

【企业管理】

# 高管薪酬激励效果

## ——基于投资—现金流敏感度的分析

晏艳阳<sup>1</sup>, 乔嗣佳<sup>1</sup>, 苑莹<sup>2</sup>

(1. 湖南大学金融与统计学院, 湖南 长沙 410079;

2. 东北大学工商管理学院, 辽宁 沈阳 110819)

**[摘要]** 高管薪酬激励的效果常常受制于各种因素, 本文从公司经营的微观环境角度, 通过构建公司利润最大化模型推导发现, 衡量高管薪酬激励的常用代理变量高管薪酬—业绩敏感度是关于投资—现金流敏感度的增函数, 表明存在融资约束的公司, 其高管薪酬激励效果会更好, 这一结论得到了以2007—2013年A股上市公司为样本的实证检验的证实。而进一步的分样本研究发现, 在融资约束程度较小的公司和国有企业这两个子样本中, 高管薪酬—业绩敏感度与投资—现金流敏感度关系并不显著, 这提示后者对前者的影响可能存在门限效应。门限回归的结果显示, 由投资—现金流敏感度表示的融资约束程度在门限值以上时, 薪酬激励效果显著, 而在门限值以下则不显著。这些结论一方面说明国有企业中普遍存在的“融资软约束”弱化了薪酬激励效果, 另一方面说明为达到最优激励效果, 公司制定高管薪酬时应根据融资约束程度的动态变化适时调整。本文的发现不仅为高管薪酬激励评价提供了新视角, 为长期激励提供了除股权激励以外的替代方案, 而且为国有企业进一步市场化改革的迫切性提供了新证据。

**[关键词]** 高管薪酬; 投资—现金流敏感度; 薪酬—业绩敏感度; 门限回归

**[中图分类号]**JF271.5 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)06-0122-13

### 一、问题提出

高管薪酬激励作为缓解公司委托—代理冲突最重要的制度安排一直是公司治理的核心问题。然而, 这种激励的效果往往因受到多方因素的影响而变得捉摸不定。已有研究表明, 测度高管薪酬激励有效性最重要的工具就是薪酬—业绩敏感度<sup>[1,2]</sup>。进一步研究发现, 高管薪酬—业绩敏感度与激励合约有效性存在显著的正相关关系<sup>[3-6]</sup>。近来关于高管薪酬激励的研究更加丰富, 基本形成了“公司治理→高管薪酬激励→薪酬激励经济效果”这样一条研究线索<sup>[7-20]</sup>。具体来说, 现有研究主要围绕

**[收稿日期]** 2015-04-30

**[基金项目]** 国家自然科学基金重点项目“战略导入的投资决策与风险管理”(批准号 71031004); 国家自然科学基金面上项目“金融极端事件的定量化研究及其在金融危机中的应用: 基于时间维及空间维双重视角”(批准号 71271047); 国家自然科学基金创新研究群体项目“金融创新与风险管理”(批准号 71221001)。

**[作者简介]** 晏艳阳(1962—), 女, 湖南益阳人, 湖南大学金融与统计学院教授, 博士生导师, 管理学博士; 乔嗣佳(1990—), 男, 辽宁鞍山人, 湖南大学金融与统计学院博士研究生; 苑莹(1980—), 女, 辽宁沈阳人, 东北大学工商管理学院副教授, 博士生导师, 管理学博士。

“公司治理如何影响薪酬激励效果”<sup>[7-12]</sup>与“薪酬激励对公司业绩<sup>[14-16,18,19]</sup>和投资<sup>[13,17,20]</sup>的影响”这两方面展开。本文的研究思路源自对这条研究线索后一环节的逆向思考。既然高管薪酬激励对公司的业绩和投资行为产生重大影响,那么,公司业绩和投资行为是否对薪酬激励具有反作用?二者是否会通过交互影响以实现这种反馈机制?反映在具体的变量上,即公司净现金流(业绩的基础)与投资形成合力(即投资—现金流敏感度)对薪酬激励效果进行反馈。这无疑是一个值得深入研究的问题。

有效的激励机制之所以能有助于实现股东财富最大化,进而实现公司价值最大化,是因为它能最大限度地减少代理问题,使高管从内心产生积极为公司工作、一心为股东着想的工作热情。但是,如果缺乏适当的约束条件,激励手段是很难单独发挥作用的。这种约束,不仅表现为直接对高管行为的管制,还表现为外界条件特别是其决策环境的约束。当公司外部融资环境优越时,高管的投资决策难度大大降低,很难体现其工作能力所带来的工作效果,容易影响其工作热情。而对于融资约束程度较高的公司,高管经营决策将会面临更多的决策难题,稍有不慎则可能给公司带来致命打击,这种如履薄冰的压力将会极大地激发高管的工作潜能,进而提高薪酬的激励效果。因此,当融资约束加剧,既有均衡破坏,公司融资能力减弱,高管必然会更加谨慎、努力地工作,进而提高投资效率以达到新的平衡。从某种意义上讲,这可以看做是公司的一种自我修复机制。

本文的贡献在于,通过拓展 Kaplan and Zingales<sup>[21]</sup>的投资—现金流敏感度关系模型获得投资—现金流敏感度与高管薪酬—业绩敏感度的函数关系,并探讨了不同融资约束下高管薪酬激励的效果,发现了融资约束与激励效果间存在门限效应。基于此,本文研究了融资约束对高管薪酬激励的强化作用,这有助于形成对薪酬激励机制的完整认识,具有较强的理论和现实意义。

## 二、投资—现金流敏感度对高管薪酬激励的影响机制

融资约束是上市公司普遍存在的问题,因此,融资约束的测度也为学者们所关注。目前,有两种测度得到学界的广泛共识:一是 Fazzari et al.<sup>[22]</sup>所提出的投资—现金流敏感度测度法,二是 Kaplan and Zingales<sup>[21]</sup>所开创的 KZ 指数。虽然前者受到的质疑较多,但该指标对中国企业的适用性得到许多学者的认可<sup>[23-28]</sup>。结合前文分析,本文采用投资—现金流敏感度作为融资约束的代理变量。

本文对 Kaplan and Zingales<sup>[21]</sup>的投资—现金流敏感度模型进行拓展,在原有模型的基础上加入高管货币薪酬变量,从而将高管薪酬的激励效果纳入到投资—现金流敏感度模型之中。考虑公司进行规模为  $I$  的一项投资,该项投资总的回报规模为  $F(I)$ ,  $F$  为凹性生产函数(即  $F_1 > 0$  且  $F_{11} < 0$ ,  $F_1$ 、 $F_{11}$  分别是  $F$  对  $I$  的一阶和二阶导数)。为投资该项目筹得的资金分别来自于内部资金( $H$ )和外部融资( $E$ ),由于信息不对称、市场不完备,外部融资成本要高于内部资金的机会成本。假设外部融资成本  $C(E, k)$  是关于  $E$  的凸性生产函数,即  $C_1 > 0$  且  $C_{11} > 0$  ( $C_1$ 、 $C_{11}$  分别是  $C$  对  $E$  的一阶、二阶偏导数),其中  $k$  代表其他因素对外部融资成本的影响。进一步设定高管货币薪酬为  $S(F)$ <sup>①</sup>,  $S$  为凹性生产函数 ( $S_1 > 0$ ,  $S_{11} < 0$ ,  $S_1$ 、 $S_{11}$  分别是  $S$  对  $F$  的一阶、二阶导数),  $S_1$  即为高管薪酬—业绩敏感度,且  $0 < S_1 < 1$ 。公司选择适当的投资规模  $I$  使得式(1)最大化为:

$$\max F(I) - C(E, k) - I - S(F) \quad (1)$$

约束条件为:

$$I = H + E \quad (2)$$

关于  $I$  的一阶优化条件如下:

$$F_1(1 - S_1) = C_1 + 1 \quad (3)$$

式(3)两边分别对  $H$  求导得式(4),其中  $I_H$  是  $I$  关于  $H$  的一阶导数:

$$I_H(1 - S_1)F_{11} - F_1^2 S_{11} I_H = C_{11}(I_H - 1) \quad (4)$$

① 由于目前中国上市公司实行期权激励的很少,股权薪酬的激励效果也不明显。因此,本文主要考虑高管货币薪酬激励效果。

整理式(4)得:

$$S_1 = \frac{C_{11}}{I_H \times F_{11}} - \frac{C_{11}}{F_{11}} - \frac{F_1^2 S_{11}}{F_{11}} + 1 \quad (5)$$

式(5)中  $I_H$  的经济学含义为单位现金流的变化引起的投资规模的变化即为投资—现金流敏感度。遵循 Kaplan and Zingales<sup>[20]</sup>的假设,本文设定  $I_H > 0$  (这在后文的实证结果中得到证实),再根据  $F_{11} < 0, C_{11} > 0$ , 可以判断,当  $I_H$  增大时,  $S_1$  随之增大。据此得出:

假设 1: 存在融资约束时,其他条件相同,公司的投资—现金流敏感度与高管薪酬—业绩敏感度正相关,即当公司融资约束程度加剧,高管薪酬的激励作用增强。

从本质上讲,投资—现金流敏感度衡量的是公司投资水平对其内部自有资金的依赖程度。当外界融资环境恶化,不确定性加剧(即融资约束程度加深)势必导致公司对其内部资金的依赖加强。这样一来,原有均衡打破,公司经营的难度增加,公司的盈利能力削弱。在新的均衡建立的过程中,高管为了保持既有收入水平不变必然会更加谨慎、努力工作,进而提高投资效率、抑制过度投资行为,从而缓解了公司的委托—代理冲突。表现在高管薪酬—业绩关系上,该指标值增加。在中国,不同类型的公司在同样的环境状态下所遭受的融资约束是不相同的。通常认为,在相同条件下,国有企业遭受的融资约束要小于民营企业(即融资软约束)。因此,其融资约束与高管激励效率之间的关系可能显现不同状态,由此引出:

假设 2: 融资约束对薪酬激励的强化作用可能存在门限特征,即对于融资约束较高的公司,强化作用较为明显,对于较低融资约束公司的强化效果并不显著。

### 三、研究设计

#### 1. 样本选取与数据来源

中国证券业监督管理委员会(以下简称证监会)于 2005 年开始要求上市公司披露高管最近 5 年的简历信息并要求披露高管的薪酬。因此,本文选取 2007—2013 年 A 股非金融上市公司作为研究样本,在此基础上,剔除了全部 ST 和 \*ST 公司和当年上市的公司以及在各类指标中含有缺失值的公司。由于部分指标使用了差分变量,因此,这部分财务数据还包括上市公司 2006 年的数据。为了消除异常值的影响对全部连续变量在上下各 1% 的水平上进行缩尾(Winsorize)处理,共得到 9797 条年度观测值。本文所使用的数据来源于 CSMAR 数据库,运用 Stata12 进行回归分析。

#### 2. 投资—现金流敏感度测算

本文借鉴 Fazzari et al.<sup>[22]</sup>和 Firth et al.<sup>[29]</sup>所建立的回归模型来测算上市公司的投资—现金流敏感度。基本回归方程如式(6)所示:

$$I_{i,t}/K_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{i,t}/K_{i,t-1} + \alpha_2 Q_{i,t-1} + e_{i,t} \quad (6)$$

式中,  $I$  的具体计量方法借鉴 Richardson<sup>[30]</sup>、吕长江和张海平<sup>[31]</sup>的处理方式,将总投资( $I_T$ )分为维持性投资( $I_M$ )和新增投资( $I$ )(即  $I = I_T - I_M$ )。总投资的测算方法为:  $I_T =$  购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净额。维持性投资的测算方法为:  $I_M =$  固定资产折旧+无形资产摊销+长期待摊费用摊销。式(6)中其余变量的含义如下:  $K$  是固定资产,  $CF$  是经营现金流量净额,  $Q$  是 Tobin  $Q$ , 该指标衡量了公司所面临的投资机会。

基于 Guariglia<sup>[32]</sup>、Firth et al.<sup>[29]</sup>提出的计算方法,结合式(6)可以计算出投资的现金流弹性,即投资—现金流敏感度:

$$IC_e = 10\% \times \frac{\alpha_1 CF_{i,t}/K_{i,t-1}}{I_{i,t}/K_{i,t-1}} \quad (7)$$

式(7)中  $IC_e$  即为投资—现金流敏感度,其含义为公司经营现金流量净额增加(或减少)10%所

引发的投资额变动幅度。

为了验证用式(7)测度投资—现金流敏感度的合理性,本文以  $I$  作因变量,  $CF$ 、 $Q$  为自变量进行回归分析,即式(6)。考虑到公司经营现金流净额可正可负,因此,根据  $CF$  的符号将样本分为两组分别作回归分析。回归结果如表 1 所示(其中模型 3 和模型 4 是考虑了现金流非线性影响的情形)。

表 1 投资—现金流敏感度回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	$CF>0$	$CF<0$	$CF>0$	$CF<0$
$CF$	0.9220*** (939.42)	-0.0662*** (-55.76)	1.0640*** (56.43)	-0.0626*** (-6.74)
$Q$	-0.0015*** (-16.88)	-0.0000 (-0.48)	-0.0017*** (-18.47)	-0.0000 (-0.48)
$CF^2$			-0.0001*** (-7.53)	0.0000 (0.38)
常数项	-0.0145 (-0.92)	0.0501*** (12.97)	-0.0309 (-1.95)	0.0505*** (12.67)
行业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
Adj.R <sup>2</sup>	0.9924	0.3440	0.9925	0.3440
N	6762	5926	6762	5926

注:括号内为 t 值,\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上的统计显著性。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

由表 1 可知,不同分组的经营现金流比率的回归系数均在 1% 水平上显著。对比模型 1 和模型 2 可知,当  $CF>0$  时,回归系数为正,当  $CF<0$  时,回归系数为负,由(7)式可知投资现金流敏感度  $IC_e$  恒为正数。同时,进一步验证了理论模型中  $I_H>0$  这一参数设定的稳定性。对比模型 1、3 和模型 2、4,不难看出,模型 1、3 中的  $\alpha_1$  的绝对值要远大于模型 2、4 中的  $\alpha_1$  的绝对值,这说明,当现金流减少时新增投资的增幅远小于现金流增加时所带来的新增投资的增幅。由于模型 4 中  $CF$  二次项的回归系数并不显著,因此,本文通过线性模型来测算投资—现金流敏感度。综上分析,本文认为使用式(7)来测算公司的投资—现金流敏感度是恰当的。

### 3. 实证模型与其他变量

借鉴现有文献的做法<sup>[33-36]</sup>,本文建立了高管薪酬激励研究的差分模型,具体模型如下:

$$\Delta Com_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Roa_{i,t} + \beta_2 IC_{e,i,t} + \beta_3 \Delta Roa_{i,t} \times IC_{e,i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Q_{j,t} + \beta_6 Msh_{i,t} + \beta_7 Indep_{i,t} + \beta_8 Broad_{i,t} + \beta_9 Dual_{i,t} + \beta_{10} Size_{i,t} + \beta_{11} State + \sum year + \sum industry + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

式(8)中,  $Com$  代表上市公司高管的货币薪酬水平,其值等于高管前三名薪酬总额平均数的自然对数,  $\Delta Com$  表示  $Com$  的变化量。本文使用扣除非经常损益的息税前利润与期末账面总资产的比值( $Roa$ )来衡量公司业绩,  $\Delta Roa$  表示  $Roa$  的变化量<sup>①</sup>。  $IC_e$  为投资—现金流敏感度,其具体计算方法为式(7)。与此同时,借鉴现有相关文献,本文还控制了公司规模( $Size$ )、负债水平( $Lev$ )、Tobin  $Q$  ( $Q$ )、管理层持股比例( $Msh$ )、董事会独立性( $Indep$ )、董事会规模( $Broad$ )、两职兼任情况( $Dual$ )、产权性质( $State$ )等多个公司特征变量和公司治理变量。同时,本文为了控制年度( $year$ )与行业( $industry$ )设置了一系列虚拟变量,其中包括 6 个年度虚拟变量和 15 个行业虚拟变量(行业划分参照了证监会的分类标准,剔除金融行业后共有 16 个一级行业)。具体变量定义见表 2。

① 在后文的稳健性检验中还将使用  $Roe$ 、考虑现金红利再投资的年个股回报率( $Yretwd$ )和不考虑现金红利再投资的年个股回报率( $Yretnd$ )作为公司业绩的衡量指标。

表 2

变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
高管薪酬	<i>Com</i>	$t$ 年上市公司高管的货币薪酬水平, 其值等于高管前三名薪酬总额均值的自然对数
公司业绩 1	<i>Roa</i>	$t$ 年末扣除非经常损益的息税前利润与期末账面总资产的比值
公司业绩 2	<i>Roe</i>	$t$ 年末净利润与所有者权益的比值
考虑现金红利再投资的年个股回报率	<i>Yretwd</i>	从国泰安数据库直接获得
不考虑现金红利再投资的年个股回报率	<i>Yretnd</i>	从国泰安数据库直接获得
投资—现金流敏感度	$IC_e$	具体计算方法见(7)式
负债水平	<i>Lev</i>	$t$ 年平均总负债/ 当年平均总资产
Tobin Q	<i>Q</i>	$t$ 年末公司股份的市场价值/账面价值
管理层持股比例	<i>Msh</i>	$t$ 年末高管持股数量与总股数的比值
董事会独立性	<i>Indep</i>	$t$ 年末公司董事会中独立董事比例
董事会规模	<i>Broad</i>	$t$ 年末董事会成员数量
两职兼任情况	<i>Dual</i>	若 $t$ 年公司的董事长与总经理两个职位由同一个人担任时取值 1, 否则为 0
产权性质	<i>State</i>	当公司的终极控股股东为各级国有资产监督管理委员会、国有法人、政府及其相关行政机构时取值为 1, 否则为 0
公司规模	<i>Size</i>	$t$ 年末公司总资产的自然对数

资料来源:作者整理。

#### 4. 变量描述性统计结果

表 3 为本文主要变量的描述性统计结果。样本公司前三名高管总薪酬平均数的均值为 344717.3 元, 最小值为 34633.3 元, 最高值则达 2293065.2 元, 表明不同上市公司的高管薪酬水平存在很大差距, 这也是社会对于高管薪酬的合理性产生质疑的原因所在。投资—现金流敏感度的均值为 0.0066, 最大值为 1.8760, 最小值为 0.0000, 标准差为 0.7180, 意味着不同上市公司面临的融资约束程度差异较大。在样本公司中, 公司高管持股比例平均约为 6%。独立董事比例的均值、中位数分别为 36.6%、33.3%, 接近于证监会要求的 1/3 下线, 说明绝大部分公司聘请独立董事可能只是为了迎合证监会的监管要求。限于篇幅, 其他控制变量的描述性统计未列示。

表 3

主要变量描述性统计

变量	最大值	最小值	均值	中位数	标准差	样本数量
<i>Com</i>	14.6484	10.4525	12.7505	12.7657	0.7961	9797
$\Delta Com$	0.7390	-0.3480	0.1310	0.0853	0.2660	9797
<i>Roa</i>	0.1342	-0.0525	0.0442	0.0374	0.0414	9797
$\Delta Roa$	0.0862	-0.0800	0.0040	0.0004	0.0338	9797
$IC_e$	1.8760	0.0000	0.0066	0.0053	0.7180	9797
<i>Msh</i>	0.9950	0.0000	0.0596	0.0000	0.1530	9797
<i>Indep</i>	0.7140	0.2909	0.3660	0.3330	0.0525	9797
<i>Size</i>	27.8449	11.3483	21.6179	21.5069	1.3083	9797

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

## 四、实证结果与分析

为避免变量之间的多重共线性问题, 本文首先对各变量之间的相关性进行检验, 发现高管货币薪酬变化量 ( $\Delta Com$ ) 与公司业绩变化量 ( $\Delta Roa$ ) 显著正相关, 表明样本公司存在高管薪酬—业绩敏感

度且高管薪酬水平与公司业绩同向增减。除了  $Q$  与  $Lev$  两个变量间相关系数大于 0.5 之外,其他各变量间的相关系数都小于 0.5,说明变量间不存在严重的多重共线性,从而能够保证后续多元回归分析结果的可靠性,限于篇幅未在文中列出 Pearson 相关系数矩阵。

本文主要考察的是融资约束代理变量投资—现金流敏感度( $IC_e$ )与公司业绩变化量( $\Delta Roa$ )交互项和高管货币薪酬变化量( $\Delta Com$ )之间的关系,如果该交互项的回归系数( $\beta_3$ )显著为正,则支持基于理论模型提出的假设,即融资约束程度的增加会提升高管薪酬—业绩敏感度。在下面的实证分析中,本文分别从全样本、区分融资约束程度的子样本和区分产权性质的子样本三个角度进行多元回归分析。

### 1. 全样本多元回归分析结果

本文采用 OLS 回归进行实证分析,并对所有回归分析的 t 值都做了 Cluster 调整。表 4 列示了全样本的回归分析结果。由表中结果可知,第(1)、(2)列中  $\Delta Roa$  和第(3)、(4)列中  $\Delta Roe$  都得到了

表 4 全样本回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Roa$	0.0411*** (130.47)	0.0378*** (109.23)		
$\Delta Roe$			0.0674*** (3.65)	0.0614*** (3.31)
$IC_e$	-0.0023*** (-19.10)	-0.0022*** (-19.18)	-0.0001* (-1.70)	-0.0001** (-2.19)
$\Delta Roa \times IC_e$		0.0045*** (20.46)		
$\Delta Roe \times IC_e$				0.0019*** (3.09)
$Size$	-0.9105*** (-31.77)	-0.0882*** (-31.34)	-0.0107*** (-8.04)	-0.0106*** (-7.99)
$Lev$	-0.2630*** (-50.09)	-0.2490*** (-48.00)	-0.0093 (-1.31)	-0.0082 (-1.16)
$Q$	0.0859*** (145.86)	0.0792*** (119.35)	0.0130*** (18.56)	0.0133*** (18.82)
$Msh$	0.1170*** (4.68)	0.1100*** (4.50)	0.0494*** (4.96)	0.0495*** (4.97)
$Indep$	-0.0127 (-0.18)	0.0008 (0.01)	0.0277 (1.04)	0.0260 (0.98)
$Broad$	-0.0124*** (-6.27)	-0.0119*** (-6.16)	-0.0007 (-0.91)	-0.0007 (-0.93)
$Dual$	0.0452*** (4.90)	0.0476*** (5.27)	0.0150*** (4.16)	0.0152*** (4.21)
常数项	0.2150*** (5.16)	0.1960*** (4.80)	-0.0017 (-0.10)	-0.0021 (-0.13)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
Adj.R <sup>2</sup>	0.8718	0.8770	0.0530	0.0539
F 值	2221.19	2254.98	19.22	18.92
N	9797	9797	9758	9758

注:括号内为 t 值,\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上的统计显著性。样本观测值的不同是由于  $Roa$  与  $Roe$  存在不同数量的缺失值造成的,39 个观测值的差异不会影响研究结论。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

1% 统计水平显著为正的回归系数,这支持了由相关分析得出的结论,即样本公司存在高管薪酬—业绩敏感度,高管薪酬水平与公司业绩同向增减。交互项  $\Delta Roa \times IC_e$  和  $\Delta Roe \times IC_e$  也都得到了 1% 统计水平显著的正回归系数,据此可知,较高的融资约束程度显著提高了高管薪酬—业绩敏感度,即融资约束提高了上市公司高管薪酬激励效果,从而支持了本文的研究假设 1。其他控制变量中,公司规模(-)、负债水平(-)、Tobin Q(+)、高管持股(+)、两职兼任情况(+)、董事会规模(-)均对样本公司高管的薪酬水平存在显著影响,而董事独立性的影响不显著。这与现有文献的发现基本保持一致。

## 2. 区分融资约束强度的子样本回归分析结果

以  $IC_e$  的中位数(0.0053)作为融资约束强度的分类标准将全样本分为两组,大于该数值组为融资约束组,小于该数值组为非融资约束组,对所形成的子样本进行回归分析,结果如表 5 所示。

表 5 不同融资约束程度对高管薪酬—业绩敏感度的回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$IC_e > 0.0053$	$IC_e > 0.0053$	$IC_e < 0.0053$	$IC_e < 0.0053$
$\Delta Roa$	0.0376*** (131.40)	0.0266*** (14.90)	-0.0039*** (-10.50)	-0.0039*** (-10.55)
$IC_e$	0.0003** (2.56)	0.0003*** (2.73)	-0.0001 (-0.84)	-0.0001 (-0.87)
$\Delta Roa \times IC_e$		0.0173*** (6.22)		0.0001 (1.13)
$Size$	-0.0109*** (-4.98)	-0.0110*** (-5.02)	-0.0145*** (-7.16)	-0.0145*** (-7.19)
$Lev$	0.0192*** (2.66)	0.0137* (1.89)	0.0136*** (4.51)	0.0135*** (4.50)
$Q$	0.0224*** (18.27)	0.0213*** (17.19)	0.0076*** (10.23)	0.0077*** (10.29)
$Msh$	0.0484*** (2.88)	0.0464*** (2.76)	0.0239 (1.42)	0.0235 (1.40)
$Indep$	0.1350*** (2.95)	0.1330*** (2.92)	0.0285 (0.63)	0.0292 (0.65)
$Broad$	0.0027** (1.97)	0.0026* (1.92)	0.0003 (0.21)	0.0003 (0.22)
$Dual$	0.0135** (2.23)	0.0143** (2.36)	0.0098 (1.60)	0.0100 (1.64)
常数项	0.1210* (2.42)	0.1280* (2.56)	0.3130*** (6.59)	0.3140*** (6.61)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
Adj.R <sup>2</sup>	0.9858	0.9859	0.0611	0.0612
F 值	11024.65	10763.79	11.26	10.95
N	4911	4911	4886	4886

注:括号内为 t 值,\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上的统计显著性。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

对比表 5 中的第(2)列和第(4)列发现,尽管交互项  $\Delta Roa \times IC_e$  都得到了正回归系数,但无融资约束组的回归系数不具有统计显著性而融资约束组的系数在 1% 水平上显著,这说明投资—现金流

敏感度对存在融资约束的上市公司的高管薪酬—业绩敏感度有正向影响而对融资约束程度较低的样本公司没有显著影响。

从模型整体 Adj.R<sup>2</sup> 看,表 5 中第(1)、(2)列所示的模型其 Adj.R<sup>2</sup> 都超过 0.98,而(3)、(4)列的 Adj.R<sup>2</sup> 仅为 0.06,这说明对于高融资约束样本,模型的拟合程度较高,而对融资约束较低的样本,模型并不具备良好的解释力。值得注意的是,在四个模型中  $\Delta Roa$  的回归系数均在 1%水平上显著,但在(3)、(4)列(即无融资约束组)中其系数显著为负,这一结果与现有文献的结论相悖,这可能是由于无融资约束上市公司高管隐性收入(如在职消费)增多<sup>①</sup>,高管货币薪酬的激励程度大大降低。由于该问题与本文的研究内容并不直接相关,因此,没有进一步研究该问题。

### 3. 区分产权性质的子样本回归结果

将全部样本进一步分成国有企业和民营企业两个子样本进行回归分析,结果如表 6 所示。表 6 第(1)列和第(3)列对应国有企业子样本回归结果,注意到这两个模型中,变量  $\Delta Roa$ 、 $\Delta Roe$  的回归

表 6 不同产权性质组对高管薪酬—业绩敏感性的回归分析结果

变量	(1)国有企业	(2)民营企业	(3)国有企业	(4)民营企业
$\Delta Roa$	0.0257*** (3.24)	0.0395*** (86.14)		
$\Delta Roe$			0.0698*** (4.37)	0.0597 (1.81)
$IC_e$	-0.0005*** (-8.79)	-0.0042*** (-20.45)	0.0000 (0.63)	-0.0004*** (-4.36)
$\Delta Roa \times IC_e$	0.0582*** (27.49)	0.0038*** (13.25)		
$\Delta Roe \times IC_e$			-0.0002 (-0.38)	0.0043*** (3.52)
$Size$	-0.0149*** (-10.79)	-0.1200*** (-22.25)	-0.0120*** (-10.65)	-0.0147*** (-5.68)
$Lev$	0.0168** (2.52)	0.2440*** (35.33)	-0.0327*** (-5.12)	-0.0012 (-0.10)
$Q$	0.0027** (2.20)	-0.0825*** (-94.12)	-0.0049*** (-4.82)	0.0185*** (17.16)
$Msh$	0.1020 (0.84)	0.0505 (1.50)	0.0736 (0.76)	0.0499*** (3.70)
$Indep$	-0.0012 (-0.04)	0.1800 (1.43)	-0.0010 (-0.04)	0.0241 (0.50)
$Broad$	-0.0021*** (-2.76)	-0.0109*** (-2.72)	-0.0012 (-1.92)	-0.0006 (-0.39)
$Dual$	0.0077 (1.54)	0.0497*** (3.51)	0.0123** (3.12)	0.0156** (2.81)
常数项	0.0383* (2.28)	0.1580 (1.91)	0.0688*** (5.05)	-0.0266 (-0.81)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
Adj.R <sup>2</sup>	0.1569	0.8953	0.0258	0.0728
F 值	30.48	1392.03	5.20	13.66
N	4754	5043	4758	5000

注:括号内为 t 值,\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上的统计显著性。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

① 晏艳阳和金鹏<sup>[37]</sup>基于委托人公平偏好对隐性激励效率进行了深入分析。



系数均显著为正,但其与  $IC_e$  的交互项的回归系数前者为正、后者为负(但并不显著),这意味着国有企业子样本中投资—现金流敏感度对高管薪酬—业绩敏感度的影响并不稳健。而在第(2)、(4)列所对应的民营企业子样本中,变量  $\Delta Roa$ 、 $\Delta Roe$  与  $IC_e$  的两个交互项都得到了正回归系数,且均在 1% 水平统计显著。这一结果表明,投资—现金流敏感度对高管薪酬—业绩敏感度的影响主要发生在民营上市公司。结合表 5 的回归结果,该结果基本支持假设 2。

#### 4. 拓展性检验

根据前文研究结果,从样本总体看,融资约束的确在一定程度上提高了高管薪酬激励的效果,但是,将样本进一步按照融资约束程度和产权性质分组回归,发现对于融资约束程度较低的公司和国有企业来说,这种关系并不显著,这说明融资约束与高管薪酬激励有效性之间可能存在结构变化问题。为了解决这一问题,本文进一步将样本调整为平衡面板数据采用 Hansen<sup>[38]</sup>提出的静态面板门限回归对样本重新估计<sup>①</sup>,具体结果见表 7 和表 8。

表 7 门限估计值及门限效应检验

门限值	F 值	P 值	自举抽样次数	1%	5%	10%	95%置信区间
0.0323***	14000	0.000	300	8011.3170	33.0440	11.9350	[0.0323,0.0371]

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

表 8 门限回归分析结果

变量	以 $Roa$ 衡量业绩		以 $Roe$ 衡量业绩	
	系数	t 值	系数	t 值
$\Delta Roa/\Delta Roe$	0.0416***	10.08	0.0794***	3.99
<i>Size</i>	-0.2390***	-47.33	-0.0314***	-6.98
<i>Lev</i>	0.2370***	31.82	0.0136	0.77
<i>Q</i>	0.0856***	48.10	0.0059***	5.83
<i>Msh</i>	0.2030***	4.48	0.1594***	3.52
<i>Indep</i>	0.0249	0.28	0.1175**	2.40
<i>Broad</i>	-0.0040	-1.37	0.0013	0.68
<i>Dual</i>	0.0239*	2.05	0.0178***	2.72
<i>Jc_1</i>	0.0002	1.02	0.0004	0.61
<i>Jc_2</i>	0.0662***	144.05	0.4944***	3.80
常数项	5.1860***	44.61	0.6245***	6.37
年度	控制		控制	
行业	控制		控制	
$R^2$	0.9752		0.0882	
F 值	19841.84		16.12	

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%水平上的统计显著性。 $Jc_2$ 、 $Jc_1$ 分别表示融资约束门限以上、下的交互项。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

由表 7 的结果可知门限的 P 值小于 0.01, 这说明确存在门限效应。从表 8 列示的回归结果看,主要变量的回归系数及显著性没有发生明显改变。但是,交互项的结果在融资约束门限值以下时变得不显著( $Jc_1$ 前系数),而在融资约束门限值以上时保持了原有的显著水平,这也进一步支持了假设 2。

① 本文在 Hansen<sup>[38]</sup>提供的门限回归理论上参考连玉君编写的相关程序(Xlthres)运用 Stata12 进行门限回归,具体计算过程在此不做赘述。

## 5. 稳健性检验

(1)关于内生性问题的讨论。产生内生性问题有两个可能的原因,即因变量与自变量之间互为因果和遗漏重大变量。从理论方面看,本文主要考察融资约束(以投资—现金流敏感度作为代理变量)对公司高管薪酬激励的有效性(薪酬—业绩敏感度)的影响。融资约束主要由于信息不对称、资本市场不完备等因素所致,故高管薪酬契约的有效性不会对融资约束起到决定性的作用。所以,因变量与自变量之间不存在互为因果关系。从现有文献看,本文的变量选取也不存在遗漏重大变量,因此,内生性问题对本文结果不构成影响。本文亦采用公司上市年限为工具变量进行两阶段最小二乘估计,结果没有发生显著变化。

(2)主要变量度量方法的稳健性检验。对于公司业绩衡量指标,除了用总资产收益率( $Roa$ )、净资产收益率( $Roe$ )来衡量,本文用考虑现金红利再投资的个股年回报率( $Yretwd$ )和不考虑现金红利再投资的个股年回报率( $Yretnd$ )这两个指标作为公司业绩的替代指标,得到的分析结果支持了前文的研究结论。

(3)关于高管薪酬粘性问题。近来研究发现虽然公司高管的薪酬普遍呈现显著的业绩敏感性,但是,业绩上升时薪酬的增加幅度显著高于业绩下降时薪酬的减少幅度,即高管薪酬存在不对称的粘性特征<sup>[39,40]</sup>。那么,融资约束对中国上市公司高管薪酬的有效性是否也会因薪酬粘性而呈现非对称性呢?为此,本文根据公司 $\Delta Roa$ 是否大于0将样本细分为“业绩增长”组和“业绩下降”组,重新进行了相关的多元回归分析,结果没有发生实质性变化。

总体来看,上述几方面进行的稳健性检验结果与前文的回归结果保持一致。因此,可以说明本文主要研究结论稳健成立。限于篇幅,这些稳健性结果没有在文中列示。

## 五、结论与启示

### 1. 基本结论

本文从微观角度构筑了一个公司高管薪酬—业绩敏感度影响因素的分析框架,通过拓展Kaplan and Zingales<sup>[21]</sup>的投资—现金流敏感度模型,推导得出投资—现金流敏感度与高管薪酬—业绩敏感度具有正向相关关系的结论。在理论上为分析高管薪酬激励提供了新的分析视角,在实践中也为最优高管薪酬的确定提供了决策依据。

在此基础上,本文进一步以2007—2013年中国A股上市公司为样本进行实证检验。研究表明,无论是采用会计绩效( $Roa$ 和 $Roe$ )还是市场绩效( $Yretwd$ 和 $Yretnd$ ),中国上市公司的高管薪酬—业绩敏感度都稳健为正,说明当前中国上市公司高管的货币薪酬激励发挥了积极作用。而且,高管薪酬—业绩敏感度与投资—现金流敏感度显著正相关,证明了融资约束能促进高管薪酬的激励作用。但这一关系并非存在于所有公司,分样本的研究显示出不同的结果,提示融资约束对于高管薪酬激励效果的影响可能存在门限效应。门限回归结果表明,只有当融资约束水平高于门限值时,其对高管薪酬激励作用的影响才是显著有效的,而在融资约束程度较低的公司则没有显著影响。特别值得注意的是,对于国有企业,融资约束不能促进高管薪酬的激励作用,这一方面从另一角度证明了国有企业存在“融资软约束”,另一方面说明国有企业高管的薪酬激励作用机理不同于一般企业。

### 2. 政策启示

(1)基于投资—现金流敏感度确定最优高管薪酬水平以避免激励不足和激励过度。投资—现金流敏感度测算方法简捷、可操作性强。在实践中,公司既要测算同行业相近规模公司的投资—现金流敏感度,又要测算公司自身近年来的投资—现金流敏感度,这样才能准确测度公司面临的融资约束程度,并以此确定最优的薪酬水平,而不是盲目地通过对比其他公司的高管薪酬水平来安排薪酬契约。具体来说,当通过横向、纵向对比发现公司的融资约束程度很低时,就不应盲目提高薪酬水平,以免造成激励过度。反之,当公司的融资约束程度很高时,公司应当考虑适当提高薪酬水平以避

免激励不足。

(2)基于投资—现金流敏感度确定高管年度奖金动态调整系数。已有研究表明中国上市公司普遍存在高管运气薪酬现象<sup>[41]</sup>,这种运气成分是指非高管因素所带来的业绩变动。因此,在不同融资约束环境下高管基于公司业绩得到的年度奖金也应动态调整。然而,这种运气成分主观性较强,很难具体度量,多数学者通过剔除行业的平均收益率、石油价格变化率、外汇汇率变化等公司外部因素来剔除高管运气带来的绩效<sup>[42,43]</sup>。但是,这些指标只能衡量公司外部环境的变化,并不能准确、全面地刻画出这种运气成分。结合本文研究结论,公司在具体决策中可以通过测算每年的投资—现金流敏感度来确定高管年度奖金的调整系数,客观地剔除这种运气成分。特别地,对于国有企业高管薪酬的改革,既不能仅局限在基本薪酬的限定,也不能单纯地以员工平均工资的整数倍来设定薪酬限额。基于本文的研究,国有企业在制定高管年度奖金时,应该在基于业绩的年度奖金的基础上乘以一个投资—现金流敏感度调整系数以合理地确定高管薪酬,切实保障国有企业和高管双方的权益。

(3)设计合理的高管货币薪酬契约同样可以达到长期激励的效果。以往的研究认为,高管货币薪酬是短期激励方案,而要达到长期激励效果,应该采用股权激励。造成这种认知偏误的原因在于货币薪酬仅仅将高管薪酬与财务绩效挂钩,难以真实考察高管的实际工作贡献。此外,财务指标的人为可控性更大大降低了该模式的激励效果<sup>[44,45]</sup>。本文的研究发现,应将公司高管的薪酬激励与投资收益挂钩,根据每阶段的预计投资收益流来设计高管的薪酬收入流。这样的薪酬契约可有效地避免人为操纵问题,同时将高管的收益与公司的投资收益联系起来,从而达到长期激励的效果。这一发现,为那些存在股权激励制约的公司或者暂无股权激励计划但又想实现长期激励效果的公司提供了一条解决问题的有效途径。

(4)国有企业的进一步市场化改革是其提升高管薪酬激励效果、保障经营效率的必然选择。本文的研究表明,国有企业的高管薪酬激励效果不因融资约束程度的变化而发生显著改变,其主要原因在于国有企业普遍存在“融资软约束”。而存在“融资软约束”的原因在于国有企业市场化改革的不彻底、行政手段对于市场的干预还很严重。由于国有企业与政府部门之间的亲缘关系,使其更容易获得外部融资,也更容易出现过度投资从而导致投资低效的情况,这是以往文献中已经发现的问题<sup>[46]</sup>。但本文的研究发现,问题还不止于此,“融资软约束”还会损害高管薪酬激励的效果。因此,应该推动国有企业尽快进入市场化改革,减少其“融资软约束”,使得市场规则能顺利进入国有企业运行的各环节。此外,对于承担了较多政策性职能的国有企业所给予的政策优惠,应该有更灵活多样的处理办法,切忌千篇一律、搞“一刀切”,避免“搭便车”的现象出现。只有这样,才能推进国有企业兼顾公平与效率,实现健康持续发展。

本文提出的高管薪酬激励中的融资约束机制,将公司自身的融资约束与高管薪酬激励效果科学地整合到同一个研究框架,综合考虑了股东和高管双方的利益,有助于缓解股东和管理层之间的矛盾冲突,这也是对原有基于业绩的薪酬激励分析模式的拓展。在现有研究基础上,可以根据实证结论进一步拓展和优化理论模型,将原有单期静态模型拓展为多期动态模型并对融资约束进行更深入的刻画,争取从理论上更加严格地证明融资约束具有强化薪酬激励的作用及其门限效应。

#### [参考文献]

- [1]Holmstrom, B., and P. Milgrom. Aggregation and Linearity in the Provision of Intertemporal Incentives[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1987,55(2):303-328.
- [2]Michael, C. J., and K. J. Murphy. Performance Pay and Top-Management Incentives[J]. *Journal of Political Economy*, 1990,98(2):225-264.
- [3]Core, E., R. W. Holthausen, and D. F. Larker. Corporate Governance, Chief Executive Officer Compensation, and Firm Performance[J]. *Journal of Financial Economics*, 1999,51(3):371-406.
- [4]张必武,石金涛. 董事会特征、高管薪酬与薪绩敏感性——中国上市公司的经验分析[J]. *管理科学*, 2005,(4):32-39.

- [5]杜兴强,王丽华. 高层管理当局薪酬与上市公司业绩的相关性实证研究[J]. 会计研究, 2007,(1):58-65.
- [6]Jackson, S. B., T. J. Lopez, and A. L. Reitenga. Accounting Fundamentals and CEO Bonus Compensation.[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2008,27(7):374-393.
- [7]Vidhi, C., and Y. Grinstein. CEO Compensation and Board Structure [J]. *The Journal of Finance*, 2009,64(1): 231-261.
- [8]陈震,丁忠明. 基于管理层权力理论的垄断企业高管薪酬研究[J]. 中国工业经济, 2011,(9):119-129.
- [9]陈运森,谢德仁. 董事网络、独立董事治理与高管激励[J]. 金融研究, 2012,(2):168-182.
- [10]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.
- [11]罗进辉. 独立董事的明星效应:基于高管薪酬—业绩敏感性的考察[J]. 南开管理评论, 2014,(3):62-73.
- [12]Chahine, S., and M. Goergen. Top Management Ties with Board Members: How They Affect Pay-Performance Sensitivity and IPO Performance[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2014,27(8):99-115.
- [13]辛清泉,林斌,王彦超. 政府控制、经理薪酬与资本投资[J]. 经济研究, 2007,(8):110-122.
- [14]Rajiv, D. B., H. Rong, and N. Ramachandran. Incentive Contracting and Value Relevance of Earnings and Cash Flows[J]. *Journal of Accounting Research*, 2009,47(3):647-678.
- [15]冯根福,赵珏航. 管理者薪酬、在职消费与公司绩效——基于合作博弈的分析视角[J]. 中国工业经济, 2012,(6):147-158.
- [16]刘绍妮,王大艳. 高管薪酬与公司绩效:国有与非国有上市公司的实证比较研究[J]. 中国软科学, 2013,(2):90-101.
- [17]Eisdorfer, A., C. Giaccotto, and R. White. Capital Structure, Executive Compensation, and Investment Efficiency[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013,37(2):549-562.
- [18]夏宁,董艳. 高管薪酬、员工薪酬与公司的成长性——基于中国中小上市公司的经验数据[J]. 会计研究, 2014,(9):89-95.
- [19]唐松,孙铮. 政治关联、高管薪酬与企业未来经营绩效[J]. 管理世界, 2014,(5):93-105.
- [20]徐光伟,刘星. 基于内生视角的高管薪酬激励与公司资本投资研究[J]. 上海经济研究, 2014,(5):56-65,128.
- [21]Kaplan,S.N., and L. Zingales. Do Financing Constraints Explain Why Investment Is Correlated with Cash Flow [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1997,(1):169-215.
- [22]Fazzari, S., R.G. Hubbard, and B. Petersen. Financing Constraints and Corporate Investment [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988,20(2):141-206.
- [23]罗琦,肖文翀,夏新平. 融资约束抑或过度投资[J]. 中国工业经济, 2007,(9):121-133.
- [24]郭丽虹,马文杰. 融资约束与企业投资—现金流量敏感度的再检验:来自中国上市公司的证据[J]. 世界经济, 2009,(2):77-87.
- [25]战明华,王晓君,应诚炜. 利率控制、银行信贷配给行为变异与上市公司的融资约束[J]. 经济学(季刊), 2013,(4):1255-1276.
- [26]谢军,黄志忠. 宏观货币政策和区域金融发展程度对企业投资及其融资约束的影响[J]. 金融研究, 2014,(11): 64-78.
- [27]喻坤,李治国,张晓蓉,徐剑刚. 企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击[J]. 经济研究, 2014,(5): 106-120.
- [28]茅锐. 产业集聚和企业的融资约束[J]. 管理世界, 2015,(2):58-71.
- [29]Firth, M., P. H. Malatesta, X. Qingquan, and X. Liping. Corporate Investment, Government Control, and Financing Channels: Evidence from China's Listed Companies [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2012,18(3): 433-450.
- [30]Richardson, S. Over-investment of Free Cash Flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006,11(2-3):159-189.
- [31]吕长江,张海平. 股权激励计划对公司投资行为的影响[J]. 管理世界, 2011,(11):118-126.
- [32]Guariglia, A. Internal Financial Constraints, External Financial Constraints, and Investment Choice: Evidence from a Panel of UK Firms[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2008,(9):1795-1809.
- [33]Murphy,K. J., and T. Sandino. Executive Pay and “Independent” Compensation Consultants [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010,(3):247-262.
- [34]Faulkender, M., and Y. Jun, Inside the Black Box: The Role and Composition of Compensation Peer Groups

- [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010,49(3):257-270.
- [35]Chen, J., M. Ezzamel, and Z. Cai. Managerial Power Theory, Tournament Theory and Executive Pay in China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, (4):1176-1199 .
- [36]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.
- [37]晏艳阳,金鹏. 委托人公平偏好下国企高管的最优激励组合[J]. *财经研究*, 2012, (12):128-139.
- [38]Hansen, B. E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. *Journal of Econometrics*, 1999,93(2):345-368.
- [39]方军雄. 我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗[J]. *经济研究*, 2009, (3):110-124.
- [40]汪平,邹颖,黄丽凤. 高管薪酬激励的核心重构:资本成本约束观[J]. *中国工业经济*, 2014, (5):109-121.
- [41]沈艺峰,李培功. 政府限薪令与国有企业高管薪酬、业绩和运气关系的研究[J]. *中国工业经济*, 2010, (11):130-139.
- [42]Bertrand, M., and S. Mullainathan. Are CEOs Rewarded for Luck? The Ones without Principals Are [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2001,116(3):901-932.
- [43]Garvey, G. T., and T. T. Milbourn. Asymmetric Benchmarking in Compensation: Executives Are Rewarded for Good Luck but Not Penalized for Bad [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006,82(1):197-225.
- [44]王克敏,王志超. 高管控制权、报酬与盈余管理——基于中国上市公司的实证研究[J]. *管理世界*, 2007, (7):111-119.
- [45]李文洲,冉茂盛,黄俊. 大股东掏空视角下的薪酬激励与盈余管理[J]. *管理科学*, 2014, (6):27-39.
- [46]李延喜,曾伟强,马壮,陈克兢. 外部治理环境、产权性质与上市公司投资效率[J]. *南开管理评论*, 2015, (1):25-36.

## **The Incentive Effect of Executive Compensation——From the View of Investment—Cash Flow Sensitivity**

YAN Yan-yang<sup>1</sup>, QIAO Si-jia<sup>1</sup>, YUAN Ying<sup>2</sup>

(1. College of Finance and Statistics of Hunan University, Changsha 410079, China;

2. Business Administration School of Northeastern University, Shenyang 110819, China)

**Abstract:** The effect of executive compensation incentive is often subject to various factors. From the perspective of enterprise management, this paper builds a company profit maximization model and finds that the common measurement of pay-performance executive incentive compensation sensitivity act positively with investment-cash flow sensitivity, indicating that while the enterprise financing constraints exists, the executive compensation incentive effect will perform better. This conclusion is accord with the empirical test based on the 2007—2013 listed companies. Further study finds that, in the less financing constrained companies and state-owned enterprises, the relationship between pay-performance sensitivity and investment-cash flow sensitivity is not significant, which suggests that there may exist a threshold effect. Further study of threshold regression results show that, the salary incentive effect is significant when the firm's degree of financing constraints are above the threshold. However, this is not significant when the financing constraints are below the threshold. On one hand, these conclusions suggest that, in the state-owned enterprises, “financing soft constraints” have weakened the salary incentive effect. On the other hand, to achieve the optimal incentive effect, the executive compensation should be changed dynamically according to the degree of financing constraints. The discovery of this paper not only offers a new perspective for the study of executive compensation incentive evaluation, an alternative plan other than the equity incentive plan for long-term incentive, but also provides a new evidence to the urgency of the further market-oriented reform of state-owned enterprises.

**Key Words:** executive compensation; investment-cash flow sensitivity; pay-performance sensitivity; threshold regression

**JEL Classification:** G32 G34 G38

〔责任编辑:鲁舟〕