

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.07.003

欢迎按以下格式引用:王修华,谷溪.CEO薪酬粘性成因再探:基于民营制造业上市公司的实证分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2020(4):93-111. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.07.003.



Citation Format: WANG Xiuhua, GU Xi. A further study on the causes of CEO compensation stickiness: Empirical analysis of listed private manufacture firms[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2020(4):93-111. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.07.003.

CEO薪酬粘性成因再探 ——基于民营制造业上市公司的实证分析

王修华,谷溪

(湖南大学金融与统计学院,湖南长沙 4100079)

摘要:CEO“奖优不惩劣”的薪酬粘性现象是中国职业经理人市场中的异象。现有研究多从委托代理视角研究这一现象,并将其视为代理成本问题,而忽略了薪酬粘性现象中由非委托代理因素引发的可能。文章研究了CEO薪酬粘性的非委托代理成因。引入具有粘性特征的成本函数构建薪酬激励模型,探究薪酬粘性的非委托代理成因,并基于2010—2016年A股民营制造业上市公司样本实证考察高管薪酬粘性的非委托代理成因。研究发现:客观存在于制造业企业中的成本粘性是引发高管薪酬粘性的重要因素,CEO薪酬粘性现象并非仅仅是奖优不惩劣,而是对CEO承担系统性风险的合理补偿。此外,政治关联是民营制造业企业降低经营风险、减少成本粘性进而抑制薪酬粘性的重要方式。然而,随着新型政商关系的推进,政治关联对于公司“成本粘性—薪酬粘性”的影响被削弱。研究拓展了现有关于CEO薪酬粘性成因的分析框架和经验证据,同时也为实践中的制造业企业CEO薪酬安排提供了新的思路。

关键词:高管薪酬激励;CEO薪酬粘性;成本粘性;政治关联;新型政商关系

中图分类号:F425;F272.92;F832.51 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2020)04-0093-19

一、研究背景与问题提出

优化薪酬激励是企业管理升级的基础性工作,也是现代职业经理人市场中的重要议题。其中

修回日期:2019-03-22

基金项目:国家社会科学基金重点项目(18AJL009);国家留学基金委高水平大学公派研究生项目(201706130053);湖南省研究生科研创新项目“中国上市公司高管薪酬粘性成因研究”(CX2017B123)

作者简介:王修华(1978—),男,湖南大学金融与统计学院教授,金融学博士,主要从事金融包容研究,Email:wangxiuhua925@126.com。

通信作者:谷溪(1990—),女,湖南大学金融与统计学院博士研究生,主要从事公司金融研究,Email:guxixi15@163.com。

备受公众关注的高管薪酬“奖优不惩劣”现象引发了学术界的深入探讨,即高管薪酬在企业业绩提高时的边际增加量显著大于企业业绩下降时的边际减少量,这一现象亦被称作高管薪酬粘性。高管薪酬粘性现象在全球广泛存在,经济危机后在美国爆发的“华尔街运动”揭示了民众对于高管薪酬粘性现象的强烈不满。“穷庙富方丈”“高管拿大头公司得小头股民没盼头”的批评之声在中国市场中不绝于耳。现有关于高管薪酬粘性的理论研究主要从委托代理视角出发,认为高管薪酬粘性是公司治理缺位所致,是薪酬激励机制失效的体现。具体而言,高管出于自利动机,人为地操纵了“薪酬—业绩”敏感度。在业绩上升时期,提高薪酬—业绩敏感度,薪酬随业绩增长而显著增长;业绩下跌时,降低薪酬—业绩敏感度,高管薪酬不随业绩下降而显著减少。因此形成了“奖优不惩劣”的薪酬粘性现象。基于这样的逻辑,近年来中国公司治理水平不断提高,职业经理人市场日趋成熟,高管薪酬粘性问题也应有所缓解。然而,陈修德等研究发现中国职业经理人市场的高管薪酬粘性不但没有得到缓解,反而呈日益增强趋势^[1]。根据2017年上市公司的统计数据,在约870家业绩同比下滑的上市公司中,高管薪酬总额与2016年相比不降反升的数量接近500家,占比超过半数。这些事实表明,仅从委托代理视角解释高管薪酬粘性并不能反映问题的全貌。仅从委托代理视角理解高管薪酬粘性现象会将研究聚集于影响公司治理情况的机制和因素上,忽视了存在非委托代理影响机制的可能性。基于此,本文通过理论模型构建和A股民营上市公司实证研究分析以下三个问题:第一,造成高管薪酬粘性的非委托代理机制是什么,高管薪酬粘性是否有其合理成分?第二,如何刻画这部分合理的薪酬粘性?第三,高管薪酬粘性的非委托代理机制还受到什么因素的制约?

本文研究发现,从非委托代理视角看,高管薪酬粘性现象的成因是在外部风险作用下,企业的经营业绩发生了不对称变化,这种业绩的不对称变化进一步通过“薪酬—业绩”的正向关联引发了薪酬的不对称变化。即高管薪酬粘性的非委托代理是通过“风险—业绩—薪酬”机制产生作用的。在企业实际经营中,风险与机遇并存。Diamond研究发现,当企业经营的外部风险加大时,为了促使高管抓住稍纵即逝的发展良机,股东会激励高管承担一定风险,并在业绩下滑时对高管权益进行适当保护,以对高管进行相应的风险补偿^[2]。因此,这部分由风险补偿所致的薪酬粘性并非高管谋取私利的代理成本而是对高管的有效激励。进一步的研究发现,剔除了委托代理成分的成本粘性作为企业客观存在的特征,是企业的行业属性、资产专用性等客观存在的非委托代理因素在外部经济风险作用下产生的现象,能够反映企业实际经营中面临的风险,是一个合理的风险代理指标。基于此,本文针对制造业企业的特点,构建“成本粘性—薪酬粘性”模型分析外部风险下,非委托代理因素引发的成本粘性影响高管薪酬粘性的作用机制,并基于A股民营制造业上市公司数据,计算剔除了委托代理成分的成本粘性,对理论模型进行实证检验;进一步,本文还考察了CEO的政治关联对高管薪酬粘性非委托代理机制的影响,并深入分析在新型政商关系下,企业政治关联在高管薪酬粘性非委托代理机制中发挥的作用。

与现有研究相比,本文的贡献和研究价值主要在于:第一,本文拓展了现有高管薪酬粘性现象的理论研究,从非委托代理角度研究高管薪酬粘性的成因,探索高管薪酬粘性的非委托代理机制,为全面认识高管薪酬粘性现象提供了新思路。第二,本文的研究为识别高管薪酬粘性中合理成分提供了可操作的方法。本文的研究发现,成本粘性能够刻画高管承担的风险的经济后果,是度量薪酬粘性合理性的科学依据。成本粘性是风险与行业特征共同作用的结果,在制造业企业中尤为突

出,因此,本文的研究对于优化制造业企业薪酬激励制度有重要的启示。第三,本文的研究结论有利于缓和民众对于高管薪酬粘性的质疑。当前我国处于社会主义市场经济转型、国际贸易摩擦频发的特殊时期,不断加大的经营风险给制造业企业的高管提出了更严苛的挑战。在这样的背景下,客观地评价高管薪酬粘性尤显重要。通过成本粘性有效地甄别出导致业绩下滑的原因,真正做到奖优罚劣,切实保障上市公司和高管双方的权益。

二、文献评述

经理人市场中“高管薪酬粘性”现象是否存在?现有基于中美上市公司样本的实证研究得到了证实。Gaver 等基于美国上市公司的样本实证发现,业绩上升时高管获得了较高的薪酬,而在业绩下降时并没有因业绩下降而减薪,存在“薪酬粘性”现象^[3]。这一结论得到了 Jackson 等^[4]、Leon 等^[5]研究的支持。中国样本的研究也证实了经理人市场中高管薪酬粘性特征的存在,方军雄基于中国上市公司的样本研究发现,中国高管薪酬与业绩之间的敏感性不对称,存在粘性关系^[6]。方军雄研究进一步发现,高管薪酬粘性的程度也会随着绩效的衡量标准不同而有所差异^[7]。

“薪酬粘性”现象为什么会发生?现有文献试图从委托代理机制下公司治理的角度去解释。从内部治理看,主要有三种观点:一是认为高管权力过大是造成高管薪酬粘性的主要原因。Bertrand 和 Mullainathan^[8]以及沈艺峰和李培功^[9]的研究发现了薪酬自定的现象。在这样的情况下,高管会出于对个人声誉和职业生涯的考虑而进行薪酬操纵,在业绩提升时主动获取更多薪酬而在业绩下降时却不愿意接受薪酬下降,进而形成薪酬粘性。高文亮等的研究支持了高管权力观点,认为管理层权力的加强不仅会提高公司高管的薪酬水平,还会促使薪酬表现出粘性特征^[10]。二是认为董事会独立性过低是导致高管薪酬粘性的重要原因。该观点认为,董事会结构是影响薪酬契约的重要因素,董事会独立性的提高缓解了高管薪酬粘性。白重恩等的研究发现董事会独立性过低会引发一系列代理问题,进而引发高管薪酬粘性的现象^[11]。三是认为内部控制质量的降低会加剧高管寻租行为与委托代理问题,引发薪酬粘性。罗莉和胡耀丹研究发现了高管薪酬与剔除非经常性损益后的净利润之间的不对称关系,进一步的研究发现内部控制质量的提升可以实质性地抑制高管薪酬粘性,增强业绩敏感性^[12]。

从外部治理方面看,张敏、姜付秀的研究发现,机构投资者能够显著加强民营企业高管薪酬业绩敏感度,降低薪酬粘性现象^[13]。张向丽和杨瑞杰发现,高质量的外部审计可以有效抑制上市公司高管薪酬粘性^[14]。代彬等认为拥有政治联系会抑制高管通过自身权力获取粘性薪酬的动机^[15]。孙丽和杨丽萍的研究发现,相比于民营上市公司,国有上市公司高管薪酬业绩粘性特征更强^[16]。赵纯祥和罗飞的研究显示,市场竞争压力显著增强了非国有企业管理者权力与薪酬粘性间的正向关联^[17]。

现有文献对高管薪酬粘性现象及成因进行了大量研究,主要集中于委托代理机制下研究了公司治理的相关因素对高管薪酬粘性的影响,忽略了引发高管薪酬粘性的非委托代理机制。此外,现有文献在探讨高管薪酬粘性成因时主要采用利润表中的盈余指标代表企业经营状况。然而这些指标仅能反映企业滞后的会计信息,无法反映经济风险下企业潜在的经营风险。谢获宝和惠丽丽的研究发现,成本粘性作为企业客观存在的特征,是企业的行业属性、资产专用性等非委托代理因素在外部经济风险作用下产生的现象,能够反映企业的经营风险^[18]。特别地,Anderson 等发现,广泛

存在于制造业企业中的成本粘性反映了企业成本与业务量呈现的非线性关系,体现了经济不确定下企业风险随着收入水平变化动态演进的结果^[19]。Weiss 的研究发现,在外部风险作用下会产生成本粘性,进一步地,成本粘性会对企业业绩产生影响进而通过“薪酬—业绩”机制最终作用于高管薪酬^[20]。因此,研究成本粘性对基于业绩的高管薪酬激励合约的影响具有重要意义,能够弥补盈余指标等滞后会计信息给现有研究带来的不足,并提供从非委托代理视角研究高管薪酬粘性成因的新思路。

三、理论分析与研究假设

本文引入具有粘性特征的成本函数来考察成本粘性对高管薪酬粘性的影响机理。假定委托人(即股东)风险中性,代理人(高管)风险厌恶。公司业绩的决定因素包括不可观测的高管努力水平 a 、外生冲击 ε 以及运营成本 C 。具体形式见式(1)。

$$\pi = a + \varepsilon - C(\pi, \bar{\pi}, s) \quad (1)$$

其中, π 是当期公司业绩, $\bar{\pi}$ 是公司预期业绩。 C 是具有粘性特征的成本函数。 f 是固定成本, v 是可变成本, $s(s>0)$ 反映成本粘性。 C 的定义如下:

$$C(\pi, \bar{\pi}, s) = \begin{cases} f + (v - s)\pi & \pi < \bar{\pi} \\ f + v\pi - s\bar{\pi} & \pi \geq \bar{\pi} \end{cases} \quad (2)$$

高管保留工资为 $\bar{\omega}$, 高管具有常系数绝对风险厌恶特征, 因此, 其效用函数为式(3):

$$U(\omega) = -e^{-\rho[\omega - \bar{C}(a)]} \quad (3)$$

其中, ρ 是绝对风险厌恶系数($\rho>0$)。在成本粘性特征的假定下, 高管个人努力的成本函数也存在粘性特征, 故有如下设定 $C(a) = 0.5ka^2, \pi \geq \bar{\pi}; C(a) = 0.5(k+s)a^2, \pi < \bar{\pi}$ 。 ω 为高管的货币薪酬, 其主要由基本工资 t 、业绩薪酬 $\beta\pi$ 构成, 其中 β 即为高管薪酬业绩敏感度, 具体形式为 $\omega = t + \beta\pi$ 。当业绩下降时(即 $\pi < \bar{\pi}$ 时), 高管的确定性等价收入为:

$$CE = t + \beta_1[(1 - v - s)a - f] - \frac{1}{2}\rho\beta_1^2(1 - v - s)^2\sigma^2 - \frac{(k + s)}{2}a^2 \quad (4)$$

由式(4)可知 CE 关于 a 的一阶条件为:

$$\beta_1(1 - v - s) - (k + s)a = 0 \quad (5)$$

基于高管的确定性等价收入构建股东利益最大化模型, 求解该最大化问题来获得最优的 a^* 和 β^* :

$$\begin{cases} \max_{|a, \beta|} EV = -t + (1 - \beta_1)[(1 - v - s)a - f] \\ \text{s. t. (IR)} \quad t + \beta_1[(1 - v - s)a - f] - \frac{1}{2}\rho\beta_1^2(1 - v - s)^2\sigma^2 - \frac{(k + s)}{2}a^2 \geq \bar{\omega} \\ \text{(IC)} \quad \beta_1(1 - v - s) - (k + s)a = 0 \end{cases} \quad (6)$$

根据模型(6), IR 为参与约束条件, 即高管获得确定性等价收入需要大于等于其保留收入; IC 为激励相容条件, 表示高管达到最优努力状态 a^* 时所获得的确定性等价收入也达到最高。解的最优的 a^* 和 β_1^* 如(7)(8)所示:

$$a^* = \frac{\beta_1(1-v-s)}{k+s} \quad (7)$$

$$\beta_1^* = \frac{1}{1+(k+s)\rho\sigma^2} \quad (8)$$

同理,当公司业绩上升时(即 $\pi > \bar{\pi}$ 时),可得到如下最优高管薪酬业绩敏感度:

$$\beta_2^* = \frac{1}{1+k\rho\sigma^2} \quad (9)$$

对比式(8)和式(9)可知,在引入了具有粘性特征的成本函数后,公司业绩上升时的高管薪酬业绩敏感度要大于公司下降时的高管薪酬业绩敏感度。且当公司业绩下降时,高管薪酬业绩敏感度 β_1^* 是成本粘性 s 的减函数,即随着成本粘性的增大,高管薪酬业绩敏感度 β_1^* 随之减小,这进一步加大 β_1^* 与 β_2^* 的差距,增大了高管薪酬粘性。

成本粘性反映宏观经济周期波动下企业遭遇的经济风险。宏观经济的不确定性会引发企业外部需求发生变化,引发企业顺周期投资。对于广泛签订长期契约的制造业企业而言,当外部风险加大时,长期契约(劳动力契约、原材料长期合同)的签订和资产专用性的存在会使得成本缺乏向下的弹性,企业在短期内无法及时有效地削减约束性成本,导致成本粘性;进一步地,由成本粘性引发不对称性变动会使得业绩在经济上行时期上涨的程度大于经济下行时下降的程度,形成业绩的不对称。高管薪酬激励和业绩变动存在正相关关系,成本粘性最终会通过“薪酬—业绩”机制引发高管薪酬粘性现象。

综上,造成高管薪酬粘性的非委托代理机制是:在外部风险作用下,成本粘性会引发业绩不对称现象,并通过业绩不对称变动最终影响高管薪酬,形成高管薪酬粘性。成本粘性体现了宏观经济风险作用下高管的决策风险,由这种非委托代理问题导致的成本粘性引致高管薪酬的粘性现象本质上是给予高管合理的风险补偿。当公司非委托代理因素引起的成本粘性提高时,高管应为业绩下滑承担的责任越小,薪酬粘性越大。结合前文理论模型的结果,提出假设 1。

假设 1:其他条件相同,对于存在非委托代理引发成本粘性的制造业企业而言,非委托代理引发的成本粘性的增加会加剧高管薪酬粘性。

由机理分析可知,客观存在于企业当中的顺周期固定资产投资、企业资产专用性和长期契约等因素导致的成本粘性是引发薪酬粘性的非委托代理机制。在实际中,这一机制还可能受到来自政府政策不确定性的影响。姚晶晶等的研究表明,地方政府间的分权竞争、地方官员的更替导致的地方经济和产业政策的不连续和不确定性会加大企业在顺周期固定资产投资、长期契约的签订等方面的风险,加剧企业成本粘性^[21]。企业通过与政府建立“亲密”的政企关系来提前预知政策调整信息,削弱产业政策信息不对称导致的调整成本。因此,对于有政治关联企业,非委托代理引发的成本粘性对高管薪酬粘性的影响可能并不显著。基于以上分析,本文提出假设 2。

假设 2:政治关联会削弱企业由于非委托代理引发的成本粘性,因此,相比于不存在政治关联的企业,存在政治关联的制造业企业中由非委托代理引发的成本粘性对高管薪酬粘性的影响并不显著。

四、研究设计

(一) 数据来源与样本选取

本文选取 2010—2016 年 A 股民营制造业上市公司作为研究样本,主要基于以下两点考虑:一

方面,相比于其他行业,制造业企业生产资源投入较大,顺周期投资、资产专用性和长期契约等现象非常突出,因此成本粘性现象在制造业企业中最为广泛;另一方面,由于中国特殊的制度背景,企业产权性质、国有企业高管限薪令等制度因素都可能会对成本粘性产生影响,为了排除这些制度因素的影响,选择了民营制造业上市公司作为研究样本。由于 CEO 是公司经营决策的实际制定者,其薪酬与企业业绩密切相关,因此本文选择 CEO 作为研究样本。本文剔除了全部 ST 和 *ST 公司、含有缺失值的公司以及当年上市的公司样本。由于部分指标使用了差分变量,因此,计算中部分财务数据包括了 2009 年的上市公司数据。

本文参考 Weiss^[20] 成本粘性模型对非委托代理引发的成本粘性进行测算,并对样本进行了筛选。首先,剔除营业成本变动方向与营业收入变动方向不一致的样本数。这是因为,只有营业收入上升时,营业成本相应上升,反之营业收入下降时,营业成本相应下降,才能计算出成本粘性。其次,剔除一年内四个季度营业收入持续上升或持续下降的样本。这是因为,只有一年四个季度的营业收入既有增加又有减少才能计算该年的成本粘性。最后,利用 Weiss^[20] 模型计算出的成本粘性既可能大于零,也可能小于零。只有小于零的样本才存在成本粘性,因此剔除了结果大于零的样本。

本文所有数据来源于 CSMAR 数据库和同花顺数据库,对所有连续型变量进行了 1% 水平上的缩尾(winsorize)处理,最终共得到 3 704 条样本。

(二) 成本粘性(Absticky)的测算

本文参考 Weiss^[20] 模型,结合 Anderson 等^[19] 和 Chen 等^[22] 的回归模型测算上市公司剔除委托代理成分的成本粘性。首先计算成本粘性(Sticky),如式(10)所示。

$$\text{Sticky}_{i,t} = \ln\left(\frac{\Delta\text{Cost}}{\Delta\text{Income}}\right)_{i,t_d} - \ln\left(\frac{\Delta\text{Cost}}{\Delta\text{Income}}\right)_{i,t_u} \quad t_d, t_u \in (t, \dots, t-3) \quad (10)$$

对于成本粘性的定义,本文参考谢获宝和惠丽丽^[23],使用营业成本、财务费用和销售费用度量企业成本。因此本文中的成本粘性也可以称作成本(费用)粘性。式(10)中 Cost 是营业成本、财务费用以及销售费用之和,Income 是营业收入。 t_d 是四个季度中最近一次营业收入下降的季度, t_u 是四个季度中最近一次营业收入上升的季度。

然后,剔除 Sticky 大于零的样本,对 Sticky 取绝对值(Absticky)作为被解释变量带入 Anderson 等^[19] 选取变量并构建回归模型,计算 Absticky 的预测值。现有研究表明,造成成本粘性的原因可以分为两类:一是从委托代理视角,如 Dierynck 等^[24],Kama 和 Weiss^[25],以及 Kim 等^[26] 的研究认为由代理成本引发高管保盈动机和企业内部控制的缺失是影响成本粘性的主要因素。二是从非委托代理视角,如 Chen 等^[27] 认为行业属性、企业自身特征如广泛存在制造业企业中的资产专用性和长期契约等因素也是导致成本粘性的重要因素。为了从非委托代理视角研究这一问题,我们进行如下的处理:将风险导致的成本粘性与委托代理因素导致的成本粘性相剥离,得到非委托代理因素导致的成本粘性,这样的处理也在一定程度上解决了薪酬粘性和成本粘性的反向因果关系。具体回归模型如式(11)所示。

$$\text{Absticky}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{EI}_{i,t} + \beta_2 \text{AI}_{i,t} + \beta_3 \text{RET}_{i,t} + \sum \text{region} + \sum \text{year} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

式(11)中,EI 是劳动力密集度,以年末员工人数与当年营业收入(百万元)的比值表示。AI 是资本密集度,以年末总资产与当年营业收入的比值表示。RET 是股票个股收益率。region 和 year 分

别是控制地区和年度的一系列虚拟变量。由式(11)中解释变量的选取可知,通过这样处理计算得到的 Sticky 的预测值可以包含公司层面和宏观层面的因素,能够将代理动机和其他不可观测的因素保留在残差里,并最终将非委托代理成分的成本粘性有效剥离。式(11)的回归结果如表 1 所示。

表 1 计算成本粘性的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
EI	0.015 8* (1.86)	0.013 9* (1.69)	0.017 7** (2.11)	0.017 9** (2.14)
AI	0.014 8* (1.87)	0.022 1** (2.31)	0.015 8* (1.75)	0.019 9** (2.47)
RET	-0.210 1*** (-2.57)	-0.106 8** (-2.22)	-0.167 5* (-1.77)	-0.104 0** (-1.98)
常数项	0.455 0*** (8.77)	0.412 0*** (7.42)	0.339 0*** (5.65)	0.213 0*** (6.58)
地区		控制		控制
年份			控制	控制
adj. R ²	0.023 0	0.033 0	0.045 0	0.039 0
N	3 704	3 704	3 704	3 704

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。

表 1 的回归结果表明,无论是否控制地区和年份,劳动力密集度 EI、资本密集度 AI、个股收益率 RET 三个解释变量都得到了显著的回归系数。劳动力密集度 EI、资本密集度 AI 均显著提高了成本粘性,而个股回报率 RET 显著降低了成本粘性。这样的结果表明,用该模型来估计剔除了代理成分的成本粘性具备合理性。因此,本文选择表 1 中的模型(4)来估计成本粘性(Absticky)。

(三) 实证模型与其他变量

借鉴 Garvey 和 Milbourn^[28],本文构建如下的高管薪酬粘性研究模型:

$$\begin{aligned} \ln Com_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Roa_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 Roa_{i,t} \times D_{i,t} + \beta_4 Absticky_{i,t} + \\ & \beta_5 Absticky_{i,t} \times Roa_{i,t} \times D_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 Q_{i,t} + \beta_8 Msh_{i,t} + \beta_9 Age + \\ & \beta_{10} Indep_{i,t} + \beta_{11} Dual_{i,t} + \beta_{12} Size_{i,t} + \beta_{13} Tenure_{i,t} + \sum year + \sum region + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (12)$$

式(12)中,lnCom 代表上市公司总经理货币薪酬水平的自然对数,由于中国上市公司股权激励尚不成熟,大部分上市公司主要通过货币薪酬进行激励,因此本文选择货币薪酬水平作为薪酬的度量。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。 D 表示公司业绩(Roa)下降的虚拟变量,若 $Roa_{t-1} > Roa_t$,则 $D = 1$,否则为 0。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)、高管年龄(Age)、董事会独立性(Indep)、两职兼任情况(Dual)、高管任期(Tenure)等多个变量。同时本文为了控制年度(year)与地区(region)设置了一系列虚拟变量,其中包括 4 个年度虚拟变量和 30 个地区虚拟变量。具体变量定义见表 2。

表2 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
CEO 薪酬	lnCom	t 年上市公司总经理的货币薪酬水平的自然对数
公司业绩	Roa	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
成本粘性	Absticky	具体计算方法见式(11)
股票年个股回报率	RET	从国泰安数据库直接获得
负债水平	Lev	t 年平均总负债/当年平均总资产
Tobin Q	Q	t 年末公司股份的市场价值/账面价值
高管持股比例	Msh	t 年末总经理持股数量与总股数的比值
高管年龄	Age	t 年末总经理的年龄
董事会独立性	Indep	t 年末公司董事会中独立董事比例
两职兼任情况	Dual	t 年末公司的董事长与总理由同一个人担任时取值 1, 否则为 0
CEO 任期	Tenure	t 年末总经理任期
政治关联	Pc	当公司的总经理、董事长是各级人大代表、政协委员时取值为 1, 否则为 0
公司规模	Size	t 年末公司总资产的自然对数

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计结果

表 3 为本文主要变量的描述性统计结果。由表 3 可知,样本中 CEO 薪酬取自然对数的均值为 13.460 0,中位数为 13.180 0,而标准差只有 0.810 0,说明制造业上市公司的 CEO 薪酬水平浮动不大。这也在一定程度上说明了制造业上市公司高管薪酬存在一定程度上的同群效应。Roa 的均值和方差在同一数量级且相差不大,表明样本上市公司的财务业绩分布比较均匀。成本粘性 (Absticky) 的均值为 0.467 2,标准差为 0.721 0。值得注意的是,以往研究中独立董事比例的均值、中位数大多接近于证监会要求的 1/3 下线,聘请独立董事只是为了迎合证监会的监管要求,并没发挥其治理作用,而本文样本中独立董事比例的最小值已经达到了 0.441 0,均值更是高达 0.613 0,再结合两职兼任情况和 CEO 任期的描述性统计结果,可以初步判断本文选取的样本公司整体的公司治理水平较高。这也在一定程度上缓解了本研究的内生性问题。限于篇幅,其他控制变量的描述性统计不一一介绍。

(二) 单变量分析

本文首先对各变量之间的相关性进行检验。由表 4 可知,CEO 货币薪酬的对数值 (lncom) 与公司业绩 (Roa) 显著正相关,表明样本公司中 CEO 薪酬水平与业绩挂钩。CEO 货币薪酬的对数值 (lncom) 与成本粘性 (Absticky) 没有得到显著的相关系数,说明成本粘性 (Absticky) 可能并没有直接影响到 CEO 的货币薪酬。其他各控制变量间的相关系数的绝对值均小于 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。

表 3 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Incom	3 704	13.460 0	0.810 0	9.940 0	13.180 0	16.350 0
Roa	3 704	0.042 8	0.066 7	-0.260 0	0.041 0	0.380 0
Absticky	3 704	0.467 2	0.721 0	0.001 1	0.276 6	3.403 0
Tenure	3 704	6.177 0	3.421 0	1.000 0	5.000 0	16.000 0
Lev	3 704	0.435 0	0.270 0	0.042 0	0.480 0	1.500 0
Q	3 704	1.783 0	1.491 0	0.182 0	1.490 2	13.180 7
Dual	3 704	0.316 0	0.420 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
Indep	3 704	0.613 0	0.051 1	0.441 0	0.687 0	0.774 0
Age	3 704	49.180 0	6.657 0	32.280 0	47.000 0	68.000 0
Msh	3 704	0.038 7	0.112 0	0.000 0	0.000 0	0.572 0
Size	3704	21.430 0	1.200 0	19.230 0	22.180 0	25.840 0

表 4 主要变量相关系数

变量	Incom	Roa	Absticky	Tenure	Lev	Q	Dual	Indep	Age	Msh	Size
Incom	1										
Roa	0.334 3***	1									
Absticky	0.016 7	0.042 0**	1								
Tenure	0.149 1*	0.108 0***	-0.004 7	1							
Lev	-0.067 2***	-0.413 0***	-0.112 0*	0.047 1***	1						
Q	-0.060 1***	0.226 4***	0.143 7***	0.104 2***	-0.122 **	1					
Dual	0.097 1***	0.0082 0	0.054 0***	0.066 3	-0.073 0***	0.040 6**	1				
Indep	-0.010 3	0.021 9	0.007 8	0.030 8***	0.006 9	-0.021 7	-0.080 8***	1			
Age	0.241 6***	0.010 9*	0.072 5	0.217 0	0.014 8	-0.063 2**	0.176 0***	-0.108 4	1		
Msh	0.004 50	0.066 1***	0.061 4	-0.021 7***	-0.204 3***	0.057 0***	0.429 0***	-0.068 8***	0.040 2*	1	
Size	0.318 3***	0.034 4***	-0.026 7***	0.077 0***	0.355 0***	-0.312 0***	-0.186 0***	-0.025 26	0.150 0***	-0.093 0***	1

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%水平上的统计显著性(双尾检验)。

(三) 全样本多元回归分析结果

本文进一步对样本进行多元回归分析。由表5结果可知,第(1)(2)列中Roa和第(3)(4)列中Roe(净资产回报率,也用于衡量公司业绩)都得到了1%统计水平显著为正的回归系数,这表明样本公司存在CEO薪酬—业绩敏感性与单变量分析的结果保持一致。交互项 $Roa \times D$ 和 $Roe \times D$ 都得到了显著为负回归系数,分别为-3.077 6和-2.018 0。据此可知,公司业绩下降时,CEO薪酬—业绩的敏感度显著下降。具体而言,公司业绩上升时CEO薪酬增长的幅度是公司业绩下降时其薪酬下降幅度的2.81倍($4.7810 / (4.7810 - 3.0776)$),表明样本中CEO薪酬存在粘性特征。交互项 $Roa \times D \times Absticky$ 与Incom在10%水平上显著负相关,这说明在公司业绩下降时,成本粘性导致高管薪酬—业绩的敏感度进一步下降。从样本整体看,公司业绩上升时高管薪酬增长的幅度是公司业绩下降时其薪酬下降幅度的2.89倍($4.9320 / (4.9320 - 1.8327 - 3.6881 \times 0.4672^{\text{①}})$),由此可知成本粘性加剧了CEO的薪酬粘性,从而支持了本文的研究假设1。控制变量中,CEO任期(+)、负债水平(-)、两职兼任情况(+)、CEO年龄(+)、公司规模(+)均对样本公司高管的薪酬水平存在显著影响,而托宾Q、董事会独立性,以及高管持股比例的影响不显著,这与现有文献的发现基本保持一致。

①0.467 2是Absticky的均值。

表5 全样本回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
Roa	4.781 0*** (5.48)	4.932 0*** (9.43)		
Roe			4.172 0*** (11.29)	3.796 0*** (8.29)
Roa×D	-3.077 6*** (-5.67)	-1.832 7* (-1.84)		
Roe×D			-2.018 0*** (-2.94)	-1.952 7** (-1.97)
Absticky		-0.012 8 (-0.73)		0.004 3 (0.13)
Roa×D×Absticky		-3.688 1* (-1.85)		
Roe×D×Absticky				-0.512 8* (-1.67)
Tenure	0.014 8*** (3.18)	0.027 2*** (6.10)	0.034 9*** (7.92)	0.026 1*** (6.09)
Lev	-0.210 3*** (-4.29)	-0.422 0*** (-3.55)	-0.247 0*** (-4.52)	-0.129 0*** (-3.88)
Q	-0.024 6 (-1.56)	-0.025 1 (-1.35)	-0.023 8 (-1.42)	-0.023 9 (-0.09)
Dual	0.216 3*** (6.12)	0.257 0*** (6.91)	0.231 0*** (7.15)	0.147 0*** (5.75)
Indep	-0.013 2 (-0.08)	0.023 8 (1.08)	0.025 6 (0.45)	0.017 2 (0.72)
Age	0.003 2*** (6.47)	0.007 6*** (3.47)	0.012 6*** (3.08)	0.008 3*** (6.76)
Msh	-0.087 9 (-0.87)	-0.067 1 (-0.48)	-0.103 6 (-0.97)	-0.087 4 (-1.46)
Size	0.184 7*** (9.38)	0.674 0*** (5.33)	0.134 0*** (9.66)	0.256 0*** (13.28)
常数项	8.137 0*** (7.68)	4.029 0*** (7.53)	6.556 0*** (7.38)	6.332 0*** (11.43)
地区	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.402 1	0.451 8	0.314 0	0.347 9
N	3 704	3 704	3 704	3 704

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。

(四) 政治关联子样本回归分析结果

为了检验假说2,本文以总经理、董事长是否具有政治关联(Pc)作为分组标准将全样本分为两组,对所形成的子样本进行回归分析,结果如表6所示。表6中第(1)列和第(3)列为政治关联样本的回归结果,交互项Roa×D×Absticky、Roe×D×Absticky与lncom的回归系数均不显著,表明对于总经理具有政治关联的样本公司中成本粘性并没有影响到CEO薪酬粘性。而表6中第(2)列和第

(4)列交互项 $Roa \times D \times Absticky$ 、 $Roe \times D \times Absticky$ 与 $Incom$ 的回归系数均显著为负,且显著水平相比表 5 中的回归系数均有所提高。本文进一步进行了似不相关检验,其中列(1)、列(2)中的 $Roa \times D \times Absticky$ 项的系数 P 值为 0.033;列(3)、列(4)中的 $Roe \times D \times Absticky$ 项回归系数 P 值为 0.018。这样的结果表明对于非政治关联子样本,成本粘性显著提高了高管薪酬粘性。对比两组子样本的回归结果,可以判定政治关联是影响“成本粘性—薪酬粘性”机制的重要约束条件。这样的结果验证了假设 2。

表 6 成本粘性、政治关联与 CEO 薪酬粘性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$P_c=1$	$P_c=0$	$P_c=1$	$P_c=0$
Roa	3.728 0*** (6.49)	6.231 0*** (12.76)		
Roe			4.218 0*** (9.83)	7.130 1*** (13.08)
$Roa \times D$	-2.371 0 (-1.18)	-2.470 1** (-2.18)		
$Roe \times D$			-1.340 0 (-1.13)	-2.336 0** (-2.26)
Absticky	0.022 7 (1.34)	-0.174 4 (-0.79)	0.017 8 (0.66)	-0.021 8 (-0.45)
$Roa \times D \times Absticky$	2.123 0 (1.54)	-5.450 0** (-2.17)		
$Roe \times D \times Absticky$			0.392 0 (1.37)	-3.931 0* (-1.77)
Tenure	0.037 2*** (3.07)	0.017 3*** (5.75)	0.027 0** (2.42)	0.019 7*** (6.37)
Lev	-0.117 0 (-1.25)	-0.236 0 (-1.02)	-0.167 9 (-1.22)	-0.1273 (-1.39)
Q	-0.014 8 (-1.29)	0.023 7 (1.18)	-0.003 8 (-0.46)	0.032 6 (1.47)
Dual	0.162 0** (2.33)	0.068 9 (0.54)	0.173 0** (2.49)	0.146 5 (1.64)
Indep	-1.452 0** (-2.31)	0.518 0* (1.88)	-1.117 0** (-1.95)	0.523 0* (1.71)
Age	-0.003 2 (-1.03)	0.006 3*** (6.16)	-0.001 2 (-0.41)	0.014 4*** (4.99)
Msh	-0.610 0** (-2.14)	-0.231 0 (-1.39)	-0.681 0** (-2.17)	-0.132 0 (-1.25)
Size	0.327 0*** (7.28)	0.275 0*** (10.32)	0.339 0*** (9.34)	0.436 0*** (12.47)
常数项	6.392 0*** (4.52)	6.760 0*** (12.47)	6.317 0*** (8.38)	7.432 0*** (7.29)
地区	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
Adj. R^2	0.322 0	0.513 0	0.461 0	0.455 0
N	772	2 932	772	2 932

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。

值得注意的是,在非政治关联子样本中,交互项 $Roa \times D$ 和 $Roe \times D$ 的回归系数均在 5%水平上显著为负,而政治关联子样本中交互项 $Roa \times D$ 和 $Roe \times D$ 的回归系数均不显著,即存在政治关联的子样本的 CEO 薪酬并不存在粘性特征。这表明由非委托代理机制引发的成本粘性是导致民营制造业

企业的薪酬粘性现象的决定性因素。

(五) 新型政商关系下“成本粘性—高管薪酬粘性”分析

由前文分析可知,政治关联企业是影响“成本粘性—高管薪酬粘性”机制的重要外部约束,然而,政治关联为企业带来的不公平的“信息优势”也会随着政治环境和经济制度的不断完善而发生变化。“十八大”召开以来,反腐不断突破“禁区”与“惯例”,“十八大”之后中国政商关系已经进入了一个实质性的转型期。“十八大”后,企业利用旧有政商关系提前获取政策信息降低企业经营不确定性的可能性将会大大降低,旧有畸形政商关系给企业带来的信息优势将会被削弱。

基于这一现实背景,本文将全部样本进一步按“十八大”召开前后分成2010—2012年和2013—2016年两个子样本进行回归分析。这种分组方式既体现了反腐败力度的变化,也可以反映政商关系的转型。回归结果如表7所示。表中第(1)列和第(2)列对应2010—2012年子样本回归结果,第(3)和第(4)列对应2013—2016年子样本回归结果。

表7 “十八大”前后成本粘性对CEO薪酬粘性的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Pc=1	Pc=0	Pc=1	Pc=0
Roa	5.230*** (6.71)	6.3910*** (8.70)	3.9800*** (6.34)	5.1980*** (7.23)
Roa×D	-2.0140 (-0.52)	-3.7360** (-2.27)	-3.2210*** (-2.92)	-3.7520** (-2.30)
Absticky	0.0074 (1.15)	-0.0175 (-1.49)	-0.1320 (-1.22)	0.0077 (0.47)
Roa×D×Absticky	-2.3150 (-0.73)	-0.1850* (-1.77)	-2.8173** (-2.40)	-4.2100** (-2.45)
Tenure	0.0179** (2.50)	0.0278*** (8.95)	0.0173** (2.31)	0.0451*** (4.99)
Lev	-0.2120 (-0.99)	-0.1890*** (-2.98)	-0.6210*** (-2.74)	-0.0408 (-1.46)
Q	-0.0755 (-1.57)	-0.0173 (-0.87)	-0.6340*** (-2.99)	0.0269 (0.31)
Dual	0.3470*** (3.93)	0.7310*** (2.96)	0.1650 (1.43)	0.1254 (1.36)
Indep	-1.7350* (-1.71)	0.3220 (0.84)	-2.0480** (-2.54)	0.9110** (2.14)
Age	0.0034 (1.60)	0.0109*** (3.28)	-0.0145 (-0.38)	0.1079* (1.81)
Msh	-0.2811 (-0.90)	-0.0548 (-1.33)	-0.0472 (-0.19)	0.1178 (1.45)
Size	0.4591*** (8.40)	0.2730*** (8.17)	0.2740*** (6.97)	0.2170*** (6.31)
常数项	7.7392*** (6.14)	7.0360*** (15.42)	8.9110*** (9.18)	6.0180*** (12.35)
地区	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.4920	0.4310	0.4710	0.3820
N	372	1262	324	1746

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。

回归结果显示:在 2010—2012 年子样本回归结果列(1)、列(2)中,有政治关联组中交互项 $Roa \times D \times Absticky$ 的回归系数不显著,而无政治关联组交互项在 10%水平显著为负,表明在反腐败前政治关联组能够通过该关联获取信息优势,降低自身调整成本;而 2013—2016 年子样本回归结果列(3)、列(4)则显示:在反腐败建立新型政商关系后,交互项 $Roa \times D \times Absticky$ 的回归系数均在 5%水平显著为负。本文进一步对样本进行了似不相关检验,其中列(1)、列(3)中的 $Roa \times D \times Absticky$ 项的系数 P 值为 0.075,表明“十八大”前后,政治关联组的企业中成本粘性对于薪酬粘性的影响存在显著差异;而列(2)、列(4)中的 $Roa \times D \times Absticky$ 项的系数 P 值为 0.124,表明“十八大”前后,非政治关联组的企业中成本粘性对薪酬粘性的影响没有显著差异。这样的结果表明,“十八大”之后,政治关联为高管提供的信息优势被削弱,因此,对未来经营状况难以作出准确判断,因此受制于成本粘性产生了薪酬粘性。这样一来,他们与非政治关联样本得到了相似的回归结果。结合表 5、表 6 的回归结果,进一步支持了本文的研究假设 2。

(六) 稳健性检验

1. 关于内生性问题的讨论

为了在最大程度上避免遗漏变量所导致的内生性问题,本文在实证中控制了如董事会独立性(Indep)、两职兼任情况等代表公司治理情况的变量来缓解反向因果关系;本文还选择使用工具变量最小二乘回归来考察内生性问题。参考刘媛媛、刘斌^[29],采用上市公司员工总数的自然对数(lnemp)作为工具变量进行两阶段最小二乘估计。2008 年《中华人民共和国劳动合同法》开始实施,加大了公司解除员工劳动合同的难度。因此,员工人数会对公司的成本粘性产生正向影响。新劳动法中主要针对普通员工薪酬合同进行规范,而普通员工的薪酬和高管的薪酬设计体系过程和目标具有很大差异,因此,使用这一外生事件具备相当的合理性。工具变量两阶段最小二乘,第一阶段 F 值为 12.67,第二阶段估计结果没有发生显著变化,保证了结论的稳健性。结果如表 8 所示。

表 8 两阶段最小二乘

变量	第一阶段	第二阶段
lnemp	0.041 9** (2.42)	
Roa	0.439 0 (1.32)	5.452 0*** (12.40)
$Roa \times D$	-2.392 0*** (-6.29)	-5.612 0*** (-12.67)
Absticky		-2.652 0*** (-5.798)
$Roa \times D \times Absticky$		-3.167 0*** (-2.98)
Tenure	-0.100 6 (-1.22)	0.041 6*** (5.32)
lev	-0.215 0*** (-6.17)	-1.311 0*** (-6.91)
Q	0.026 5*** (2.93)	0.072 3*** (3.79)
Dual	0.019 3 (1.60)	0.277 0*** (9.91)

续表

变量	第一阶段	第二阶段
Indep	0.120 7 (1.54)	0.232 0 (1.43)
Age	0.003 8 (0.95)	0.017 6*** (8.99)
Msh	0.109 1 (0.67)	-0.014 8 (-1.11)
Size	0.142 0** (2.24)	0.267 0*** (7.80)
常数项	-0.437 0 (-1.74)	2.175 0*** (9.76)
Adj. R ²	0.067 0	0.288 0
N	3 704	3 704

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。

采用前三名薪酬总额的自然对数来度量,并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。同时,使用Change的分析范式来替换前文使用的Level范式进行回归分析,回归结果如表9所示。稳健性检验结果与前文的回归结果保持一致。可以说明主要研究结论稳健。

表9 替换变量稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
Δ Roa	3.012 0*** (13.09)		
Δ Roa \times D	-1.704 2** (-2.21)		
Absticky	0.002 5 (0.71)	0.043 2 (0.59)	0.045 3 (1.50)
Δ Roa \times D \times Absticky	-0.417 0*** (-4.93)		
yretwd		0.187 0*** (3.99)	
yretwd \times D		-0.324 0** (-2.03)	
yretwd \times D \times Absticky		-0.379 0** (-2.09)	
yretnd			0.240 0*** (5.82)
yretnd \times D			-0.164 2** (-2.03)
yretnd \times D \times Absticky			-0.419 0** (-2.09)
Tenure	0.017 9*** (7.50)	0.024 0*** (6.20)	0.035 6*** (8.89)
Lev	-0.437 0*** (-5.47)	-0.495 0*** (-12.43)	-0.671 9*** (-14.43)
Q	-0.022 9 (-1.32)	0.021 7** (2.74)	0.037 8** (2.04)
Dual	0.231 0*** (6.23)	0.096 0*** (4.62)	0.272 0*** (4.69)

续表

变量	(1)	(2)	(3)
Indep	0.031 8 (0.72)	0.372 0 (0.49)	0.211 0 (0.86)
Age	0.015 6*** (4.26)	0.016 2*** (3.95)	0.207 1*** (4.21)
Msh	-0.153 4 (-1.41)	0.322 0 (0.96)	0.162 0 (0.76)
Size	0.219 0*** (6.67)	0.312 0*** (12.00)	0.393 0*** (11.01)
常数项	6.001 0*** (8.64)	6.810 0*** (5.66)	6.108 0*** (9.66)
地区	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.544 2	0.291 8	0.601 2
N	3 704	3 640	3 640

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。

2. 改变变量的定义方式和变换计量范式

3. 考察规模经济因素作用下成本粘性对高管薪酬粘性的影响

加入了企业规模 (size) 与成本粘性的交互项,以此考察规模因素对“成本粘性—薪酬粘性”的影响,回归结果如表 10 所示。表 10 结果显示, $Roa \times D \times Absticky \times Size$ 与 $Roe \times D \times Absticky \times Size$ 均在 10% 水平上正向显著,表明随着企业规模的增加,成本粘性对 CEO 薪酬粘性的影响被削弱。

表 10 规模对成本粘性—薪酬粘性的影响

	(1)	(2)
Roa	2.951 0*** (3.15)	
Roe		1.077 0*** (2.88)
Roa×D	-1.108 7* (-1.94)	
Roe×D		-0.754 7** (-1.99)
Absticky	0.117 2 (1.23)	0.104 7 (1.13)
Roa×D×Absticky	-0.288 1* (-1.95)	
Roe×D×Absticky		-0.132 1* (-1.88)
Size	0.174 0*** (7.32)	0.196 0*** (13.28)
Roa×D×Absticky×Size	0.098 1* (1.82)	
Roe×D×Absticky×Size		0.087 8* (1.77)
Tenure	0.029 2*** (7.10)	0.054 1*** (9.79)
Lev	-0.422 0*** (-3.55)	-0.129 0*** (-3.88)
Q	-0.875 1* (-1.78)	-0.037 8 (-0.87)
Dual	0.157 3*** (4.08)	0.126 6*** (4.32)

续表

	(1)	(2)
Indep	-0.047 2 (-1.47)	-0.074 9 (-0.98)
Age	0.201 1*** (3.22)	0.104 8*** (3.76)
Msh	-0.163 2 (-1.48)	-0.147 4 (-1.26)
常数项	3.038 0*** (3.73)	5.233 6*** (4.10)
地区	控制	控制
年度	控制	控制
Adj. R ²	0.402 8	0.397 9
N	3 704	3 704

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。

4. 考察政治关联对“成本粘性—CEO 薪酬粘性”影响的稳健性

参考吴成颂等^[30],本文使用政府补贴(Lnsubsidy)度量企业的政治联系。杨其静和杨继东^[31]的研究表明,将补贴作为从政府角度出发的政治联系代理变量具有相当的合理性。为了检验假说 2,本文在回归中加入了 Lnsubsidy 和 Lnsubsidy×Roa×D×Absticky、Lnsubsidy×Roe×D×Absticky。结果如表 11 所示,这样的结果显示,随着政治关联程度的提高,成本粘性对薪酬粘性影响被削弱。

表 11 成本粘性、政治关联与高管薪酬粘性

变量	(1)	(2)
Roa	2.521 0*** (3.19)	
Roe		3.271 0*** (5.16)
Roa×D	-1.007 0*** (-3.18)	
Roe×D		-1.094 1** (-2.18)
Absticky	0.422 7 (1.04)	0.373 4 (1.49)
Roa×D×Absticky	-0.471 0* (-1.74)	
Roe×D×Absticky		-0.470 8** (-2.17)
Roa×D×Absticky×Lnsubsidy	0.125 0** (2.04)	
Roe×D×Absticky×Lnsubsidy		0.182 0* (1.84)
Tenure	0.238 2*** (3.57)	0.119 3*** (2.95)
Lev	-0.187 2 (-1.43)	-0.226 0 (-1.09)
Q	-0.513 4 (-1.09)	0.7217 (0.18)
Dual	0.219 0 (0.48)	0.045 5 (0.94)

续表

变量	(1)	(2)
Indep	1.092 0 (1.31)	0.418 0 (0.88)
Age	-0.303 9 (-1.53)	0.106 7 (1.16)
Msh	-0.820 0** (-2.34)	-0.751 0* (-1.79)
Size	0.187 0*** (3.58)	0.295 0*** (5.38)
常数项	4.392 0 (1.52)	4.760 0 (0.97)
地区	控制	控制
年度	控制	控制
Adj. R ²	0.428 0	0.501 0
N	3 704	3 704

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。

六、结论与启示

高管薪酬粘性作为经理人市场中的异象,一直被视为代理问题的体现,有关高管薪酬粘性非委托代理成因的研究尚未被涉及。本文从非委托代理视角出发,研究了制造业企业中客观存在的成本粘性所引发的高管薪酬粘性。理论模型和实证检验发现,成本粘性显著地推动了薪酬粘性的形成。进一步地,这种推动作用会受到企业是否具有政治关联这一重要特征的影响。具有政治关联的子样本其成本粘性对高管薪酬粘性并没有显著影响,即政治关联削弱了企业由于成本粘性而引发的薪酬粘性;而在非政治关联子样本中,成本粘性依然显著提高了高管薪酬粘性,且显著水平相比全样本有所提高;这一差异在“十八大”召开后消失。

本文的研究结论对完善上市公司高管薪酬激励制度具有重要启示。第一,CEO 薪酬粘性是微观各因素均衡的结果,适度的粘性是对高管积极面对风险的激励和补偿,是对高管权益的保障。以往文献将高管薪酬粘性视为代理人私人利益最大化的体现,社会公众的舆论更将这种“奖优不惩劣”的现象上升为社会问题。然而,根据研究结论,高管薪酬粘性并不是完全由委托代理因素决定,非委托代理因素引发的成本粘性大幅提高了高管薪酬粘性。从回归结果看,不考虑公司成本粘性,在制造业企业中,公司业绩上升时高管薪酬增长的幅度是公司业绩下降时其薪酬下降幅度的 2.81 倍;引入成本粘性后,这一比例上升至 2.89 倍,由此可知成本粘性加剧了高管薪酬粘性。因此,认识到薪酬粘性的部分合理性是成熟职业经理人市场的重要标志,也是发挥薪酬激励效果的重要保障。第二,企业在制定高管薪酬契约时应充分考到成本粘性的影响。在公司业绩下降时,有效地甄别出导致业绩下滑的原因是高管决策的失误还是系统性风险,是制订合理薪酬契约的重要前提。成本粘性是反映公司运行状况的综合指标,尤其对于制造业企业,成本粘性更强。因此,成本粘性可以作为系统性风险的重要代理变量。基于此,董事会在制定高管薪酬时应对企业剔除了委托代理成分的成本粘性进行测算,并基于剔除了成本粘性成分后的业绩下滑量对高管的薪酬进行调整,在年报中对这些处理过程进行详细披露。这样的薪酬安排不仅真正做到了赏罚分明,有效地缓解舆论

压力,而且也维护了高管薪酬同群效应的积极作用,切实保障了上市公司和高管双方的权益。第三,民营企业要恪守底线,适应新型政商关系。自上而下的反腐败工作已经打破了原有依靠政治关联获取信息的途径,这倒逼民营企业集中全力依靠创新发展核心竞争力,实现可持续发展。对于监管部门来说,保持自身廉洁公正,落实“亲”“清”两个字,这不仅维护了高管薪酬安排的合理性,保障了薪酬的激励效果,也是顺应经济新常态的大势所趋。

参考文献:

- [1] 陈修德,彭玉莲,吴小节. 中国上市公司 CEO 薪酬粘性的特征研究[J]. 管理科学,2014,27(3):61-74.
- [2] DIAMOND P. Managerial incentives; on the near linearity of optimal compensation[J]. Journal of Political Economy, 1998, 106(5):931-957.
- [3] GAVER J J, GAVER K M. The relation between nonrecurring accounting transactions and CEO cash compensation [J]. Accounting Review, 1998, 73(2):235-253.
- [4] JACKSON S B, LOPEZ T J, REITENGA A L. Accounting fundamentals and CEO bonus compensation [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2008, 27(5):374-393.
- [5] LEONE A J, WU J S, ZIMMERMAN J L. Asymmetric sensitivity of CEO cash compensation to stock returns [J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(1/2):167-192.
- [6] 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, 54(3):110-124.
- [7] 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.
- [8] BERTRAND M, MULLAINATHAN S. Are CEOs rewarded for luck? the ones without principals are [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2001, 116(3):901-932.
- [9] 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, 26(11):130-139.
- [10] 高文亮,罗宏,程培先. 管理层权力与高管薪酬粘性[J]. 经济经纬, 2011(6):82-86.
- [11] 白重恩,刘俏,陆洲,等. 中国上市公司治理结构的实证研究[J]. 经济研究, 2005, 60(2):81-91.
- [12] 罗莉,胡耀丹. 内部控制对上市公司高管薪酬粘性是否有抑制作用:来自沪深两市 A 股经验证据 [J]. 审计与经济研究, 2015, 15(1):26-35.
- [13] 张敏,姜付秀. 机构投资者、企业产权与薪酬契约 [J]. 世界经济, 2010, 32(8):43-58.
- [14] 张向丽,杨瑞杰. 外部审计能否抑制上市公司高管薪酬粘性:以沪深两市 A 股上市公司为例 [J]. 南方金融, 2015(12):60-66, 8.
- [15] 代彬,刘星,郝颖. 高管权力,薪酬契约与国企改革:来自国有上市公司的实证研究 [J]. 当代经济科学, 2011, 13(4):90-98.
- [16] 孙丽,杨丽萍. 所有权性质与高管薪酬业绩粘性 [J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2013(6):123-131, 153.
- [17] 赵纯祥,罗飞. 市场竞争、管理者权力与薪酬粘性 [J]. 当代财经, 2013(10):76-85.
- [18] 谢获宝,惠丽丽. 成本粘性、公司治理与高管薪酬业绩敏感性:基于企业风险视角的经验证据 [J]. 管理评论, 2017, 29(3):110-125.
- [19] ANDERSON M C, BANKER R D, JANAKIRAMAN S N. Are selling, general, and administrative costs “sticky”? [J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41(1):47-63.
- [20] WEISS D. Cost behavior and analysts' earnings forecasts [J]. The Accounting Review, 2010, 85(4):1441-1471.
- [21] 姚晶晶,鞠冬,张建君. 企业是否会近墨者黑:企业规模、政府重要性与企业政治行为 [J]. 管理世界, 2015(7):98-108.

- [22] CHEN C X, LU H, SOUGIANNIS T. The agency problem, corporate governance, and the asymmetrical behavior of selling, general, and administrative costs[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2012, 29(1): 252-282.
- [23] 谢获宝, 惠丽丽. 代理问题、公司治理与企业成本粘性: 来自我国制造业企业的经验证据[J]. *管理评论*, 2014, 26(12): 142-159.
- [24] DIERYNCK B, LANDSMAN W R, RENDERS A. Do managerial incentives drive cost behavior? Evidence about the role of the zero earnings benchmark for labor cost behavior in Belgian private firms[J]. *The Accounting Review*, 2012, 87(4): 1219-1246.
- [25] KAMA I, WEISS D. Do earnings targets and managerial incentives affect sticky costs?[J]. *Journal of Accounting Research*, 2013, 51(1): 201-224.
- [26] KIM J B, LEE J J, PARK J C. Internal control weakness and the asymmetrical behavior of selling, general, and administrative costs[J]. *SSRN Electronic Journal*, 2013; 113(1): 523.
- [27] CHEN S M, NI S X, WU D H. Corporate governance and the asymmetrical behavior of selling, general and administrative costs: further evidence from state antitakeover laws[J]. *SSRN Electronic Journal*, 2013; 2013: 1-41
- [28] GARVEY G T, MILBOURN T T. 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.
- [29] 刘媛媛, 刘斌. 劳动保护、成本粘性与企业应对[J]. *经济研究*, 2014(5): 63-76.
- [30] 吴成颂, 唐伟正, 黄送钦. 政治联系方式、产权性质与高管薪酬契约: 基于政府补贴和政治身份的视角[J]. *审计与经济研究*, 2015(1): 46-56.
- [31] 杨其静, 杨继东. 政治联系、市场力量与工资差异: 基于政府补贴的视角[J]. *中国人民大学学报*, 2010, 24(2): 69-77.

A further study on the causes of CEO compensation stickiness: Empirical analysis of listed private manufacture firms

WANG Xiuhua, GU Xi

(College of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha 410079, P. R. China)

Abstract: This paper investigates the executive compensation stickiness from the non-agent perspective. By constructing a compensation incentive model that introduces a cost function with stickiness characteristics, this paper finds the cost sticky increase the executive compensation stickiness. Empirical analysis of listed companies in the A-share private manufacturing industry from 2010 to 2016 upholds the theoretical analysis. Moreover, compared with executives who have no political association, executives who have political association show insensitive in the “cost sticky-compensation sticky” relation. However, this difference disappeared after the new business relationship established in 2012. This paper constructs a theoretical model to depict the non-agent mechanism of executive compensation stickiness and conducts empirical analysis. The study provides a new research perspective for a comprehensive understanding of executive compensation stickiness.

Key words: executive compensation incentives; executive compensation stickiness; cost stickiness; political association; new business relationship

(责任编辑 傅旭东)