

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

罗 莉,胡耀丹

(云南财经大学 会计学院,云南 昆明 650221)

[摘要]选取 2009—2011 年上市公司作为样本,以不同的会计指标作为公司业绩的替代变量,验证上市公司高管薪酬是否存在粘性,并考察内部控制对这一粘性的影响情况。结果表明:上市公司高管薪酬与 ROA 体现出更强的业绩敏感性,没有粘性;而与剔除非经常性损益后的净利润(DNP)之间存在粘性,但其粘性特征在高质量内部控制的作用下有所减弱。这说明管理者会用盈余管理的方式增强业绩敏感性,分组检验发现内部控制可以实质性地抑制高管薪酬的粘性,真正增强业绩敏感性。

[关键词]内部控制基本规范;盈余管理;高管薪酬粘性;业绩敏感性;公司治理;股权激励;公司业绩;会计信息化
[中图分类号]F239.45 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2015)01-0026-10

一、引言

随着我国高管薪酬数据的进一步披露,越来越多的学者开始关注上市公司高管薪酬问题。薪酬问题的产生源于委托代理理论,根据该理论,上市公司所有权和经营权的分离导致管理者和所有者存在目标与利益不一致、信息不对称、高代理成本等问题。作为公司激励的主要方式之一,高管薪酬激励一直被视作使管理者和所有者目标一致、利益趋同的重要途径。然而,激励性薪酬制度往往是具有信息优势的管理者进行盈余管理的一个诱因,因此,除了将高管薪酬与公司业绩挂钩之外,企业还需要建立一系列可以约束管理者自利行为的制度,以确保薪酬激励达到预期效果。

根据美国 COSO1992 年发布的《内部控制——整合框架》,内部控制是保证经营的合理有效性、财务报告可靠性、符合使用的法律和法规的一个过程。中航油(新加坡)案件发生后,2004 年底和 2005 年 6 月,国务院连续就强化企业内部控制问题做出重要批示,明确要求“由财政部牵头,联合证监会及国资委,积极研究制定一套完整、公认的企业内部控制指引”。2008 年,财政部等五部委联合发布了《企业内部控制基本规范》;2010 年,五部委又联合发布了相关的配套指引;2011 年,内部控制规范体系率先在我国资本市场部分上市公司中正式实施,内部控制在我国成为一项监管措施。

引入薪酬制度以来,很多上市公司设计出了与业绩相挂钩的薪酬体系,这就自然地引发了如下思考:上市公司高管是否会为了获得高额收益,采用表面上与业绩紧密联系,而实际上不与业绩同步变化的薪酬制度?换句话说,薪酬与不同的会计指标是否表现出不同的敏感性?非经常性损益常被用来进行盈余管理,因此,我们有必要选用剔除非经常性损益前后的会计业绩指标,即剔除非经常性损益后的净利润及 ROA 来分别对其进行实证检验。已有研究表明,内部控制质量越高,上市公司高管薪酬业绩敏感性越强。若高管薪酬与业绩之间呈现出不对称的变化(粘性),则可能意味着薪酬制度没有达到预期效果,但目前尚未有研究证明高质量内部控制是否对薪酬粘性有抑制作用。

[收稿日期]2014-01-27

[基金项目]国家自然科学基金项目(71162004);2014 年度云南哲学社会科学创新团队项目(2014cx06)

[作者简介]罗莉(1967—),女,湖南邵阳人,云南财经大学会计学院副院长,教授,硕士生导师,从事会计信息化与内部控制研究;胡耀丹(1988—),女,云南昆明人,云南财经大学会计学博士生,从事内部控制与公司治理研究。

本文在理论推导的基础上,以深圳迪博企业风险管理技术有限公司的“2009—2011年内部控制指数”来度量内部控制质量,实证检验薪酬与不同会计指标之间是否体现出不同的粘性特征,然后检验内部控制对于高管薪酬粘性是否具有抑制作用,以期发现盈余管理是否会遮掩薪酬粘性的存在以及内部控制能否抑制上市公司高管的薪酬粘性,进一步地说明内部控制在增强薪酬业绩敏感性、设置业绩性薪酬时的作用,并为上市公司及有关部门推进我国上市公司高管薪酬体系建设提供参考意见。

二、理论分析与研究假设

1999年,我国政府确立了“经营者收入与企业经营业绩挂钩”的报酬制度;2003年之后,一系列政策相继出台。在可获得实证数据之后,许多研究都证明了我国上市公司管理者薪酬与业绩呈现显著正相关关系,即具有显著的业绩敏感性^[1-4]。“粘性”概念始于对费用粘性的研究^[5-6]。国内外文献都发现高管薪酬存在粘性特征。Gaver等从高管薪酬与非经常性盈利和非经常性亏损的变化关系入手,发现美国上市公司高管薪酬存在粘性特征^[7]。Leone和Jackson等从不同角度也得出类似的结论^[8-9]。方军雄以我国2001—2007年上市公司数据为样本,发现我国上市公司高管薪酬呈现业绩敏感性,但这种业绩敏感性存在不对称性即粘性的特征^[4]。

周晖等对我国国有控股上市公司的检验表明,在调高操控性应计利润的情况下,盈余管理程度与管理者的年度报酬水平正相关,与高管薪酬业绩敏感度也呈现正相关关系^[10]。南晓莉等发现在实施股权激励的上市公司中,高管会通过盈余管理来影响收益与会计绩效敏感度,而公司治理水平能够缓解这一影响的程度^[11]。这些研究表明薪酬激励是上市公司盈余管理的一个诱因,具体体现为管理层薪酬水平与调高的操控性应计利润显著正相关^[12]。经理有动机为增加其报酬而利用盈余管理调增会计收益^[13]。高管控制权的存在增加了高管报酬水平,并且降低了高管报酬诱发盈余管理的程度,但高管利用盈余操纵获取绩效薪酬的倾向随管理层权利的增大而增大^[14]。

委托代理理论显示,作为代理者的经理人员和作为委托者的股东具有不同的效用函数,经理人可能会出于自利而做出有损股东利益的决策^[15]。股东为了约束经理人的自利行为,使其效用函数与股东效用趋于一致,会设置与业绩相关的薪酬支付方案。虽然报酬与业绩相挂钩,但业绩又不完全取决于经理的努力^[15],公司业绩是公司所处行业面临的政策方针改变、行业竞争、整个市场的宏观经济情况、国家及社会环境等多方面因素的综合函数。因此,在公司业绩上升时,高管人员“功劳显著”,薪酬上升;而公司业绩下滑时,薪酬下滑会向经理市场传递负面信号并带来经理人市场价值的下跌,管理者出于自利目的,会将下滑原因归结于行业整体情况、国家宏观外部条件的变化等,从而“减轻罪名”,不愿意接受薪酬的下调^[5,16],使其薪酬下滑幅度小或者不下滑,甚至出现小幅增长的不对称情况^[4,17]。考虑到我国“奖优不惩劣”的文化以及国有企业薪酬设定过程的不透明性,本文认为高管薪酬会存在粘性特征^[4]。

既然薪酬存在粘性具有一定的现实原因,反映出了薪酬制度的不完善,且容易引起投资者的不满及媒体的关注。那么,当基于会计业绩指标设计薪酬制度时,为获得超额收益、缓解委托代理冲突或避免媒体关注带来的不必要麻烦,高管将有动机进行盈余管理,以调整会计收益^[13],增强业绩敏感性。Bargeron等也发现高管薪酬业绩敏感性与盈余管理正相关,即薪酬业绩敏感性更高的高管更倾向于进行盈余管理^[18]。盈余管理的动机各异,手段多样,其中,非经常性损益与股价的相关系数甚至高过经常性损益^[19],对上市公司扭亏或平滑利润起到了重要作用,是盈利和亏损公司进行盈余管理所倚重的内容^[20]。1999年,中国证监会要求上市公司披露的扣除非经常性损益后的净利润有利于提高会计信息的质量^[21]。因此,如果采用扣除非经常性损益后的净利润作为设置业绩性薪酬的依据,则上市公司高管薪酬难免会表现出粘性特征,但若使用剔除非经常性损益前的指标,则管理者有进行盈余管理以“提高”业绩敏感性从而获得额外收益的可能性。基于此,本文提出第一个假设:具有盈余管理可能性的业绩指标(ROA)上升时,高管薪酬没有体现出粘性,而不具有盈余管理的业绩指标

(剔除非经常性损益的净利润 DNP)上升时,高管薪酬具有粘性特征。

H_{1a} :企业 ROA 上升时,高管薪酬增加的幅度没有显著大于 ROA 下滑时减少的幅度;

H_{1b} :企业 DNP 上升时,高管薪酬增加的幅度显著大于业绩下滑时减少的幅度。

已有关于内部控制与薪酬关系的研究发现,内部控制是否实施与质量高低确实会影响管理者的薪酬。内部控制缺陷的披露导致高管薪酬额度有所降低,降低幅度随公司管制的不断严格而增大^[22-23],高管薪酬业绩敏感性也随着内部控制的实施及质量的提高而有所下降^[23-24]。国内学者也有类似的研究,但结论不同。卢锐等认为内部控制能够约束经理人自利行为,提升公司业绩,理性的管理者更趋向于使用业绩性薪酬,他们还发现内部控制质量与管理者薪酬业绩敏感性之间具有趋同性^[25]。内部控制缺陷会降低公司的会计信息质量,从而使原来用于度量代理人努力程度的标准不能再准确地反映代理人的努力程度,从而降低了高管的薪酬业绩敏感性。

尽管有关内部控制有效性的研究并未得出一致的结论^[26],但 SOX 法案实施的预期目的之一就是降低代理成本,确保公司经营合法合规。不少研究也证明 SOX 法案的实施起到了预期的作用,比如可以提高公司信息透明度、降低企业风险、促使公司聘用高素质高管等^[27-28],从而加强所有者对管理人员的监督力度,减轻管理者寻租动机并约束其自利行为。高信息透明度有利于提高高管薪酬业绩敏感性,减小高管薪酬与盈利业绩和亏损业绩之间的非对称性^[29]。高素质高管的自利行为受到约束,他们将选择能够实现价值最大化的方式进行管理,提高经营效率,提升公司业绩。作为回报,理性经理人更趋向于使用业绩性薪酬^[25]。从政策上看,我国《内部控制基本规范》中明确了对治理层和经济层责任体系的要求,并且强调了建立有效人力资源管理机制的重要性,明确建议上市公司建立透明的薪酬及绩效考核制度。考虑到高质量内部控制所具有的经济效益以及内部控制的内在要求,我们认为当上市公司高管薪酬存在粘性时,提高内部控制的质量应该能够起到缓解及抑制粘性的作用,内部控制质量高的公司具有更强的高管薪酬业绩敏感性。本文据此提出第二个假设。

H_2 :相对于内部控制质量低的公司,内部控制质量高的公司中高管薪酬粘性特征有所减小。

三、研究设计及样本来源

(一) 变量定义

1. 高管薪酬的衡量

薪酬分为股利薪酬和现金薪酬,由于我国股权激励起步较晚,持股比例不一,且从公开数据无法准确判断哪些属于公司激励的股利,因此,本文参考前人的做法^[4,30],不考虑股权激励,而是选取上市公司“薪酬最高的前三位董事”作为“高管”,考虑到与其他变量的数量级差异,我们将其薪酬总额取自然对数,以此作为高管薪酬的衡量指标。

2. 公司业绩的衡量

高管薪酬粘性体现在高管薪酬与公司业绩之间不对称的变化,作为重要解释变量的公司业绩,其衡量方式多种多样。其中,剔除非经常性损益的净利润及 ROA、ROE 是衡量盈利能力的常用指标,为了区分薪酬与有盈余管理和无盈余管理的绩效是否存在粘性,本文特选取剔除非经常损益后的净利润(DNP)及 ROA 来作为公司业绩的替代变量^[4,17],其中前者的选用是基于 H_{1a} ,后者则基于 H_{1b} 。

3. 内部控制有效性

为体现内部控制有效性在数值上的差异,本文采用“迪博·中国上市公司内部控制指数”来衡量上市公司有效性水平,该指数得到众多学者认可,具有较强的可信度。该指数体系满分为 1000 分,为避免与其他变量之间存在较大的数量级差,本文将其除以 100,作为内部控制有效性的衡量指标。

(二) 模型设计及结果预期

借鉴现有研究对于“粘性”的衡量方法^[4-5,8],本文分别采用 Level 模型和 Change 模型构成高管薪酬粘性模型(后文用模型一表示),来检验薪酬与使用不同指标衡量的业绩之间的粘性是否存在差

异,然后在模型一主要解释变量的基础上加入衡量内部控制能否抑制薪酬粘性的交叉变量,构成内部控制作用模型(后文用模型二表示)。此外,本文还根据内部控制质量高低对模型一进行分组检验,以测试相对于内部控制质量较低的公司,内部控制质量高的公司体现出的薪酬粘性特征是否有所缓解。具体模型设置及变量定义如下。

模型一:高管薪酬粘性模型

Level 模型: $\ln pay_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times \ln Perf_{i,t} + \beta_2 \times \ln Perf_{i,t} \times Down_{i,t} + \beta_3 \times Down + \beta_4 \times dua_{i,t} + \beta_5 \times rate_{i,t} + \beta_6 \times share_{i,t} + \beta_7 \times size_{i,t} + \beta_8 \times lever_{i,t} + \beta_9 \times soe_{i,t} + \beta_{10} \times Year_{i,t} + \beta_{11} \times Indu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Change 模型: $\Delta \ln pay_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times \Delta \ln Perf_{i,t} + \beta_2 \times \Delta \ln Perf_{i,t} \times Down_{i,t} + \beta_3 \times Down + \beta_4 \times Dua_{i,t} + \beta_5 \times rate_{i,t} + \beta_6 \times share_{i,t} + \beta_7 \times size_{i,t} + \beta_8 \times lever_{i,t} + \beta_9 \times soe_{i,t} + \beta_{10} \times Y_{i,t} + \beta_{11} \times Indu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

由于 $Down$ 是衡量业绩是否下滑的哑变量,当业绩上升时,含有交乘项 $Down$ 的项为 0,此时, β_1 衡量了薪酬对业绩上升的(边际)变化情况;当业绩下滑时, $Down$ 取值为 1,此时, $(\beta_1 + \beta_2)$ 衡量了薪酬对业绩下滑的(边际)变化情况(Change 模型显示的为边际变化量)。根据薪酬粘性的定义,我们预期在使用剔除非经常性损益的净利润来衡量业绩时, $\beta_1 > (\beta_1 + \beta_2)$, 并且 β_2 越小(绝对值越大),上市公司高管薪酬越具有“粘性”;而使用净利润或 ROA 作为业绩的替代变量时,则不具有“粘性”,此时高管薪酬具有更强的业绩敏感性。

模型二:内部控制作用模型

设置模型二的目的在于检验内部控制对上市公司高管薪酬粘性是否有抑制作用,本文将内部控制以其中位数为界限,分为内部控制质量高、低的两组,设置虚拟变量 ici 。内部控制指数大于其中位数时取 1,视为高质量内部控制样本,否则取 0。为便于计算,本文在模型一的基础上加上主要变量与虚拟变量 ici 的交乘项;此外,再额外加上与衡量内部控制有效性 ICI 的交乘项,以测试不同的内部控制得分对粘性的影响。

Level 模型: $\ln pay_{i,t} = \alpha + \lambda_1 \times \ln Perf_{i,t} + \lambda_2 \times \ln Perf_{i,t} \times Down_{i,t} \times ici_{i,t} + \lambda_3 \times \ln Perf_{i,t} \times ici_{i,t} + \lambda_4 \times Down_{i,t} \times \ln Perf_{i,t} + \lambda_5 \times Down_{i,t} + \lambda_6 \times ici_{i,t} + \lambda_7 \times dua_{i,t} + \lambda_8 \times rate_{i,t} + \lambda_9 \times share_{i,t} + \lambda_{10} \times size_{i,t} + \lambda_{11} \times lever_{i,t} + \lambda_{12} \times soe_{i,t} + \lambda_{13} \times Year_{i,t} + \lambda_{14} \times Indu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Change 模型: $\Delta \ln pay_{i,t} = \alpha + \lambda_1 \times \Delta \ln Perf_{i,t} + \lambda_2 \times \Delta \ln Perf_{i,t} \times Down_{i,t} \times ici_{i,t} + \lambda_3 \times \Delta \ln Perf_{i,t} \times ici_{i,t} + \lambda_4 \times Down_{i,t} \times \Delta \ln Perf_{i,t} + \lambda_5 \times Down_{i,t} + \lambda_6 \times ici_{i,t} + \lambda_7 \times dua_{i,t} + \lambda_8 \times rate_{i,t} + \lambda_9 \times share_{i,t} + \lambda_{10} \times size_{i,t} + \lambda_{11} \times lever_{i,t} + \lambda_{12} \times soe_{i,t} + \lambda_{13} \times Year_{i,t} + \lambda_{14} \times Indu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

同模型一,模型二中的 $Down$ 同样为表示业绩是否下滑的哑变量。从模型二中可看出,当业绩下滑($Down = 1$)时,高质量内部控制样本($ici = 1$)中衡量薪酬对业绩下滑的边际变化量可由系数($\lambda_1 + \lambda_2$)衡量,当业绩上升时, λ_1 衡量了高质量内部控制样本中薪酬对业绩上升的边际变化量。综合考虑,根据假设预期, $\lambda_1 > (\lambda_1 + \lambda_2)$,且 λ_2 越小,越具有“粘性”,结合模型一,如果 $\lambda_1 / (\lambda_1 + \lambda_2) < \beta_1 / (\beta_1 + \beta_2)$,就证明上市公司高管的薪酬粘性得到缓解。

(三) 数据来源及描述性统计

本文内部控制指数数据来源于迪博企业风险管理技术有限公司,公司业绩、高管薪酬等数据均来自 CSMAR 数据库。初选样本为 2009—2011 年 A 股上市公司,考虑到金融行业的特殊性,本文剔除了金融行业的相关数据以及缺失的其他数据,最终得到 4637 个样本。

下页表 2 对主要变量进行了描述性统计。其中内部控制指数经过原始数据除以 100 的处理后,均值为 6.85,最小值为 1.66,最大值为 9.95,这说明内部控制有效性差异较大; ici 是以均值 6.85 为分界线得出的虚拟变量,其平均数为 0.58,说明超过五成的样本公司内部控制质量较高。两职分离平均数为 0.18,说明近 82% 的样本公司实现了两职分离。第一大股东持股比例标准差最大,表明上市公司股权结构具有高度差异。独董占比 37%,勉强符合《上市公司治理准则》中“至少包括 1/3 独立

董事”的规定。其他控制变量的分布基本与现有文献结论一致,在此不再赘述。

表1 变量定义表

变量名称	含义	计算方法
lnpay	高管薪酬	上市公司“薪酬最高的前三位董事”薪酬总额取自然对数
Δlnpay	高管薪酬变化	上市公司高管薪酬的边际变动量
lnPerf	公司业绩	用剔除非经营性损失的净利润(dnp)取自然对数来衡量
roa	公司业绩	公司变量的另一个衡量变量,净利润/总资产余额
ΔlnPerf	公司业绩变化	上市公司业绩边际变化量
Down	业绩下降	哑变量,公司业绩下滑,下滑为1,否则为0
ICI	内部控制指数	采用迪博公司提供的内部控制指数,并将其除以100。
ici	内部控制质量	哑变量,ICI > 其平均值6.85时取1,认为内控质量高,否则取0
dua	两职分离	董事长兼任总经理时取1,否则取0
rate	独董比例	独立董事在董事会中的占比
share	持股比例	第一大股东持股比例
size	公司规模	用公司账面资产总额取对数衡量
lever	资产负债率	公司总资产与总负债的比例
soe	产权	实际控制人为政府、国有企业为1,否则为0
Year	年度	年度虚拟变量,控制年度影响;属于某一年度取1,否则取0
Indu	行业	行业虚拟变量,控制行业影响;属于某一行业取1,否则取0

表3列示了各研究变量之间的相关系数。从表3可清楚看出高管薪酬与公司业绩、内部控制、公司规模、股权结构和产权均在1%的水平上显著正相关。具体来看,公司业绩与高管薪酬显著正相关,说明我国上市公司高管薪酬总体上具备了薪酬敏感性,即大多公司采用业绩性薪酬进行薪酬管理;内部控制质量与公司业绩及高管薪酬均显著正相关,这在一定程度上验证了已有研究的结果^[24-25],同时也为假设2的提出提

表2 主要变量描述性统计表

变量	样本数	平均数	中位数	标准差	最小值	最大值
lnpay	4627	13.85	13.87	0.76	10.09	16.58
lnPerf	3838	18.36	18.34	1.65	6.89	25.69
Roa	4634	0.05	0.04	0.25	-3.34	12.76
Down	4637	0.25	0	0.43	0	1
ICI	4637	6.85	6.92	0.98	1.66	9.95
ici	4637	0.58	1	0.49	0	1
dua	4637	0.19	0	0.39	0	1
share	4636	36.27	34.36	15.5	3.5	86.49
size	4637	21.77	21.6	1.3	17.43	28.28
soe	4597	0.59	1	0.49	0	1
rate	4635	0.37	0.33	0.05	0.09	0.8
lever	4941	0.08	0.20	0.12	0	1.43

供了一定的依据,即内部控制良好的上市公司,其高管薪酬与公司业绩更具有敏感性。其他变量均呈现不同程度的相关性,因此本文对其进行进一步的控制。

表3 研究变量 Pearson 相关系数矩阵

	lnpay	lnPerf	roa	Down	ici	dua	share	size	soe	rate	lever
lnpay	1										
lnPerf	0.465 ***	1									
roa	0.073 ***	0.297 ***	1								
Down	0.038 ***	-0.193 ***	-0.0110	1							
ICI	0.429 ***	0.609 ***	0.096 ***	0.065 ***	1						
dua	0.00500	-0.065 ***	0.0170	0.0100	-0.035 **	1					
share	0.082 ***	0.284 ***	0.0100	0.043 ***	0.221 ***	-0.070 ***	1				
size	0.429 ***	0.721 ***	-0.0150	0.057 ***	0.549 ***	-0.182 ***	0.316 ***	1			
soe	0.093 ***	0.189 ***	-0.036 **	-0.00400	0.103 ***	-0.287 ***	0.200 ***	0.356 ***	1		
rate	0.0180	0.034 **	0.0120	-0.00200	0.034 **	0.057 ***	0.069 ***	0.059 ***	-0.053 ***	1	
lever	0.066 ***	0.170 ***	-0.060 ***	0.029 **	0.065 ***	-0.137 ***	0.102 ***	0.404 ***	0.227 ***	-0.0190	1

注:系数为 Pearson 相关系数。*、**、*** 分别表示 0.1、0.05 和 0.01 的显著水平,下同。

四、上市公司高管薪酬粘性的存在性

继方军雄利用剔除非经常性损益后的净利润与净利润回归得出我国上市公司高管薪酬存在粘性的结论后^[4],我们期望验证上市公司是否有可能利用非经常性损益进行盈余管理以提高薪酬业绩敏感性,遮掩薪酬粘性。本文选取了两个具有代表性的业绩衡量指标——剔除非经常性损益的净利润 dnp 与 roa 分别进行回归,结果如下。

表 4 结果显示,高管薪酬与公司业绩(用 roa 表示)分别在 5% 和 10% 的水平上正相关。交叉项参数估计值 0.988 和 0.871 均在 1% 的水平上显著,这说明在业绩下滑时,薪酬与业绩的正相关性更强,薪酬随业绩的下降而显著下滑,没有体现出粘性特征。假设 H_{1a} 得到验证。

表 5 报告了利用剔除非经常性损益后的净利润来衡量业绩时,Level 模型和 Change 模型的回归结果。从表 5 看,无论是

Level 模型还是 Change 模型,交叉项 Down × lnPerf 和 Down × ΔlnPerf 都显著为负,这意味着当公司业绩下滑(D = 1)时,高管薪酬与业绩的敏感度显著下降。具体地说,公司业绩上升或保持不变时(D = 0),高管薪酬的增长幅度分别是公司业绩下滑时(D = 1)薪酬下滑幅度的 1.36 倍(Level 模型 0.187/(0.187 - 0.049)) 和 1.25 倍(Change 模型 0.164/(0.164 - 0.033)),两个模型中高管薪酬在业绩上升时的边际增加量均显著大于业绩下滑时的边际减小量,体现出了薪酬的粘性特征,即业绩上升时高管薪酬增加的幅度大于业绩下滑时薪酬的减少幅度,假设 H_{1b} 得到验证。

无论亏损还是盈利的公司都有动机利用非经常性损益进行盈余管理,或是实现扭亏,或是平滑利润^[20]。由于利润 = 非经常性损益 + 经常性损益(剔除非经常性损益后的净利润),而非经常性损益具有偶发性的特点,无法作为投资者对企业发展前景进行判断的依据^[21]。因此,在为上市公司高管设置薪酬激励时,应该更多地考虑剔除非经常性损益后的净利润^[31]。表 5 的结果也证明如此,如果上市公司在将高管

薪酬与公司业绩相挂钩时不考虑非经常性损益,而只用诸如 ROA 等一系列变量来衡量公司业绩的话,就可能忽略管理层利用非经常性损益进行盈余管理,进而实现业绩扭亏或者平滑利润的行为。业绩下滑时,高管薪酬与公司业绩同样高度相关,即没有体现出高管薪酬的粘性,这使得表面上高管激

表 4 上市公司高管薪酬粘性回归结果(1)

变量	Level 模型			Change 模型		
	参数估计值	t 值	p 值	参数估计值	t 值	p 值
lnperf	0.117**	2.82	0.005	0.063*	2.12	0.034
Down × lnperf	0.988***	7.30	0.000	0.871***	3.72	0.000
Down	-0.060**	-2.98	0.003	-0.071***	-3.35	0.001
dua	0.126***	4.83	0.000	0.061*	2.17	0.030
share	-0.002***	-3.66	0.000	-0.002*	-2.32	0.021
size	0.283***	30.20	0.000	0.109***	10.98	0.000
soe	-0.018	-0.82	0.410	-0.002	-0.08	0.936
rate	-0.273	-1.48	0.138	-0.077	-0.39	0.697
lever	-0.541***	-5.30	0.000	-0.197	-1.81	0.070
Year		控制			控制	
indu		控制			控制	
横截距	7.785***	36.79	0.000	-2.089***	-8.75	0.000
样本数	4544			4532		
Adj. R-sq	0.2606			0.1017		

表 5 上市公司高管薪酬粘性回归结果(2)

变量	Level 模型			Change 模型		
	参数估计值	t 值	p 值	参数估计值	t 值	p 值
lnPerf	0.187***	17.16	0.000	0.164***	16.83	0.000
Down × lnPerf	-0.049***	-3.67	0.000	-0.033*	-2.07	0.039
Down	0.929***	3.85	0.000	0.030	1.24	0.215
dua	0.098***	3.61	0.000	0.076**	2.75	0.006
share	-0.004***	-5.95	0.000	-0.002**	-3.08	0.002
size	0.088***	6.23	0.000	0.046***	4.39	0.000
soe	0.084***	3.6	0.000	0.051*	2.1	0.036
rate	-0.113	-0.6	0.550	-0.012	-0.06	0.950
lever	-0.362**	-3.16	0.002	-0.159	-1.37	0.172
Year		控制			控制	
indu		控制			控制	
横截距	8.583***	36.53	0.000	-0.862***	-3.66	0.000
样本数	3770			3328		
Adj. R-sq	0.2721			0.1885		

励制度得到了很好的践行,而事实可能并非如此。这也在一定程度上给上市公司制定薪酬激励提出了一定的警示:重视公司盈余,确保薪酬制度起到促使高管利益与公司业绩趋于一致的作用,薪酬激励才真正起激励效果。

五、内部控制能抑制高管薪酬粘性吗?

上文研究表明,使用 roa 作为上市公司业绩的替代变量时,上市公司体现出了很强的薪酬—业绩敏感性,即使在业绩下滑时,薪酬也与业绩显著正相关。但若用剔除非经常性损益后的净利润来衡量业绩,业绩上升时薪酬与业绩显著正相关,而业绩下滑时交乘项 Down × lnPerf 在两个模型中均显著为负,业绩上升时薪酬的增长幅度大于业绩下滑时薪酬的降低幅度,体现出了薪酬粘性。虽然粘性的存在具有一定的客观原因,但并不符合薪酬制度的要求,没有达到使管理者利益与股东利益

表 6 虚拟变量内部控制抑制高管薪酬粘性的检验

变量	Level 模型			Change 模型		
	参数估计值	t 值	p 值	参数估计值	t 值	p 值
lnPerf	0.181***	12.48	0.000	0.168***	10.76	0.000
ici × Down × lnPerf	-0.007*	-2.55	0.011	0.104***	3.26	0.001
Down × lnPerf	-0.031*	-2.03	0.042	-0.093***	-3.78	0.000
ici	0.312	1.16	0.247	0.071**	2.83	0.005
ici × lnPerf	-0.011	-0.74	0.457	-0.011	-0.57	0.567
Down	0.697**	2.65	0.008	0.022	0.89	0.373
dua	0.096***	3.55	0.000	0.074**	2.70	0.007
share	-0.004***	-5.99	0.000	-0.002**	-3.29	0.001
size	0.088***	6.08	0.000	0.039***	3.57	0.000
soe	0.083***	3.53	0.000	0.053*	2.19	0.029
rate	-0.100	-0.53	0.594	-0.000	-0.00	1.000
lever	-0.362**	-3.15	0.002	-0.137	-1.18	0.238
Year		控制			控制	
indu		控制			控制	
横截距	8.604***	25.95	0.000	-0.768**	-3.19	0.001
样本数		3770			3328	
Adj. R-sq		0.275			0.192	

完全趋于一致的目的。那么,内部控制对此是否有抑制作用呢?模型二旨在通过计算加入内部控制变量前后的薪酬变化幅度来判断内部控制能否抑制或弱化高管薪酬的粘性特征。回归结果如表 6 所示。

表 6 显示,加入衡量内部控制质量高低的虚拟变量后,业绩下滑(Down = 1)时,在 Level 模型中,衡量薪酬与业绩下滑关系的系数显示,下滑幅度是业绩上升时上升幅度的 1.04 倍(0.181/(0.181 - 0.007)),小于加入内部控制变量前的 1.22 倍;在 Change 模型中,这一变化幅度变为 0.62 倍(0.168/(0.168 + 0.104)),显著小于模型一中的 1.26 倍,初步显示出内部控制对薪酬粘性的抑制作用。特别地,当不设置虚拟变量进行数值计算,而是将内部控制以数值形式代入模型二时,回归

表 7 连续变量内部控制对高管薪酬粘性的抑制检验

变量	Level 模型			Change 模型		
	参数估计值	t 值	p 值	参数估计值	t 值	p 值
lnPerf	0.225***	5.50	0.000	-0.014	-0.19	0.853
ICI × Down × lnPerf	-0.003	-1.45	0.147	-0.002	-0.09	0.931
Down × lnPerf	-0.013	-0.51	0.613	-0.020	-0.16	0.870
Down	0.638*	2.18	0.029	0.0341	1.38	0.166
ICI	0.238*	2.18	0.029	0.038*	2.06	0.039
ICI × lnPerf	-0.008	-1.48	0.139	0.025*	2.40	0.016
dua	0.094***	3.49	0.000	0.071**	2.59	0.010
share	-0.004***	-5.89	0.000	-0.002**	-3.14	0.002
size	0.080***	5.19	0.000	0.026*	2.00	0.046
soe	0.082***	3.50	0.000	0.056*	2.31	0.021
rate	-0.112	-0.59	0.553	-0.015	-0.08	0.939
lever	-0.347**	-3.00	0.003	-0.116	-0.99	0.324
Year		控制			控制	
indu		控制			控制	
横截距	7.475***	8.69	0.000	-0.699**	-2.90	0.004
样本数		3770			3328	
Adj. R-sq		0.275			0.191	

结果如表 7 所示。此时,由于内部控制指数不是虚拟变量,无法进行数值运算,但从符号来看,加入内

部控制后,虽然体现出业绩下滑时,交乘项参数估计值为负,但并不显著,与表4中业绩下滑时,薪酬与业绩显著负相关相比可知,内部控制的实施在一定程度上起到了对高管薪酬粘性的抑制作用。

值得注意的是,无论是在对模型一还是模型二的检验中,独立董事均未显示与薪酬的显著正相关,为此,本文额外对独立董事与薪酬业绩敏感性做了最小二乘法分析,以检验独立董事是否发挥了作用^①,但无论使用 Level 模型还是 Change 模型,独立董事与薪酬业绩敏感性均无显著关系。这可能说明我国上市公司独董占比虽然已达 37% (见表 2),但独立董事并未起到实质性作用,独立董事可能具有“花瓶效应”。同时,产权在模型一中较为显著,这与已有研究结论大致相同^[17,25],即国有企业的薪酬敏感性高于私有企业,换句话说,相比国有企业而言,私营企业的薪酬体现出更为明显的粘性特征;在模型二中,产权没有显示出模型一的特征,本文推论这与内部控制的实施密不可分,正是由于内部控制的实施,国有企业和私营企业之间薪酬粘性的区别有所减小,这也从另一个侧面说明内部控制应坚定不移地执行下去。其他变量的结果与现有文献大致相同,不再赘述。

六、稳健性检验

在稳健性检验中,我们没有使用内部控制与高管薪酬粘性的交叉变量进行回归,而是在模型一的基础上,按照内部控制质量高低进行分组检验,即分别使用内部控制质量高、低两组数据对模型一进行回归,以测试在不考虑内部控制与公司业绩下滑之间的相互关系,只使用内部控制质量进行控制情况下的结果。

表 8 根据内控质量分组检验内控对薪酬粘性的抑制作用

变量	内部控制质量高组				内部控制质量低组			
	Level 模型		Change 模型		Level 模型		Change 模型	
	参数估值	t 值	参数估值	t 值	参数估值	t 值	参数估值	t 值
lnPerf	0.181 ***	12.64	0.155 ***	13.05	0.168 ***	8.79	0.147 ***	8.15
Down × lnPerf	-0.029	-1.64	0.003	0.13	-0.045 *	-1.73	-0.058 *	-2.03
Down	0.535	1.64	-0.023	-0.80	0.906 *	2.03	0.107 *	2.22
dua	0.139 ***	4.26	0.102 **	3.19	0.001	0.02	0.010	0.20
share	-0.005 ***	-5.74	-0.002 *	-2.23	-0.003 *	-2.14	-0.003 *	-2.23
size	0.072 ***	4.13	0.034 **	2.82	0.124 ***	4.65	0.077 **	2.85
soe	0.089 **	3.10	0.022	0.77	0.072	1.78	0.103 *	2.26
rate	-0.157	-0.71	-0.106	-0.48	0.119	0.32	0.457	1.14
lever	-0.351 *	-2.51	-0.108	-0.79	-0.344	-1.70	-0.231	-1.02
Year		控制				控制		
indu		控制				控制		
横截距	9.056 ***	31.97	-0.568 *	-2.10	8.046 ***	15.53	-1.627 **	-2.72
样本数	2528		2298		1242		1030	
Adj. R-sq	0.242		0.159		0.213		0.228	

如表 8 所示,在高质量内部控制样本中,无论采用 Level 模型还是 Change 模型,交叉项 Down × lnPerf 均不显著为负,即业绩下降时(Down = 1),高管薪酬与公司业绩之间的敏感度没有表现出显著下降,高管薪酬粘性特征亦无明显体现。相反,在低质量内部控制样本中,Level 模型和 Change 模型均显示业绩下降时,高管薪酬与业绩敏感度在 10% 的水平上显著下降,体现出薪酬粘性特征,这进一步说明高质量内部控制对高管薪酬粘性的抑制作用大于低质量内部控制。

^①限于篇幅,检验结果不再陈列,如有需要可向作者索要。

七、结论及启示

本文以上市公司高管薪酬是否存在粘性为理论分析出发点,从政治背景、文化背景等方面论述了薪酬可能存在粘性的客观原因以及可能由此引发的盈余管理行为。用剔除非经常损益后的净利润及ROA进行回归的结果显示,上市公司高管薪酬存在粘性。由于股东、媒体等压力以及增加自身收益的诱惑,高管有动机进行盈余管理,利用非经常性损益调整或平滑利润,使得薪酬与业绩显著正相关,但用剔除非经常性损益的净利润来衡量业绩时,高管薪酬就体现出了与业绩的非对称性变化(粘性),业绩上升时薪酬的增加幅度显著大于业绩下滑时薪酬的减少程度。同时,本文引入衡量内部控制质量高低的虚拟变量来检验内部控制对薪酬表现出的粘性特征是否有抑制作用,并进一步代入内部控制数值进行回归,对比发现,内部控制质量高的样本对薪酬粘性的抑制作用更好,说明了内部控制具有良好的抑制作用。在对内部控制进行分组检验时发现,高质量内部控制组对薪酬粘性特征的抑制作用较低质量组好,这也使本文结果更加稳健,因此可以得出我国上市公司高管薪酬存在粘性特征以及良好有效的内部控制能够抑制高管薪酬粘性特征的结论。

本文的启示是,对于上市公司高层管理者来说,提高薪酬业绩敏感性有两种方法:一是通过盈余管理,但这样的方式并不能面面俱到,本文还利用同样具有盈余管理可能性的净利润及ROE进行回归,Change模型结果虽然没有体现出粘性特征,但在Level模型中还是有粘性^①;二是加强公司自身的管理,如公司治理、内部控制等。只有第二种方式才能真正地抑制薪酬粘性现象,实现股东及管理层利益趋于一致的目标。

参考文献:

- [1]张瑞敏,赵进文,张建. 高级管理层激励与上市公司经营绩效相关性的实证分析[J]. 会计研究,2003(9):29-34.
- [2]谌新民,刘善敏. 上市公司经营者报酬结构性差异的实证研究[J]. 经济研究,2003(8):55-63.
- [3]宋增基,张国杰,郭桂玺. 民营上市公司高管政治激励与绩效关系研究[J]. 审计与经济研究,2013(1):95-103.
- [4]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.
- [5]孙铮,刘浩. 中国上市公司费用“粘性”行为研究[J]. 经济研究,2004(12):26-84.
- [6]刘武. 企业费用“粘性”行为基于行业差异的实证研究[J]. 中国工业经济,2006(12):105-112.
- [7]Gaver J, Gaver K. The relation between nonrecurring accounting transactions and CEO cash compensation[J]. Accounting Review,1998,73(2):235-254.
- [8]Leone A J, Wu Joanna Shuang, Zimmerman J L. Asymmetric sensitivity of CEO cash compensation to stock returns[J]. Journal of Accounting and Economics,2006,42(5):167-192.
- [9]Jackson S, Lopez T J, Reitenga A, et al. Accounting fundamental and CEO bonus compensation[J]. Journal of Accounting and Public Policy,2008,27(3):374-393.
- [10]周晖,马瑞,朱久华. 中国国有控股上市公司高管薪酬激励与盈余管理[J]. 财经理论与实践,2010(4):50-54.
- [11]南晓莉,李延喜,侯铁珊. 高管薪酬绩效敏感度与盈余管理实证研究[J]. 山东大学学报:哲学社会科学版,2013(2):143-149.
- [12]李延喜,包世泽,高锐,等. 薪酬激励、董事会监管与上市公司盈余管理[J]. 南开管理评论,2007(6):55-61.
- [13]朱星文,蔡吉甫,谢盛纹. 公司治理、盈余质量与经理报酬研究——来自中国上市公司数据的检验[J]. 南开管理评论,2008(2):28-33.
- [14]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.
- [15]李维安. 公司治理[M]. 天津:南开大学出版社,2001.
- [16]Jensen M C, Murphy K J. Performance pay and top-management incentives[J]. Journal of Political Economy,1990,51(2):225-264.
- [17]Firth M, Fung P M Y, Rui O M. Corporate performance and CEO compensation in China[J]. Journal of Corporate Finance,2006,34(12):693-714.

^①限于篇幅,本文未报告结果,如有需要请向作者索取。

- [18] Barger L L, Lehn K M, Zutter C J. Sarbanes-Oxley and corporate risk-taking [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 49(5): 34-52.
- [19] 叶建芳, 李丹蒙, 吴琳琳. 非经常性损益的价值相关性研究[J]. *中国会计评论*, 2013(1): 39-54.
- [20] 魏涛, 陆正飞, 单宏伟. 非经常性损益盈余管理的动机、手段和作用研究——来自中国上市公司的经验证据[J]. *管理世界*, 2007(1): 113-121.
- [21] 孟焰, 张莉. 对非经常性损益确认与披露问题的探讨[J]. *会计研究*, 2003(12): 14-18.
- [22] Hoitash R, Hoitash U, Johnstone K M. Internal control material weaknesses and CFO compensation [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2012, 29(7): 768-803.
- [23] Cohen D A, Dey A, Lys T Z. The Sarbanes Oxley act of 2002: implications for compensation contracts and managerial risk-taking [R]. Working paper, 2007.
- [24] Jha R, Kobelsky K, Lim J H. The impact of performance-based CEO and CFO compensation on internal control quality [J]. *Journal of Applied Business Research*, 2013, 29(5): 913-933.
- [25] 卢锐, 柳建华, 许宁. 内部控制、产权与高管薪酬业绩敏感性[J]. *会计研究*, 2011(10): 42-48.
- [26] 林斌, 李万福, 王林坚, 舒伟. 内部控制的影响因素及经济后果研究——国外内部控制实证文献评述[J]. *井冈山大学学报: 社会科学版*, 2010(3): 46-55.
- [27] Skaife A H, Collins D W, Kinney W, et al. The effect of SOX internal control deficiencies and their remediation on accrual quality [J]. *The Accounting Review*, 2008, 83(3): 166-192.
- [28] Li C, Sun L L, Ettredge M. Financial executive qualifications, financial executive qualifications, financial executive turnover, and adverse SOX 404 opinions [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50(6): 93-110.
- [29] 王俊秋, 张奇峰. 信息透明度与经理薪酬契约有效性: 来自中国证券市场的经验证据[J]. *南开管理评论*, 2009(5): 96-102, 110.
- [30] 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.
- [31] 毛洪涛, 沈鹏. 我国上市公司 CFO 薪酬与盈余质量的相关性研究 [J]. *南开管理评论*, 2009(5): 84-95.

[责任编辑:刘 茜]

Does Internal Control Play a Restraining Role in the Management of Stickiness of Top Managers' Compensation in Listed Companies? Practical Evidence from A Share Listed Companies in Shanghai and Shenzhen Stock Exchange

LUO Li, HU Yaodan

(School of Accounting, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming 650221, China)

Abstract: By using statistics of China listed companies from 2009 to 2011 as a sample, this paper first chose different accounting index to represent company performance, with the goal to inspect the existence of top managers' compensation stickiness, then investigated how the quality of internal control influences the stickiness of top managers' compensation. Our empirical results indicated when the performance is represented by ROA, the compensation is more sensitive to performance and didn't show any stickiness. When the performance is represented by DNP, the sample in our research did show the stickiness of top managers' compensation, but the degree of stickiness has been weakened by the influence of high quality internal control. This to some extent reflects most managers choose earnings management to reinforce the sensibility. By group testing, we found that the higher the quality of internal control is, the greater the sensitivity of top managers' compensation to company performance DNP is, and the smaller the degree of stickiness is. These results show internal control can virtually restrain the stickiness between performance and payment, and reinforce the sensibility between them.

Key Words: basic internal control norms; earnings management; "stickiness" of top management compensation; performance sensitivity; corporate governance; equity incentive; corporate performance; accounting informationization