究也采用了这种工具变量的构建模式印证了其合理性(郑志刚等,2017;Liu et al.,2015)。关于控制变量的选取,参考以往相关研究(Fich and Shivdasani,2006;Field et al.,2013),我们使用了公司规模(size)、成长机会(tme,总市值/账面价值),营业收入增长(grow,本期营业收入/上一期营业收入),董事会规模(boardsize),董事会独立性(independ),是否发生 CEO 继任(CEO_new)公司年龄(age),产权性质(soe)以及行业和年份作为第一阶段的控制变量。第一阶段 Probit 模型构建如下:

$$\begin{aligned} \Pr(\text{busydirector} = 1 | X_n) = & \phi(\beta_0 + \beta_1 \text{interlock_m} + \beta_2 \text{size} + \beta_3 \text{tme} + \beta_4 \text{salegrow} \\ & + \beta_5 \text{boardsize} + \beta_6 \text{independ} + \beta_7 \text{ceo_new} \\ & + \beta_8 \text{firm_age} + \beta_9 \text{soe} + \sum \text{industry/year}) \end{aligned}$$

表 8 Heckman 自选择第一阶段回归结果:企业选择兼职独立董事的 Probit 模型回归结果

		busydirector	
	系数		标准误
interlock_m	0.502 ***		(0.0527)
size	0.0623 ***		(0.0146)
tme	-0.0296 *		(0.0177)
grow	-0.00792		(0.00799)
boardsize	0.103 ***		(0.0115)
independ	2.726 ***		(0.313)
CEO_new	-0.0344		(0.0384)
firm_age	-0.0252 ***		(0.00281)
soe	-0.143 ***		(0.0365)
常数项	-3.059 ***		(0.337)
行业/年份		控制	
N		10038	
χ^2		249.10 ***	
Pseudo R ²		0.198	

注:括号中数字为标准误,*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

表 8 呈现了 Heckman 自选择模型的第一阶段回归结果。从回归结果上来看,工具变量同行业其他公司独立董事兼职(平均)数量的均值(interlock_m)与观测公司是否聘请兼职的独立董事(busydirector)在 1% 水平上显著正相关。这意味着,同行业其他公司的独董兼职数量越多,观测公

表9 Heckman 自选择模型第二阶段回归结果

Excess_CEOpay	模型(3-1)	模型(3-2)	模型(3-3)
变量	混合 OLS	固定效应	Logit
imr	-0.0803 *** (0.0139)	-0.0930 *** (0.0117)	-0.0683 * (0.0397)
interlock	0.0636 *** (0.00874)	0.0454 *** (0.00759)	0.136 *** (0.0251)
dual	0.0805 *** (0.0213)	0.0616 *** (0.0209)	0.156 ** (0.0608)
CEOequity	-0.426 *** (0.138)	-0.318 ** (0.146)	-1.495 *** (0.395)
directorequity	-0.107 (0.0709)	-0.0156 (0.0860)	-0.157 (0.202)
boardsize	0.0112 ** (0.00476)	0.00766 (0.00589)	0.0219 (0.0136)
independ	0.00213 (0.156)	-0.0124 (0.165)	0.260 (0.445)
lev	-0.160 *** (0.0430)	-0.0917 * (0.0486)	-0.365 *** (0.123)
cashflow	-0.0231 *** (0.00700)	-0.0113 ** (0.00502)	-0.0340 (0.0250)
tme	0.0450 *** (0.00933)	0.0273 *** (0.00913)	0.0603 ** (0.0268)
meeting	0.0259 *** (0.00208)	0.0117 *** (0.00197)	0.0486 *** (0.00603)
soe	-0.0696 *** (0.0211)	-0.0412 ** (0.0193)	-0.108 * (0.0602)
top1	0.0630 (0.0586)	0.0149 (0.0751)	0.00589 (0.167)
lbal	-0.00451 *** (0.00107)	-0.00204 * (0.00106)	-0.00719 ** (0.00306)
行业/年度	控制	控制	控制
N	9748	9748	9748
Adj_R ² /Pseudo R ²	0.136	0.135	0.151
F/ Chi ²	117.87 ***	82.36 ***	163.32 ***

注:括号中数字为标准误,*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

司越可能聘请兼职独董。这同时证明了工具变量具有一定解释力。另外,我们可以发现公司规模(size),董事会规模(boardsize),董事会独立性(indpend)对公司是否聘请兼职独立董事具有正效应。这意味着,公司规模越大、董事会人数越多、独立董事所占比例越高则公司聘请兼职独立董事的可能性也更高。公司成长性(tme)、公司年龄(firm_age)和公司国有产权虚拟变量(soe)对公司

是否聘请兼职的独立董事具有负效应。这说明,公司的市账比越高、公司成立时间越长、公司为国有性质则公司聘请兼职独立董事可能性更低。表 9 呈现了 Heckman 自选择模型的第二阶段回归结果,我们可以发现,逆米尔斯比率(imr)的回归结果显著,这说明自选择导致的内生性问题确实存在,有必要在回归模型中加以控制。回归结果显示,独立董事兼职数量作为独立董事参与广度的代理变量与 CEO 超额薪酬显著正相关,这说明独立董事兼职多家公司会导致 CEO 超额薪酬的提高,支持了本文假设 2。

基于以上对两方面内生性问题的处理和稳健性检验,结果表明本文的回归结果并不会受到内生性问题的干扰。

(二)变量设计方式的稳健性检验

本文所使用的独立董事任期指标采用的是独立董事在任的平均任期(odtenure)。但是,在一个公司中,独立董事任期可能并非平均分布,不同独董之间任期会有差异。例如,A公司的3个独立董事任期差异较大,其中1个连任,而另外2个刚刚上任,而B公司3个独立董事则都是在任2年;这两个公司虽然独董平均任期区别不大,但是显然两家公司独董任期情况和产生的影响存在明显差异。类似地,本文的独立董事平均兼职数量(interlock)也存在这个问题:该指标无法刻画出一公司独董间兼职数量的差异。例如,A公司独董每人兼职2家公司,B公司独董其中一人兼职4家公司,其余独董并无其他公司兼职;虽然AB两家公司独董平均兼职数量可能一致,但显然两家公司独董兼职的情况存在明显差别(郑志刚等,2017)。为解决这一问题,本文将主要的解释变量加以调整,考虑到中国上市公司独立董事任期6年的强制性规定,这里将独立董事参与深度的代理变量设定为观测公司中当年任期超过3年独立董事人数比例(senior)。同时,本文将表示独立董事参与广度的代理变量设定为观测公司中当年兼职其他公司的独立董事人数比例(interlock_ratio)。将以上两个变量带入到模型(2)和模型(3)中进行回归,结果列示于表10。

表 10 核心变量替代性指标稳健性检验结果

变量	模型(2-1)	模型(2-2)	模型(2-3)	模型(3-4)	模型(3-5)	模型(3-6)
	混合 OLS	固定效应	Logit	混合 OLS	固定效应	Logit
senior	-0.0316*** (0.0091)	-0.0352** (0.0148)	-0.0243** (0.0112)			
interlockratio				0.0665*** (0.00809)	0.0422*** (0.00838)	0.144*** (0.0232)
dual	0.0799*** (0.0223)	0.0627*** (0.0243)	0.155** (0.0607)	0.0805*** (0.0213)	0.0618*** (0.0209)	0.157** (0.0608)
CEOequity	-0.404*** (0.131)	-0.309 (0.200)	-1.437*** (0.394)	-0.426*** (0.137)	-0.317** (0.146)	-1.494*** (0.395)
directorequity	-0.107 (0.0704)	0.176 (0.176)	-0.144 (0.202)	-0.108 (0.0709)	-0.0162 (0.0860)	-0.158 (0.202)
boardsize	0.00973** (0.00459)	-0.000200 (0.00795)	0.0188 (0.0136)	0.0110** (0.00476)	0.00745 (0.00588)	0.0216 (0.0136)
independ	-0.0428 (0.152)	-0.102 (0.197)	0.165 (0.444)	-0.00249 (0.156)	-0.0161 (0.165)	0.252 (0.445)
lev	-0.160*** (0.0465)	-0.0665 (0.0648)	-0.376*** (0.123)	-0.160*** (0.0430)	-0.0909* (0.0486)	-0.364*** (0.123)

变量	续表					
	模型(2-1) 混合 OLS	模型(2-2) 固定效应	模型(2-3) Logit	模型(3-4) 混合 OLS	模型(3-5) 固定效应	模型(3-6) Logit
cashflow	-0.0229*** (0.00663)	-0.0102** (0.00516)	-0.0334 (0.0249)	-0.0230*** (0.00700)	-0.0112** (0.00502)	-0.0340 (0.0250)
tme	0.0467*** (0.00986)	0.0189* (0.0106)	0.0672** (0.0270)	0.0449*** (0.00932)	0.0271*** (0.00913)	0.0600** (0.0268)
meeting	0.0269*** (0.00224)	0.00658*** (0.00220)	0.0507*** (0.00602)	0.0259*** (0.00208)	0.0116*** (0.00197)	0.0486*** (0.00603)
soe	-0.0739*** (0.0208)	-0.0369* (0.0213)	-0.121** (0.0602)	-0.0695*** (0.0211)	-0.0410** (0.0193)	-0.108* (0.0602)
top1	0.0930 (0.0602)	0.0382 (0.120)	0.0769 (0.167)	0.0628 (0.0586)	0.0143 (0.0751)	0.00541 (0.167)
lbal	-0.00496*** (0.00107)	-0.00123 (0.00120)	-0.00821*** (0.00305)	-0.00450*** (0.00107)	-0.00203* (0.00106)	-0.00716** (0.00306)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.302*** (0.0874)	-0.0567 (0.134)	-0.507** (0.251)	-0.386*** (0.0886)	-0.222** (0.103)	-0.708*** (0.253)
N	10038	10038	10038	10038	10038	10038
Adj_R ² /Pseudo R ²	0.130	0.146	0.099	0.136	0.140	0.101
F/Chi ²	125.54***	90.21***	125.55***	121.39***	85.90***	164.24***

注:括号中数字为标准误,*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

从表 10 的回归结果可以看出,表示公司中任期超过三年的独立董事人数比例(senior)与 CEO 超额薪酬(Excess_CEOpay)以及表示是否存在 CEO 超额薪酬的虚拟变量(Excess_dum)显著负相关,这意味着公司在任时间 3 年以上的独立董事比例越高,CEO 超额薪酬越低。同时,公司中兼职其他公司独立董事比例(interlockratio)与 CEO 超额薪酬(Excess_CEOpay)以及表示是否存在 CEO 超额薪酬的虚拟变量(Excess_dum)显著正相关,这意味着公司中兼职其他公司的独立董事比例越高,CEO 超额薪酬越高。其他变量的回归结果与本文表 6 的回归结果基本类似。综上,基准回归结果对于替代性的变量设计保持稳健,本文的假设得到了稳健的支持。

六、研究结论与启示

本文从中国上市公司独立董事有关规定出发,基于深度和广度两个层面分析了独立董事的参与对公司 CEO 超额薪酬的影响机制,并基于 2008-2015 年中国 A 股上市公司样本进行了实证分析,得到了以下结论。第一,独立董事任期反映了独立董事参与深度,随着其任期的增长,独立董事对公司经营情况了解更为深入、发挥监督和咨询职能更为专业,有助于提升董事会职能有效性从而抑制 CEO 超额薪酬。同时,由于中国对独立董事任期不得超过 6 年的硬性规定,独立董事由于任期增长而与 CEO 形成“合谋”关系提高 CEO 超额薪酬的可能性降低。第二,独立董事兼职企业数量反映了独立董事参与的广度,随着其兼职企业数量的增多,独立董事对任职企业投入精力不足导

致监督职能有效性降低,从而提高了 CEO 超额薪酬。同时,兼职企业数量的增多意味着独立董事发挥监督职能时受制于更广的社会网络,为了争取未来其他公司的任职机会,独立董事对 CEO 超额薪酬监督动机遭到削弱,促进了 CEO 超额薪酬。

在经济全球化、产品周期日益缩短的当今社会,公司保持自身的竞争优势在很大程度上取决于公司治理有效性,而这种有效性恰恰来源于董事会职能的高水平发挥。监督职能作为董事会重要职能之一,代表了公司治理的有效性。独立董事作为董事会治理的重要组成部分,其参与深度与广度对董事会的监督职能发挥着重要的影响。CEO 超额薪酬作为内部经理人利用对企业的控制权寻租所产生的代理成本应该受到董事会有效监督的抑制,从而确保股东的利益。而本文的研究结论对优化独立董事结构与制度,提升董事会监督职能,具有一定启示意义。第一,本文从 CEO 超额薪酬的角度上证明了独立董事任期限限制性规定的合理性。进一步检验的部分也证明,公司中长期任职的独立董事人数比例有助于提升董事会监督职能,降低 CEO 超额薪酬。因此,公司应采取有效措施保证独立董事的稳定性,延长其任期,这不仅有助于独立董事有效发挥监督职能,也有助于独立董事了解企业经营情况和所处情境,有效发挥咨询职能,促进公司科学制定战略决策。第二,本文从 CEO 超额薪酬的角度上证明了独立董事参与广度对董事会监督职能的负效应,支持了“精力假说”。这意味着,公司在聘任兼职多家公司的独立董事时需要谨慎,不能一味强调或迷信兼职多家公司的“明星”独立董事具有卓越能力而盲目增加这种独董在董事会的比例。另外,监管当局也有必要整顿独立董事地理位置过于分散的兼职行为,以免独董由于跨地区的高额监管成本而减少在公司董事会中的精力投入。

参考文献

- 曾东海(2013):《董事会独立性、独立董事身份、任期与现金股利支付关系研究》,《统计与决策》,第 11 期。
- 陈冬华、相加风(2017):《独立董事只能连任 6 年合理吗?——基于我国 A 股上市公司的实证研究》,《管理世界》,第 5 期。
- 陈宏辉、贾生华(2002):《信息获取、效率替代与董事会职能的改进——一个关于独立董事作用的假说性诠释及其应用》,《中国工业经济》,第 2 期。
- 陈运森、郑登津(2017):《董事网络关系、信息桥与投资趋同》,《南开管理评论》,第 3 期。
- 段海艳(2012):《连锁董事、组织冗余与企业创新绩效关系研究》,《科学学研究》,第 4 期。
- 冯根福、冯祥英、刘志勇,(2011):《我国上市公司 CEO 薪酬存在租金攫取吗?》,《经济管理》,第 01 期。
- 韩洁、田高良、杨宁(2014):《连锁董事与并购目标选择:基于信息传递视角》,《管理科学》,第 2 期。
- 劳佳迪(2015):《近 1/3 上市公司独董来自高校教育系统反腐风暴中,“高校独董”密集辞职》,《中国经济周刊》,第 49 期。
- 乐琦、蓝海林(2009):《股权结构与 CEO 薪酬影响因素:基于中国上市公司的实证研究》,《软科学》,第 09 期。
- 李海舰、魏恒(2006):《重构独立董事制度》,《中国工业经济》,第 4 期。
- 李勇、朱禁毁(2014):《本刊独家盘点“官员独董”离职潮》,《中国经济周刊》,第 23 期。
- 刘鑫、薛有志(2015):《CEO 继任、业绩偏离度和公司研发投入——基于战略变革方向的视角》,《南开管理评论》,第 3 期。
- 刘鑫、薛有志(2016):《CEO 接班人遴选机制与 CEO 变更后公司风险承担研究——基于 CEO 接班人年龄的视角》,《管理评论》,第 5 期。
- 卢昌崇、陈仕华(2009):《断裂联结重构:连锁董事及其组织功能》,《管理世界》,第 5 期。
- 罗进辉、黄泽悦、朱军(2017):《独立董事地理距离对公司代理成本的影响》,《中国工业经济》,第 8 期。
- 马如静、蒙小兰、唐雪松(2015):《独立董事兼职席位的信号功能——来自 IPO 市场的证据》,《南开管理评论》,第 4 期。
- 饶育蕾、王颖、王建新,(2012):《CEO 职业生涯关注与短视投资关系的实证研究》,《管理科学》,第 5 期。
- 谭劲松(2003):《独立董事“独立性”研究》,《中国工业经济》,第 10 期。
- 谭劲松、李敏仪、黎文靖、郑珩、吴剑琳、梁羽(2003):《我国上市公司独立董事制度若干特征分析》,《管理世界》,第 9 期。
- 唐雪松、申慧、杜军(2010):《独立董事监督中的动机——基于独立意见的经验证据》,《管理世界》,第 9 期。
- 王琨、徐艳萍(2015):《家族企业高管性质与薪酬研究》,《南开管理评论》,第 4 期。
- 王文姣、夏常源、傅代国、何娜(2017):《独立董事网络、信息双向传递与公司被诉风险》,《管理科学》,第 4 期。
- 魏春燕、陈磊(2015):《家族企业 CEO 更换过程中的利他主义行为——基于资产减值的研究》,《管理世界》,第 3 期。

- 许楠、曹春方(2016):《独立董事网络与上市公司现金持有》,《南开经济研究》,第6期。
- 严若森、钱晶晶(2016):《董事会资本、CEO股权激励与企业R&D投入——基于中国A股高科技电子行业上市公司的经验证据》,《经济管理》,第7期。
- 赵子夜(2014):《“无过”和“有功”:独立董事意见中的文字信号》,《管理世界》,第5期。
- 郑志刚(2012):《经理人超额薪酬和公司治理——一个文献综述》,《金融评论》,第1期。
- 郑志刚、阚铎、黄继承(2017):《独立董事兼职:是能者多劳还是疲于奔命》,《世界经济》,第2期。
- 郑志刚、孙娟娟、Oliver Rui(2012):《任人唯亲的董事会文化和经理人超额薪酬问题》,《经济研究》,第12期。
- 朱维莉(2016):《目击应激诱发亲密个体出现抑郁行为的神经生物学机制》,第十四届全国药物依赖性学术会议暨国际精神疾病研讨会,中国广东深圳。
- Alam, Z., M. Chen, C. Conrad and E. Harley (2014): “Does the Location of Directors Matter? Information Acquisition and Board Decisions”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49 – 131.
- Bakker, A. and D. Xanthopoulou (2009): “The Crossover of Daily Work Engagement: Test of an Actor-Partner Interdependence Model”, *Journal of Applied Psychology*, 6, 1562–1571.
- Bebchuk, L. and F. Jesse (2003): “Executive Compensation as an Agency Problem”, *Journal of Economic Perspectives*, 17, 71–92.
- Boyd, B. (1994): “Board Control and CEO Compensation”, *Strategic Management Journal*, 15, 335–344.
- Brumback, G. (2005): “Pay without Performance: The Unfulfilled Promise of Executive Compensation”, *Personnel Psychology*, 59, 975–980.
- Clements, C., N. John and W. Paul (2015): “Multiple Directorships, Industry Relatedness, and Corporate Governance Effectiveness”, *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 15, 590–606.
- Core, J., H. Robert and L. David (1999): “Corporate Governance, Chief Executive Officer Compensation, and Firm Performance”, *Journal of Financial Economics*, 51, 371–406.
- Cornelli, F., K. Zbigniew and L. Alexander (2013): “Monitoring Managers: Does It Matter?”, *Journal of Finance*, 68, 431–481.
- Cyert, R., S. Kang and K. Praveen (2002): “Corporate Governance, Takeovers, and Top-Management Compensation: Theory and Evidence”, *Management Science*, 48, 453–469.
- Daily, C., J. Jonathan, E. Alan and D. Dan (1998): “Compensation Committee Composition as a Determinant of CEO Compensation”, *Academy of Management Journal*, 41, 209–220.
- Dixon, S. (2003): “Implications of Population Ageing for the Labour Market”, *Labour Market Trends*, 111, 67–76.
- Fama, E. and M. Jensen (1983): “Separation of Ownership and Control”, *Journal of Law and Economics*, 2, 301–325.
- Fama, E. (1980): “Agency Problems and the Theory of the Firm”, *Journal of Political Economy*, 88, 288–307.
- Fich, E. and A. Shivdasani (2006): “Are Busy Boards Effective Monitors?”, *Journal of Finance*, 61, 689–724.
- Field, L., M. Lowry and A. Mkrtychan (2013): “Are Busy Boards Detrimental?”, *Journal of Financial Economics*, 109, 633–82.
- Finkelstein, S., D. Hambrick and A. Cannella (2009): *Strategic Leadership: Theory and Research On Executives, Top Management Teams, and Boards*, Oxford University Press.
- Grinstein, Y. and H. Paul (2004): “CEO Compensation and Incentives: Evidence From M&a Bonuses”, *Journal of Financial Economics*, 73, 119–143.
- Harford, J. (2003): “Takeover Bids and Target Directors’ Incentives: The Impact of a Bid On Directors’ Wealth and Board Seats”, *Journal of Financial Economics*, 69, 51–83.
- Hoe, M., E. Nakagami, M. Green and J. Brekke (2012): “The Causal Relationships Between Neurocognition, Social Cognition and Functional Outcome Over Time in Schizophrenia: A Latent Difference Score Approach”, *Psychological Medicine*, 42, 2287–2299.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976): “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360.
- Jiraporn, P., W. Davidson III, D. Peter and Y. Ning (2009): “Too Busy to Show Up? An Analysis of Directors’ Absences”, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 49 – 1159.
- Kang, E. (2008): “Director Interlocks and Spillover Effects of Reputational Penalties From Financial Reporting Fraud”, *Academy of Management Journal*, 51, 537–555.
- Karaevli, A. and E. Zajac (2013): “When Do Outsider CEOs Generate Strategic Change? The Enabling Role of Corporate Stability”, *Journal of Management Studies*, 50, 1267–1294.
- Kilduff, M., W. Tsai and H. Ralph (2006): “A Paradigm Too Far? A Dynamic Stability Reconsideration of the Social Network Research Program”, *Academy of Management Review*, 31, 1031–1048.

- Kim, K., M. Elaine and P. Sukesh (2014): "Outside Directors and Board Advising and Monitoring Performance". *Journal of Accounting & Economics*, 57, 110 – 131.
- Levinger, G. and J. Snoek (1972): *Attraction in Relationship: A New Look at Interpersonal Attraction*, General Learning Press.
- Liu, Y., M. Miletkov., Z. Wei and T. Yang (2015): "Board Independence and Firm Performance in China", *Journal of Corporate Finance*, 30, 223–244.
- Lorsch, J. and E. Maciver (1989): *Pawns Or Potentates: The Reality of America's Corporate Boards*, Harvard Business Press.
- Main, M., C. O'Reilly and J. Wade (1995): "The CEO, the Board of Directors and Executive Compensation: Economic and Psychological Perspectives", *Industrial and Corporate Change*, 4, 293–332.
- Mason, D. and D. Lind (1999): "Statistical Techniques in Business and Economics", *Journal of the Operational Research Society*, 42, 187–188.
- Maury, B. and A. Pajuste (2005): "Multiple Large Shareholders and Firm Value", *Journal of Banking & Finance*, 29, 1813–1834.
- Min, B. and A. Chizema (2015): "Board Meeting Attendance by Outside Directors", *Journal of Business Ethics*, 147, 901 – 917.
- Ng, T. and D. Feldman (2010): "Organizational Tenure and Job Performance", *Journal of Management*, 36, 1220–1250.
- Nikos, V. (2003): "Length of Board Tenure and Outside Director Independence", *Journal of Business Finance & Accounting*, 30, 1043–1064.
- Nosofsky, R. (1986): "Attention, Similarity, and the Identification-Categorization Relationship", *Journal of Experimental Psychology General*, 115, 39–61.
- Pelled, L., E. Kathleen and K. Xin (1999): "Exploring the Black Box: An Analysis of Work Group Diversity, Conflict, and Performance", *Administrative Science Quarterly*, 44, 1–28.
- Porac, J., J. Wade and T. Pollock (1999): "Industry Categories and the Politics of the Comparable Firm in CEO Compensation", *Administrative Science Quarterly*, 44, 112–144.
- Sauerwald, S., Z. Lin and M. Peng (2016): "Board Social Capital and Excess CEO Returns.", *Strategic Management Journal*, 37, 498–520.
- Schumacher, H. (2013): "Imitating Cooperation and the Formation of Long-Term Relationships", *Journal of Economic Theory*, 148, 409–417.
- Siciliano, J. (2005): "Board Involvement in Strategy and Organisational Performance", *Journal of General Management*. ??
- Weingart, L., K. Behfar, C. Bendersky, G. Todorova and K. Jehn (2015): "The Directness and Oppositional Intensity of Conflict Expression", *Academy of Management Review*, 40, 235–262.
- Zajac, E. and J. Westphal (1996): "Who Shall Succeed How CEO/Board Preferences and Power Affect the Choice of New CEOs", *Academy of Management Journal*, 39, 64–90.

(责任编辑:罗 滢)