

# 高管薪酬存在同伴效应吗?

潘子成

(东南大学经济管理学院, 江苏南京 210096)

**摘要:**以2007—2017年间沪深A股非金融类上市公司为研究样本,重点探讨了高管薪酬同伴效应的存在性、情境因素以及经济后果。研究发现,高管薪酬同时存在行业和区域同伴效应。而且,上述薪酬同伴效应在环境不确定性程度和非国有控股程度高的公司中更为显著。此外,高管薪酬同伴效应与企业发展的关系因时而异,即短期内可促进企业的发展,但中长期则抑制了企业的发展。进一步发现,模仿是解释薪酬同伴效应的内在逻辑。另外,薪酬同伴效应降低了薪酬业绩敏感性。研究不仅在理论上丰富了高管薪酬的研究内容,同时为高管薪酬方案的制定以及同伴效应外部性的运用提供了指导和借鉴。

**关键词:**同伴效应;高管薪酬;企业发展;模仿;薪酬业绩敏感性

**中图分类号:**F234.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-2154(2020)05-0062-15

**DOI:**10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2020.05.005

## Is There a Peer Effect in Executive Compensation?

PAN Zicheng

(School of Economics and Management, Southeast University, Nanjing 210096, China)

**Abstract:** By taking all the A-share listed companies of Shanghai and Shenzhen from 2007 to 2017 as the research samples, this article mainly focuses on the existence, situational factors, and economic consequences of the peer effect of executive compensation. The results show that there exists a peer effect of executive compensation in both the industry and the region. In addition, the above peer effect of compensation is more obvious in companies with high degree of environmental uncertainty and proportion of non-state ownership. Besides, the relationship between the peer effect of executive compensation and enterprise development is different as the time changes. Specifically, while the peer effect can promote the development of enterprises in the short term, it restrains the development of enterprises in the long run. It is further found that imitation is the internal logic to explain the peer effect of compensation. In addition, the peer effect of compensation reduces the pay-performance sensitivity. Not only does this research enrich the content system and existing literature for executive compensation in theory, but also provides a guidance and reference for the formulation of executive compensation plan of listed companies and the application of the externality of peer effect.

**Key words:** peer effect; executive pay; enterprise development; imitation; pay-performance sensitivity

## 一、引言

自金融危机以来,实体经济增速放缓,下行压力下诸多上市公司的经营状况呈下滑的颓势。在此情形之下,诸多公司高管薪酬却能逆势上升,这引起了业界的广泛关注。据万德资讯统计,2015年度,1969家上

收稿日期:2020-03-16

基金项目:国家自然科学基金面上项目“媒体披露、管理层策略选择与市场反应”(71472091);国家自然科学基金青年项目“媒体报道与股价波动:中国情境下的说服理论视角研究”(71102025)

作者简介:潘子成,男,博士研究生,主要从事组织行为和行为金融研究。

市公司的高管薪酬较去年同期出现上涨。而在 A 股深度震荡的2018年,涨薪企业比例虽有所下滑,但仍有17个行业高管薪酬涨幅同比增长10%。关于高管薪酬逆势增长的原因探索,学者主要基于公司内部治理视角(Jensen 和 Murphy, 1988)<sup>[1]</sup>和外部同伴企业薪酬参照点(Bizjak 等, 2011; Albuquerque 等, 2013)<sup>[2-3]</sup>两个层面加以研究。然而对于后者高管薪酬增长是否归因同伴企业薪酬参照点,主要取决于高管薪酬是以同伴薪酬政策为参照依据且相互影响(即高管薪酬同伴效应)这一条件的满足(John 等, 2011; 赵颖, 2016)<sup>[4-5]</sup>。但以往相关研究均以高管薪酬存在同伴效应作为既定假设前提而未加以检验,这显然是有待商榷的。因此提供高管薪酬是否存在同伴效应的相关证据,将有助于业界对高管薪酬逆市上升的原因进行更为全面的认知和评估。

基于系统开放理论,外部同伴者的行为方式往往是一个重要的社会因素,当外界环境模糊时,同伴行为很可能成为目标企业行为决策的信息源(张天宇和钟田丽, 2018)<sup>[6]</sup>。实际上同伴效应普遍存在于公司行为决策之中,例如投资决策(Chen 和 Ma, 2017)<sup>[7]</sup>、现金持有水平(Chen 等, 2019)<sup>[8]</sup>、信息披露管理(Seo, 2017)<sup>[9]</sup>均受到外部同伴公司的影响。然而高管薪酬作为公司行为决策的重要单元,当前系统分析高管薪酬同伴效应的研究却较为鲜见。文献梳理发现,当前仅有赵颖(2016)<sup>[5]</sup>展开了中国情境下的专有讨论。随着薪酬逆势增长现象的普遍以及理论研究的持续推进,本文在赵颖(2016)<sup>[5]</sup>的研究基础之上做了几方面拓展,期待为业界正确认识高管薪酬的制定提供新的思考。

**1. 内在动因。**赵颖(2016)<sup>[5]</sup>的研究主要将获取人力资本作为薪酬同伴效应的内在动因。然而在薪酬制定过程中,高管薪酬的制定涉及薪酬信息的搜集(Denis 等, 2019)<sup>[10]</sup>、人力资本的量化(Bizjak 等, 2008)<sup>[11]</sup>、薪酬契约实施的评价(Jensen 和 Murphy, 1988)<sup>[1]</sup>等诸多方面,需要多种信息支持,是一个充满不确定的过程。且随着外界环境动态多变,高管薪酬同伴效应出现的原因日趋复杂多样。在此情形下,高管薪酬是否参照同伴企业薪酬还可能取决于其他原因,譬如降低薪酬制定成本、提升行为合法性、薪酬辩护等。对此,主要以招揽人力资本作为解释薪酬同伴效应的机制,可能无法更为全面地厘清高管薪酬同伴效应的内在动因。

**2. 情境因素。**分析本土薪酬同伴效应必须植根于中国的特有背景加以讨论,赵颖(2016)<sup>[5]</sup>的研究虽然开展了异质性分析,但缺乏深入探讨。普遍认为,产生同伴效应的重要假定在于环境不确定性(Dimaggio 和 Powell, 1983; 易志高等, 2019)<sup>[12-13]</sup>。然而,当前我国正处于提质增效和转型升级的关键节点,企业所面临的外部环境日趋复杂多变。环境不确定是否是导致薪酬同伴效应的影响因素有待考量。其次,在我国公司二元所有制结构下,国企和非国企在经营目标、面临的政府干预、受到的外部监督都存在诸多不同,进而导致高管薪酬定价存在差异。因此环境不确定和产权可能是影响薪酬同伴效应的情境因素。

**3. 经济后果。**赵颖(2016)<sup>[5]</sup>的研究主要讨论了薪酬同伴效应的短期效应,即有助于企业价值的创造。然而从长期看,一方面薪酬同伴参照可能会产生“乌比冈湖效应”<sup>①</sup>式的上升趋势(Hayes 和 Schaefer, 2009)<sup>[14]</sup>,畸高的人力资本是否在企业的承受范围之内有待考量;另一方面,高管提高合法性的动因可能会引发委托代理问题,进而可能抵消薪酬契约的激励效应。对此,薪酬同伴效应与企业中长期绩效具体关系如何,还有待考量。

基于此,本文以2007—2017年沪深 A 股非金融类上市公司为样本,系统研究了高管薪酬同伴效应。研究表明,企业在制定高管薪酬水平,会受到同行业和同地区同伴企业薪酬的双重影响,即高管薪酬存在行业和区域同伴效应。而且外部竞争环境越激烈,公司国有持股比例越低,高管薪酬同伴效应越明显。此外,高管薪酬同伴效应在短期内有助于企业发展,但从中长期来看,则对企业发展起到抑制作用。进一步研究发现,模仿是薪酬同伴效应的内在机制。另外,薪酬同伴效应降低了薪酬业绩敏感性。

本文可能的边际贡献:(1)本文通过对照赵颖(2016)<sup>[5]</sup>的研究,从内在动因、情境因素和经济后果等几个方面进一步拓展了高管薪酬同伴效应。以上结果,不仅丰富了中国情境下薪酬同伴效应研究文献,而且细化了薪酬同伴效应的研究边界,既而为高管薪酬的制定和变化提供了新的思考。(2)当前同伴效应经

①指人的一种总觉得什么都高出平均水平的心理倾向,即给自己的许多方面打分高过实际水平。

济后果的讨论相对不足。本文重点研究了高管薪酬同伴效应与企业中长期业绩的关系,这不仅丰富了同伴效应的研究内容,而且也为企业薪酬管理提供了新的思考和启发。(3)本文立足于模仿机制,打开了高管薪酬同伴效应的黑箱,不仅加深了业界对此问题的认知,而且有助于厘清新兴市场下高管薪酬同伴效应的内在逻辑。

## 二、文献回顾与研究假设

### (一) 同伴效应理论分析

在同一群体之内,其他行为个体会对目标个体会产生重要影响。在社会科学中,关于社会互动影响的研究已经取得了长足发展,例如,社交学习(Akers和Jensen,2017)<sup>[15]</sup>、模仿(Dimaggio和Powell,1983)<sup>[12]</sup>、羊群行为(Chen,2017)<sup>[16]</sup>和同伴效应(Chen等,2019)<sup>[8]</sup>等。尤其近年来,社会环境处于激烈的变革之中,企业迫切需要在外部寻找有互补效应或者能够产生支持效应的同伴公司以应对环境的不确定性,同伴效应所衍生正的溢出效应对行为个体的影响作用日益显著。在此情境下,同伴效应引发了业界的广泛讨论。所谓同伴效应,是指个体行为受到其同群者“平均特征”的显著影响,表现出群体的模仿和追随(易志高等,2019;Leary和Roberts,2014)<sup>[13,17]</sup>,而自身的行为决策也会对同群者施加影响,这种交叉影响会产生一种社会乘数效应(Kaustia和Rantal,2015)<sup>[18]</sup>,致使群体决策和行为呈现出一致性和同群性。研究表明,同伴现象普遍存在于企业管理和公司决策中,例如企业并购(Haunschild和Miner,1997)<sup>[19]</sup>、公司现金持有水平(Chen等,2019)<sup>[8]</sup>、公司违规行为(Parsons,2018)<sup>[20]</sup>、高管减持(易志高等,2019)<sup>[13]</sup>都会受到同伴公司的影响。

### (二) 高管薪酬同伴效应

文献梳理表明,同伴行为已成为企业行为决策的重要参照。高管薪酬契约的制定是企业经营决策的重要环节,因此目标公司高管薪酬水平很可能会存在同伴效应。

新制度理论认为,当外部环境较为模糊时,公司有动机通过模仿和学习致使组织决策和行为趋于一致性,以此提高企业生存和成功的概率(Dimaggio和Powell,1983;Lieberman和Asaba,2006)<sup>[12,21]</sup>。首先,保留和激励高管才能是薪酬契约的题中之义。然而高管薪酬的制定要综合考量各种因素,是一个充满未知和不确定的过程。研究发现,当外部环境不确定时,考虑信息搜集、分类和处理的高昂成本,组织会以其他组织作为参照系制定出相应的行为决策(Dimaggio和Powell,1983)<sup>[12]</sup>。对此,薪酬委员通常会在薪酬制定的过程中删繁就简,以同伴行为作为参照对象,经由相互学习和模仿,以此降低薪酬制定的成本和不确定性,进而最为有效地选聘出稀缺的高管人才。事实上,这一观点得到了部分研究的佐证。譬如有研究指出,在高管薪酬契约制定的进程中,薪酬委员会或者董事会倾向于将薪酬水平锚定在一个参照区间,而这一参照区间一般是以竞争性同伴企业的薪酬水平来比较划定的(Gabaix和Landier,2008)<sup>[22]</sup>,这可为制定竞争性和公平性薪酬提供有价值信息。赵颖(2016)<sup>[5]</sup>也指出,参照同伴薪酬是促使高管贡献自身才能的重要方式。因此为降低薪酬制定成本以及招揽宝贵的人力资本,企业决策者会模仿和学习同伴企业薪酬,从而致使薪酬在数值和结构上趋于一致。

其次,尽管高管薪酬增长可缓解代理冲突,但高管-员工薪酬差距过大会在一定程度上挫伤员工积极性和引发政府干预。<sup>①</sup>尤其在我国倡导“不患寡而患不均”传统文化的制度情境下,这会导致滋生更多不满情绪和嫉妒心理。企业决策者(本身也是高管)制定薪酬方案时迫切需要在外部寻找有互补效应或者能够产生支持效应的同伴公司以佐证薪酬程序合法性和结果正当性需求(Lieberman和Asaba,2006;谢德仁等,2012)<sup>[20,23]</sup>。此时,学习和模仿同伴企业薪酬则是一种较为有效的方式,因为这可为高管薪酬提供强有

<sup>①</sup>具体见中央颁布的《关于进一步规范中央企业负责人薪酬管理的指导意见》和《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》。

力的辩护。例如有研究指出,为获取更高的薪酬收益,高管会利用权力选择薪酬水平较高的同伴公司作为薪酬基准,以此来定薪酬或者左右薪酬契约的设计与执行(Bizjak等,2011;Bugeja等,2017)<sup>[2,24]</sup>。即薪酬参照点是高管为自身高额薪酬辩护的重要依据。由此可见,为论证薪酬程序合法性和结果正当性,目标企业有动机采用向同伴薪酬看齐的薪酬决定模式。此时高管薪酬时会受到同伴企业的影响。

文献梳理发现,行业同伴(Seo,2017;Leary和Roberts,2014)<sup>[9,17]</sup>和地区同伴(Parsons等,2018)<sup>[20]</sup>是同伴效应两个重要体现。本文认为,高管薪酬制定,很有可能会受到同行企业、同地区企业的双重影响。在行业层面,同行企业面临着相似的产品市场和产业政策,彼此之间既存在认同又存在竞争,这对组织间学习和模仿具有很强的催化剂作用(lieberman和Asaba,2006)<sup>[21]</sup>。因此薪酬委员会在制定高管薪酬水平时,会着重考虑和选择同行企业作为同伴参照,以求高管薪酬具有合法性、竞争性。在地区层面,同区域企业具有相似的“圈子文化”和“软信息”,而且企业间空间距离临近性(如企业集群)会促使信息交换和传递,这可促使双方增强互动和合作(Parsons等,2018)<sup>[20]</sup>。因此董事会在制定高管薪酬水平时,向同地区公司模仿和学习可能是一种较为行之有效的参考路径。

综上所述,为最大程度在缩减成本情况下招揽人才以及提高薪酬契约的合法性,企业在制定高管薪酬契约时,会参照同行业和同地区企业的高管薪酬。本文提出假设1:

假设1a:高管薪酬存在行业同伴效应,即高管薪酬水平制定会受到同行业公司薪酬水平的显著影响。

假设1b:高管薪酬存在区域同伴效应,即高管薪酬水平制定会受到同区域公司薪酬水平的显著影响。

### (三) 企业层面异质性分析

**1. 环境不确定性。**我国正处于经济转型和制度转型的关键阶段,企业所面临的经营环境日趋复杂多变。一般地,随着外部环境不确定性提升,外部杂乱无章的信息不仅会干扰企业决策判断,同时也会增加其决策不当的风险。对此,管理者更倾向于接受隐藏在别人行为中的内在信息并模仿和学习这一特定行为,即模仿是对不确定性的一种回应(Dimaggio和Powell,1983)<sup>[12]</sup>。Haunschild和Miner(1997)<sup>[19]</sup>以539起银行并购为研究对象,发现外部环境不确定会提升银行学习同伴并购行为的可能性。易志高等(2019)<sup>[13]</sup>发现,在不确定环境下,高管减持同伴效应更为明显。上文提到,高管薪酬水平是一个充满未知和不确定的过程,面对不确定的外部环境,其一,董事会则会密切关注同伴公司实施的薪酬结构和水平,并结合供需法则,以求在竞争激烈的劳动力市场中占得先机,进而吸引和保留稀缺的人力资本。其二,同伴公司会产生更为明显的外部“溢出效应”,进而对薪酬制定起到一种示范作用。因此目标企业通过加大对外部同伴企业的模仿和学习,期待能够减少决策风险和提高决策效率,同时为高薪契约增加合法性和正当性。基于以上分析,本文提出假设2:

假设2:环境不确定性程度越高,高管薪酬同伴效应越明显。

**2. 企业产权。**在我国公司二元所有制结构下,国企和非国企在薪酬方面存在显著差异。产权性质可能是影响薪酬同伴效应的一个因素。具体而言,首先,区别于一般非国企高管,国企高管具有“政治人”和“经济人”的双重身份,因此存在薪酬激励和晋升激励的双重需求(周铭山和张倩倩,2016)<sup>[25]</sup>。而且在“官本位”等儒家文化的熏染之下,人们普遍追求“商而优则仕”。因而国企高管的政治需求可能要高于经济需求。这就说明,为避免政治生涯蒙上污点,国企高管实施寻租行为的可能性相对较低。由此推断,国企高管并不倾向于借助权力,机会主义选择高薪酬水平的同伴企业来获取薪酬收益。而且相对于地方国企,所有央企高管都是“准官员”,他们大多主观上希望转换为实权在握的党政大员(杨瑞龙等,2013)<sup>[26]</sup>,因而具有更为强烈的晋升需求,他们权力寻租的动机相对更弱。除此之外,具有行政级别的国企高管,其薪酬契约往往受到国资委严格控制,并不适用于一般的薪酬理论(周铭山和张倩倩,2016)<sup>[25]</sup>。而且国企高管流动存在制度性障碍,可类比于内部劳动力市场。在此情形下,国资委通常很难基于经理人市场行情调整薪酬定价。这意味着国企高管薪酬受到外部同伴企业薪酬契约的影响程度相对较弱。反观非国有企业,其人事的招聘和选拔主要由经理人市场支配,这与由国资委掌握人事任免、薪酬制定的国企存在显著差异。非国企公司有动机参照同伴企业薪酬而制定颇具竞争性的薪资,以此招揽人才和降低不确定。也就是说,参照同伴高管薪酬是非国有企业制定薪酬的重要方式。基于以上分析,本文提出假设3:

假设3:随着国有控股程度的提升,高管薪酬同伴效应越弱。

#### (四) 高管薪酬同伴效应与企业发展

薪酬的多寡、是否合理与企业的发展息息相关(Jensen和Murphy,1988)<sup>[1]</sup>,那么高管薪酬的同伴效应是否会对企业的发展产生影响呢?本文试从以下两个角度进行具体分析。

其一,从获取人力资本角度看,为最大程度降低薪酬制定成本和招揽人才,企业倾向以同伴企业薪酬作为参照区间以便提供有吸引力的薪酬。按照此逻辑,一方面,上市公司向高管提供的薪酬水平至少是竞争性的,高管出于回报则会努力工作,寄希望公司业绩与薪资水平相匹配;另一方面,高管为持续性获取高报酬,也会提高努力程度试图拉开与其他同伴公司高管的薪酬差距,以此在下一轮薪酬谈判中获取议价优势。在此情形下,公司绩效则会因高管积极性的释放而水涨船高。而从长期看,公司为保留和激发高管才能,会提供高于同伴企业薪酬基准的薪资水平,但潜移默化中会衍生出攀比效应。当公司普遍存在这种薪酬决定模式时,这无疑会提高薪酬基准,继而促进高管薪酬的进一步上涨,最终呈现“乌比冈湖效应”式的上升趋势(Hayes和Schaefer,2009)<sup>[14]</sup>。因此由高管薪酬同伴效应所导致的畸高的人力资本则会给企业未来发展带来负面影响。

其二,从提高薪酬契约的合法性看,高管会选择同伴薪酬(通常为薪酬水平较高的同伴公司)作为薪酬基准(Faulkender和Yang,2010)<sup>[27]</sup>。然而这种契约制定模式并不是以公司业绩作为支撑,其本质是一种寻租行为,终究会伤及股东利益,导致严重的代理冲突。为了降低股东激怒成本,高管会以采取一些伪装行为来掩盖薪酬操纵的痕迹。例如高管会倾向于提高经理人薪酬-业绩敏感度以证明薪酬的结果正当性(谢德仁等,2012)<sup>[23]</sup>。此时高管在短期内有动机通过各种手段粉饰公司业绩,以此为自身薪酬提供辩护。但不可否认的是,高管薪酬寻租行为更多体现为代理问题,而非市场化的薪酬激励效应。从中长期来看,薪资水平并不会对高管产生持续的激励效应;相反,管理层这种寻租行为而非真实努力所获取的薪酬,会引发更大的委托代理冲突,进而对企业治理产生重大负面效应。此时,同伴企业薪酬水平则不利于企业长久发展。基于以上分析,本文提出假设4:

假设4a:从短期来看,高管薪酬同群效应会对企业发展具有促进作用。

假设4b:从中长期来看,高管薪酬同群效应会对企业发展具有抑制作用。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择和数据来源

本文主要选取2007年至2017年沪、深两市A股上市公司作为初始样本,并依次执行以下样本筛选程序:(1)剔除金融行业、保险行业的上市公司;(2)剔除主要财务数据缺失的样本;(3)剔除行业内公司数目小于5的样本;(4)剔除高管薪酬等于0的样本。最终得到24928个年度观察值。以上研究数据主要来自国泰安(CSMAR)数据库及锐思数据库,对于可疑的数据,本文将结合财务报表和信息公告等进行核对。本文对所有的连续变量分别按照1%和99%分位进行winsorize缩尾处理。

#### (二) 模型设定

为验证假设1,本文借鉴Leary和Roberts(2014)<sup>[17]</sup>、Chen等(2019)<sup>[8]</sup>等人的做法构建模型(1),并采用面板固定效应<sup>①</sup>进行检验:

$$Pay = \gamma_0 + \gamma_1 PI\_Pay + \gamma_2 PP\_Pay + \sum \gamma_i CV + \sum \lambda_i Ind + \sum \mu_i Year + \sum \theta_i Province + \varepsilon \quad (1)$$

式中,Pay为高管薪酬。本文借鉴吴联生等(2010)<sup>[28]</sup>的思路,选取上市公司年报中披露的公司管理层

<sup>①</sup>由于在模型设定部分已通过豪斯曼检验确定了固定效应比随机效应更加适用,因此本文的所有回归均采用面板数据固定效应模型。

年度薪酬的自然对数作为高管薪酬的衡量指标。此外,本文也以薪酬最高的前三名高管的平均薪酬作为替代指标进行稳健性检验。PI\_Pay、PP\_Pay 分别为同行同伴薪酬和同地区同伴薪酬。借鉴 Leary 和 Roberts (2014)<sup>[17]</sup>的做法,拟将同行业(同地区)所有公司剔除*i*企业后高管薪酬水平的均值作为衡量指标。CV 为控制变量,具体包括企业特征变量和同伴企业特征变量。其中,公司特征变量为:资产收益率 Roa(净利润/资产总额)、负债水平 Lev(负债/资产总额)、公司规模 Size(公司总资产的自然对数)、公司成长性 Gr(营业收入增长率)、独董人数 Ddsn(上市公司聘用的独立董事人数之和)。同伴企业特征变量则是在以上企业特征变量的基础上,分别将各行业(各省份)去除个体后的均值作为其衡量指标。此外,本文还进一步引入了行业、年份、地区虚拟变量。

为检验假设2和假设3,本文在模型(1)的基础上,引入环境不确定性程度(产权性质)、环境不确定性程度与同伴薪酬的交互项(产权性质与同伴薪酬的交互项)进行回归。关于环境不确定性程度(EU)的衡量,本文参考 Ghosh 和 Olsen(2009)<sup>[29]</sup>的做法,利用公司过去5年销售收入的标准差并经行业调整后的值来衡量公司的环境不确定性。关于股权性质(Type)的衡量,本文按照最终控制人的分类标准,将本文所涉及的样本划分为央属国有企业、地方国有企业和非国有企业三类,分别赋值3、2、1。

为检验假设4,本文参考 Bizjak 等(2008)<sup>[11]</sup>、Elyasiani 和 Jia(2010)<sup>[30]</sup>的思路,构建模型(2)进行检验:

$$ROA/ROE = \gamma_0 + \gamma_1 PI\_Pay + \gamma_2 PP\_Pay + \sum \gamma_k CV + \sum \lambda_i Ind + \sum \mu_i Year + \sum \theta_i Province + \varepsilon \quad (2)$$

式中,ROA、ROE 分别为总资产收益率和净资产收益率。CV 为公司控制变量,具体包括有:独董比例 Ddr、公司规模 Size、资产负债率 Lev、管理层持股比例 Mgr、机构持股比例 Inst、账面市值比 BM、两职兼任 Dual 以及公司年龄 Age。此外,本文也引入了行业、年份、地区虚拟变量。

## 四、实证结果及分析

### (一) 描述性统计

表1报告了2007—2017年样本高管薪酬的变化。结果显示,从2007年至2017年,无论是排名前三高管薪酬均值还是所有高管薪酬均值,其均值(中位数)明显呈现出上升趋势。其中,前者由2007年的26.69万元(20.00万元)骤然上升至2017年的80.47万元(60.05万元),年均增长幅度约为18.31%(18.20%);后者由2007年的248.62万元(170.54万元)骤然上升至2017年的612.36万元(446.90万元),年均增长幅度更是达到13.30%(14.73%),高管薪酬增长速度可见一斑。

表1 2007—2017年 A 股上市公司高管薪酬(万元)

		2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
排名前三高管薪酬均值	均值	26.69	34.13	39.25	43.88	52.16	56.55	59.60	62.66	67.61	74.54	80.47
	中位数	20.00	25.35	28.87	33.00	38.89	43.63	46.00	48.24	51.27	55.34	60.05
所有高管薪酬	均值	248.62	279.55	308.59	356.61	408.31	435.61	467.06	496.74	534.38	559.23	612.36
	中位数	170.54	194.73	219.00	252.44	296.03	322.44	345.08	360.73	388.62	413.93	446.90

表2报告了全样本公司主要变量的描述性统计。同伴企业(同行业和同地区企业)高管薪酬均值(PI\_Pay 和 PP\_Pay)与目标企业薪酬水平(Pay)相一致,总资产收益率(Roa)和公司成长性(Gr)均值分别为0.047和0.221,可见公司经营处于增长阶段,这在某种程度上可为高管薪酬的增长提供解释。两职兼任(Dual)为0.247,说明24.7%的样本公司董事长和CEO由一人兼任。

表2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
Pay	24928	14.999	0.793	15.009	12.725	16.978
PI_Pay	24928	14.964	0.362	15.033	13.584	15.669
PP_Pay	24928	14.967	0.382	15.051	13.529	15.633
Roa	24928	0.047	0.061	0.042	-0.229	0.246
Roe	24928	0.078	0.128	0.079	-0.648	0.432
EU	24928	1.364	1.408	0.998	0.000	8.613
Type	24928	0.563	0.721	0.000	0.000	2.000
Ddr	24928	0.371	0.053	0.333	0.286	0.571
Size	24928	21.901	1.314	21.743	18.932	26.796
Lev	24928	0.436	0.215	0.432	0.050	1.000
Gr	24928	0.221	0.543	0.127	-0.671	3.936
BM	24928	0.843	0.857	0.595	0.080	5.929
Mgr	24928	0.064	0.136	0.000	0.000	0.594
Inst	24928	0.357	0.234	0.339	0.000	0.872
Dual	24928	0.247	0.432	0.000	0.000	1.000
Age	24928	2.740	0.364	2.773	1.609	3.466

## (二) 实证分析

1. 高管薪酬同伴效应存在性检验。首先,本文采用单因素方差分析检验高管薪酬是否存在行业、地区差异。表3结果显示,高管薪酬水平在同一行业(省份)内具有相似性,而在不同行业(省份)间具有显著差异,且均达到了1%显著性水平。这在一定程度上说明企业在制定高管薪酬水平,可能会采取向同行业或者同地区企业看齐的薪酬决定模式以保证薪酬的一致性。

表3 高管薪酬的 ANOVA 检验

PanelA: 高管薪酬单因素方差分析(行业间)					
差异源	平方和	自由度	均方	F 值	显著性
Between groups	478.469	42	11.392	18.64	0.000
Within groups	15211.377	24885	0.611		
Total	15689.846	24927	0.629		
PanelB: 高管薪酬单因素方差分析(地区间)					
差异源	平方和	自由度	均方	F 值	显著性
Between groups	1055.591	30	35.186	59.86	0.000
Within groups	14634.255	24897	0.588		
Total	15689.846	24927	0.629		

表4汇报了针对假设1的回归检验结果。结果显示,同行业高管薪酬回归系数为0.137,同地区同伴薪酬回归系数为0.100,且均达到了1%的显著性水平。这说明同行业与同地区高管薪酬对目标公司高管薪酬水平具有正向促进作用,即高管薪酬存在行业和地区同伴效应。假设1a和1b得证。

2. 环境不确定程度。表5汇报了针对假设2的回归检验结果。结果显示,EU的回归系数均显著为负,说明环境不确定性降低了高管的薪酬水平。原因在于,不确定的环境下,高管经营治理和获取业绩的难度加大,从而限制了薪酬的增长。此外,在列(2)和列(4),交互项PI\_Pay \* EU和PP\_Pay \* EU均显著为正,且达到了1%的显著性水平,即环境竞争程度起到了正向的调节作用。这说明环境不确定性越大,高管薪酬同伴效应越为明显。假设2得以验证。

表4 高管薪酬同伴效应

变量	同行业	同地区
	(1)	(2)
PI_Pay	0.137*** (5.63)	
PP_Pay		0.100*** (3.62)
PI_Ddsn/PD_Ddsn	0.786 (1.63)	0.239 (0.43)
PI_Size/PD_Size	0.011 (0.60)	-0.002 (-0.06)
PI_Lev/PD_Lev	-0.000* (-1.71)	-0.001*** (-4.66)
PI_GR/PD_GR	0.000 (0.26)	-0.001 (-0.42)
PI_Roa/PD_Roa	0.003* (1.93)	-0.002 (-1.37)
Ddr	-0.311*** (-4.34)	-0.311*** (-4.35)
Size	0.135*** (26.05)	0.140*** (27.24)
Lev	0.078*** (3.34)	0.076*** (3.25)
Gr	0.006 (1.30)	0.006 (1.33)
Roa	0.845*** (14.94)	0.859*** (15.21)
常数项	9.992*** (26.89)	10.906*** (19.95)
年份/行业/地区	YES	YES
N	24,928	24,928
R <sup>2</sup>	0.291	0.301

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平(双尾)

表5 环境不确定与高管薪酬同伴效应

变量	同行业		同地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
PI_Pay	0.136*** (5.60)	0.133*** (5.50)		
PP_Pay			0.100*** (3.64)	0.100*** (3.65)
PI_Pay * EU		0.067*** (12.81)		
PP_Pay * EU				0.055*** (10.43)
EU	-0.008*** (-3.19)	-0.008*** (-3.53)	-0.009*** (-3.55)	-0.008*** (-3.29)
PI_Ddr/PD_Ddr	0.798* (1.66)	0.951** (1.98)	0.236 (0.43)	0.256 (0.47)
PI_Size/PD_Size	0.009 (0.46)	0.002 (0.10)	-0.003 (-0.13)	-0.007 (-0.27)
PI_Lev/PD_Lev	-0.000 (-1.62)	-0.000 (-1.25)	-0.001*** (-4.68)	-0.001*** (-4.72)
PI_GR/PD_GR	0.000 (0.26)	0.000 (0.00)	-0.001 (-0.41)	-0.001 (-0.41)
PI_Roa/PD_Roa	0.003* (1.91)	0.003** (2.17)	-0.002 (-1.37)	-0.002 (-1.21)
Ddr	-0.310*** (-4.33)	-0.298*** (-4.19)	-0.311*** (-4.34)	-0.314*** (-4.40)
Size	0.136*** (26.22)	0.135*** (26.16)	0.141*** (27.42)	0.138*** (26.93)
Lev	0.083*** (3.53)	0.091*** (3.88)	0.081*** (3.47)	0.084*** (3.57)
Gr	0.014*** (2.59)	0.010* (1.93)	0.015*** (2.77)	0.014*** (2.71)
Roa	0.843*** (14.92)	0.835*** (14.82)	0.857*** (15.18)	0.845*** (15.00)
常数项	10.020*** (26.96)	10.105*** (27.29)	10.915*** (19.97)	11.003*** (20.18)
年份/行业/地区	YES	YES	YES	YES
N	24,928	24,928	24,928	24,928
R <sup>2</sup>	0.296	0.293	0.306	0.304

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平(双尾)

3. 产权性质。表6汇报了针对假设3的回归检验结果。结果显示,SOE的回归系数均显著为负,说明相较于非国有企业,国有企业的薪酬水平较低。可能是因为国有高管受到薪酬管制,致使薪酬业绩敏感性相对较低。此外,在列(2)和列(4),交互项PI\_Pay \* SOE和PP\_Pay \* SOE均显著为负,且达到了1%的显著性水平,即产权性质起到了负向的调节作用。这表明随着国有化程度提升,高管薪酬同伴效应越不明显。假设3得证。



表6 产权性质与高管薪酬同伴效应

变量	同行业		同地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
PI_Pay	0.137 *** (5.63)	0.142 *** (5.84)		
PP_Pay			0.100 *** (3.62)	0.128 *** (4.63)
PI_Pay * SOE		-0.088 *** (-8.59)		
PP_Pay * SOE				-0.091 *** (-8.34)
SOE	-0.035 *** (-2.79)	-0.042 *** (-3.30)	-0.035 *** (-2.73)	-0.043 *** (-3.41)
PI_Ddr/PD_Ddr	0.811 * (1.69)	0.737 (1.54)	0.263 (0.48)	0.240 (0.44)
PI_Size/PD_Size	0.011 (0.59)	0.013 (0.69)	-0.002 (-0.07)	-0.008 (-0.30)
PI_Lev/PD_Lev	-0.000 * (-1.71)	-0.001 ** (-2.26)	-0.001 *** (-4.62)	-0.001 *** (-4.70)
PI_GR/PD_GR	0.000 (0.24)	0.000 (0.22)	-0.001 (-0.43)	-0.000 (-0.23)
PI_Roa/PD_Roa	0.003 * (1.91)	0.003 ** (2.07)	-0.002 (-1.32)	-0.002 (-1.40)
Ddr	-0.318 *** (-4.44)	-0.318 *** (-4.45)	-0.318 *** (-4.44)	-0.317 *** (-4.44)
Size	0.135 *** (26.11)	0.128 *** (24.37)	0.140 *** (27.30)	0.133 *** (25.65)
Lev	0.080 *** (3.40)	0.082 *** (3.50)	0.077 *** (3.31)	0.082 *** (3.48)
Gr	0.006 (1.25)	0.004 (0.82)	0.006 (1.28)	0.004 (0.91)
Roa	0.841 *** (14.88)	0.879 *** (15.53)	0.855 *** (15.14)	0.893 *** (15.78)
常数项	10.003 *** (26.92)	10.033 *** (27.05)	10.917 *** (19.97)	10.686 *** (19.56)
年份/行业/地区	YES	YES	YES	YES
N	24,928	24,928	24,928	24,928
R <sup>2</sup>	0.283	0.275	0.294	0.286

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平（双尾）

4. 高管薪酬同伴效应与企业发展。表7和表8分别汇报了针对假设4a、4b的多元回归结果。表7结果显示,除列(4)和列(8)外,无论是ROA还是ROE,同行业高管薪酬和同地区高管薪酬的回归系数均显著为正,且都达到了1%的显著性水平。这表明在短期内同伴公司高管薪酬水平对目标公司经营业绩具有正向促进作用。表8结果显示,除列(2)和列(6)外,同伴薪酬与t+2、t+3公司的经营业绩(ROA和ROE)均呈负相关关系。这说明从中长期来看,同伴公司高管薪酬水平的负面效应逐渐凸显,对目标公司未来发展最终表现出抑制作用。假设4a和4b得以验证。

表7 高管薪酬同伴效应与企业短期经营绩效

变量	t				t + 1			
	ROA		ROE		ROA		ROE	
	同行业	同地区	同行业	同地区	同行业	同地区	同行业	同地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PI_Pay	0.011 *** (5.79)		0.022 *** (4.47)		0.007 *** (3.24)		0.011 ** (2.06)	
PP_Pay		0.006 *** (3.07)		0.002 (0.34)		0.006 *** (2.59)		0.005 (0.83)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.048 ** (-2.27)	-0.004 (-0.17)	-0.188 *** (-3.37)	0.027 (0.42)	0.022 (0.94)	0.027 (0.99)	0.029 (0.48)	0.091 (1.31)
年份/行业/地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	24,928	24,928	24,928	24,928	22,515	22,515	22,515	22,515
R <sup>2</sup>	0.164	0.163	0.109	0.108	0.047	0.047	0.028	0.027

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平（双尾）

表8 高管薪酬同伴效应与企业中长期经营绩效

变量	t + 2				t + 3			
	ROA		ROE		ROA		ROE	
	同行业	同地区	同行业	同地区	同行业	同地区	同行业	同地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PI_Pay	-0.009 *** (-3.80)		-0.021 *** (-3.61)		-0.007 *** (-2.60)		-0.017 ** (-2.56)	
PP_Pay		-0.002 (-0.65)		-0.015 ** (-2.36)		-0.000 ** (-0.14)		-0.298 *** (-3.20)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.232 *** (9.02)	0.158 *** (5.33)	0.493 *** (7.60)	0.441 *** (5.90)	0.215 *** (7.51)	0.150 *** (4.61)	0.460 *** (6.15)	0.363 *** (4.27)
年份/行业/地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	19,401	19,401	19,401	19,401	16,606	16,606	16,606	16,606
R <sup>2</sup>	0.022	0.022	0.021	0.020	0.019	0.018	0.016	0.015

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平（双尾）

### （三）内生性和稳健性检验

1. 内生性检验。正如易志高等(2019)<sup>[13]</sup>所言，识别同伴效应最大的挑战在于，公司行为决策本身具有同时性。具体地，目标公司和同伴公司面临相似的制度环境和具有相似的特征，因此行为决策一致性很可能是来源于外部冲击，而非同伴效应。对此，本文采用一阶差分和工具变量法缓解内生性问题。其中参考Leary和Roberts(2014)<sup>[17]</sup>的做法，本文将优化后的同伴公司股票特质收益率作为工具变量。首先，公司市场表现是衡量公司经营好坏的风向标，同时也是高管薪酬制定的重要考量，即满足工具变量相关性的要求。其次，股票特质收益率仅含有股票的自身信息，那么同行公司平均股票特质收益率，并不会实质影响目标企业的行为决策，进而保证了工具变量的外生性。为度量股票特质收益率，本文采用包含行业因素的拓展资产定价模型进行拟合，并从残差项中提取股票收益波动。构建模型(3)和(4)：

$$r'_{ijt} = \alpha_{ijt} + \beta_{ijt}^M (rm_t - rf_t) + \beta_{ijt}^{IND_j} (\overline{r_{-ijt}} - rf_t) \quad (3)$$

$$\varepsilon'_{ijt} = r_{ijt} - r'_{ijt} \quad (4)$$

式中， $(rm_t - rf_t)$ 表示市场溢价， $(\overline{r_{-ijt}} - rf_t)$ 表示行业溢价， $\overline{r_{-ijt}}$ 表示j行业内除去i企业后其他所有企业的股票收益均值。本文采用年初前36个月的股票收益月度数据来对模型(3)回归，以此得到回归系数。

在年度每一个月,使用相同的回归系数,由模型(4)得出股价特质收益率  $\varepsilon'_{ijt}$ 。然后根据对每个月的  $\varepsilon'_{ijt}$  复合得到年特质收益率,那么行业内除了目标企业外其他所有企业年度股票收益波动的平均值即为行业同伴公司股票特质收益率。按照以上的研究方法,同理可得同地区同伴公司股票特质收益率。具体结果表9。列(1)~列(2)汇报了一阶差分结果,同行业和同地区同伴薪酬的回归系数在5%的水平显著为正。这说明,目标公司的高管薪酬水平会显著受到同伴公司(行业和地区)高管薪酬的正向影响。列(3)~列(4)报告了工具变量法的回归结果,结果表明,工具变量通过了内生性检验,且同伴薪酬均至少在1%的水平显著为正,这与原有结论一致。因此,控制内生性后,高管薪酬依然存在同伴效应。

表9 高管薪酬同伴效应内生性检验

变量	一阶差分		变量	工具变量法	
	(1)	(2)		(3)	(4)
$\Delta PI\_Pay$	0.135 *** (6.64)		PI_Pay	0.963 *** (41.00)	
$\Delta PP\_Pay$		0.115 *** (4.64)	PP_Pay		1.002 *** (37.20)
$\Delta PI\_Ddr/\Delta PD\_Ddr$	0.806 * (1.94)	1.200 ** (2.56)	PI_Ddr/PD_Ddr	0.457 (0.82)	1.615 ** (2.53)
$\Delta PI\_Size/\Delta PD\_Size$	-0.054 *** (-6.92)	-0.053 *** (-7.16)	PI_Size/PD_Size	-0.163 *** (-17.50)	-0.158 *** (-17.29)
$\Delta PI\_Lev/\Delta PD\_Lev$	-0.001 * (-1.93)	-0.000 (-1.50)	PI_Lev/PD_Lev	0.000 (0.66)	0.001 *** (3.88)
$\Delta PI\_GR/\Delta PD\_GR$	0.001 (0.98)	0.000 (0.41)	PI_GR/PD_GR	-0.002 *** (-3.20)	0.003 (1.53)
$\Delta PI\_Roa/\Delta PD\_Roa$	0.003 ** (2.37)	0.000 (0.16)	PI_Roa/PD_Roa	-0.005 *** (-3.64)	-0.006 *** (-3.57)
$\Delta Ddr$	-0.178 ** (-2.24)	-0.154 ** (-2.42)	Ddr	-0.345 *** (-4.68)	-0.334 *** (-4.54)
$\Delta Size$	0.023 *** (3.86)	0.018 *** (3.28)	Size	0.145 *** (27.48)	0.148 *** (28.22)
$\Delta Lev$	0.070 * (1.77)	0.066 ** (2.47)	Lev	0.060 ** (2.48)	0.070 *** (2.92)
$\Delta Gr$	0.015 *** (2.67)	0.017 *** (5.09)	Gr	0.008 * (1.69)	0.007 (1.50)
$\Delta Roa$	0.425 *** (6.85)	0.430 *** (9.18)	Roa	0.743 *** (12.91)	0.819 *** (14.15)
常数项	0.095 *** (33.44)	0.097 *** (28.71)	常数项		
Anderson canon. corr.	—	—	Anderson canon. corr.	6758.363	6085.472
LM 统计量	—	—	LM 统计量	[0.0000]	[0.0000]
Cragg-Donald Wald	—	—	Cragg-Donald Wald	9844.601	8478.323
F 统计量	—	—	F 统计量	{16.38}	{16.38}
年份/行业/地区	YES	YES	年份/行业/地区	YES	YES
N	21,449	21,449	N	24,557	24,557
R2	0.015	0.014	R2	0.425	0.428

注:(1)()的数字为回归系数的  $t$  值;[]内数值为相应统计量的  $P$  值;{}内为 Stock-Yogo 检验10%水平的临界值;(2)\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平(双尾);(3)Anderson canon. Corr. LM 统计量用来检验工具变量与内生变量的相关性,若拒绝零假设则说明选取的工具变量合理;(4)Cragg-Donald Wald F 统计量用来检验工具变量是否为弱识别,若拒绝零假设则说明选取的工具变量合理;(5)固定效应工具变量模型不估计截距项

2. 稳健性检验。为进一步增强研究结论的可靠性,本文在理论假设的基础之上进行了多项稳健性检验。<sup>①</sup>(1)本文尝试更换了高管薪酬的替代指标,即参考谢德仁等(2012)<sup>[23]</sup>的做法,把薪酬最高的前三名董监高薪酬总额的均值作为高管薪酬并重新进行回归,相关结论未发生实质性变化。(2)本文将公司业绩变量由会计业绩替换为市场业绩(托宾 Q),重新进行回归,得到的回归结果总体保持不变。(3)关于同伴效应的衡量,本文借鉴 Manski(1993)<sup>[31]</sup>的做法,尝试使用同伴企业中值替换正文中采用的去除个体的均值。若同伴企业个数是奇数,则取中间值;若为偶数,则取中间两家企业的均值,作为中位数。将变量代入模型重新进行回归,主要结论未发生改变。因此本文的实证结论是稳健可靠的。

## 五、拓展性研究

1. 模仿是否为薪酬同伴效应的内在逻辑?基于以上分析,无论是降低薪酬契约成本,或是招揽稀缺人才,抑或是提高薪酬契约合法性,模仿同伴企业高管薪酬始终是高管薪酬契约制定颇为重要的逻辑链条,从而形成对薪酬契约的补充。即模仿机制是高管薪酬同伴效应的内在逻辑。本文将对此进行检验。新制度理论指出,成功企业模仿是模仿者最为常见的模仿方式。这是因为成功企业行为决策能够产生更为明显溢出效应和示范效应,不仅能够传递和解读出更多的信息,而且也能得到外界更多的认同,因而备受利益相关者的关注(Dimaggio 和 Powell,1983)<sup>[12]</sup>。因而公司决策者很可能会以同伴企业中的领先者作为模仿和学习对象,旨在保持与领先者行为的一致性。本文若能检验目标企业高管薪酬更易受到同伴企业领先者高管薪酬的影响,则可证明模仿这一内在逻辑。

本文借鉴易志高(2019)<sup>[13]</sup>等关于公司地位测量的思路,构建模型(5):

$$Pay = \gamma_0 + \gamma_1 TOP\_I(/BOT\_I) + \sum \gamma_m CVs + \varepsilon \quad (5)$$

式中, TOP\_I(TOP\_P)和 BOT\_I(BOT\_P)分别代表样本公司所在行业(地区)领先者和跟随者的同伴公司的高管薪酬均值。为了回归结果的稳健性,本文分别依据公司规模、净利润和市场份额三个指标来确定各公司在整个行业中的地位。以公司规模为例,首先,基于公司规模大小,对整个行业(地区)内所有公司(包括样本公司在内)进行排序,把规模位居行业(地区)前20%的定义为行业(地区)领先者,排名后20%定义行业(地区)跟随者;然后,基于此样本分类,筛选出每个同伴效应组中各个样本公司的领先者和跟随者地位;最后,计算出同伴效应组中各公司对应的行业(地区)领先者、跟随者同伴公司的高管薪酬的均值(本公司除外),即得到 TOP\_IS(TOP\_PS)和 BOT\_IS(BOT\_PS)。同理,对于净利润,基于以上方法,可得 TOP\_IP(TOP\_PP)和 BOT\_IP(BOT\_PP);对于营业收入,依据以上步骤,可得 TOP\_IR(TOP\_PR)和 BOT\_IR(BOT\_PR);

具体回归结果见表10。无论是行业同伴还是地区同伴,从回归系数和显著性水平看, TOP\_I(TOP\_P)均明显优于 BOT\_I(BOT\_P)。这说明,目标企业高管薪酬受到大公司、经营好、创收强这些领先者企业同伴薪酬的影响程度较大,而受到小公司、经营差、创收弱这些跟随者企业同伴薪酬的影响程度较弱。由此可见,模仿确实为高管薪酬同伴效应的内在机制。

表10 高管薪酬同伴效应内在逻辑检验

变量	同行业			同地区		
	规模	利润率	市场份额	规模	利润率	市场份额
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
BOT_IS/BOT_PS	0.114*** (5.67)			0.031 (1.30)		
TOP_IS/TOP_PS	0.132*** (5.80)			0.067** (2.31)		

①考虑论文篇幅,下述稳健性检验结果均未列入正文。若审稿人和读者需要,作者可以提供具体的结果。

续表10

变量	同行业			同地区		
	规模	利润率	市场份额	规模	利润率	市场份额
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
BOT_IP/BOT_PP		0.100 *** (5.23)			0.058 ** (2.48)	
TOP_IP/TOP_PP		0.152 *** (6.91)			0.064 ** (2.33)	
BOT_IR/BOT_PR			0.105 *** (5.45)			0.038 (1.50)
TOP_IR/TOP_PR			0.138 *** (6.41)			0.086 *** (3.15)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	8.778 *** (15.41)	8.707 *** (15.32)	8.800 *** (15.38)	10.868 *** (16.91)	10.619 *** (17.00)	10.569 *** (17.23)
年份/行业/地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	24,928	24,928	24,928	24,928	24,928	24,928
R <sup>2</sup>	0.297	0.297	0.297	0.300	0.302	0.302

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平（双尾）

2. 薪酬同伴效应是否降低薪酬有效性? 上述结果表明, 高管薪酬会受到同伴企业薪酬契约的影响, 即高管薪酬存在同伴效应。然而这种薪酬决定模式是否有效有待深入研究。不可否认, 有效的薪酬契约始终以高管努力工作所获取的经营业绩为基础的。然而面对不确定的外部环境, 同伴薪酬为高管薪酬契约提供了重要参照。有研究指出, 契约参照点是致使薪酬增长的重要因素 (Bizjak 等, 2011; Albuquerque 等, 2013)<sup>[2-3]</sup>。在此情形之下, 即便高管没有付出努力, 高管薪酬也会随着外部同伴整体薪酬的增长而提升。这无疑降低了薪酬契约的有效性, 致使薪酬业绩敏感性降低。借鉴谢德仁等 (2012)<sup>[23]</sup> 的思路, 本文结合模型 (1) 构建模型 (6) 对此进行检验:

$$Pay = \gamma_0 + \gamma_1 PI\_Pay/PP\_Pay + \gamma_2 Roa + \gamma_3 PI\_Pay/PP\_Pay * Roa + \sum \gamma_k CV + \sum \lambda_i Ind + \sum \mu_i Year + \sum \theta_i Province + \varepsilon \quad (6)$$

式中各变量与上文一致。表11汇报了具体实证结果, 结果显示, 公司业绩均显著为正, 说明提升经营绩效能够显著提升管薪酬薪酬水平。公司业绩与同伴薪酬的交互项的回归系数在1%水平下显著为负, 这表明同伴薪酬降低了公司薪酬业绩敏感性。由此可见薪酬同伴效应在一定程度上降低了薪酬契约的有效性。

表11 薪酬同伴效应与薪酬绩效敏感性

变量	同行业	同地区
	(1)	(2)
PI_Pay	0.105 *** (4.29)	
PP_Pay		0.091 *** (3.35)
PI_Pay * Roa	-0.006 *** (-4.68)	
PP_Pay * Roa		-0.005 *** (-3.82)
Roa	0.955 *** (18.10)	0.989 *** (18.85)
控制变量	YES	YES
常数项	6.897 *** (18.20)	5.935 *** (9.22)
年份/行业/地区	YES	YES
N	24,928	24,928
R <sup>2</sup>	0.403	0.401

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平（双尾）

## 六、结论、启示和展望

本文选取2007年至2017年沪深A股非金融类上市公司为研究样本,从行业和地区两个层面系统研究了高管薪酬同伴效应。研究表明,高管薪酬同时存在行业和区域同伴效应。而且此同伴关系会受到环境不确定性、企业股权性质的影响,即环境不确定程度越高,国有控股性质越低,薪酬同伴效应越明显。此外,高管薪酬同伴效应,在短期内有助于提升企业绩效,但中长期则会降低企业的绩效。进一步研究发现,模仿是薪酬同伴效应的内在机制。不仅如此,薪酬同伴效应降低了薪酬业绩敏感性。

本文研究具有以下启示。首先,正确认识高管薪酬同伴效应的作用。当目标企业决策环境较为模糊时,采取向同伴看齐的薪酬决定模式,不仅能够减少决策成本和提高决策效率,同时也可通过提供竞争性薪资水平招揽稀缺人才,这其实也是市场化程度不断提升和高管人才流速逐步加快的具体体现之一。因此,即便面对薪酬逆势上涨的现象,人们还需正视同伴薪酬对企业高管薪酬的积极影响。但需注意的是,薪酬同伴效应在一定程度上降低了薪酬契约的有效性。对此,在薪酬制定过程中,薪酬委员会不能当起甩手掌柜一味依赖同伴企业薪酬基准。可借鉴的方式是,薪酬委员会切实提高对外部环境、公司经营现状的洞察和分析能力,将宏观环境、同伴薪酬、企业目标以及高管个人能力综合考量,旨在制定出效率兼顾公平的高管薪酬契约,谨防同伴薪酬的过度使用。

其次,规范薪酬制定流程,强化同伴薪酬使用的管理。本文发现,薪酬同伴效应虽能为企业带来短期收益。但从长远来看,同伴企业薪酬相互参照容易引发薪酬攀比和寻租行为,致使整个市场高管薪资水平水涨船高,继而不利于企业的未来发展。因而上市公司需要继续建立和完善薪酬管理与考评体系,其一,要增强高管薪酬与经营绩效的关联性,提高薪酬契约的激励效能;其二,要将高管薪酬制定所参照的对象、依据、理由纳入公开信息的范畴并推动高管薪酬信息披露透明度的提高;其三,强化监管主体对同伴企业选择是否合理规范的外部监督,减少高管以权谋私的现象。通过以上举措,最大程度减少薪酬盲目攀比和违规操纵,借此实现企业可持续发展。

本文也存在一定的不足:首先,本文主要考虑的是高管团队的货币薪酬,但囿于数据的可获得性,并未将股权激励纳入整个薪酬体系中,这可能导致研究结论有所偏差。未来研究可结合股权激励展开对比分析。其次,在薪酬制定过程中,公司的监管治理情况显著影响了薪酬契约的有效性和合法性。未来学者可基于内控质量、董事会独立性等内部治理以及机构投资者、审计等外部监督,对薪酬同伴效应展开情境化研究。最后,高管薪酬的制定除参照行业、地区薪酬基准外,由社会关系(“缘”关系(血缘、亲缘、地缘关系);共有经历和履历(灾难、军队经历)等)所形成关联企业的高管薪酬也可能是重要考量,未来学者可结合社会网络展开针对性研究。

### 参考文献:

- [1] JENSEN M C, MURPHY K J. Performance pay and top-management incentives[J]. *Journal of Political Economy*, 1988, 98(2): 225-264.
- [2] BIZJAK J, LEMMON M, NGUYEN T. Are all CEOs above average? An empirical analysis of compensation peer groups and pay design[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2011, 100(3): 538-555.
- [3] ALBUQUERQUE A M, FRANCO G D, VERDI R S. Peer choice in CEO compensation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 108(1): 160-181.
- [4] JOHN B, MICHAEL L, THANH N. Are all CEOs above average? An empirical analysis of compensation peer groups and pay design[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 100(3): 538-555.
- [5] 赵颖. 中国上市公司高管薪酬的同群效应分析[J]. *中国工业经济*, 2016(2): 114-129.
- [6] 张天宇, 钟田丽. 企业财务决策同伴效应研究述评与展望[J]. *外国经济与管理*, 2018(11): 4-17.
- [7] CHEN S, MA H. Peer effects in decision-making: evidence from corporate investment[J]. *China Journal of Accounting Research*, 2017, 10(2): 167-188.

- [8] CHEN Y W, CHAN K, CHANG Y. Peer effects on corporate cash holdings[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2019(61):213-227.
- [9] SEO H. Peer effects in corporate disclosure decisions[R]. SSRN Working Paper Series, National University of Singapore, 2017: 1-60.
- [10] DENIS D K, JOCHEM T, RAJAMANI A. Shareholder governance and CEO compensation: the peer effects of say on pay[R]. SSRN Working Paper Series, University of Washington, 2019:1-55.
- [11] BIZJAK J, LEMMON ML, NAVEEN L. Does the use of peer groups contribute to higher pay and less efficient compensation? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 90(2):152-168.
- [12] DIMAGGIO P J, POWELL W W. The iron cage revisited: institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields[J]. *American Sociological Review*, 1983, 48(2):147-160.
- [13] 易志高, 李心丹, 潘子成, 等. 公司高管减持同伴效应与股价崩盘风险研究[J]. *经济研究*, 2019(11):54-70.
- [14] HAYES R, SCHAEFER S. CEO pay and the lake wobegon effect[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(2):280-290.
- [15] AKERS R L, JENSEN G F. The empirical status of social learning theory of crime and deviance: the past, present, and future [M]. New Brunswick: Transaction Publishers, 2017:37-76.
- [16] CHEN Y C, WU H C, HUANG J J. Herd behavior and rational expectations: a test of China's market using quantile regression [J]. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2017, 7(2):649-663.
- [17] LEARY M T, ROBERTS M R. Do peer firms affect corporate financial policy? [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69(1):139-178.
- [18] KAUSTIA M, RANTALA V. Social learning and corporate peer effects[J]. *Social Journal of Financial Economics*, 2015, 117(3):653-669.
- [19] HAUNSCHILD P R, MINER A S. Modes of interorganizational imitation: the effects of outcome salience and uncertainty[J]. *Administrative Science Quarterly*, 1997, 42(3):472-500.
- [20] PARSONS C A, SULAEMAN J, TITMAN S. The geography of financial misconduct[J]. *The Journal of Finance*, 2018, 73(5):2087-2137.
- [21] LIEBERMAN M B, ASABA S. Why do firms imitate each other? [J]. *Academy of Management Review*, 2006, 31(2):366-385.
- [22] GABAIX X, LANDIER A. Why has CEO pay increased so much? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(1):49-100.
- [23] 谢德仁, 林乐, 陈运森. 薪酬委员会独立性与更高的经理人报酬-业绩敏感度——基于薪酬辩护假说的分析和检验[J]. *管理世界*, 2012(1):121-140.
- [24] BUGEJA M, MATOLCSY Z, SPIROPOULOS H. The CEO pay slice: managerial power or efficient contracting? Some indirect evidence[J]. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 2017, 13(1):69-87.
- [25] 周铭山, 张倩倩. “面子工程”还是“真才实干”? ——基于政治晋升激励下的国有企业创新研究[J]. *管理世界*, 2016(12):116-132.
- [26] 杨瑞龙, 王元, 聂辉华. “准官员”的晋升机制:来自中国央企的证据[J]. *管理世界*, 2013(2):23-33.
- [27] FAULKENDER M, YANG J. Inside the black box: the role and composition of compensation peer groups[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 96(2):257-270.
- [28] 吴联生, 林景艺, 王亚平. 薪酬外部公平性、股权性质与公司业绩[J]. *管理世界*, 2010(3):117-126.
- [29] GHOSH D, OLSEN L. Environmental uncertainty and managers' use of discretionary accruals[J]. *Accounting Organizations & Society*, 2009, 34(2):188-205.
- [30] ELYASIANI E, JIA J. Distribution of institutional ownership and corporate firm performance[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34(3):606-620.
- [31] MANSKI C F. Identification of endogenous social effects: the reflection problem[J]. *The Review of Economic Studies*, 1993, 60(3):531-542.

