

【企业管理】

# 中国上市公司高管薪酬的同群效应分析

赵 颖<sup>1,2</sup>

- (1. 中南财经政法大学财税学院, 湖北 武汉 430073;
2. 财政部财政科学研究所, 北京 100086)

**[摘要]** 高管薪酬的同群效应逐渐开始成为理解高管薪酬增加的一个重要视角。本文采用 1999—2012 年中国非金融上市公司的数据, 通过使用倾向得分匹配的方式识别同群企业, 并在考虑企业空间和行业异质性的基础上, 对中国高管薪酬是否存在同群效应, 以及这种同群效应与企业发展是掠夺式还是共享式的关系进行了分析。结论显示: 中国非金融上市公司高管存在较为显著的同群效应, 其中外聘 CEO 的同群效应最显著, 经济层面和所有制层面因素对结论的影响较小; 纳入行业和区域异质性后, 发现同一区域内, 同行业和其他行业对高管薪酬的影响显著高于不同区域内同一行业的影响; 高管薪酬的同群效应有助于企业价值的创造, 同时会在一定程度上降低企业在盈利方面的风险, 具有一种共享式的发展模式。因此, 在调整部分高管薪酬过高的同时, 需要重视同群效应可能具有的积极影响, 避免因为简单控制高管薪酬数量而弱化同群效应对企业发展可能具有的积极影响。

**[关键词]** 高管薪酬; 同群效应; 异质性; 掠夺型; 共享型

**[中图分类号]**F272.9 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)02-0114-16

## 一、问题提出

长期以来, 企业高管获得薪酬的多寡与合理性始终是理论和现实层面的重要问题之一。由于高管存在对控制权收益的追求、内外部的监管乏力以及替代性薪酬等因素的影响, 企业高管薪酬持续走高, 成为尺蠖效应的分析基础。这其实是高管薪酬增加的内部视角, 即从内在公司治理的角度对高管薪酬的增加进行分析。该视角仅揭示了问题的一个方面, 外部视角则包含高管薪酬的个体间互动, 也是解释这一问题的切入点之一。迄今为止, 国内学者主要将研究重心置于高管薪酬的有效性和规范性问题上, 而较少从行业内同群效应<sup>①</sup>的角度来看待高管薪酬变化的问题。高管薪酬同群效

**[收稿日期]** 2015-11-10

**[基金项目]** 国家自然科学基金项目“渐进式延迟退休年龄的经济效应及其政策选择——基于 OLG 结构的一般均衡模型”(批准号 71403296); 教育部人文社会科学研究项目“社会转型期‘收入—幸福’悖论的作用机制研究”(批准号 13YJC790102)。

**[作者简介]** 赵颖(1988—), 男, 湖北武汉人, 中南财经政法大学财税学院讲师, 财政部财政科学研究所博士后。电子邮箱: zhaoying0504@gmail.com。

① 同群是处于相似行业、相似组织或者具有其他相似特征的群体, 群体内个体间互动行为产生的交叉影响即为同群效应。同群效应和外部性的区别在于: 同群效应具有更明确的指向性, 即仅仅影响具有相似特征的群体; 而外部性则是对个体以外的其他主体都具有影响的可能, 并不仅限于特征类似的群体。

应的分析,实际上为正确认识高管工作的机会成本提供了一个外部视角。这种分析思路可以和企业内部高管薪酬决定的分析一道,为正确认识高管薪酬的决定提供有益的帮助。

高管薪酬同群效应是薪酬外部性的表现形式之一。自 Gabaix and Landier<sup>[1]</sup>提出高管薪酬同群竞争的理论模型之后,高管薪酬的研究文献更多开始注重对同群效应的分析,并发现高管同群效应确实在一定程度上促进了高管薪酬的不断上涨,进而影响高管努力为企业创造价值的动机或者直接影响高管的职业变更。产生这一现象的主要原因在于,高管薪酬同群效应一方面为高管评估自身的机会成本提供了一个契机,另一方面是一种激励方式或传导渠道。Michael and Yang<sup>[2]</sup>的研究显示,高管和董事会都开始重视这种同群效应可能产生的影响,并逐渐成为确定行业内高管薪酬的重要依据。这种外部激励和企业内部薪酬激励、正向激励和负向激励一道,成为促进高管为企业创造价值的重要手段。

随着市场化程度的不断发展,高管薪酬同群效应出现的微观动机逐渐增加。就高级经理人市场上的需求者而言,高管薪酬的决定,既需要考虑高管为企业创造的价值,也需要将所在行业的平均回报纳入考虑范围。就高级经理人的供给者角度而言,行业中同群业者薪酬水平高低在一定程度上决定了自身保留薪酬水平的多少。杨继东<sup>[3]</sup>从标尺理论、平均之上理论和社会比较理论分别进行了归纳。Alexandre and Moretti<sup>[4]</sup>的研究指出,同群效应的存在,实际上类似一种外部性,个体和群体的双向比较使得高级职业经理人市场上的薪酬水平存在不断提升的可能性。在此情形下,基于能力区别而产生差异性的薪酬设计方案往往会在行业内进行比较,成为高管薪酬同群效应形成的市场供给基础。Milbourn<sup>[5]</sup>认为,企业董事对高管能力的评价体现在薪酬水平中,则成为这种同群效应存在的需求背景。那么,除了目前已被理论界接受的薪酬尺蠖效应外,中国是否存在这种由于高管薪酬同群效应而导致薪酬提升的现象呢?如果这种现象确实存在,对企业发展具有怎样的影响呢?本文采用1999—2012年中国非金融行业上市公司的数据进行分析,通过倾向得分匹配方式识别同群企业的基础上,就这种高管薪酬同群效应的存在性、制度性原因及对企业发展影响进行分析,从而为完善高管薪酬的分析提供一个外部视角。

## 二、高管薪酬同群效应的分析框架

### 1. 高管薪酬同群效应的内在逻辑

目前对高管薪酬同群效应问题的探讨,更多延续了 Gabaix and Landier<sup>[1]</sup>的思路。他们通过理论的逐步推演,从市场竞争的角度提出了一种高管薪酬同群效应决定的初步观点,这种观点更多是从高管工作的机会成本角度来分析的。该思路认为,行业内其他不同企业规模高管薪酬的数量,在一定程度上反映了高管工作的机会成本。这种机会成本一方面决定了高管薪酬数量的多寡,另一方面影响高管搜寻工作的强度,类似于一种隧道效应。同群薪酬水平的高低成为高管判断自身目前以及未来薪酬水平高低的重要依据,由此成为他们关注的重要方面。按照一般均衡的观点,如果市场中一小部分企业提高了高管薪酬的水平,那么,均衡水平上对既定高管才能的均衡价格就会逐渐被推高,从而导致一种高管薪酬普遍增加的市场基础。产生这种薪酬增加的主要原因在于市场对高管经营才能的日益重视和贡献程度的逐渐认可,且在一定程度上成为吸引高管贡献自身才能的重要方式之一。因此,高管工作机会成本和信号传递等方面经济层面的因素开始影响薪酬的制定,成为推升高薪水平的重要外部动力。高管薪酬变动非对称性情形的出现解释了两个事实:一是同群效应的产生需要足够多的企业采取方向相同的调整策略,这样才能改变高管薪酬的均衡价格。二是高管薪酬的同群效应实际上也具有一种类似于尺蠖效应的特征,在高级经理人市场流动性有限的前

提下,该特征使得同群效应存在不断自我强化趋势。不难发现,高管薪酬同群效应出现的机制与市场化逐渐提升过程中高级经理人市场上的议价能力有关。同时,市场信号传递的有效性和高级经理人市场的流动性都能使薪酬的同群效应更容易被观测和实现。在此过程中,高管工作的机会成本和信号传递等经济层面的因素开始影响既定企业中高管薪酬的制定,成为逐渐推升高管薪酬水平的重要外部动力之一。这种研究高管薪酬的外部视角,应该和高管存在对控制权收益的追求、内外部的监管乏力以及替代性薪酬等因素的影响一道,共同成为中国高管薪酬尺蠖效应存在的基础。

## 2. 高管薪酬同群效应变量的构建

国内学者对同群效应的研究和识别工作相对较为缺乏,因此对这种同群效应的认识较为有限。识别同群效应变量的前提是确定同群企业。杨继东<sup>[3]</sup>曾对同群企业进行了识别,但其主要是从行业中企业相关变量的中位数来判断的,并没有对行业中相关企业的相似度以及能否进行匹配进行判断。在判断过程中,其认为高管薪酬高于行业中位数就存在同群效应,并由此设定同群效应的真实和虚拟变量。这种识别方式存在如下四个改善之处:①将薪酬最高前三名高管薪酬的平均水平作为企业高管薪酬,会在一定程度上高估公司高管薪酬实际水平。在本文使用样本中,高管薪酬前三名、是否在董事会和监事会担任正副职的高管以及外聘 CEO 之间的薪酬水平具有较大差别。②根据目前的研究成果,高管薪酬至少可以从是否仅有现金薪酬、是否剔除社会保障等因素的薪酬、含有股权激励的薪酬、是否包含超额薪酬以及是否含有在职消费五个方面进行定义,而上述各类之间存在较为显著的差异。完整的定义高管薪酬是准确理解是否存在同群效应的重要环节之一。③高管薪酬水平设定受诸多因素的影响,既包括自身的才能、努力,又包括公司的盈利能力和所处行业的景气度。薪酬水平是否高于行业中位数并不能成为判断高管薪酬是否存在同群效应的唯一判断标准。④根据同群效应的内涵,高管希望不断推升薪酬水平,这既包括薪酬水平低于行业中位数的高管希望将薪酬提升至中位数及以上,又包括在中位数以上高管希望进一步地提升自己的薪酬这两方面。仅将在中位数以上高管薪酬的设定作为同群效应的体现,包含了前述的第二种情况,也包括薪酬水平本身较高但是同群效应较弱的企业。

因此,本文采用如下方式在杨继东<sup>[3]</sup>的研究基础上进行完善:①有效地测度高管的收入数量,是准确判断高管收入多寡的重要前提之一。目前学者的研究,主要从市场上薪酬设定的合理性来分析,也有部分学者从道德风险和逆向选择的角度对上述问题进行分析。在研究过程中,产生了度量高管薪酬的多种方式,如方军雄<sup>[6]</sup>直接使用会计报表中高管的年度报酬总额作为度量依据,黎文靖和胡玉明<sup>[7]</sup>在此过程中考虑社会保障和股权激励的影响。除了上述正常的高管收入之外,部分学者还从高管货币性私有收益的角度对高管薪酬进行度量和分析,具体包括研究高管操纵的货币化薪酬、高管的在职消费等,以及高管的非预期性收入。上述学者提出度量高管收入的方式,均在一定程度上反映了高管收入市场性和非市场性的一面。根据目前的研究成果,本文在此使用五种方式定义高管薪酬。②在确定高管薪酬的基础上,本文根据 Albuquerque et al.<sup>[8]</sup>和 Faulkender and Yang<sup>[9]</sup>的研究思路,通过两步法识别高管薪酬的同群效应变量:根据高管所处的行业、地域和年份进行企业层面的倾向得分匹配,筛选出匹配后的高管薪酬水平。这可以在一定程度上避免因为不可观测因素或主观分类导致同群效应识别过程中的误差;同群效应变量即为高管薪酬的实际水平和匹配后薪酬水平的差值。

## 3. 高管薪酬同群效应的识别方法

根据对同群企业识别方法的差异,同群效应研究的识别方法主要包括:①Mark and Roberts<sup>[10]</sup>以两位数行业为分类标准,将行业中自身企业以外的其他企业作为同群企业进行分析。②Albuquerque

et al.<sup>[8]</sup>在 Faulkender and Yang<sup>[9]</sup>和 Bizjak et al.<sup>[11]</sup>的基础之上,通过使用 PSM 的方法识别同群企业,并将企业高管薪酬与匹配后同群企业高管薪酬的差异作为同群薪酬效应。为了更细致地分析同群效应,他们还将高管薪酬的同群效应细分为才能和自利性动机两类,并认为这种同群效应的产生更多源于企业和行业对高管才能的回报,而非由高管的自利性动机导致。在此意义上,他们的经验证据实际上支持高管薪酬的同群效应与企业发展是共享式而非掠夺式的。<sup>③</sup>Dube et al.<sup>[12]</sup>根据劳动者收入的上下波动区间来确定同群者。采用如此筛选方式的原因主要在于:如果变量定义较为严格,就会过多地排除潜在的同群者,从而导致一定程度的测量误差,使这种同群效应的估计误差会人为变小;如果定义过于宽泛,就会在一定程度上减少残差的方差,从而导致估计值失准。上述三种方式各有优劣,但通过 PSM 方式识别企业层面的同群者具有相对优势,如盛丹<sup>[13]</sup>在分析国有企业改制问题时便采用了此方法。

### 三、研究数据和研究方法

#### 1. 数据和样本

本文的研究样本是沪深两市的上市公司,考察时间覆盖 1999—2012 年。这里,对样本进行了如下筛选:①剔除金融行业和样本缺失的数据;②为了控制物价指数变动的影响,本文对收入类相关数据按照 2012 年的物价指数进行了指数平减;③对 1%的极端值进行 Winsorize 处理。本文共获得 14 年 20993 个样本。本文的数据来源于国泰安数据库及色诺芬数据库,主要变量的描述性统计见表 1。

#### 2. 指标的选择

本文所选取的指标包括两个层面的,即解释变量和被解释变量。被解释变量是高管的薪酬水平;而解释变量为:企业经济层面指标、企业属性层面指标和宏观经济环境指标。具体如下:

(1) 高管薪酬的测度。根据目前的研究成果,在此使用如下五种方式<sup>①</sup>定义高管薪酬:①根据陈冬华等<sup>[14]</sup>的研究思路,仅考虑包括现金薪酬在内的高管收入,这也是目前文献中广泛使用的定义方式之一。②在高管薪酬中剥离社会保障所可能产生的影响,这和黎文靖和胡玉明<sup>[7]</sup>处理方式是一致的。③在高管收入中考虑股权激励可能具有的影响,参考黎文靖和胡玉明<sup>[7]</sup>的处理方式。④将高管的超额薪酬纳入考虑范围,参考吴联生等<sup>[15]</sup>和马连福等<sup>[16]</sup>的处理方式。⑤由于在职消费是高管的一种替代性薪酬,本文尝试将高管在职消费货币化为高管自身的收入,这能够在一定程度上将高管所获得的隐性福利显性化。对缺乏的数据按照权小锋等<sup>[17]</sup>方式进行估算。

(2) 企业经济层面指标主要包括:①企业绩效。本文主要采用总资产回报率(ROA)和净利润/股东权益余额(ROE)作为企业业绩的度量指标。就市场业绩而言,这里采用市场价值与期末总资产的比值(Tobin Q)度量。②公司治理结构。采用资产负债率、董事长和总经理是否两职合一、管理层持股比例和独立董事的比重作为公司治理的度量指标。③劳动生产率。这里使用的劳动生产率指标和黎文靖和胡玉明<sup>[7]</sup>的较为类似,产出、资本和劳动指标分别使用的是企业的营业总收入、固定资产和员工人数,劳动生产率即为分行业分年度回归后的残差。本文还使用员工平均产出和员工平均增加值对其进行定义。④企业规模。参考 OECD 对企业规模的定义,并结合中国的实际情况,将企业划分为大中小三种类型。为了进行稳健性检验,本文还将企业销售额的对数作为企业规模的度量变量。

(3) 企业属性层面指标主要包括:①企业所有制。目前对企业所有制的定义是按照最终实际控制人来判断的,通常使用色诺芬数据库来实现。本文采取类似的做法,将样本中的企业细分为中央所属的国有企业(以下简称“央属国有企业”)、地方所属的国有企业(以下简称“地属国有企业”)和

① 在下文中将这五种薪酬定义方式分别称为高管薪酬 I、高管薪酬 II、高管薪酬 III、高管薪酬 IV 和高管薪酬 V。

表 1 主要变量的描述性统计

类别	变量	样本数	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
五类高管薪酬指标	高管薪酬 I	19029	0.0642	0.0469	0.0016	0.3585	0.0597
	高管薪酬 II	19029	0.1033	0.0748	0.0022	0.5979	0.0980
	高管薪酬 III	19026	0.0288	0.0006	0.0000	0.7598	0.1076
	高管薪酬 IV	19788	0.0419	0.0186	0.0003	0.4460	0.0687
	高管薪酬 V	19775	2.4939	1.0269	0.0284	34.5175	4.6317
企业经济层面指标	ROA	20989	0.0288	0.0353	-0.4046	0.1969	0.0777
	ROE	19597	0.0581	0.0739	-0.9698	0.4099	0.1711
	Tobin Q	20983	1.6509	1.3374	0.6905	6.9504	0.9899
	负债率	20990	0.4886	0.4783	0.0496	1.7978	0.2593
	两职合一	20993	0.1696	0.0000	0.0000	1.0000	0.3753
	管理层持股	20992	0.0477	0.0001	0.0000	0.6624	0.1406
	独立董事比重	20993	0.2998	0.3333	0.0000	0.8000	0.1343
	资产规模	20991	21.3896	21.2314	18.8373	25.8267	1.1763
	TFP	20781	0.0067	-0.0770	-2.3723	2.6397	0.9163
	员工平均产出	20793	13.3167	13.2399	10.5468	16.8319	1.1648
员工平均增加值	9750	-0.6407	-0.7386	-3.9034	3.6600	1.4764	
企业属性层面指标	小型企业	20993	0.0373	0.0000	0.0000	1.0000	0.1896
	中型企业	20993	0.2933	0.0000	0.0000	1.0000	0.4553
	大型企业	20993	0.6694	1.0000	0.0000	1.0000	0.4705
	国有企业	20993	0.5187	1.0000	0.0000	1.0000	0.4997
	央属国有企业	20993	0.1571	0.0000	0.0000	1.0000	0.3639
	地属国有企业	20993	0.3616	0.0000	0.0000	1.0000	0.4805
	劳动密集	20993	0.5001	1.0000	0.0000	1.0000	0.5000
	HHI	20993	0.0156	0.0001	0.0000	1.0000	0.0948
宏观经济环境指标	市场化	20993	8.2251	8.2000	0.2900	14.2100	2.7229
	劳动楔子	20993	0.3148	0.3096	0.0973	0.6762	0.0867
	税收楔子	20993	1.0881	1.0897	1.0760	1.0925	0.0041
	国有经济比重	20993	0.3916	0.3873	0.0000	5.3333	0.2942

资料来源:作者测算。

私营企业三类。②企业生产类型。在此采用劳动者人均资产作为判断企业是否归属于劳动密集型企业的。③行业间竞争。本文根据中国证券业监督管理委员会 2012 年公布的行业分类标准所属行业对小类行业和大类行业进行定义,并引入赫芬达尔指数(HHI)测度行业间的竞争。

(4)宏观经济环境指标的度量,使用劳动力市场上劳动楔子<sup>①</sup>和税收层面的税收楔子两项指标来分别刻画。劳动楔子构建的核心思想是同时考虑收入正效用与劳动负效用下微观个体就劳动时间的分配,即研究市场上劳动与闲暇时间的配置问题。在税收层面上,本文相应使用税收楔子来测度市场上企业所面临的税收环境。为了刻画中国市场化相对进程的相对进程,使用樊纲等的《中国市场化指数 2011》中的数据。为了便于分析,假定省域内各市所面临的市场发展限制和制度约束基本相似,由此将省级层面的市场化指数转换为企业微观层面的市场化指数。

① 劳动者在市场中的边际产品与其税收调整后消费闲暇的替代率之间总是存在一个差额,汇总备索。

## 四、高管薪酬同群效应的存在性识别

### 1. 基本回归

借鉴 Albuquerque et al.<sup>[8]</sup>和 Mark and Roberts<sup>[10]</sup>的思路,本文通过如下方程对中国市场上企业中高管薪酬是否存在同群效应进行检验:

$$\log pay_{i,j,t} = \alpha + \beta_1 \log peerpay_{-i,j,t-1} + \sum \beta_m Controls_{i,j,t-1} + \eta_{i,t} + \nu_{i,t} + \phi_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,等式左边是企业内高管薪酬的对数,等式右边则包含同群企业中滞后一期的高管薪酬和主要控制变量。控制变量主要包括企业规模、杠杆率、市盈率、每股收益、企业所处的市场环境以及企业的所有制信息等。最后四项分别反映了时间效应、地域和产业效应以及误差项。行业是划分同群企业的重要因素,本文将竞争性程度较高企业与竞争性程度较低同群企业薪酬的差距作为薪酬同群效应变量。为了识别同群企业,采用 PSM (Propensity Score Matching) 方法。PSM 方法的优势在于:普通回归方法中存在对因变量效应具有同质性的假设以及存在潜在的自选择问题,容易出现估计偏误。倾向得分匹配估计通过降维的方法 (Dimension Reduction), 在处理过程中较好地控制协变量对结果所可能产生的影响。借鉴盛丹<sup>[13]</sup>的方法,采用 PSM 的方法从控制组中筛选出合适的样本,与处理组一起展开分析。

本文发现,中国上市公司中存在较为显著的高管薪酬同群效应(见表 2)。无论是企业中全部高管的薪酬还是收入前三名高管的薪酬,其同群效应都是较为明显的。为了更好的说明这一问题,这里采用了如下两步对这种同群效应进行识别:①在自变量中仅保留同群薪酬和自身企业的财务指标和相关控制变量。②在上述回归基础之上纳入同群企业的相关财务指标。将这两者系数进行差异性检验,发现后者的系数与前者存在较为显著的差异。中国上市公司中高管存在薪酬攀比现象,相对工资差距成为推动高管薪酬增加较为重要的一个外部原因。Dube et al.<sup>[12]</sup>近期的研究也指出,相对工资差距是决定劳动者薪酬的重要方面。

在基本回归分析中,忽略了 CEO 可能同时影响自身薪酬的情形,即存在潜在内生性问题。本文通过行政职务和选拔机制的差异,通过区分不同类别的高管来克服这一问题。具体而言,这里分别采用两种方式对此问题进行控制:剔除样本中属于董事会或者监事会正副职的高管;从公司中选取外聘 CEO 进行分析。本文发现,非董事和监事正副职高管的薪酬同样存在同群效应,但是显著低于企业内部全部高管薪酬的同群效应。就外聘 CEO 而言,他们薪酬的同群效应显著高于企业高管平均薪酬的同群效应(见表 2)。导致这种局面出现的原因,主要在于企业内部未在董事会和监事会担任正副职高管的普通管理者的职业风险显著低于外聘 CEO,额外的同群薪酬可以视为外聘 CEO 竞争意识较强和弥补自身风险的保障性方式。本文还使用高管薪酬同群效应的行业—年份中位数作为工具变量,对上述结果进行分析。发现在这种处理方式下,核心变量的系数与基本回归结果基本类似。

### 2. 区域和行业的异质性影响

由于行业归属和区域分布差异的影响,高管薪酬的同群效应存在诸多异质性,如同群效应的区域差异。为了进一步分析这种情况下高管薪酬所可能具有的影响,本文纳入区域和行业的差异来分析。具体而言,本文认为对某一企业中高管薪酬预期具有影响的区域、行业组合有三种:即不同区域中的同一行业、同一区域中的不同行业以及同一区域内的同一行业。这种分析思路,事实上是强调行业 and 区域异质性的前提下,分析前述两者集聚对微观个体经济行为的影响。根据 Dougal et al.<sup>[18]</sup>提出的这种思路,本文对方程(1)调整后按方程(2)进行估计:

表 2 高管薪酬同群效应的存在性检验

	1(a)	1(b)	1(c)	1(d)	2(a)	2(b)	2(c)	2(d)
同群薪酬	1.0910*** (0.0120)	1.0550*** (0.0110)	0.8560*** (0.0100)	1.1380*** (0.0080)	0.6430*** (0.0250)	0.6310*** (0.0250)	0.6270*** (0.0250)	0.9720*** (0.0100)
<i>peersales</i>	-0.0060*** (0.0010)	-0.0050*** (0.0010)	-0.0070*** (0.0001)	0.0200*** (0.0010)	-0.0070*** (0.0010)	-0.0070*** (0.0010)	-0.0070*** (0.0010)	0.0040*** (0.0010)
<i>peerebitta</i>	0.00300 (0.0200)	0.0030 (0.0200)	-0.0120 (0.0200)	-0.0020 (0.0140)	-0.0110 (0.0180)	-0.0110 (0.0180)	-0.0330* (0.0190)	-0.0020 (0.0070)
<i>peersyl</i>	0.0050* (0.0030)	0.0040 (0.0030)	0.0120*** (0.0030)	-0.0540*** (0.0020)	0.0040 (0.0030)	0.0040 (0.0030)	0.0060* (0.0030)	-0.0070*** (0.0010)
<i>sales</i>	0.2320*** (0.0040)	0.2320*** (0.0040)	0.2770*** (0.0040)	0.0510*** (0.0020)	0.2240*** (0.0040)	0.2240*** (0.0040)	0.2740*** (0.0040)	0.0200*** (0.0010)
<i>ebitta</i>	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	0.0000 (0.0000)
<i>syl</i>	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
其他控制	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y
行业	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y
地域	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y
年份	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y
R-squared	0.4772	0.4763	0.4952	0.5681	0.5160	0.5162	0.5024	0.8131
N	18923	18923	19565	20406	18236	18236	18249	18493

注:(a)、(b)、(c)、(d)的因变量分别为高管平均薪酬的对数、前三名高管薪酬的对数、非董监高管薪酬对数、外聘 CEO 薪酬对数。这里使用的高管薪酬形式为高管的现金薪酬的对数,另四种薪酬指标回归结果与此类似。*peersales*、*peerebitta*、*peersyl*、*sales*、*ebitta* 和 *syl* 分别代表同群企业的销售额的对数、息税前利润与总资产比、市盈率以及企业自身的上述三项指标,其他变量见表 1。\* 为  $p < 0.10$ , \*\* 为  $p < 0.05$ , \*\*\* 为  $p < 0.01$ 。

资料来源:作者测算。

$$\log pay_{j,t}^{i,a} = \alpha + \beta_1 \log peerpay_{p,t-1}^{i,-a} + \beta_2 \log peerpay_{p,t-1}^{-i,a} + \beta_3 \log peerpay_{p,-j,t-1}^{i,a} + \sum \beta_m Controls_t^{i,a} + \eta_{j,t}^{i,a} + \nu_{j,t}^{i,a} + \phi_{j,t}^{i,a} + \varepsilon_{j,t}^{i,a} \quad (2)$$

其中,等式左边是企业内高管薪酬的对数,等式右边则包含上述三种组合滞后一期的薪酬同群水平。控制变量主要包括企业规模、杠杆率、市盈率、每股收益、企业所处的市场环境以及企业的所有制信息等。最后四项分别反映了时间效应、区域和产业效应以及误差项。

本文发现,无论是否归属于同一行业,同一地区中同群薪酬对高管薪酬预期行为影响较大,且同一区域中归属不同行业的高管薪酬比同一区域中高管薪酬对自身的影响程度更大(见表 3)。这说明中国上市公司中既存在同行业中高管薪酬的同群效应,又存在不同行业中薪酬的追赶效应。在分析高管薪酬时需要尽可能同时控制行业内和行业外对分析结果的影响。此外,即便属于同一行业但分布在不同区域中,这种薪酬的同群效应是负面的。导致这种情况出现的主要原因,在于中国区域间经济发展程度是存在差异的,在不同的市场化发展程度下高管才能的回报水平与区域内的行业薪酬水平以及生活成本高低等因素相关。因此,不同区域中高管的薪酬效应虽有影响但难以直接增加高管薪酬上涨的预期。本文使用滞后两期的变量对上述结果进行分析,发现影响程度都显著降

低了。这主要是因为高管薪酬更多是受近期市场上薪酬的影响,而与过往数期的高管薪酬关联程度较弱,存在类似鞅的特征。

根据高管群体薪酬的差异,本文从高管现金薪酬、前三名高管薪酬水平、董事会监事会任正副职高管的薪酬水平以及外聘 CEO 的薪酬水平四个角度进行分析,发现上述结论是稳健的。收入前三名高管的薪酬对同区域同行业中同群薪酬的敏感性高于全部高管的对同区域同行业中同群薪酬的敏感性,这也显示了最高收入的高管薪酬制定,一方面依据为企业创造的价值来决定,另一方面依据高管为企业工作的机会成本,即同群高管薪酬的高低来制定。这种情形的出现,说明此类高管在薪酬方面的议价能力是较强的。外聘 CEO 薪酬更多受到同一区域内同一行业中其他高管薪酬的影响,而同一区域内不同行业对其的影响则相对较小,这和其他类别的高管薪酬同群效应存在一定的差异。这主要是因为外聘 CEO 更多按照市场化方式进行聘用和管理,因此,更容易将同一区域内同行业中其他高管薪酬作为自身高管薪酬的机会成本,相对于内部升迁的 CEO 具有更强的流动性,从而可与企业进行薪酬方面的议价。

表 3 高管薪酬同群效应存在性的进一步检验

	现金薪酬				前三名高管薪酬			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
SD	-5.3841*** (0.1392)			-2.6040*** (0.1780)	-5.3840*** (0.1390)			-2.5441*** (0.1771)
DS		0.6612*** (0.0172)		0.2270*** (0.0240)		0.6614*** (0.0171)		0.2200*** (0.0243)
SS			0.2081*** (0.0052)	0.1062*** (0.0070)			0.2111*** (0.0051)	0.1122*** (0.0070)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R-squared	0.4952	0.4932	0.4981	0.5101	0.4951	0.4932	0.5020	0.5142
N	15933	15944	15757	15747	15933	15944	15944	15933
	董监高管薪酬				外聘 CEO 薪酬			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
SD	-3.8951*** (0.1201)			-2.1291*** (0.1430)	-2.3231*** (3.0310)			-2.1850 (4.9600)
DS		0.5382*** (0.0191)		0.1302*** (0.0240)		2.7000*** (0.5301)		1.7940*** (0.5501)
SS			0.1842*** (0.0051)	0.1130*** (0.0071)			2.9784*** (0.2821)	2.6552*** (0.4490)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R-squared	0.4920	0.4841	0.4954	0.5052	0.4301	0.4222	0.4351	0.4352
N	15957	15968	15780	15769	3744	3766	3759	3737

注:SD、DS 和 SS 分别代表同行业不同区域、同一区域内不同行业,以及同区域内同行业的同群薪酬数据。这里的数据都是滞后一年的。其他控制变量见表 1,这里均控制了行业、地域和年份。\* 为 p<0.10,\*\* 为 p<0.05,\*\*\* 为 p<0.01。

资料来源:作者测算。

### 3. 企业层面上的异质性分析

(1) 破产风险的影响。本文纳入 Altman 提出的 Z 指数进行分析。即便按照破产风险对样本进行



了划分,仍发现高管薪酬同群效应显著存在(见表4)。这说明高管薪酬同群效应的产生与企业风险相联系,无论企业风险大小,高管都会在行业内比较绝对薪酬和相对薪酬。就组别内部而言,发现非董事监事正副职高管薪酬的同群效应要高于高管薪酬前三名的同群效应,而外聘CEO薪酬的同群效应则是最高的。这种情形的出现,可能说明收入相对较低的高管对行业内薪酬变动以及自身薪酬的敏感性更高。就非董事监事正副职高管薪酬同群效应水平与全部高管薪酬同群效应的差别而言,破产风险小和破产风险大的组相对较小,而在具有一定破产风险的企业中则差异较大。这意味着破产风险的持续存在一定程度上放大了高管薪酬的同群效应。而在破产风险小的组别中,外聘CEO薪酬同群效应与高管平均薪酬同群效应差异最大。在破产风险越小的企业中,外聘CEO可能更希望缩小自身薪酬与行业薪酬的差距。

(2)所有制的差别。这里,按照最终控制人的分类标准,将全部样本划分为央属国有企业、地属国有企业和私营企业三类。三类企业中高管薪酬均存在较为显著的同群效应(见表4)。和前述的分析基本一致,收入前三名高管薪酬的同群效应在每个组内都显著低于全部高管平均薪酬的同群效应,反映了最高收入等级中同群效应的相对弱化现象。就外聘CEO的同群效应与平均薪酬同群效应的差别而言,央属国有企业低于地属国有企业,地属国有企业低于私营企业。

(3)竞争程度的差异。所有制分组的分析显示,最终控制人离市场越近,外聘CEO薪酬的同群效应就越显著。为了证实这种情况,这里按照竞争程度的高低对样本进行分组,检验这种情况是否

表4 高管薪酬的同群效应:三种分组方式

被解释变量=高管薪酬												
	1(a)	1(b)	1(c)	1(d)	2(a)	2(b)	2(c)	2(d)	3(a)	3(b)	3(c)	3(d)
	破产风险小( $Z > 3.0000$ )				破产风险一般( $1.8000 \leq Z \leq 3.0000$ )				破产风险大( $Z < 1.8000$ )			
Row 1	0.7941*** (0.0381)	0.7790*** (0.0371)	0.7960*** (0.0271)	1.4492*** (0.0124)	0.7631*** (0.0332)	0.7494*** (0.0322)	0.8490*** (0.0342)	1.2613*** (0.0144)	0.8232*** (0.0514)	0.8084*** (0.0500)	0.7931*** (0.0460)	1.1852*** (0.0180)
N	6156	6156	6152	6232	7434	7434	7436	7540	4646	4646	4661	4721
	央属国有企业				地属国有企业				私营企业			
Row 2	0.8552*** (0.0540)	0.8394*** (0.0532)	0.8371*** (0.0451)	1.2074*** (0.0222)	0.8052*** (0.0351)	0.7901*** (0.0352)	0.8082*** (0.0280)	1.1791*** (0.0143)	0.7982*** (0.0343)	0.7832*** (0.0330)	0.8021*** (0.0330)	1.3290*** (0.0140)
N	2861	2861	2875	2915	6510	6510	6501	6605	8865	8865	8873	8973
	竞争程度高( $HHI < 0.0100$ )				竞争程度中等( $0.0100 \leq HHI \leq 0.2500$ )				竞争程度低( $HHI > 0.2500$ )			
Row 3	1.1500*** (0.0391)	1.1394*** (0.0382)	0.8864*** (0.0333)	1.5371*** (0.0182)	1.0790*** (0.0171)	1.0672*** (0.0170)	0.8134*** (0.0150)	1.2764*** (0.0082)	1.1581*** (0.0863)	1.1460*** (0.0854)	0.8822*** (0.0774)	1.1851*** (0.0443)
N	4092	4092	4090	4133	13711	13711	13724	13913	433	433	435	447
上述三行共同的控制变量												
基本控制	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
其他控制	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地域	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注:(a)、(b)、(c)、(d)的因变量分别为高管平均薪酬的对数、前三名高管薪酬的对数、非董监高管薪酬对数、外聘CEO薪酬对数。这里使用的高管薪酬形式为高管现金薪酬的对数,另四种薪酬指标回归结果与此类似。控制变量见表1。\*为 $p < 0.10$ , \*\*为 $p < 0.05$ , \*\*\*为 $p < 0.01$ 。

资料来源:作者测算。

与现实一致。本文发现,在竞争程度高的企业中,外聘 CEO 薪酬的同群效应与全部高管平均薪酬同群效应的差别确实是最为显著的,而在竞争程度低的行业中差别也是最小的(见表 4)。这种情形的出现,说明市场化程度的提升在一定程度上有助于高管薪酬市场化决定行为与非市场间的互动。这种现象也好理解:外聘 CEO 同群效应的增加,一方面说明他们为某一公司工作的机会成本逐步提升,另一方面说明外聘 CEO 市场上的摩擦较小。经理人可以通过观测到更高的同群工资来选择服务更合适的企业,正所谓“良禽择木而栖”。

## 五、高管薪酬同群效应存在的制度性因素

### 1. 内在公司治理水平重要吗

市场有效性提升的表现之一,即为企业层面公司治理结构的不断改善,可以进一步细化为现代企业制度的逐渐建立。在诸多公司治理的指标中,两权分离的水平具有较为重要的意义。就两权分离对高管的影响而言,实际控制人的控制权过大容易导致对代理人的有效监督不足,高管的控制权过大容易使高管产生以公谋私的动机。而实际控制人的现金流权过小难以让高管做出对企业负责任的投资决策行为,进而不利于企业发展。如果实际控制人的控制权和现金流权之间的差异过大,还会引发股东与代理者之间较高的代理成本问题。同时,由于潜在隧道效应的存在,激化和其他投资者之间的矛盾。公司中的其他股东为了在一定程度上避免这种情形的发生,通常希望有几个与实际控制人持股比例相对接近的股东,与实际控制人形成相互的监督和制约,从而监督监督者。随着监督主体的逐渐增多,实际控制人的控制权就会被相对稀释,与现金流权之间的差额也就会随之缩小。实际控制人控制权和现金流权的缩小,在一定程度上意味着公司对高管的监督主体更为分散。在此意义上,控制权和现金流权在一定程度上反映了企业内部对高管监督主体的分散程度和监督方式的有效性。由此便产生了控制权和现金流权在配置过程中对企业代理者的激励和监督问题。在诸多委托—代理的相关研究领域中,高管薪酬的决定及其变化便是其中值得关注的问题之一。因此,此处主要从内部公司治理水平的变化这个角度来尝试分析高管薪酬同群效应的产生和持续。为了更好地考察两权分离对高管薪酬的影响,将考察的对象细化为国泰安数据库中的每一个高管。

根据 Chen et al.<sup>[19]</sup>的思路,本文将企业内部两权分离定义为企业实际控制人的控制权和现金流权之间的差。现金流权是按照实际控制人控股的链式法则计算得出,而控制权则是根据控制链中最低比重予以确定。借鉴 Fama and MacBeth<sup>[20]</sup>和 Chemmanur et al.<sup>[21]</sup>的思路,本文通过如下方程,就企业内部控制权和现金流权分离对高管薪酬的影响进行分析:

$$Y_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Separation}_{i,t-1} + \gamma_2 \text{Firm}_{i,t-1} + \gamma_3 \text{Ind}_{i,t-1} + \gamma_4 \text{Macro}_{i,t-1} + \eta_{i,t} + \nu_{i,t} + \phi_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

等式左边是 CEO 薪酬或 CEO 薪酬同群效应变量的对数形式。根据高管薪酬同群效应变量定义及表 2 的结果显示,在其他条件相同的前提下,高管薪酬越高同群效应变量就会趋于越小。右边的解释变量分别是两权分离、企业特征、高管个人特征、宏观经济环境和时间效应、地域和产业效应以及误差项。具体而言,企业特征包含现金流权、企业规模、杠杆率、市盈率、每股收益和所有制,高管个人特征包括高管年龄、任职年限和性别,宏观环境包括企业所处的市场环境。

两权分离在一定程度上降低了高管的薪酬水平(见表 5)。根据本文的定义,两权分离主要是指实际控制人控制权和现金流权之间的差额。在样本中,实际控制人控制权往往高于其现金流权,即便实际控制人的控制权较大,但由于较多让渡了自身的现金流权,使得权力出现了一种错配。此时,高管有可能获得较高的现金流权和较少的控制权,虽然在一定程度上控制了高管以损害企业成长方式谋取私利的动机,但强化了高管投资决策与自身薪酬间的联系,可能会使高管采取风险中性或

者风险厌恶的投资偏好决策,通过相对减少企业的成长机会对自身薪酬造成一定的负面影响。按照分组分析显示,较之于私营企业,国有企业高管薪酬与企业绩效的相关度往往较低,这主要是由政府过度控制导致的。在此情形下,现金流权和控制权间的分散对高管薪酬的提升作用往往较大。

本文在前述分析过程中研究了控制权和现金流权两权分离对高管薪酬的实际影响。那么,两权分离的边际变动,对高管薪酬又具有何种影响呢?本文将计算的主要结果汇总于表5。两权分离对高管薪酬的影响在不同类别薪酬之间存在较为显著的区别。两权分离的边际变动将会减少高管现金收入、股权激励和包含在职消费的收入,但包含超额薪酬在内的高管收入可能会增加。

上述分析显示,现代公司中两权分离程度的提升会在一定程度上限制高管薪酬增加,影响的潜在机理是监督主体的分散减少了信息不对称和高管机会主义行为<sup>①</sup>。虽然行业中的同群效应存在使高管增加自身薪酬的愿望,但需要通过努力为企业创造价值而非仅仅通过机会主义行为来实现。换言之,内部公司治理水平的提升,与外部薪酬同群效应一道,促使高管更好地与企业实现共享式发展而非掠夺式发展,这对企业的长期存续具有较为重要的意义。

表5 两权分离对CEO薪酬的影响

	水平影响							
	高管薪酬	高管薪酬	高管薪酬	高管薪酬	高管薪酬	同群效应	同群效应	同群效应
	I	II	III	IV	V	A	B	C
两权分离	-0.0211*** (0.0010)	-0.0331*** (0.0010)	-0.0242*** (0.0011)	-0.0090*** (0.0000)	0.0020*** (0.0000)	0.0199* (0.0108)	0.0014 (0.0084)	0.0288*** (0.0107)
Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	266886	266886	266886	262689	262754	15007	15010	15000
边际影响								
两权分离	-0.0019*** (-17.2200)	0.0041*** (37.9200)	-0.0003*** (-2.1800)	0.0008*** (6.3400)	-0.0009*** (-7.4900)	0.0198** (1.8400)	0.0013 (0.1600)	0.0282*** (2.6100)

注:同群A、同群B和同群C分别代表全部高管、在董事会监事会任正副职高管、外聘高管的薪酬同群效应。基本控制变量包括现金流权和资本结构,控制变量见表1。囿于篇幅,这里仅汇报主要变量和统计指标的结果。其他结果汇总备索。\*为 $p<0.10$ ,\*\*为 $p<0.05$ ,\*\*\*为 $p<0.01$ 。

资料来源:作者测算。

## 2. 外在薪酬管制的影响大吗

中国企业层面高管薪酬最显著的一个特征就是存在国家的薪酬管制,特别是国有企业中的薪酬管制更为突出。那么,1999年以来中国企业发展过程中薪酬管制的现实状况是怎样的呢?本文此处以国有企业为例进行分析。制度层面,薪酬管制确实在一定程度上抑制了国有企业高管薪酬的水平。2003年推行年薪制时曾规定,国有企业高管年薪不得超过普通职工平均工资的12倍。2004年颁布的《中央企业负责人薪酬管理暂行办法》中规定,中央企业负责人的薪酬由基薪、绩效薪金和中长期激励单元构成。《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》于2015年1月1日正式实施。依据

① 虽然本文就两权分离对高管薪酬的影响进行了初步的分析,但其中内生性和遗漏等问题使结论的稳健性存在一定的风险。这里,主要从四个方面进行稳健性分析:一是使用行业间两权分离程度作工具变量,克服内生性的问题。二是考虑使用地域、年份和行业年份的交互项。三是考虑影响本文结论的其他因素,包括企业内部的资本结构和现金流权分散程度,企业外部的金融危机等因素,以及两权分离的交互项。四是至于样本变更对结论的影响,从企业所有制和破产风险两个角度进行探讨,差别不大。

该项改革方案的规定,72家中央企业高管薪酬水平不得超过普通员工的7—8倍。这份文件的出台,意味着高管的薪酬水平将会受到较为严格的管控。如果部分企业中高管薪酬水平的确定存在管制,同时行业中其他企业的薪酬水平相对市场化,那么,受到管制部门中的高管追逐高薪酬的意愿逐渐增强,具体体现为寻找替代性薪酬。在此意义上,外在薪酬的管制实际上抑制了高管薪酬的增长空间,这会在一定程度上使高管薪酬的同群效应逐步扩大。

然而,制度层面的规范与经济层面的实际情况存在较大差别。理论研究表示,薪酬管制往往导致事与愿违的情形出现,其中的一种表现即为高管机会主义行为下腐败盛行<sup>[22]</sup>。导致这种局面出现的主要原因在于外生于国有企业经济绩效的薪酬安排缺乏微观层面激励效率<sup>[21]</sup>。这种企业内部无效薪酬安排容易使高管寻找替代性薪酬,如陈冬元等指出的在职消费和腐败等<sup>[14]</sup>。企业外部,高管更容易将自身薪酬状况与行业内同行进行比较,成为薪酬增加的外部动力。制度层面的控制和经济层面要求改善的诉求相互冲突,因此,薪酬管制的上限需要考虑行业间薪酬的基本水平,否则会因为过高的机会成本而出现高级经理人的逆向选择问题。1988年国务院发布的《全民所有制工业企业承包经营责任制暂行条例》和1992年劳动部、国务院经济贸易办公室发布的《关于改进完善全民所有制企业经营者收入分配办法的意见》中就考虑了上述问题,2003年的限薪令和2015年的高管薪酬调整方案中也考虑了行业间高管薪酬的实际水平。上述文件至今在确定国有企业高管薪酬方面具有较为重要的意义。一方面,这种薪酬管制抑制了国有企业高管薪酬的同群效应;另一方面,这是同群效应在国有企业薪酬管制中具体体现之一。

## 六、高管薪酬同群效应对企业发展的影响

高管薪酬同群效应的存在,对高管的激励具有积极意义,对他们收入水平的增加也确实具有一定的帮助。但是,高管薪酬的获得与企业发展息息相关,他们是否会因为简单追求薪酬的增加而损害企业发展呢? Albuquerque et al.<sup>[8]</sup>的经验研究显示,高管薪酬的同群效应与企业发展是共享式而非掠夺式的。既然中国上市公司中存在高管薪酬的同群效应,那么,这种同群效应对企业发展有何影响呢? 具体而言,如果同群效应提升了企业的生产率或者增加了企业的竞争力,这种同群效应则是有利于企业发展的。如果在此过程中,对企业发展不但没有益处,反而增加了企业的发展风险,那么,这种同群效应所带来的负面影响就需要引起重视。因此,需要使用同群效应变量对企业发展的影响进行分析,从而判断高管的同群效应是否以企业的发展为代价。

### 1. 对企业收益的影响

高管薪酬同群效应使得他们的工资存在不断上升的趋势,那么,对企业短期收益具有怎样的影响呢? 本文发现,无论是从企业生产率还是职工人均产出而言,高管薪酬的同群效应都显著改善了企业发展(见表6)。在此意义上,高管薪酬的同群效应对企业发展是具有益处的,并不会使高管薪酬在增加过程中弱化与企业价值创造之间的联系,这与 Albuquerque et al.<sup>[8]</sup>和 Bizjak et al.<sup>[11]</sup>的结论具有一致性。相对薪酬的差距能够使高管处于竞争环境中,外聘CEO的正面影响在组内最为显著,说明他们为企业创造价值进而提高自身收入的动机最为强烈。本文还使用企业的会计业绩和市场业绩指标分别就这种影响进行分析,发现结论也是稳健的。

### 2. 对企业风险的影响

基于 John et al.<sup>[22]</sup>的研究成果,本文构建四个风险指标进行分析:

$$Risk1 = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{i=1}^T \left( E_{i,t} - \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T E_{i,t} \right)^2}, T=4 \quad (4)$$

$$Risk2 = \max(E_{i,t}) - \min(E_{i,t}) \tag{5}$$

$$Risk3 = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T \left( E_{i,c,t} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E_{i,c,t} \right)^2}, T=4 \tag{6}$$

$$Risk4 = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T \left( E_{i,t} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E_{i,t} \right)^2}, T=4 \tag{7}$$

其中, *Risk1* 和 *Risk2* 中的  $E_{i,t}$  分别代表息税前利润与总资产的比重, *Risk3* 中的  $E_{i,c,t}$  则是企业的息税前利润与行业均值的差异, *Risk4* 中的  $E_{i,t}$  则是息税前利润与销售额的比重。式(4)和式(7)指标衡量的是企业长期的收入问题, 式(5)和式(6)则主要是从风险偏好的角度进行刻画。式(4)、(6)和(7)测度指标实际上是计算企业与行业相关变量的4年移动平均值。

虽然高管薪酬的同群效应对企业短期的发展有一定帮助, 但可能会在一定程度上损害企业的长期发展(见表6)。这说明高管薪酬的同群竞争, 在促进企业提升生产率和扩大产出的同时, 也能在一定程度上减少企业可能面临的生产经营风险。在此意义上, 本文可以判断中国非金融上市公司中高管薪酬的同群效应与企业发展在短期内是共享式的, 但在长期内可能是掠夺式的。这里, 替代性地使用了另外三种风险测度指标, 发现对基本结论影响不大。

**表 6** 高管薪酬同群效应对企业收益和风险的影响

	1(a)	1(b)	1(c)	1(d)	2(a)	2(b)	2(c)	2(d)	3(a)	3(b)	3(c)	3(d)
被解释变量=生产率												
Row 1	0.0072*** (0.0010)	0.0072*** (0.0001)	0.0072*** (0.0011)	0.0102*** (0.0011)	0.0081*** (0.0000)	0.0071*** (0.0000)	0.0020*** (0.0010)	0.0071*** (0.0000)	0.0032*** (0.0000)	0.0034*** (0.0000)	-0.0010 (0.0010)	0.0030*** (0.0000)
N	18172	18170	18178	18166	18172	18170	18178	18166	18172	18170	18178	18166
被解释变量=人均产出												
Row 2	0.0143*** (0.0012)	0.0130*** (0.0012)	0.0050*** (0.0011)	0.0110*** (0.0010)	0.0091*** (0.0011)	0.0090*** (0.0011)	0.0021* (0.0010)	0.0082*** (0.0010)	0.0013*** (0.0012)	0.0013*** (0.0001)	0.0014*** (0.0011)	0.0044*** (0.0010)
N	18184	18182	18190	18178	18184	18182	18190	18178	18184	18182	18190	18178
被解释变量=Risk1												
Row 3	-0.3422*** (0.1190)	-0.3112*** (0.1091)	-0.1471 (0.1580)	-0.3533*** (0.1220)	-0.4102*** (0.1254)	-0.3721*** (0.1140)	-0.1732 (0.1610)	-0.4550*** (0.1234)	-0.4171*** (0.1253)	-0.3780*** (0.1144)	-0.1954 (0.1613)	-0.4682*** (0.1230)
N	18980	18977	18987	18973	18980	18977	18987	18973	18980	18977	18987	18973
被解释变量=Risk2												
Row 4	-0.7182*** (0.2461)	-0.6521*** (0.2253)	-0.3032 (0.3261)	-0.7292*** (0.2513)	-0.4241*** (0.1293)	-0.3852*** (0.1181)	-0.1801 (0.1654)	-0.4682*** (0.1273)	-0.4311*** (0.1290)	-0.3910*** (0.1181)	-0.2021 (0.1650)	-0.4822*** (0.1271)
N	18288	18286	18294	18281	18288	18286	18294	18281	18288	18286	18294	18281
上述四行共同的控制变量												
其他控制	N	N	N	N	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y
行业	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地域	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注:(a)、(b)、(c)、(d)的因变量分别为高管平均薪酬的对数、前三名高管薪酬的对数、非重监高管薪酬对数、外聘 CEO 薪酬对数。这里使用的高管薪酬形式为高管现金薪酬的对数, 另四种薪酬指标回归结果与此类似。控制变量见表 1。\* 为  $p < 0.10$ , \*\* 为  $p < 0.05$ , \*\*\* 为  $p < 0.01$ 。

资料来源:作者测算。

## 七、稳健性检验

改变相关变量的定义方式。为了控制高管影响自身薪酬的可能,本文从三个角度更换相关的定义进行分析:①更换高管薪酬的定义。在文中使用了五种方式定义高管薪酬,在基本回归和后续的分析中主要使用了高管的现金薪酬。剥离社会保障的高管薪酬、包含股权激励的高管薪酬、纳入超额薪酬的高管薪酬和含有在职消费的高管薪酬进行分析,对上述结论影响较为有限。②更换同群企业的定义方式。采用倾向得分匹配方法中的1:1匹配而非文中使用1:5的匹配方式识别同群企业,进而计算同群企业的薪酬和企业财务指标等相关变量,从而对结果的稳健性进行分析。即便更换了识别方式,对结论的影响也是较小的。③更换企业风险和收益的度量指标。本文总共定义了四类企业风险指标,其中两类是从企业经营风险来识别,另外两类是从企业的风险偏好来识别。对企业收益的定义中还使用了职工人均增加值。逐一替换使用上述指标,对结果的影响基本不大。

变更样本数量。①按经济发展和行政区划进行划分。由于区位因素的影响,经济发展水平较高区域高管间的薪酬同群效应可能更显著,从而影响经济发展相对落后区域中高管同群效应的识别。文中虽已控制区域特征,仍将样本按照行政意义和经济意义上的区划进行划分,对子样本中高管薪酬同群效应以及这种同群效应对企业发展的影响进行分析,对结论影响不大。②按照企业的存续年限进行划分。在新成立企业和退出企业中高管薪酬的决定机制和影响机制可能与存续期较长企业间存在一定的差别,剔除这两类企业后,也基本证实了本文的结论。

更换计量方法。在识别出持续存在的企业中,使用动态面板的方式对上述逻辑进行了分析。和基本回归的处理思路较为类似,本文既使用了Level的分析方式,又使用了Change的分析方式,发现对结论的影响依旧较为有限。

## 八、结论和政策建议

### 1. 结论

本文使用1999—2012年中国非金融上市公司的数据,通过PSM方法识别两位数行业中的同群企业,进而判断高管薪酬是否存在同群效应,以及分析了这种同群效应对企业发展的影响。研究发现,中国非金融上市公司确实存在较为显著的同群效应。为了克服高管影响自身薪酬从而对本文结论造成影响的可能性,这里使用了未在董事会和监事会担任正副职的普通高管以及企业从外部聘请的CEO样本进行分析,发现对结论的影响基本有限。将行业和地区异质性纳入分析范围后,发现同一地区中同群薪酬对高管薪酬预期行为影响较大,且同一地区中归属不同行业的高管薪酬比同一行业中高管薪酬对自身的影响程度更大。这说明中国上市公司中可能同时存在高管薪酬的同群效应和不同行业间的薪酬追赶效应。

高管薪酬的同群效应可能是自利性的,可能与企业发展是共享式的。为了判断这种影响,本文通过分别构建企业风险的四类指标和收益的三类指标,发现高管薪酬的同群效应能够在一定程度上促进企业发展,同时减小企业在利润获取方面的风险。这种情形的出现,说明中国非金融上市公司中高管薪酬的同群效应实际上是与企业发展在短期内是共享式的:行业内其他企业高管薪酬的水平成为促进企业高管努力经营企业、传递自身才能信号的重要途径。同群效应存在的市场基础使得这种信号发送能够迅速为行业内其他董事会所获知,并成为高管薪酬调整的重要依据。此外,高管薪酬同群效应的出现也说明高级经理人市场上的信息和流动等摩擦在逐渐减少,是市场化程度不断提升和市场化有效性增加的具体体现。

## 2. 政策建议

(1)将高管薪酬同群效应视为高管工作的机会成本,正确认识高管薪酬同群效应在薪酬水平制定中的重要作用,高管才能在一定程度上体现为薪酬水平的高低。高管薪酬同群效应的出现说明高级经理人市场上的信息和流动等摩擦在逐渐减少,机会成本的信号传递过程更加直接和透明,高管相对能力也更容易观察,这是市场化程度不断提升和市场化有效性增加的具体体现之一。

(2)注重高管薪酬同群效应的所有制差异。分析发现国有企业高管薪酬的同群效应低于私营企业中高管薪酬的同群效应,这主要与两类企业中公司治理的有效性和外部薪酬管制的差异有关。国有企业高管薪酬的同群效应较低,是因为这些高管能够通过在职消费等替代性薪酬的形式规避薪酬总量的管制,在一定程度上通过隐性薪酬的获取弥补了显性薪酬增长的诉求。因此,在进一步完善和规范高级经理人市场上薪酬的同群效应时,应充分考虑两种所有制企业中公司治理和薪酬管制条件差异下高管可能存在的机会主义行为。

(3)进一步将高管薪酬同群效应与企业发展联系起来。高管薪酬同群效应实现的重要基础即为企业的长期发展。虽然中国非金融上市公司内高管薪酬的同群效应可能会使高管薪酬水平不断上升,但是,在此过程中确实促进了企业的发展,在一定程度上减少了企业在生产经营中所面对的风险,具有一定的积极意义。一般而言,高管薪酬的同群效应可以被视为高管努力为企业创造价值的外部激励,和企业内部激励发挥着重要的互补作用。在调节部分高管薪酬畸高的过程中,需要重视这种行业内薪酬同群效应对企业价值创造的正面影响,通过设计更加合理的薪酬激励方案,严格控制高管潜在的机会主义行为,推动高管个人价值与企业社会价值的共同实现。

(4)防止高管盲目追求薪酬的增长。薪酬同群效应,一方面包含高管工作的机会成本,另一方面可能存在高管过度追求薪酬增长的现象。如果高级经理人流动性较差且同群效应较明显,联系高管薪酬的尺蠖效应,那么,高管薪酬会出现不断增加的趋势。同群效应的存在并非是为高管薪酬的攀比提供了理论支持,而是在于揭示市场化不断发展的过程中,既定能力的高管可以通过信息传递和自身的流动实现薪酬水平基本一致,这是高级经理人市场有效性提升的显著特点之一。

## [参考文献]

- [1]Gabaix, X., and A. Landier. Why Has CEO Pay Increased So Much[J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123(1):49-100.
- [2]Michael, F., and J. Yang. Is Disclosure an Effective Cleansing Mechanism? The Dynamics of Compensation Peer Benchmarking[J]. Review of Financial Studies, 2013,26(3):806-839.
- [3]杨继东. 高管薪酬影响因素研究:理论与证据[M]. 北京:中国人民大学出版社, 2013.
- [4]Alexandre, M., and E. Moretti. Peers at Work[J]. American Economic Review, 2009,99(1):112-45.
- [5]Milbourn, T. CEO Reputation and Stock-based Compensation [J]. Journal of Financial Economics, 2003,68(2): 233-262.
- [6]方军雄. 高管权力与企业薪酬变动的非对称性[J]. 经济研究, 2011,(4):107-120.
- [7]黎文靖,胡玉明. 国企内部薪酬差距激励了谁[J]. 经济研究, 2012,(12):125-136.
- [8]Albuquerque, M. A., G. D. Franco, and S. V. Rodrigo. Peer Choice in CEO Compensation [J]. Journal of Financial Economics, 2013,108(1):160-181.
- [9]Faulkender, M., and J. Yang. Inside the Black Box: The Role and Composition of Compensation Peer Groups [J]. Journal of Financial Economics, 2010,96(2):257-270.
- [10]Mark, T. L., and M. R. Roberts. Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy [J]. Journal of Finance,

- 2014,69(1):139-178.
- [11]Bizjak, J., M. Lemmon, and T. Nguyen. 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.
- [12]Dube, A., L. Giuliano, and J. Leonard. Fairness and Frictions: Impact of Unequal Raises on Quit Behavior [R]. IZA Discussion Paper, 2015.
- [13]盛丹. 国有企业改制、竞争程度与社会福利——基于企业成本加成率的考察[J]. *经济学(季刊)*, 2013,(4):1465-1490.
- [14]陈冬华,陈信元,万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费[J]. *经济研究*, 2005,(2):92-101.
- [15]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.
- [16]马连福,王元芳,沈小秀. 国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约[J]. *管理世界*, 2013,(5):100-115.
- [17]权小锋,吴世农,文芳. 管理层权力私有收益与薪酬操纵[J]. *经济研究*, 2010,(11):73-87.
- [18]Dougal, C., C. A. Parsons, and S. Titman. Urban Vibrancy and Corporate Growth [J]. *Journal of Finance*, 2015,70(1):163-210.
- [19]Chen, L., Y. Ma, P. Malatesta, and Y. Xuan. Ownership Structure and the Cost of Corporate Borrowing[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011,100(1):1-23.
- [20]Fama,E.,and J. MacBeth. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests [J]. *Journal of Political Economy*, 1973,81(3):607-636.
- [21]Chemmanur,T. J.,Y. M. Cheng, and T. M. Zhang. Human Capital, Capital Structure, and Employee Pay: An Empirical Analysis[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013,110(2):478-502.
- [22]John, K., L. Litov, and B. Yeung. Corporate, Governance and Risk-taking [J]. *Journal of Finance*, 2008,63(4):1679-1728.

## Analysis of CEOs' Compensations' Peer Effects from China Listed Companies

ZHAO Ying<sup>1,2</sup>

- (1. Public Finance and Taxation School of Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;  
2. The Financial Science Institute of Ministry of Finance, Beijing 100086, China)

**Abstract:** Potential peer effect in CEOs' compensation is gradually becoming an important perspective to understand the rise of CEOs' compensation. This paper tests the existence of peer effects in CEOs' compensation while utilizing the non-financial listed companies ranging from 1999 to 2012. The peer firms are recognized through the PSM method. The relation between peer effect in compensation and the development of enterprise is also analyzed. The results show that peer effect in CEOs' compensation is found to exist in China's non-financial listed firms, which is most significant in CEOs' recruited outside. Besides, the effect exists regardless of the insolvency risk, ownership or competition from the industries. The peer effects within the same area and industry are more profound than different areas or industries. In addition, the peer effects in CEOs' compensation is beneficial to firm development and risk control, thus exhibit a sharing relationship. Positive influences of peer effect should be noticed when controlling the ceiling of CEOs' compensation.

**Key Words:** CEOs' compensation; peer effect; heterogeneity; predatory; sharing

**JEL Classification:** E24 J31 M51

[责任编辑:鲁舟]