

表9 股权结构、董事会独立性与高管薪酬粘性

变量	股权结构模型		董事会独立性模型		综合模型	
	参数估计值	t 值	参数估计值	t 值	参数估计值	t 值
常数项	7.108	32.283***	7.621	16.983***	7.765	16.707***
$CG_{i,t}$	0.964	3.441***	-0.061	-2.416**	0.998	3.543***
$Private_{i,t}$	-0.654	-2.239**	0.139	5.832***	-0.669	-2128433
$Lshare_{i,t}$	-0.541	-9.641***	-0.561	-9.972***	-0.544	-9.697***
$Central_{i,t}$	-0.305	-12.66***	-0.306	-12.681***	-0.304	-12.624***
$West_{i,t}$	-0.327	-12.923***	-0.333	-13.101***	-0.328	-12.936***
$AB_{i,t}$	0.164	4.209***	0.158	4.056***	0.165	4.235***
$Dual_{i,t}$	-0.127	-4.15***	-0.614	-1.456	-0.853	-2.014**
$Comi_{i,t}$	0.174	8.509***	0.321	1.397	0.186	0.81
$Indd_{i,t}$	0.148	1.009	0.147	0.95	0.138	0.894
$LnRevenue_{i,t}$	0.121	11.611***	0.119	11.408***	0.121	11.621***
$Lev_{i,t}$	-0.117	-1.218	-0.127	-1.32	-0.117	-1.217
$D_{i,t}$	1.384	5.74***	1.287	5.36***	1.389	5.734***
$LnPerformance_{i,t}$	0.193	16.703***	0.17	6.799***	0.159	6.18***
$D_{i,t} \times LnPerformance_{i,t}$	-0.08	-5.804***	-0.08	-5.487***	-0.088	-6.00***
$Private_{i,t} \times LnPerformance_{i,t}$	0.044	2.66***			0.045	2.717***
$Private_{i,t} \times D_{i,t} \times LnPerformance_{i,t}$	0.007	20.338**			0.006	2.076**
$CG_{i,t} \times LnPerformance_{i,t}$	-0.06	-3.881***			-0.061	-3.969***
$CG_{i,t} \times D_{i,t} \times LnPerformance_{i,t}$	0.008	2.659***			0.008	2.546**
$Comi_{i,t} \times LnPerformance_{i,t}$		-0.007	-0.572	0	0.026	
$Comi_{i,t} \times D_{i,t} \times LnPerformance_{i,t}$		-0.004	-1.457	-0.003	-1.415	
$Dual_{i,t} \times LnPerformance_{i,t}$		0.026	1.092	0.039	1.666**	
$Dual_{i,t} \times D_{i,t} \times LnPerformance_{i,t}$		0.006	1.531	0.006	1.461	
$Indd_{i,t} \times LnPerformance_{i,t}$		-0.006	-1.447	-0.005	-1.256	
$Indd_{i,t} \times D_{i,t} \times LnPerformance_{i,t}$		0.016	2.314**	0.014	2.067**	
$Industry_{i,t}$	控制		控制		控制	
$Year_{i,t}$	控制		控制		控制	
$AdjR^2$	0.348		0.344		0.349	
$F$	99.683***		92.467***		84.643***	
$N$				6097		

注:  $LnPerformance_{i,t}$  为  $LnNI_{i,t}$ 。

致 (Firth et al., 2006), 再次验证了民营企业具有较好的公司治理效力的发现。同时, 我们发现, 董事会独立性的增强, 尤其外部独立董事比重的增加有助于缓解高管薪酬的粘性。

本文选取 2001—2007 年上市公司作为样本更全面地考察公司高管薪酬与业绩的敏感性, 随后进一步研究我国上市公司高管薪酬是否存在粘性的特征以及薪酬粘性的治理因素。研究发现, 总体上看, 随着我国薪酬制度改革的深入, 上市公司基本上建立了业绩型的薪酬机制, 高管的薪酬与公司业绩显著正相关, 这一定程度上支持了我国高管获得的薪酬是合理的结论。但是, 我们发现高管薪酬的业绩敏感性存在不对称的特征, 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, 即存在国外资本市场所发现的粘性特征; 而同为公司员工的普通员工其薪酬是否存在粘性并没有稳定的一致结论。同时, 我们发现, 民营企业和中央政府控制的企业具有更少的薪酬粘性, 而董事会独立性的增强也有助于薪酬粘性的降低, 这也一定程度上说明了我国独立董事制度的有效性。

(《经济研究》) 2009 年第 3 期 略有删节)

## 我国上市公司 CFO 薪酬与盈余质量的相关性研究

毛洪涛 沈 鹏

### 一、引言

上市公司高管薪酬激励机制如“黑匣子”一样引起投资者和学者们的广泛关注, 每年上市公司披露的高管薪酬信息总能激起社会的广泛关注和讨论。爆发于 2008 年的金融危机更是将我国上市公司高管薪酬推到了社会舆论的浪尖上, 于是出现了“限薪令”、“280 万”等措施来限制上市公司高管薪酬, 进而出现了“零薪酬”、“一元薪酬”等现象。从理论上讲, 有效的高管薪酬机制应该是建立在业绩基础之上的, 在经济繁荣或金融危机时期都能够激励上市公司高管为公司的业绩做出努力。“零薪酬”、“一元薪酬”等扭曲现象的根源在于目前我国上市公司薪酬激励机制的不合理, 而并不在于金融危机或是社会舆论的压力。

通过对国内外研究文献的整理分析,我们发现有两种不同的思路来研究上市公司高管薪酬激励机制。第一种思路是直接研究上市公司高管薪酬激励机制所表现出的共性,通常表现为研究哪些因素影响了上市公司高管薪酬。国内学者多采用这种研究思路;第二种思路是间接研究上市公司高管薪酬激励机制的有效性,通常表现为研究上市公司高管薪酬与公司业绩的相关性,从而可以间接推导出高管薪酬激励机制的有效性。国外学者多采用这种研究思路。不同上市公司有其自身的特殊性,其高管薪酬激励机制中业绩激励指标的使用也大相径庭,因此第一种研究思路的准确度和结论都不尽如人意。事实上,上市公司高管薪酬受很多因素的影响,这些因素间也相互影响,直接研究哪些因素影响了上市公司高管薪酬难免陷入多重共线性的泥沼。

目前国内薪酬研究文献较多的关注于CEO,而忽略了对CFO的研究。CFO制度是目前我国上市公司正在积极推进完善的一项公司治理机制,CFO在上市公司组织结构中占有重要的地位,主要参与公司的战略决策,负责公司的会计、财务工作。上海国家会计学院的问卷调查表明,目前国内公司的CFO薪酬激励作用相对滞后,阻碍了CFO制度的推进和完善,客观环境使得研究CFO薪酬变得更加紧迫。本文以我国上市公司CFO薪酬作为研究对象,以2005年和2006年的数据为样本,通过第二种思路研究了我国上市公司CFO薪酬与上市公司盈余质量的相关性。通过研究可以了解目前我国上市公司CFO薪酬激励机制的现状,进而可以窥见目前我国上市公司高管薪酬激励机制的有效性,研究结论对完善我国上市公司CFO薪酬激励机制具有积极的意义。

## 二、文献回顾

基于道德风险和逆向选择现象的存在,委托代理理论认为,以业绩为基础的高管薪酬契约有利于激励高管为企业做出更大的贡献。Banker和Datar以委托代理理论为基础建立了代理模型,通过严密的数学推理证明了高管薪酬激励机制中的业绩指标权重取决于指标的精确度和灵敏度。从这个结论分析得出最佳的业绩指标为盈余和股价,因为盈余和股价从不同方面反映了代理人(高管)行为带来的长短期经营业绩。Bushman和Indjejikian从理论上证明了以盈余和股价为混合基础的薪酬契约计划有利于激励管理人员。Watts和Zimmerman认为,根据盈余制定的报酬计划是有效的契约。Lambert的实证研究支持了以盈余和股价作为业绩评价指标在高管薪酬契约中的广泛应用。Baber筛选了712家样本公司专门研究了上市公司盈余与高管薪酬的相关性,他们的研究认为,在高管薪酬契约中既要考虑盈余水平、盈余变动,同时也要考虑盈余的持续性。Nwaeze、Yang和Jenniferyin检验了经营性现金流在高管薪酬中的作用,检验结论认为经营性现金流和盈余质量高度相关,当上市公司盈余在评价公司业绩时相对有效性不足,或者上市公司较多地依赖于经营性现金流作为公司的资金运作来源,经营性现金流在高管薪酬中就具有重要作用。Dechow认为虽然现金流在体现盈余质量方面具有先天的优势,但现金流也

受到及时性原则和配比原则的限制,使得它在评价公司业绩时也存在缺陷,而应计项目是对现金流指标的有效补充,他通过1980-1989年间的季度数据、年度数据、四年度数据证明了应计项目可以增强盈余指标评价公司业绩的有效性。具体到对CFO薪酬的研究,Gore等研究发现,在CEO或其他高管具有财务知识、能对CFO行为进行有效监管的背景下,盈余在CFO薪酬契约中的权重较大。Wang研究了上市公司监管机构改革对CFO薪酬水平和薪酬结构的影响,发现在上市公司董事会强势和公司所处行业存在高风险的背景下,CFO薪酬中的业绩评价指标的敏感性权数会下降。

我国2002年以前上市的公司大多是国有企业改制而来的,其高管薪酬激励机制并未得到有效实施,高管薪酬呈现出以上市公司规模或主营业务收入为基准的阶梯状分布。国内以2002年以前数据为样本的研究文献普遍认为我国上市高管薪酬与公司规模高度相关,与盈余的相关性并不显著。魏刚通过对1998年的数据分析,发现高管人员的年度薪酬与公司规模存在显著的正相关关系,而与上市公司的经营业绩并不存在显著的正相关关系。李增泉以1998年的数据为样本的研究也支持这一结论。李琦以1999-2000年的数据为样本研究了影响我国上市公司高级经理人薪酬的因素,结果表明上市公司在制定薪酬水平时很少以公司业绩为重点依据对象。然而随着我国上市公司治理结构的不断改革完善,以上市公司盈余业绩指标为基础的高管薪酬激励机制也在不断推进完善。周嘉南和黄登仕以我国上市公司2002-2004年度的数据为基础,对高管人员的报酬业绩敏感度与风险之间的实证分析表明,我国上市公司高管人员的报酬与公司绩效、股东财富存在正相关关系。朱星文、蔡吉甫和谢盛纹以我国上市公司2004年度数据为样本的研究表明,我国上市公司经理报酬与公司会计业绩存在显著的正相关关系。在国内众多的薪酬研究文献中,关注CFO薪酬的寥寥可数。其中具有代表性的是杜胜利和赵柳婷的研究,他们通过对上市公司2002年数据的研究,发现我国上市公司CFO制度建设还处于比较初级的阶段,CFO制度特征与公司业绩的关系并不太显著。

通过对比国内外文献的研究思路,我们发现国内外的学者是从截然不同的角度来研究高管薪酬的。国外的研究文献首先以成熟的理论为基础推导出高管薪酬应反映哪些业绩信息(如盈余持续性、现金流量等),再分析在高管薪酬契约中适宜于什么样的业绩指标来体现这些业绩信息,然后通过档案数据检验高管薪酬契约中这些业绩指标的应用现状,与推导的结论进行对比得出差异,最后再针对这种差异提出改进意见。通过这种研究思路得出的改进建议具有针对性和科学性。国内学者的研究通常忽略了理论上的推导,直接关注于哪些变量因素影响了我国上市公司高管薪酬,比如分析规模、ROE、行业、年龄、公司治理结构等变量对我国高管薪酬的影响。随着国内研究文献的堆积,研究关注的变量愈来愈多,对不同业绩指标在高管薪酬契约中的应用也各执一词。国内研究思路的缺陷在于过多地关注于扩展研究的变量,而并未重视深入分析这些变量所体现出的信息含量。为了避免出现同样的弊端,本文

研究了我国上市公司 CFO 薪酬与盈余质量的相关性, 而并未拘泥于具体盈余质量指标对我国上市公司 CFO 薪酬的影响。

### 三、理论及假设

目前学者们对于盈余质量的定义尚没有统一的意见。但通常而言, 高质量盈余是指该盈余具有可持续性和稳定性, 当期盈余是预测未来盈余最有效的指标; 低质量盈余则指该盈余具有暂时性和波动性, 通过当期的盈余不能有效地预期未来盈余。Baber 通过实证数据分析发现, 高管薪酬契约对可持续性盈余指标的评价高于暂时性盈余指标, 可持续性盈余指标作为反映高管代理行为具有更高的可信度。从委托代理理论的角度来看, 被代理人更希望 CFO 行为产生的盈余是持续稳定的, 以有利于被代理者的投资决策和风险规避; 如果 CFO 行为产生的盈余是短暂和波动的, 则不利于被代理者的投资决策并可能使其承受较大的投资风险。CFO 薪酬作为被代理人对 CFO 行为的评价和激励, 则应该反映被代理人的这种意愿, 因此在 CFO 薪酬契约中高质量盈余较之低质量盈余应该被赋予更大的权重。

会计报告的盈余(净利润)包括了非经常性损益和经常性损益(扣除非经常性损益后的净利润)两部分, 即盈余 = 非经常性损益 + 经常性损益。经常性损益是公司日常活动带来的损益, 是企业的核心收益, 具有可持续性和稳定性, 投资者可以据此预测企业未来的盈利能力以及判断企业可持续发展的能力; 非经常性损益具有一次性、偶发性的特点, 投资者无法通过非经常性损益预测企业未来的发展前景。从理论上分析, 非经常性损益是由公司一些非日常的经营行为带来的损益, 国外研究文献中使用的盈余指标均是扣除非经常性损益后的盈余指标。我国证监会则要求上市公司从 1999 年起的年度报告增加披露“扣除非经常性损益后的净利润”指标。李常青和张兆伟对上海证券交易所上市公司的实证研究表明, 扣除非经常性损益后的每股收益指标含有每股收益指标之外的增量信息, 这说明投资者已经甄别了盈余中的非经常性损益信息, 借以判断上市公司的盈余质量。由于非经常性损益和经常性损益在反映盈余持续性上具有不同特性, 那么 CFO 薪酬应该有效地区别反映它们, 而不仅仅是“锁定”于会计报告中的盈余数值。由于经常性损益更能体现公司的持续盈利能力, 评价 CFO 代理行为更加可信, 因此在 CFO 薪酬激励契约中经常性损益应该被赋予更大的权重。因此提出假设:

假设 1a: 我国上市公司 CFO 薪酬能够有效地区别①盈余中的非经常性损益和经常性损益

假设 1b: 我国上市公司 CFO 薪酬激励契约对盈余中的经常性损益较之非经常性损益应该赋予更大的权重

将经常性损益分解为应计项目和经营性现金流两项来反映盈余质量的研究方法得到了学者们的广泛认同, 即盈余 = 非经常性损益 + 应计项目 + 经营性现金流。从已有文献的研究结论来看, 经营性现金流具有较强的稳定性和持续性, 更能代表高质量的盈余。作为评价指标, 相比较于应计项

目, 经营性现金流指标较少地受到扭曲, 更具有可持续性。这主要是因为产生应计项目的应计、递延、待摊等方法相对于经营性现金流包含了更多的主观判断信息。Sloan 用跨越了 30 年的 40769 个年度样本公司数据证明了经营性现金流比应计项目具有更高的持续性和稳定性。李远鹏和牛建军借鉴了 Richardson 的研究方法, 以我国 1998 年到 2002 年的数据为样本, 研究了在我国应计项目和经营性现金流的持续性, 研究结论认为在我国应计项目在预测未来盈余持续性的能力上也显著低于经营性现金流。虽然应计项目在持续性和稳定性上远不及经营性现金流, 但是在高管薪酬契约中应计项目仍具有重要的作用。Dechow 的研究认为, 应计项目可以在以下三个方面增强盈余指标评价公司高管业绩的有效性: 第一, 能够缩短评价指标的时间间隔而不必拘泥于现金的收付实现; 第二, 能够增强公司经营活动、投资活动、筹资活动对资金的伸缩性; 第三, 能够延长公司的生命周期。由于近年来上市公司大量利用应计项目进行盈余管理, 使得上市公司的盈余质量急剧下降。目前无论是实务界还是学术界都对应计项目提出了大量的责难, 在研究文献中甚至提出了“应计异象”的概念来反映这一现象。由于应计项目和经营性现金流在反映盈余质量上具有不同的特性, CFO 薪酬激励契约也应该区别反映经常性损益中的这两个细分指标。由于经营性现金流代表高质量的盈余, 因此经营性现金流较之于应计项目, 在 CFO 薪酬激励契约中应占有更大的权重。因此提出假设:

假设 2a: 我国上市公司 CFO 薪酬能够有效地区别经常性损益中的应计项目和经营性现金流

假设 2b: 我国上市公司 CFO 薪酬激励契约对代表高质量盈余的经营性现金流应赋予更大的权重

### 四、研究变量及样本选取

#### (一) 研究变量设计。

为了研究我国上市公司 CFO 薪酬与盈余质量的相关性, 本文以 CFO 年度薪酬作为研究的被解释变量, 而体现了盈余质量的盈余、非经常性损益、经常性损益、应计项目和经营性现金流五个变量作为研究的解释变量。根据国内外已有的研究文献分析, 上市公司 CFO 年度薪酬同时还受到上市公司规模、股票年收益率、上市公司实际控制人性、薪酬委员会的设立、上市公司所在地区和上市公司行业等因素的影响, 因此我们以这 6 个变量作为控制变量对研究的准确度进行了控制(变量具体定义如表 1 所示)。

表 1 变量符号及意义

	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	COMP	CFO 年度薪酬	上市公司年报中准确披露的 CFO 年度薪酬(元)
解释变量	Earnings	盈余	会计报表中披露的净利润(万元)
	Extrairtems returns	非经常性损益	非日常的交易或事项给上市公司带来的损益 <sup>②</sup> (万元)
	Normal earnings	经常性损益	日常交易或事项给上市公司带来的损益(万元)
	Accruals	应计项目	经常性损益与经营性现金流之差 <sup>③</sup> (万元)

控制变量	<i>Cashflows</i>	经营性现金流	日常经营活动产生的现金流(万元)
	<i>SIZE</i>	上市公司规模	$SIZE = \ln[(\text{年初总资产} + \text{年末总资产})/2]$
	<i>RET</i>	股票年收益率	$(\text{年末股价} - \text{年初股价}) / \text{年初股价}^{\text{④}}$
	<i>SOE</i>	上市公司实际控制人性质	国有控股上市公司为1, 非国有控股上市公司为0
	<i>Committee</i>	薪酬委员会的设立	设立薪酬委员会的上市公司为1, 其他公司为0
	<i>Areas</i>	上市公司所在地区	东部地区为1, 其它地区为0
	<i>Industry</i>	上市公司行业	制造业为1, 其它行业为0

### 1. 被解释变量的定义。

CFO薪酬作为研究的被解释变量是指上市公司年报中准确披露的该公司CFO在该年度内获得的薪酬。目前我国上市公司年报中准确披露的CFO薪酬仅指获得的货币性薪酬, 不包括股权激励等性质的获益。由于我国股权激励等类似措施实施的效果并不理想, 截止2006年实施股权激励的上市公司仍占少数, CFO获得的股权激励获益也很难确定, 因此我们认为年报中披露的薪酬已充分代表了CFO的薪酬。

### 2. 解释变量的定义。

盈余是指会计报表中披露的上市公司年度净利润, 非经常性损益是指一些非日常的交易或事项给上市公司带来的损益, 经常性损益则是指上市公司日常交易或事项带来的损益, 这三个解释变量满足等式: 盈余 = 非经常性损益 + 经常性损益。

经营性现金流是指公司在日常交易或事项中产生的现金流, 应计项目则是经常性损益与经营性现金流之差。目前在研究文献中有两种方法可以获取应计项目, 一种方法是通过现金流量表中的经营性现金流进行倒挤, 另一种方法是通过Dechow公式计算获得。根据Collins的研究, 在上市公司不存在兼并或是倒闭的情况下, 两种方法计算出的应计项目结果差异很小。由于我国现金流量表中的“经营活动现金流量净额”与研究文献中的“经营性现金流”存在一定的差异, 因此本文中的应计项目是通过Dechow公式计算而得。这两个解释变量满足如下等式关系: 经常性损益 = 应计项目 + 经营性现金流。

3. 控制变量的定义在借鉴相关研究文献的基础上, 文中控制变量的定义如表1所示。

## (二) 样本选取及描述性统计。

### 1. 样本选取。

由于我国上市公司治理结构仍处于完善阶段, CFO职位在各上市公司的设置情况还不太一致。CFO在各个公司的称谓也不同, 有财务总监、总会计师、财务部长、财务经

理等。在样本筛选时我们将CFO界定为负责公司日常财务、会计工作的首席财务高管人员。研究样本数据来自国泰安CSMAR数据库、北大CCER数据库及上市公司公布的年报, 数据处理使用了SPSS软件。

2005年以前我国上市公司高管薪酬在年报中不需要逐个详细披露。然而由于2005年新《公司法》第一百一十七条明确规定: 公司应当定期向股东披露董事、监事、高级管理人员从公司获得报酬的情况。随后中国证监会在《2005年年报披露格式和内容修订稿》中明确规定: 应“披露每一位现任董事、监事和高级管理人员在报告期内从公司获得的报酬总额(包括基本工资、各项奖金、福利、补贴、住房津贴及其它津贴等), 全体董事、监事和高级管理人员的报酬合计, 以及报酬取得的决策程序和报酬确定的依据”。因此我们选取的研究样本包含了2005年和2006年两个年度的数据, 最后筛选出2005年及2006年的样本各为523个和604个, 共计1127个样本。为了使研究的数据具有代表性和准确性, 在样本的筛选过程中我们按照以下步骤剔除了部分数据:

①剔除了在报告年度内CFO岗位发生过人员变动的样本。由于上市公司年报中披露的仅是年末在岗CFO从任职起至年末获得的薪酬, 不包括前任离岗CFO在该年度内获得的薪酬, 这就不能与年度盈余数据形成对应的关系, 因此我们剔除了这部分样本。

②剔除了金融行业样本。

③剔除了ST、PT样本。

④剔除了非标审计意见的样本。

最后基于研究谨慎性的考虑, 我们对CFO薪酬极值进行了Winsorize处理。

### 2. 描述性统计。

通过对样本CFO基本情况的统计, 在1127个样本中男性CFO占836名(约74%), 女性CFO占291名(约26%)。在详细披露了CFO职称的355个样本(占总样本的31.5%)中, 高级会计师171名、会计师148名, 其它36名。在详细披露CFO教育背景的398个样本(占总样本的35.3%)中, 大学本科以上学历的占282个(约71%)。在详细披露CFO年龄的1122个样本中, 年龄在40-55岁的占719名(约64%)。通过统计数据我们可以发现, 目前我国上市公司CFO仍以40至55岁的男性居多, 这可能与工作经验和工作精力有关。高级会计职称的比重仍显单薄, 大学本科以上学历的CFO仍占少数, 提高CFO的教育水平和职称, 加强CFO的后续教育, 也是目前完善CFO制度的重要环节。

表2

全样本描述性统计

	均值	最小值	下四分位数	中位数	上四分位数	最大值
<i>COMP</i>	179001.82	12791.00	84700.00	140000.00	223000.00	1743616.00
<i>Earnings</i>	14481.59	-277997.89	1371.09	4405.89	11827.70	684500.00
<i>Extrairtems returns</i>	1120.54	-33500.05	-33.69	188.73	888.68	206595.27
<i>Normal earnings</i>	13361.06	-253132.72	851.50	3928.53	10477.75	711100.00
<i>Accruals</i>	-19020.26	-1496646.84	-18638.87	-4498.51	1911.58	758074.52
<i>Cashflows</i>	32381.31	-355638.24	518.23	7602.10	27080.22	1635103.33
<i>Exp(SIZE)</i>	359031.89	8373.87	89665.40	168098.56	343432.04	8313645.83

表2反映了样本的描述性统计特征。1127个样本的CFO薪酬均值为179001.82元,中位数为140000,极大值拖尾现象较严重。通过作图分析,发现高分位数段CFO的薪酬差距在不断加速扩大。通过比较CFO薪酬与其公司前三名高管的薪酬差距,我们发现随着CFO薪酬的不断增大,其与公司前三名高管的相对薪酬差距在不断减小,CFO职位的组织层级关系和认可度在不断增强。通过对比五个解释变量和规模控制变量各自的均值和中位数,分析它们分布的偏度和峰度,我们发现这六个变量的峰度值都非常高,在均值附近的分布密度远远大于其它区域,同时也存在极大值拖尾现象。

表3列示了主要变量的Pearson相关系数和Spearman相关系数。从表中可以看出,CFO薪酬与其它变量间存在显著的相关性,除与应计项目为负相关外,与其它变量均为正相关,应计项目与其它变量大多为负相关。除非经常性损益变量外,其余变量之间的相关性均显著。非经常性损益是一些非日常的偶然收益,因此使得它与经常性损益、应计项目和经营性现金流的Spearman相关系数并不显著。

### 五、实证分析

为了逐层递进地研究我国上市公司CFO薪酬与盈余质量的相关性,在前文的理论基础上,基于等式: 盈余=非经常性损益+经常性损益, 盈余=非经常性损益+应计项目+经营性现金流,我们构造了模型1、模型2和模型3,共三个模型来检验假设,模型如下:

$$COMP=C+\alpha_1Earnings+\alpha_2size+\alpha_3RET+\alpha_4SOE+\alpha_5Committee+\alpha_6Areas+\alpha_7Industry+v \quad (1)$$

$$COMP=C+\beta_1Etaritems\_returns+\beta_2Normal\_earnings+\beta_3SIZE+\beta_4RET+\beta_5SOE+\beta_6Committee+\beta_7Areas+\beta_8Industry+v \quad (2)$$

$$COMP=C+\lambda_1Etaritems\_returns+\lambda_2Accruals+\lambda_3Cash\_flow+\lambda_4SIZE+\lambda_5RET+\lambda_6SOE+\lambda_7Committee+\lambda_8Areas+\lambda_9Industry+v \quad (3)$$

三个模型中的变量定义如前文表1所示,C表示模型的常数项, $\alpha_1... \alpha_7$ 、 $\beta_1... \beta_8$ 、 $\lambda_1... \lambda_9$ 分别表示三个模型中相关解释变量的回归系数,v表示模型的随机扰动项。为了控制不同上市公司规模对CFO薪酬的影响,在模型中我们用

上市公司的年平均资产对CFO薪酬、盈余、非经常性损益、经常性损益、应计项目和经营性现金流进行了标准化处理。三个模型的等式左侧均为被解释变量上市公司CFO年度薪酬,模型1的右侧引入了解释变量盈余,模型2的右侧引入了解释变量非经常性损益和经常性损益,模型3的右侧引入了解释变量非经常性损益、应计项目和经营性现金流。这三个模型右侧的解释变量是以逐层递进的关系引入模型中的,模型1的检验是模型2和模型3的基础,只有在CFO薪酬与盈余存在相关性的基础上再进一步检验CFO薪酬与盈余质量的相关性才有意义。通过模型1可以检验目前在我国上市公司薪酬治理结构水平下CFO薪酬与盈余的相关性,了解CFO薪酬激励契约是否建立在盈余指标基础上。通过模型2和模型3可以检验CFO薪酬与盈余质量的相关性。根据魏刚、杜兴强等国内外学者的已有研究文献发现,上市公司的规模、上市公司的股票年收益率、实际控制人性质、薪酬委员会的设立、上市公司的地区及行业分布都会影响到CFO的薪酬,因此在三个模型中我们加入了上述六个控制变量以保证检验的准确性。根据前文关于盈余不同组成部分的持续性,以及CFO薪酬激励契约对持续性盈余反映的文献回顾及理论推导,我们预期:在模型2中 $\beta_1 < \beta_2$ ,表示在CFO薪酬激励契约中非经常性损益的权重小于经常性损益的权重;在模型3中 $\lambda_2 < \lambda_3$ ,表示在CFO薪酬激励契约中应计项目的权重小于经营性现金流的权重。

在前文理论分析推导的基础上,本部分前两段按照文章研究的思路构建了三个模型来检验文章的假设,下文首先对1127个全样本进行了实证检验,然后在全样本中筛选出75个扭亏样本、220个利润平滑样本进行了盈余管理样本的实证检验。通过对全样本的实证检验,可以整体上了解目前我国上市公司CFO薪酬与盈余质量的相关性,评估上市公司CFO薪酬激励契约的有效性;通过对盈余管理样本的实证检验,可以重点关注盈余管理上市公司CFO薪酬与盈余质量的相关性,分析其CFO薪酬激励契约的合理性。

#### (一)全样本分析。

表4列示了三个模型在1127个全样本中的回归结果。与国内此前的研究文献结论不同,我们发现目前我国上市公司CFO薪酬与上市公司的盈余业绩指标存在显著的正相关性,说明目前我国上市公司已经初步建立起以盈余业绩指标为基础的CFO薪酬激励机制。模型1中的盈余回归系数在1%水平上显著,为1.98,表明CFO薪酬的增加速度约是盈余增长

表3 变量的相关系数

	COMP	Earnings	Extraitems returns	Normal earnings	Accruals	Cashflows	SIZE
COMP		0.427***	0.122***	0.390***	-0.093***	0.247***	0.317***
Earnings	0.354***		0.085***	0.962***	-0.141***	0.511***	0.590***
Extraitems returns	0.155***	0.188***		-0.073**	0.010	-0.018	0.176***
Normal earnings	0.335***	0.987***	0.027		-0.120***	0.501***	0.523***
Accruals	-0.130***	-0.287***	-0.172***	-0.264***		0.838***	-0.380***
Cashflows	0.244***	0.643***	0.149***	0.630***	-0.915***		0.516***
SIZE	0.294***	0.578***	0.361***	0.529***	-0.659***	0.751***	

注: \*\*、\*\*\*分别表示在1%、5%水平上显著性。下三角数据是Pearson相关系数,上三角数据是Spearman相关系数

速度的两倍；t值为4.83，说明两者之间的显著相关。CFO薪酬与盈余显著相关的证明为进一步研究CFO薪酬与盈余质量的相关性奠定了基础，这说明研究CFO薪酬与盈余质量的相关性是建立在目前我国上市公司CFO薪酬是以盈余为业绩指标的基础上的，而不是凭空武断地将两者联系起来。

在证明了我国上市公司CFO薪酬与盈余的显著正相关性后，模型2进一步检验了CFO薪酬与非经常性损益、经常性损益两个盈余组成部分的相关性。从回归结果来看，经常性损益的回归系数远大于非经常性损益的回归系数，分别为2.763和-1.874；两个回归系数值之间差异的t检验值为-77.00，表明这两个回归系数显著不相等。经常性损益的回归系数在1%水平上显著而非经常性损益的回归系数仅在10%水平上显著。与我们预期的正相关性相反，CFO薪酬与非经常性损益呈负相关关系。非经常性损益的回归系数远小于经常性损益的回归系数，以及两者显著性的差异，表明CFO薪酬激励契约区别反映了盈余中的非经常性损益和经常性损益两个组成部分，并赋予了持续性和稳定性更高的经常性损益更大的权重。因此从总体样本上分析，假设1a和假设1b均通过了检验。

模型3在模型2的基础上进一步分析CFO薪酬与经常性损益中的应计项目、经营性现金流两个组成部分的相关性。根据相关的研究文献，应计项目和经营性现金流两个盈余组成部分能更深入有效地反映盈余质量，因此CFO薪酬激励契约应该区别反映这两个盈余组成部分。然而检验的结果并不乐观，目前我国上市公司CFO薪酬激励契约未能区别反映应计项目和经营性现金流。虽然和预期的一样，CFO薪酬与应计项目和经营性现金流呈显著的正相关，但是CFO薪酬并未能将两者区分开来。应计项目的回归系数和经营性现金流的回归系数分别为2.546和2.890，t统计量分别为5.21和6.16，两个回归系数值之间差异的t检验值为1.72，可见两者的回归系数及其显著性都非常接近，差异并不

显著。从而可以看出，目前我国上市公司CFO薪酬激励契约对经常性损益存在类似“功能锁定”的现象，对应计项目、经营性现金流两个经常性损益组成部分的区别不够显著，因此假设2b通过了检验而假设2a未能通过检验。

表4同时还揭示了CFO薪酬与其它控制变量的相关性。虽然我们用上市公司的年平均资产对样本数据进行了标准化处理，但规模控制变量的回归系数在1%水平上仍然非常显著，在三个模型中的t值分别为-28.24、-28.45和-28.40，这说明我国上市公司CFO薪酬同上市公司规模存在极大的相关性，目前规模因素仍然是影响我国上市公司CFO薪酬的主要原因。值得注意的是，规模控制变量的回归系数值在三个模型中非常接近并且都为负，分别为-0.783、-0.784和-0.789，规模控制变量的回归系数为负并不是表示CFO薪酬与规模为负相关，而是由于模型处理方法所致。上市公司CFO薪酬与上市公司的年股票收益率、实际控制人性质以及薪酬委员会的设立并不存在显著的相关性，但是上市公司所处的地区和行业显著地影响了CFO薪酬。东部地区上市公司CFO的薪酬显著高于中西部地区上市公司CFO的薪酬；制造业上市公司CFO的薪酬显著低于其它行业上市公司CFO的薪酬。

通过对全样本的检验，我们发现，目前我国上市公司CFO薪酬治理机制较前期有了较大的改善，已经初步建立起了以盈余为基础的薪酬激励机制。CFO薪酬激励契约区别反映了盈余中的非经常性损益和经常性损益两个组成部分，但是对更能体现盈余质量的应计项目和经营性现金流两个经常性损益组成部分的区分度不够。区别反映应计项目和经营性现金流便成为完善我国上市公司CFO薪酬治理机制的下一步首要任务。

#### (二) 盈余管理样本分析。

由于各种原因，目前我国上市公司普遍存在盈余管理的现象，进行盈余管理操作的上市公司盈余质量急剧下降。在本部分，我们以盈余管理样本为研究对象，分析这些样

表4 全样本CFO薪酬与盈余质量的相关性回归结果

模型	预期 +/-	模型1	模型2	模型3
样本量		1127	1127	1127
C	?	17.657*** (30.37)	17.658*** (30.539)	17.739*** (30.506)
Earnings	+	1.976*** (4.835)		
Extrairtemreturns	+		-1.874* (-1.673)	-1.571 (-1.373)
Normalearnings	+		2.763*** (6.019)	
Accruals	+			2.546*** (5.205)
Cashflows	+			2.890*** (6.155)
SIZE	?	-0.783*** (-28.24)	-0.784*** (-28.45)	-0.789*** (-28.40)
RET	+	0.040 (1.312)	0.035 (1.142)	0.035 (1.145)
SOE	+	0.041 (0.695)	0.046 (0.783)	0.039 (0.668)
Committee	+	0.073 (1.386)	0.083 (1.591)	0.082 (1.569)
Areas	+	0.341*** (6.252)	0.361*** (6.615)	0.362*** (6.635)
Industry	?	-0.203*** (-3.731)	-0.198*** (-3.663)	-0.198*** (-3.672)
修正的R平方		43.91%	44.54%	44.60%
F统计量		126.95	114.03	101.6

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示回归系数在10%、5%、1%水平上显著，括号中的数据是t统计量

本上市公司 CFO 薪酬与盈余质量的相关性,了解这些样本上市公司 CFO 薪酬激励现状。根据已有的研究文献,操作非经常性损益成为目前我国上市公司最主要的盈余管理手段。魏涛、陆正飞通过 2004 年的数据研究发现,非经常性损益对上市公司实现扭亏为盈、利润平滑等目的起到了决定性的作用。他们进一步分析发现,上市公司利用非经常性损益进行盈余管理的主要手段包括处置资产、政府补贴、减值准备、营业外收支等。进一步分析我们会发现,这些盈余管理手段与 CFO 行为有着密切的联系:处置资产计价依据 CFO 的职业判断;政府补贴等优惠政策需要 CFO 的努力争取;减值准备等则是 CFO 发挥其专业技能进行盈余管理的“最大自留地”。因此我们以非经常性损益操作为标准,筛选出了两组盈余管理样本为研究对象,分别为 75 个扭亏样本、220 个利润平滑样本。

表 5 扭亏样本 CFO 薪酬与盈余质量的相关性回归结果

模型	预期 +/-	模型 1	模型 2	模型 3
样本量		75	75	75
C	?	11.418*** (6.811)	10.612*** (6.197)	10.559*** (6.128)
Earnings	+	25.318*** (3.838)		
Extrairtems returns	+		23.973*** (3.666)	23.470*** (3.544)
Normal earnings	+		13.536 (1.453)	
Accruals	+			13.488 (1.441)
Cashflows	+			13.060 (1.390)
修正的 R 平方		56.2%	57.5%	57.1%
F 统计量		14.56	13.53	11.95

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归系数在 10%、5%、1% 水平上显著,括号中的数据是 t 统计量

通过表 5 我们可以发现,目前我国扭亏上市公司 CFO 薪酬与盈余之间存在显著的正相关,表明在扭亏上市公司中以盈余为基础的 CFO 薪酬激励机制同样得到了实施。而 CFO 薪酬与非经常性损益和经常性损益两个盈余组成部分的相关性回归结果却与我们的预期大相径庭,虽然 CFO 薪酬激励契约区别了非经常损益和经常性损益,但却与低盈余质量的非经常损益存在显著的正相关性,而与高盈余质量的经常性损益的正相关性并不显著,并且非经常性损益的权重也远大于经常性损益的权重,分别为 23.97 和 13.54。两者回归系数差异的 t 检验值为 355.58,表明回归系数存在显著的差异。与全样本的结果一样,扭亏样本的 CFO 薪酬也不能区别应计项目和经营性现金流,两者的系数非常接近并且都远小于非经常性损益的系数。与全样本检验结果的不同之处在于 CFO 薪酬与应计项目和经营性现金流的正相关性不够显著,两者的 t 值仅约为 1.4,与经常性损益系数的 t 值非常接近。通过三个模型递进的分析,我们可以看出扭亏上市公司的 CFO 薪酬虽然与盈余存在显著的相关性,但是对盈余组成部分的经常性损益、应计项目和经营性现金的回归系数以及显著性都远低于进行了盈余管理的非经常性损益。这样的契约激励机制似乎“有意激励”CFO 进行盈余管理,亦即 CFO 薪酬激励机制是上市公司进行盈余管理的一个基本诱因,这一研究结论与朱星

文、蔡吉甫和谢盛纹以及李延喜、包世泽、高锐和孔宪京的研究结论相一致。同时扭亏上市公司的 CFO 薪酬对应计项目和经营性现金流仍然存在“功能锁定”的现象。因此在扭亏样本中,假设 1a 通过了检验而假设 1b、假设 2a 和假设 2b 都未通过检验。

表 6 利润平滑样本 CFO 薪酬与盈余质量的相关性回归结果

模型	预期 +/-	模型 1	模型 2	模型 3
样本量		220	220	220
C	?	16.453*** (15.130)	16.371*** (14.293)	16.368*** (14.240)
Earnings	+	4.582*** (3.753)		
Extrairtems returns	+		-0.069 (-0.003)	0.007 (0.000)
Normal earnings	+		4.596*** (3.752)	
Accruals	+			4.623*** (3.536)
Cashflows	+			4.588*** (3.711)
修正的 R 平方		50.2%	49.9%	49.7%
F 统计量		32.48	28.30	25.04

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归系数在 10%、5%、1% 水平上显著,括号中的数据是 t 统计量

利润平滑上市公司的 CFO 薪酬与盈余质量相关性的回归结果在表 6 中做了列示。与扭亏样本和全样本的结果类似,CFO 薪酬与盈余的显著正相关性说明在利润平滑上市公司中,以盈余为基础的 CFO 薪酬激励机制同样得到了实施。与扭亏样本结果截然相反,利润平滑上市公司的 CFO 薪酬与经常性损益呈显著的正相关性,与非经常性损益的负相关性不显著,两者的 t 值分别为 3.752 和 -0.003。经常性损益与非经常性损益两者回归系数值之间差异的 t 检验值为 -101.61,表明两者的回归系数存在显著的差异。进行利润平滑实际上降低了上市公司披露的盈余值,这似乎会降低以盈余值为基础的 CFO 薪酬,然而事实上 CFO 薪酬并未因利润平滑而减少:CFO 薪酬与非经常性损益的相关性非常不显著,同时赋予了负值的非经常性损益 -0.069 的系数。亦即,利润平滑样本上市公司的 CFO 薪酬激励机制也许并未像扭亏样本上市公司那样激励 CFO 进行盈余管理,但是 CFO 也并不会因为平滑了盈余而减少薪酬。模型 3 的结果表明利润平滑样本上市公司的 CFO 薪酬仍然没能区分开经常性损益中的应计项目和经营性现金流,同样存在“功能锁定”的现象,两者的回归系数分别为 4.623 和 4.588,差异不足 0.8%,t 值分别为 3.536 和 3.711,两者回归系数差异的 t 检验值仅为 0.169。因此在利润平滑样本中,假设 1a 和假设 1b 通过了检验,假设 2a 和假设 2b 未能通过检验。

如果注意到扭亏样本和利润平滑样本的非经常性损益的正负号,再联系两个样本回归结果中非经常性损益和经常性损益的回归系数符号和 t 值,我们会发现一个很有趣的现象:CFO 薪酬激励契约总是朝着有利于提高 CFO 薪酬的方向来反映非经常性损益和经常性损益的。当非经常性损益为负,经常性损益为正时,CFO 薪酬与经常性损益显著正相关,与非经常性损益的相关性不显著,并赋予了负的系数

以避免薪酬值的下降;当非经常性损益为正,经常性损益为负时,CFO薪酬与经常性损益的相关性不显著,与非经常性损益呈显著地正相关,从而提高了薪酬值。对这种现象的一种解释便是经济学中的工资刚性理论:劳动者的工资曲线容易向上移动但不易向下移动,也称工资的粘性。

### (三)敏感性检验。

前两部分的实证分析检验了在全样本和盈余管理样本中我国上市公司CFO薪酬与盈余质量的相关性,本部分将做进一步的敏感性检验。我们以全样本中扣除盈余管理样本后的832家非盈余管理样本公司为对象进行实证分析,其分析结果与全样本的分析结果基本一致:CFO薪酬与盈余显著正相关,并区别了盈余中非经常性损益和经常性损益两个盈余组成部分,不同之处在于该部分样本的CFO薪酬对应计项目和经营性现金流两个经常性损益组成部分的区别度有所提高,两者的回归系数分别为2.200和2.697,经营性现金流系数约高出20%,t值分别为3.817和4.844,在1%水平上两者的回归系数均较显著。

在变量选取部分,本文分析了两种计算应计项目数据方法的特点,在结合我国实际情况后,实证分析部分的应计项目数据是通过Dechow公式计算得来的。从获取信息成本的角度来看,我国上市公司很容易获取现金流量表中的“经营活动现金流量净额”数据,而Dechow公式的计算则较复杂,因此我国上市公司可能利用现金流量表中的“经营活动现金流量净额”数据近似替代经营性现金流。因此本文用现金流量表中的“经营活动现金流量净额”来替代经营性现金流,并倒挤出应计项目数据做了敏感性检验,检验结论与前文结论一致。

在对全样本和盈余管理样本进行实证检验后,研究分析发现,我国上市公司的CFO薪酬激励契约对盈余中的经常性损益存在类似“功能锁定”的现象,未能区别应计项目和经营性现金流这两个经常性损益的组成部分。本部分将对这种“功能锁定”现象进行进一步的敏感性检验,以支撑前文的分析。如果上市公司的CFO薪酬激励契约对经常性损益存在类似“功能锁定”的现象,不能区别应计项目和经营性现金流,那么也即就是在CFO薪酬激励契约中,应计项目和经营性现金流在经常性损益的基础上不能再提供增量信息,按照这种推导思路文章构造了模型4、模型5和模型6,对CFO薪酬激励契约“功能锁定”现象进行敏感性检验,模型具体如下:

$$\begin{aligned} COMP = & C + \delta_1 Earnings + \delta_2 Normal\_earnings \\ & + \delta_3 size + \delta_4 RET + \delta_5 SOE + \delta_6 Committee \\ & + \delta_7 Areas + \delta_8 Industry + v \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} COMP = & C + \varphi_1 Earnings\_returns + \varphi_2 Normal\_earnings \\ & + \varphi_3 Accruals + \varphi_4 SIZE + \varphi_5 RET + \varphi_6 SOE \\ & + \varphi_7 Committee + \varphi_8 Areas + \varphi_9 Industry + v \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} COMP = & C + \phi_1 Earnings\_returns + \phi_2 Normal\_earnings \\ & + \phi_3 Cash\_flow + \phi_4 SIZE + \phi_5 RET + \phi_6 SOE \\ & + \phi_7 Committee + \phi_8 Areas + \phi_9 Industry + v \end{aligned} \quad (6)$$

三个模型中的变量定义如前文表1所示,C表示模型的

常数项, $\delta_1 \dots \delta_8$ 、 $\varphi_1 \dots \varphi_9$ 、 $\phi_1 \dots \phi_9$ 分别表示三个模型中相关解释变量的回归系数,v表示模型的随机扰动项。模型4中的解释变量为非经常性损益和经常性损益,模型5和模型6的解释变量在模型4的基础上分别加入了应计项目和经营性现金流。如果我国上市公司CFO薪酬激励契约存在“功能锁定”现象,那么模型5和模型6中的应计项目和经营性现金流的回归系数将不显著,亦即应计项目和经营性现金流在经常性损益的基础上未能提供增量信息。这三个模型在全样本中的回归结果如表7所示,应计项目和经营性现金流的回归系数分别为-0.344和0.344,t值分别为-1.283和1.283,两者的回归系数均不显著,因此对全样本的检验证明了“功能锁定”现象的存在。对盈余管理样本和非盈余管理样本的检验也证明了“功能锁定”现象的存在。

表7 上市公司CFO薪酬激励契约“功能锁定”于经常性损益的敏感性检验回归

模型	预期 +/-	模型1	模型2	模型3
样本量		1127	1127	1127
C	?	17.658 (30.539)	17.739*** (30.506)	17.739*** (30.506)
Extrairtems returns	+	-1.874* (-1.673)	-1.571 (-1.373)	-1.571 (-1.373)
Normal earnings	+	2.763*** (6.019)	2.890*** (6.155)	2.546*** (5.205)
Accruals	?		-0.344 (-1.283)	
Cashflows	?			0.344 (1.283)
修正的R平方		44.5%	44.6%	44.6%
F统计量		114.03	101.60	101.60

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示回归系数在10%、5%、1%水平上显著,括号中的数据是t统计量

## 六、结论

本文共构造了3个模型,逐层递进地检验了我国上市公司CFO薪酬与盈余质量的相关性,通过对1127个全样本的分析,我们发现目前我国上市公司基本建立起了以盈余为基础的CFO薪酬激励机制。检验结果证明了CFO薪酬与盈余的显著正相关性,这一结论对我国早期的薪酬研究文献做了有益的补充和完善。从全样本来看,CFO薪酬激励契约区别了非经常性损益和经常性损益两个盈余组成部分,并且赋予了高盈余质量的经常性损益更大的权重,这有利于激励CFO为公司获得经常性损益做出更大的努力。然而进一步地分析发现,目前上市公司CFO薪酬激励契约尚未能对应计项目和经营性现金流两个经常性损益组成部分做出有效地区分,对经常性损益存在类似“功能锁定”的现象,敏感性检验部分的实证分析也证明了这种现象的存在。

本文在对全样本做了实证分析后对盈余管理样本做了进一步的研究。扭亏样本的CFO薪酬与经常性损益的相关性不显著,而非经常性损益的正相关性非常显著,它不仅颠倒了两者预期的显著性,使CFO薪酬激励契约赋予了进行盈余操作的非经常性损益更大的权重,且其CFO薪酬激励契约同样不能区分应计项目和经营性现金

流。从结果来看,扭亏样本的CFO薪酬激励机制是不合理的,它反而“激励”了上市公司CFO进行盈余管理操作。利润平滑上市公司的CFO薪酬激励契约相比较于全样本,进一步弱化了非经常性损益的权重和显著性,但仍不能区别应计项目和经营性现金流,对经常性损益存在“功能锁定”的现象。

与国外相关研究文献比较,本文发现目前我国上市公司CFO薪酬激励效果与国外仍存在一定的差距,有两点显著区别:第一,我国上市公司CFO薪酬激励契约对经常性损益存在类似“功能锁定”的现象,未能区分开应计项目和经营性现金流。国外的研究则发现其上市公司高管薪酬激励契约显著区别了应计项目和经营性现金流,如Nwaeze、Yang和Jenniferyin等的研究。第二,我国盈余管理样本上市公司CFO薪酬激励契约存在明显的不合理性,甚至“激励”CFO进行盈余管理,而国外相关研究并未发现这种现象的普遍存在。

基于前文的分析,本文认为,目前我国上市公司CFO薪酬激励机制应该重视区别盈余中的非经常性损益和经常性损益,分别赋予相应指标合理的系数,以助于抑制上市公司的盈余管理行为,尤其是扭亏上市公司。区别应计项目和经营性现金流,解决对经常性损益的“功能锁定”现象,成为目前我国上市公司完善CFO薪酬激励机制的重要任务。经营性现金流对企业的发展和正常运作有着举足轻重的意义,在CFO薪酬激励契约中应加大对经营性现金流指标的重视,以激励上市公司CFO加强现金流的管理和控制,保障企业的健康发展,提升企业的价值。

(《南开管理评论》) 2009年12卷第5期 略有删节)

## 会计制度改革、盈余稳健性与盈余管理

毛新述 戴德明

### 一、引言

从20世纪90年代初开始,我国先后经历了四次较大规模的会计制度改革,分别是1993、1998、2001和2006年的会计改革。其中,2006年之前会计制度改革的主要目标之一是强化稳健性原则的运用。具体表现为逐步扩大资产减值准备的计提范围;尽量避免公允价值的运用,对经济利得的确认实施严格的限制,等等。究其原因,主要是因为财务报告的发展和内在局限性、以及各种以盈余为基础的制度安排,为管理层高估盈余提供了激励,盈余稳健性作为一种财务报告机制,可以限制管理层的这种机会主义行为,从而可以改善公司的盈余质量。毛新述、戴德明(2008)从我国资本市场的制度安排和财务报告质量两个方面对会计制度中稳健性原则运用和强化的原因进行了详细讨论。而2006年新会计准则颁布的主要目标是实现与国际财务报告准则(IFRS)的全面趋同。新会计准则采纳了资产负债观的制定理念,弱化了稳健性原则的影响,扩大了公允价值的运用。李增泉和卢文彬(2003),魏明海等(2006),曲晓辉和邱月华(2007)等分别从不同的角度检验了2007年新

会计准则实施前我国上市公司的会计稳健性。基本结论是,总体而言我国上市公司的盈余是稳健的,会计制度改革,特别是2001年《企业会计制度》的实施显著提高了上市公司的盈余稳健性。李远鹏和李若山(2005)则认为上市公司稳健性的提高主要是由于亏损公司的大清洗行为所导致的。总体而言,已有研究并没有分离应计盈余中操控性应计利润对盈余稳健性的影响,从而无法准确测定制度因素和盈余管理因素在多大程度上导致了会计制度改革前后公司盈余稳健性的变化。已有研究也未从准则制定目标来检验会计准则的执行质量,比如稳健性原则的强化是否实现了限制公司盈余管理行为的预期目标。本文的贡献在于,以1994-2007年我国会计制度改革为研究背景,分析了盈余稳健性和盈余管理的内在关系和相互影响,并以此为基础检验了我国会计准则的执行质量。研究得出,盈余稳健性作为一种财务报告机制同有目的的盈余管理行为具有本质区别。扣除操控性应计利润后,上市公司的盈余稳健性同会计制度中稳健性原则的运用程度仍紧密相关。并且,强化稳健性原则和限制公允价值的运用显著降低了公司高估盈余的水平,而弱化稳健性原则和扩大公允价值的运用,则导致了公司盈余管理水平的显著提高。总体而言,没有证据表明盈余稳健性的提高导致了上市公司的大清洗行为。这些证据表明,会计准则总体而言得到了恰当的执行,也有力地支持了盈余稳健性可以改善公司盈余质量的论点。

本文剩余部分安排如下:第二部分是盈余稳健性与盈余管理关系的理论分析与文献回顾;第三部分是研究设计与经验分析;第四部分是研究结论。

### 二、盈余稳健性与盈余管理:理论分析与文献回顾

盈余稳健性(earnings conservatism)是指财务报告中会计师要求对确认好消息比坏消息有更高的可证实性程度的倾向(Basu, 1997),是对会计利得和损失要求不同的可证实性,从而导致对净资产的低估(Watts, 2003)。而盈余管理是有目的地干预对外财务报告过程,以获取某些私人利益的披露管理(Schipper, 1989)。或者说,盈余管理是指经理人员在财务报告与组织交易等活动中运用了判断,改变对外财务报告,以误导证券持有人对公司基本业绩的评价(Healy, 1999)。不难发现,盈余稳健性是一种内在于会计制度的财务报告机制,而盈余管理是一种有目的的调节盈余的活动,两者存在本质的区别。公司盈余稳健性及其提高应当来自会计制度中稳健性原则的运用和强化,以及会计师对此的恰当执行。任何由其他因素直接导致公司盈余稳健性的提高均应视为盈余管理行为,而不论是出于何种动机(毛新述、戴德明, 2008)。因此,从概念上讲,盈余稳健性和盈余管理的区别是显而易见的,但实务中要对二者进行明确区分却异常困难。特别是,在经验研究中,基于应计利润来测定盈余稳健性和盈余管理程度时尤其需要注意两者之间的区别。

盈余稳健性和盈余管理之间的相互影响首先表现为盈余稳健性对盈余管理的限制作用。当各种制度安排为管理层操纵盈余提供了激励,而管理层又可以通过会计制度所赋予的判断权来实施这种操纵时,盈余管理行为就可能产