

(1) 财务柔性企业判定阈值 (threshold) 的稳健性检验。

在判定财务柔性企业时, Minton and Wruck (2001)、赵蒲和孙爱英 (2004) 均采用 20% 分位数作为财务保守企业 (即本研究中的高负债融资柔性企业, DFF 企业) 的判定阈值, 而 Arslan et al. (2011) 的研究则选用了 50% 分位数。为此, 我们分别采用 20%、30%、40% 和 50% 作为判定阈值, 重新分类并进行了前面所有的回归分析, 发现前三个阈值能得出本质上一致的研究结论。

(2) 样本期间选择的稳健性检验。

我国政府在 2009 到 2010 年间实施了四万亿经济刺激计划, 这必将会在很大程度上扭曲企业在金融危机中的融、投资行为。基于这方面的考虑, 本文仅选用经济刺激计划之前的危机时期, 即 2007 年和 2008 年, 作为样本期间的危机时期。但事实上, 全球经济直到 2009 年年底才企稳回升, 2010 年开始进入后金融危机时代, 因而 2009 年仍为全球金融危机时期。所以, 为了完整地检验我国企业在整个金融危机时期的投资行为, 我们将危机时期的样本期间由 2007~2008 年扩展到 2007~2009 年, 重新进行了前文的各类回归, 实证结果没有实质性差异。

(3) 内生性的稳健性检验。

为了控制和考察企业当期投资对新增举债的影响, 本文模型 1 和 2 均同时包括了企业新增积极举债 (被解释变量) 与当期投资 (解释变量) 两个变量。事实上除了当期投资对企业新增积极举债的促进效应 (interacting effect) 之外, 也可能存在新增积极举债对当期投资的反馈效应 (feedback effect)。如果这样, 那么新增举债与当期投资之间存在内生性进而将导致原估计有误。Julio and Chabela (2004) 的研究表明, 控制内生性问题的最好方法是使用工具变量或设定方程组模型。因此, 本文采用引进工具变量的方法以检验和控制变量间可能的内生性问题。在工具变量的选择上, 我们选取企业上期投资作为其当期投资的工具变量, 主要基于以下两个方面的考虑 (曾爱民, 2010): 第一, 企业上期的投资支出对其当期投资具有显著重大的影响, 因为企业的投资支出具有一定的延续性, 下期投资在很大程度上是上期投资的一种后续投资。第二, 企业上期投资对其当期新增积极举债没有直接重大影响。引入工具变量后, 无论是 Wu-Hausman F 检验还是 Durbin-Wu-Hausman chi-sq 检验, 最小的 P 值都大于 0.46, 表明企业新增积极举债和当期投资之间没有内生性问题。因此, 本文的实证结果不存在内生性影响的问题。

五、结论与讨论

本文以 2007 年爆发的全球性金融危机为背景, 研究了金融危机前企业通过不同财务政策所获取不同类型的财务柔性对企业在金融危机时期融资决策行为的影响。实证结果表明: (1) 高负债融资柔性企业在危机中可以更多地通过积极举债方式筹集所需资金, 并能更多地使用负债资金为其投资活动提供所需资金; (2) 拥有高现金柔性的企业, 在危机时期能够更多地通过调用现金储备满足其投资活动资金需求; (3) 同时具有高现金柔性和高负债融资柔性的企业, 能够在危机中同时通过增加负债和调用现金储备两种方式为其投资活动提

供资金。这些研究发现较好地支持了上述观点, 即当遭遇意外重大不利冲击而面临现金流量短缺时, 企业事前储备的财务柔性能较好的为其有价值的投资机会提供所需资金。

本文的研究结论具有广泛的理论和实践意义。虽然本文是以刚结束的金融危机为冲击事件展开研究的, 但事实上, 在当今风云变幻的经济全球化时代, 企业经常面临着内、外部经营环境和经营决策本身的不确定性。复杂多样的不确定性既可能带给企业巨大的负面冲击 (如劳动力市场、原材料市场、产品市场或者金融市场的冲击等), 也可能带给企业有价值的投资机遇。无论企业遭遇的是不利冲击还是有价值的投资机会, 都会导致突发性的资金需求。因此只有在事先财务政策安排时储备了适度财务柔性的企业, 才能在不确定性事件发生或者事件偏离预期时拥有更强的资金筹集或调用能力, 或者避免企业陷入财务危机甚至破产倒闭的境地, 或者保证企业更好地把握有价值的投资机会, 从而实现企业价值最大化的目标。

但值得注意的是, 虽然本文的实证结果表明, 在面临金融危机冲击时, 同时拥有高现金柔性和高负债融资柔性的企业具有更大融资灵活性。但这并非说明企业财务柔性越高越好, 因为财务柔性理论的核心思想是一种权衡的思想, 是在将资金当期使用还是保留至未来期间使用之间的一种权衡。当企业保持最优财务柔性水平时, 意味着当前使用资金与未来使用资金所能创造的边际价值刚好相等。因为如果当期使用资金创造的边际价值大于未来使用的边际价值, 则企业应当期使用这部分资金。反之, 则企业应将该部分资金以财务柔性的形式储备起来以供未来使用。因此如果企业当期保持了过高或过低的财务柔性, 则意味企业财务政策的安排已经存在失误, 同时企业价值也实际上已经遭受减损。所以, 如何选择合适的财务政策以获取和保持适度的财务柔性不仅是一个仍需进一步研究的重要理论问题, 更是后金融危机时代企业财务管理实践中的一个重要实务问题, 是理论界和实务界仍需共同努力探究解决的一项关键性课题。

(《金融研究》2011 年第 10 期 略有删节)

高管权力与企业薪酬变动的非对称性

方军雄

一、引言

随着中国企业薪酬制度改革的启动和深入, 原有平均主义为特征的薪酬制度日益被基于经营绩效的薪酬制度所替代, 尤其在市场化程度较高的上市公司当中, 富有活力的市场化薪酬制度开始逐渐成为其良好公司治理的一个部分 (李维安和张国萍, 2005; 方军雄, 2009a; 辛清泉和谭伟强, 2009)。不过, 随之衍生的企业内部高级管理人员 (以下简称“高管”) 与普通员工之间薪酬差距逐渐不断扩大的现象 (林泽炎, 2004), 引起了社会公众和政府部门关注。随着 2008 年全球性金融危机的深化、蔓延, 上市公司过大的薪酬差距更是成为公众抨击的对象, 更为严格的针对企业高管

薪酬的规定相继颁布,2008年和2009年财政部相继颁布和修订了针对国有金融企业高管的限薪规定,旨在规范国企高管过高薪酬的《国有企业负责人薪酬管理办法》以及旨在保护普通员工劳动权益的《工资条例》也在制定当中。

与此同时,企业内部高管与普通员工薪酬差距及其经济后果引起了学者的关注(郭正模和李晓梅,2006;卢锐,2007;张正堂,2008)。研究发现,管理者权力越大的公司,其高管与员工之间的薪酬差距越大(卢锐,2007);在国有企业当中,过大的高管与普通员工薪酬差距损害了企业的经营绩效(张正堂,2008)。但是,虽然中国政府相关限薪政策频出,企业内部高管与普通员工薪酬之间差距依然持续扩大,以上市公司为例,图1清晰地显示上市公司内部高管与普通员工的薪酬差距呈现逐年扩大的趋势。为什么在政府三令五申之下,企业高管与普通员工薪酬的差距不减反增?是什么原因导致政府监管政策的失效?企业内部高管与普通员工薪酬差距持续扩大的机理为何?这些问题我们迄今依然没有明确的答案,而这必然对政府监管部门的决策及其执行效果产生重要影响。此外,企业薪酬中可能存在的“尺蠖效应”引起了学者的关注和担忧(石子砚,2007)。具体到企业薪酬,薪酬尺蠖效应是指,当公司增加薪酬时高管薪酬的增加幅度大于普通员工薪酬的增加幅度,而当需要减薪时高管没有被减薪或者其减薪幅度低于普通员工。

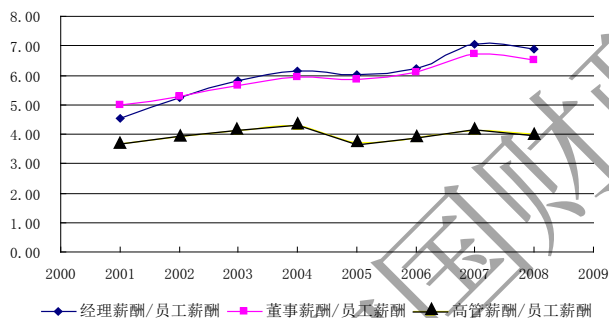


图1：中国上市公司高管薪酬与普通员工薪酬差距（中位数）的趋势

鉴于此,本文从薪酬尺蠖效应角度研究高管与普通员工薪酬差距恶化的原因。具体地,我们选取2001~2008年中国上市公司作为样本研究企业内部薪酬变动的机制,结果发现:业绩上升时,高管获得了相比普通员工更大的薪酬增幅,而在业绩下滑时高管的薪酬增幅并没有显著低于普通员工;业绩上升时,高管薪酬业绩敏感性显著大于普通员工薪酬业绩敏感性,业绩下降时,高管薪酬存在显著的粘性特征,而普通员工薪酬并不存在粘性特征,而且业绩下降时高管薪酬业绩敏感性相比业绩上升时薪酬业绩敏感性的减少幅度显著超过普通员工薪酬业绩敏感性的减少幅度。

本文的可能贡献概述如下:(1)从动态的角度研究了企业内部薪酬差距扩大及其内在机制,研究表明管理者权力主导下的薪酬尺蠖效应可能是导致企业内部高管与普通员工薪酬差距不断扩大的重要原因。(2)为日益勃兴的公司薪酬契约研究作出了增量的贡献,原有研究通常单独考察高管和普通员工薪酬的影响因素及其后果,而本文则将两

者结合起来进行研究,考察了地位不同对薪酬决定的影响。本文还为Bebchuk et al.(2002)提出的薪酬契约管理者权力假说和最优契约假说在中国的适用性提供了证据,我们的研究表明,中国的薪酬契约很大程度上受到管理者权力的影响。(3)为中国政策制定者日益关注的旨在缩小高管与普通员工薪酬差距的改革提供了新的启迪,本文研究表明缓解以致消除管理者权力主导下的薪酬尺蠖效应是有效实现缩小薪酬差距的重要途径。

二、制度背景与研究问题

长期以来由于行政干预的存在,国有企业承担着诸如扩大就业等政策性目标(林毅夫等,2004),国有企业相比非国有企业更加注重社会和政治目标,而对企业的经营效率关注不足(Boycko et al., 1996; 姚洋、章奇, 2001)。与此同时,国有企业相比非国有企业可能享有更多的政策优势,拥有更多正式的官方的“关系”(Peng and Luo, 2000),这使得国有企业经营绩效与企业负责人的努力和才能之间的因果关系模糊,从而削弱了以业绩为基础的薪酬制度的有效性(陈冬华等, 2005)。因此,实践中中国依然对国有企业经理人薪酬实行管制,其主要的管制手段是将经理人薪酬与普通员工薪酬水平相挂钩(朱克江, 2003)。例如,1986年国务院为改革国有企业厂长、经理工资收入管理方式而颁布的103号文件规定:“凡全面完成任期年度目标的经营者的个人收入可以高出职工收入的1~3倍,做出突出贡献的还可以再高一些”(朱克江, 2003)。这种基于职工收入水平的薪酬管制损害了国企经理人的积极性,而且可能导致在职消费、腐败的发生和泛滥(文炳洲、虞青松, 2006)。

不过,这种与普通员工工资收入水平相挂钩的高管薪酬管制却没有带来高管员工收入差距的稳定和缩小,相反,近些年中国企业高管与员工薪酬的差距却呈现不断扩大的趋势。据统计,与原来计划体制下相比,高管与员工的薪酬差距明显拉大:原来差距为1~5倍的企业比重为74.99%,现在仅为52.39%,而差距在8倍以上的企业比重从原来的不到10%增长为现在的24.53%(林泽炎, 2004)。具体到中央政府控制的国有企业,薪酬差距扩大幅度更大,高管与员工薪酬差距2002年平均为12倍,2003年扩大到13.6倍。大部分行业的高管平均薪酬水平比员工都高出10倍左右(张正堂, 2008),2007年保险行业甚至爆出了一千倍薪酬差距的极端个案。企业内部过大的高管与普通员工薪酬差距不仅损害了企业的经营绩效(张正堂, 2008),还会引发一系列社会问题。2008年金融危机全面爆发之后,高管与普通员工薪酬的过大差距更是引起了社会公众的普遍质疑。为此,国资委、财政部等部门相继出台了更多、更严格的旨在规范高管薪酬、缩小薪酬差距/减缓差距扩大的规定,《山东省人民政府关于加强企业工资宏观调控健全职工工资正常增长机制的意见》(鲁政发 2007年52号)甚至规定,企业安排年度工资增长时,职工平均工资不增长的,企业负责人工资亦不能增长(陈冬华等, 2010)。是什么原因导致了企业内部高管与普通员工薪酬之间差距的不断扩大呢?卢锐(2007)首次从企业内部管理者权力的视角探讨了高管与普通员工薪酬差距的原因,研究发现,管理者权力

是导致高管与普通员工薪酬差距的重要原因,企业管理者权力越大,其高管与员工之间的薪酬差距越大。

上述研究为我们理解高管与普通员工薪酬差距的原因和经济后果提供了有益的启示。但是,我们依然不清楚在政府相关部门三令五申的约束下企业高管与普通员工薪酬差距持续扩大的原因,而这对政府监管部门的决策尤为重要。企业薪酬中存在的“尺蠖效应”可能是导致中国企业高管与普通员工薪酬差距不断扩大的原因(石子砚,2007)。所谓“尺蠖效应”就是说,尺蠖一会儿收缩,一会儿放直,可是无论收与放都只朝着一个方向——那就是爽了一方而坑了另一方的方向(石子砚,2007);或者收放过程中,都有一些得利者,另外相当多的人在这个过程中得利较少或者只有损害(秦晖,2007)。具体到企业薪酬,薪酬尺蠖效应是指,当公司增加薪酬时高管薪酬的增加幅度大于普通员工薪酬的增加幅度,而当需要减薪时高管没有被减薪或者其减薪幅度低于普通员工。这样,随着时间的推移,高管薪酬与员工薪酬的差距将会逐渐扩大。

随着国有企业改革的深入,经营绩效日益成为国有企业经理薪酬、政治升迁的重要考核指标(陈冬华等,2005;薛云奎、白云霞,2007),国有企业高管薪酬业绩敏感性逐渐增强(辛清泉、谭伟强,2009;方军雄,2009)。民营上市公司,由于经营目标比较单一、较少受到政府的干预与支持,面临着激烈的市场竞争环境,这使得其高管薪酬自然更多地与业绩相挂钩(Firth, Fung and Rui, 2006; 辛清泉、谭伟强,2009)。为此,在提升经营绩效的激励下,企业高管有动力对其下属的员工采用强有力的激励,因为企业经营绩效是全体员工共同努力的结果,如果不能有效激励员工的积极性,企业经营绩效的目标很难实现,而建立员工薪酬与业绩相挂钩的薪酬体系是激励员工努力工作较为合适的选择(张军,1991;德姆塞茨,1999),研究发现,业绩型工资制度显著提高了员工的工作绩效(Fernie and Metcalf, 1995, 1999; 陈冬华等,2010)。但是,从事后看,薪酬是企业内部一项重要的利益分配,在薪酬总额一定的情况下,一方分得多意味着另一方得到的就少,过高的普通员工薪酬增加了企业的工资性费用,从而吞噬企业利润,而且可能直接降低高管自身的薪酬(卢锐,2007)。同时,由于工资所具有的保健因素特征以及政府管制的存在,企业员工薪酬通常具有刚性的特征,即“薪酬准涨不准跌现象”(陈冬华等,2010)。陈冬华等(2010)针对山东省556家非上市的国有企业职工工资与业绩的实证分析发现,我国企业员工工资存在显著的刚性特征。方军雄(2009b)针对中国上市公司的研究也发现上市公司高管薪酬和普通员工薪酬都存在刚性的特征。因此,企业高管在设计薪酬分配方案时自然倾向于采取如下机会主义行为:在业绩上升时,高管分享相比普通员工更高的报酬增幅,而当业绩出现下降时,高管薪酬增加幅度依然可能高于普通员工,或者不存在明显差异,即在公司薪酬总额的分享上高管与普通员工存在随业绩而定的不对称性,以达到其最大限度增加高管薪酬的目的,这就是所谓的“薪酬变动的尺蠖效应”。

与此同时,企业高管所拥有并且不断扩大的管理者权力(Bebchuk et al., 2002),或者企业权威(张军、王祺,2004),使得不对等的员工薪酬契约便于产生和执行。国有企业改革始终

沿着放权让利的线索推进(张军、王祺,2004),随着市场化改革的深入,国有企业高管逐步获得了包括生产经营、投资、融资和人事方面的自主权,企业高管的管理者权力不断增大(卢锐,2007),国有企业高管作为企业代理人的权威得以确立和不断增强(张军、王祺,2004)。而在民营上市公司当中,企业高管通常由民营股东或其家属担任,这使得民营上市公司高管天然享有极大的管理者权力或企业权威(Bebchuk et al., 2002)。企业管理者权力或企业权威的确立和增强,意味着作为股东代理人的高管掌握了企业内部大部分的资源配置权力(张军、王祺,2004),这决定了普通员工在薪酬谈判中处于不平等地位和弱势地位,进而使得普通员工只能成为薪酬方案的被动接受者(郭正模、李晓梅,2006),这就使得薪酬“尺蠖”效应的存在有了制度基础(秦晖,2006)。虽然中国政府监管部门出台了诸多保护普通员工权益的政策和方案,但是由于高管与普通员工双方地位的不平等,以及企业员工存在的理性冷漠,上述制度通常陷入“画饼”的境地,甚至会成为高管进一步剥夺普通员工权益的契机。这样,在具备操控薪酬契约动力和能力的高管的主导下,企业的薪酬自然可能出现“尺蠖”效应。

综上,我们得到如下待检验的假设1:

假设1:在其他条件一定的情况下,业绩上升时上市公司高管薪酬的变动幅度与普通员工薪酬变动幅度存在差异,业绩下降时上市公司高管薪酬变动幅度与普通员工薪酬变动幅度存在差异。

长期以来,中国国有企业实行的是平均低工资制度,这损害了企业员工积极性的发挥(张军,1991)。上个世纪80年代开始实施的国有企业改革,其目标之一就是建立有激励的薪酬制度,实现劳动努力与报酬之间的关联(张军,1991)。1978年,国有企业开始引入计件工资制、奖金制度以及劳动合同制度,这意味着职工的工资具有一定的弹性。1985年,中国劳动和社会保障部决定国有企业和集体企业的工资分配预算要与企业经营绩效相挂钩。随后年份中,企业的工资决定权日益回归到企业手中。在20多年渐进改革的探索过程中,中国的工资分配制度和工资管理经历过数次大的变革和政策调整,逐渐由计划经济的直接指令性管理过渡到市场机制主导的工资分配制度,虽然仍保留着行政手段的痕迹,但是市场机制对个人收入分配的调节及主导作用愈来愈明显(郭正模、李晓梅,2006),以“工效挂钩”为特征的员工薪酬制度逐渐成为现代国有企业薪酬制度的主流(董直方、江正华,1990),国有企业职工工资具有了效率工资的特征(杨瑞龙等,1998;陈冬华等,2010),中国上市公司普通员工的薪酬开始与公司经营绩效显著正相关(方军雄,2009a)。

与此同时,企业高管薪酬制度也逐步引入市场因素从而具有了业绩型薪酬的特征(辛清泉等,2007)。自2003年底以来,国资委及有关部门颁布大量法规,通过《中央企业负责人薪酬管理暂行办法(2004)》、《关于加强中央企业负责人第二业绩考核任期薪酬管理的意见(2007)》和《国有控股上市公司境内实施股权激励试行办法(2006)》等法规确定了国有企业高管薪酬与业绩挂钩的原则,并颁布《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法(2003;2006)》、《中央企业综合绩效评价实施细则(2006)》、《中央企业综合绩效评价管理暂行办法(2006)》、《中央企业负

责人年度经营业绩考核补充规定(2008)》、《金融类国有及国有控股企业绩效评价暂行办法(2009)》等配套法规以规范国有企业高管的业绩考核。相关实证证据也表明,2001年以来,上市公司高管的薪酬逐渐与企业经营绩效相关(李维安和张国萍,2005),而且随着市场化进程的深化,高管薪酬业绩敏感性逐步上升(辛清泉、谭伟强,2009)。此外,方军雄(2009a)的研究发现,中国上市公司高管薪酬存在粘性特征,即业绩上升时高管薪酬的边际增加量显著高于业绩下降时薪酬的边际减少量,而上述现象在普通员工上却没有稳定的一致发现。现有的实证证据表明,中国上市公司已经基本上建立了业绩型报酬的薪酬体系。因此,在业绩型报酬日益成为中国上市公司薪酬体系的主体的背景下,企业薪酬的尺蠖效应具体表现为高管与普通员工薪酬和业绩敏感性的非对称性:在业绩上升时,高管薪酬的业绩敏感性高于普通员工薪酬的业绩敏感性,而当业绩出现下降时,高管薪酬业绩敏感性相比业绩上升时薪酬业绩敏感性的减少幅度超过普通员工薪酬业绩敏感性的减少幅度,或者不存在差异,即上市公司高管薪酬存在更高或者无差异的粘性,这就是所谓的“业绩薪酬的尺蠖效应”。

综上,我们进一步得到如下待检验的假设2:

假设2:在其他条件一定的情况下,业绩上升时上市公司高管薪酬业绩敏感性与普通员工薪酬业绩敏感性存在差异;业绩下降时上市公司高管薪酬业绩粘性与普通员工薪酬业绩粘性存在差异。

三、研究模型与样本选择

(一)研究模型。

与现有研究薪酬的文献(Leone, et al., 2006; 辛清泉等, 2007; 方军雄, 2009a)作法相一致,我们对研究变量—薪酬和公司业绩采用自然对数的处理方式,以考察上市公司薪酬与业绩之间的敏感性关系,完整的回归模型如下:

薪酬变动尺蠖效应模型:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnPay}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \times \text{CG}_{i,t} + \beta_2 \times \text{Private}_{i,t} + \beta_3 \\ & \times \text{Lshare}_{i,t} + \beta_4 \times \text{Central}_{i,t} + \beta_5 \times \\ & \text{West}_{i,t} + \beta_6 \times \text{BH}_{i,t} + \beta_7 \times \text{Dual}_{i,t} + \beta_8 \\ & \times \text{Indd}_{i,t} + \beta_9 \times \text{Comi}_{i,t} + \text{Ln Revenue}_{i,t} \\ & + \beta_{10} \times \text{Lev}_{i,t} + \beta_{11} \times \text{LnPerformance}_{i,t} \\ & + \beta_{12} \times \text{Manager}_{i,t} + \beta_{13} \times D_{i,t} + \beta_{14} \\ & \times D \times \text{Manager}_{i,t} + \beta_{15} \times \sum \text{Industry}_{i,t} \\ & + \beta_{16} \times \sum \text{Year}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

业绩薪酬尺蠖效应模型:

$$\begin{aligned} \text{LnPay}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \times \text{CG}_{i,t} + \beta_2 \times \text{Private}_{i,t} + \beta_3 \\ & \times \text{Lshare}_{i,t} + \beta_4 \times \text{Central}_{i,t} + \beta_5 \times \\ & \text{West}_{i,t} + \beta_6 \times \text{BH}_{i,t} + \beta_7 \times \text{Dual}_{i,t} + \beta_8 \\ & \times \text{Indd}_{i,t} + \beta_9 \times \text{Comi}_{i,t} + \beta_{10} \times \text{Ln Revenue}_{i,t} \\ & + \beta_{11} \times \text{Lev}_{i,t} + \beta_{12} \times \text{LnPerformance}_{i,t} + \\ & \beta_{13} \times D_{i,t} + \beta_{14} \times \text{Manager}_{i,t} + \beta_{15} \times \text{Manager}_{i,t} \\ & \times \ln \text{Performance}_{i,t} + \beta_{16} \times D_{i,t} \times \text{LnPerformance}_{i,t} \\ & + \beta_{17} \times D_{i,t} \times \text{Manager}_{i,t} \times \text{LnPerformance}_{i,t} \\ & + \beta_{18} \times \sum \text{Industry}_{i,t} + \beta_{19} \times \sum \text{Year}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中,因变量:Pay_{i,t}为薪酬,具体包括高管薪酬和普通员工薪酬两类。高管薪酬主要包括现金薪酬和股权激励两部分,考虑到现金薪酬占高管薪酬比重较大(Lambert and Larcker, 1987),尤其中国上市公司高管持股比例低、零持股的现象较为普遍(李增泉, 2000; 魏刚, 2000),现有文献(辛清泉等, 2007; 王克敏、王志超, 2007; 方军雄, 2009a)通常直接采用现金薪酬衡量高管薪酬。因此,我们选择上市公司年报中披露的“薪酬最高的前三位高级管理人员”作为“高管”,取其平均薪酬的自然对数作为高管薪酬的衡量指标。在稳健检验部分,我们还选取“薪酬最高的前三位董事”和“现任公司董事、监事及高级管理人员”作为高管进行了研究,分别取其平均薪酬的自然对数作为高管薪酬的衡量指标。普通员工薪酬,根据现金流量表“支付给职工以及为职工支付的现金流量”(剔除“现任公司董事、监事及高级管理人员”薪酬总额)与员工人数(剔除“现任公司董事、监事及高级管理人员”)等信息计算得到。同时考虑到现有研究高管薪酬敏感性和粘性的文献(Leone et al., 2006; 方军雄, 2009a)采用change模型,因此作为稳健检验,我们对模型(2)中的LnPay_{i,t}和LnPerformance_{i,t}分别采用ΔLnPay_{i,t}和ΔLnPerformance_{i,t}进行衡量。

测试变量:LnPerformance_{i,t}指公司业绩,上市公司年度业绩的自然对数。借鉴方军雄(2009a)的作法,我们分别选取剔除非经常性损益后的净利润EBIT_{i,t}和净利润NI_{i,t}作为业绩变量。D_{i,t}业绩下降,公司业绩下降时,取1,否则为0。Manager_{i,t}高管,公司高管取1,普通员工取0。

此外我们还控制了以下变量:(1)公司的财务特征。lnRevenue_{i,t}规模,公司年度销售收入的自然对数;Lev_{i,t}资产负债率,公司年末长期负债/资产。(2)公司的股权特征。CG_{i,t}中央政府控制,最终控制人为国资委、财政部等中央机构以及中央直属国有企业,取1,否则取0;Private_{i,t}民营,最终控制人为个人或民营企业的,取1,否则取0;Lshare_{i,t}控股比例,第一大股东的持股比例,BH_{i,t}同时发行B股或H股的上市公司,取1,否则为0;(3)公司的董事会特征。Dual_{i,t}两职分离,董事长兼任总经理时,取0,否则为1;Indd_{i,t}董事会独立性,独立董事占全部董事的比重,Comi_{i,t}薪酬委员会,董事会设置薪酬委员会的,取1,否则为0。(4)公司的地域特征。Central_{i,t}中部,公司注册地位于中部时,取1,否则为0;West_{i,t}西部,公司注册地位于西部时,取1,否则为0。此外,我们在模型中控制了行业虚拟变量和年度变量。

模型(1)用以检验假设1,其中我们主要关注β₁₂和β₁₄。具体地,我们分别对业绩上升和业绩下降两种情形进行回归,如果业绩上升时β₁₂回归系数显著为正而业绩下降时β₁₂回归系数统计上不显著,则表明中国上市公司存在弱薪酬变动尺蠖效应;如果综合模型中β₁₂和β₁₄回归系数都显著为正,说明业绩上升时高管薪酬增加幅度高于普通员工而业绩下降时高管薪酬增加幅度相比业绩上升时的减幅低于普通员工,这意味着中国上市公司存在强薪酬变动尺蠖效应。

模型(2)则用以检验假设2,其中我们关注的是β₁₅、β₁₆和β₁₇。我们首先考察业绩上升时不同级别员工的薪酬业绩敏感性,如果β₁₅回归系数显著为正,意味着上市公司高管薪酬

业绩敏感性在业绩上升时显著高于普通员工。然后分别就高管和普通员工样本考察薪酬业绩粘性,如果 β_{16} 回归系数在高管和普通员工样本中不存在显著差异,则意味着中国上市公司存在弱业绩薪酬尺蠖效应;如果综合模型中 β_{15} 回归系数显著为正而 β_{17} 回归系数显著为负,则意味着中国上市公司存在强业绩薪酬尺蠖效应。

(二)数据来源与描述性统计。

本研究中的高管和员工薪酬数据、公司特征数据主要来自深圳国泰安信息技术有限公司开发的中国股票市场研究数据库(CSMAR)、中国锐思数据库(Resset)以及万德(Wind)数据公司提供的数据库,并抽样与上市公司公布的年度报告进行核对和更正。

考虑到中国上市公司高管薪酬信息披露从2001年开始逐渐规范(方军雄,2009a),我们选取沪深两市2001~2008

年共8年所有A股公司作为研究的初始样本,初始样本数为24 870个(12 435×2),然后按照如下标准逐步加以剔除:属于金融行业的上市公司;上市公司高管或员工薪酬数据缺失的上市公司;借鉴方军雄(2009a)的作法,最后剔除当年发生亏损的上市公司。最后共得到18 542个样本,这构成了本文研究的基础数据。

从表1看,2001~2008年期间中国上市公司高管平均年薪为147 475.85元,薪酬最高的前三位经理/董事平均年度薪酬为233 208.79元(217 938.24元),比高管平均薪酬高出58.13%(47.78%),这表明高管内部也存在较大的差距。同期普通员工的实发年度工资平均为112 843.65,这是全部高管年薪的76.52%,但是从中位数看,普通员工工资仅为高管的32.85%。

表1 研究变量描述性统计结果

变量	样本数	均值	标准差	25%	中位数	75%
经理 Pay _{i,t}	9 242	233 208.79	267 541.06	87 958.333	163 750	288 900
董事 Pay _{i,t}	8 866	217 938.24	266 452.81	79 500	145 480	268 316.67
高管 Pay _{i,t}	9 164	147 475.85	142 161.61	64 800	110 438.1	185 689.67
员工 Pay _{i,t}	9 030	112 843.65	857 264.73	21 971.988	36 281.725	62 890.523
CG _{i,t}	8 678	0.18	0.388	0	0	0
Private _{i,t}	8 689	0.3	0.457	0	0	1
Lshare _{i,t}	8 678	39.48%	0.176	26.55%	38.45%	53.09%
Central _{i,t}	8 689	0.21	0.406	0	0	0
West _{i,t}	8 689	0.19	0.389	0	0	0
BH _{i,t}	9 242	0.0988	0.29839	0	0	0
Dual _{i,t}	8 914	0.88	0.326	1	1	1
Comi _{i,t}	8 914	0.462	0.49858	0	0	1
Indd _{i,t}	8 819	30.98%	0.108	30.77%	33.33%	36.36%
InRevenue _{i,t}	9 235	20.64	1.38	19.78	20.58	21.43
Lev _{i,t}	9 240	54.37%	2.253	34.82%	48.50%	61.27%
lnNI _{i,t}	9 242	17.77	1.53	16.89	17.75	18.66
lnEBIT _{i,t}	8 566	17.74	1.52	16.89	17.72	18.58
D _{i,t}	9 242	0.35	0.477	0	0	1
D _{i,t}	8 313	0.42	0.493	0	0	1

注:经理Pay_{i,t}为“薪酬最高的前三位高级管理人员”平均薪酬;董事Pay_{i,t}为“薪酬最高的前三位董事”平均薪酬;高管Pay_{i,t}为“现任公司董事、监事及高级管理人员”平均薪酬;D_{i,t}经常性净利润下降为1,否则为0;D_{i,t}1,净利润下降为1,否则为0。

四、实证结果与分析

(一)薪酬变动尺蠖效应的实证结果与分析。

表2 高管与普通员工薪酬变动的单变量分析

Panel A 基于“薪酬最高的前三位高级管理人员”的结果

	高管薪酬变动		普通员工薪酬变动		t检验	Mann-Whitney 检验
	均值	中值	均值	中值		
业绩上升	0.230	0.170	0.141	0.141	-8.388***	-6.775***
业绩下降	0.143	0.082	0.132	0.123	-1.401	-1.902*

Panel B 基于“薪酬最高的前三位董事”的结果

	高管薪酬变动		普通员工薪酬变动		t检验	Mann-Whitney 检验
	均值	中值	均值	中值		

续表

业绩上升	0.217	0.163	0.141	0.141	-6.841***	-5.578***
业绩下降	0.141	0.077	0.132	0.123	-0.654	-2.768***
Panel C 基于“现任公司董事、监事及高级管理人员”的结果						
	高管薪酬变动		普通员工薪酬变动		t检验	Mann-Whitney 检验
	均值	中值	均值	中值		
业绩上升	0.184	0.138	0.141	0.141	-4.549***	-2.076**
业绩下降	0.111	0.080	0.132	0.123	1.849*	-5.077***

注：均值检验采用双样本t检验，列示的是基于Equal variances not assumed（双尾检验）的t统计值；中位数检验采用双样本Mann-Whitney检验；*、**、***分别表示0.10、0.05、0.01统计水平显著。

表2中列示了采取不同的高管定义下高管与普通员工薪酬变动的单变量统计检验结果。从表2看，无论是采取“薪酬最高的前三位高级管理人员”、“薪酬最高的前三位董事”，还是“现任董事、监事及高级管理人员”定义高管，在业绩上升时，高管薪酬的增加幅度都显著高于普通员工的增加幅度。在业绩下降的情况下，整体上上市公司高管与普通员工的薪酬依然没有出现下降，这表明中国上市公司薪酬存在明显的刚性特征（方军雄，2009b；陈冬华等，2010），不过薪酬的增加幅度明显低于业绩上升时的增加幅度，而领取薪酬最高的前三位高级管理人员或者董事其薪酬变动幅度与普通员工的薪酬变动幅度并不存在显著的差异；但是在“现任公司董事、监事及高级管理人员”中，高管薪酬的变动幅度却显著低于普通员工的薪酬变动幅度，这意味着上市公司不同级别的高管可能存在不同的薪酬决定机制，薪酬变动尺蠖效应主要存在于管理者权力更高的高层高管，而级别较低的高管其薪酬具有明显的对称性，即业绩上升时其薪酬增幅显著高于普通员工而业绩下滑时其薪酬增幅明显低于普通员工。

表3是对模型（1）的回归结果。具体地，我们首先分别就业绩上升和业绩下降两种情形单独考察了高管与普通员工薪酬变动的差异，然后采用交叉项的设计综合考察高管

哑变量与业绩下降哑变量对薪酬变动的影响。由于模型中无论是采用经常性净利润还是净利润作为业绩的衡量指标其回归结果基本一致，为了节省篇幅我们仅对基于经常性净利润业绩指标的实证结果加以分析。表3显示，在控制了其他影响薪酬变动的因素之后，在业绩上升的情形下，哑变量 $Manager_{i,t}$ 回归系数显著大于0，而在业绩下降的状态下，哑变量 $Manager_{i,t}$ 回归系数符号为正，不过统计上不显著。这表明业绩上升时高管获得了相比普通员工更大的薪酬增幅，而在业绩下滑时高管的薪酬增幅并没有显著低于普通员工，假设1得到支持，意味着中国上市公司存在弱薪酬变动尺蠖效应。此外，从全体样本的综合回归模型看，哑变量 $Manager_{i,t}$ 回归系数依然显著大于0，而交叉项 $Manager_{i,t} \times D_{i,t}$ 回归系数显著为负。这意味着业绩上升时高管薪酬增加幅度显著高于普通员工，而在业绩出现下滑时虽然高管薪酬依然得以增加（ $0.238+0.09-0.005-0.075=0.248$ ）但其增加幅度相比业绩上升时的增加幅度的减幅显著高于普通员工，强薪酬变动尺蠖效应并没有得到支持。

综上，我们发现中国上市公司存在弱薪酬变动尺蠖效应，这种薪酬变动的尺蠖效应使得业绩上升时高管与普通员工薪酬差距明显扩大，而在业绩出现下滑时两者差距的扩大速度有所减缓。

表3 上市公司薪酬变动尺蠖效应回归结果

变量	业绩变量：EBIT _{i,t}			业绩变量：NI _{i,t}		
	业绩上升	业绩下降	综合	业绩上升	业绩下降	综合
Constant	0.268	0.113	0.238	0.172	0.18	0.191
	(2.389**)	(0.841)	(2.757***)	(1.72*)	(1.387)	(2.408**)
CG _{i,t}	-0.001	0.003	1.47E-05	9.41E-05	-0.009	-0.003
	(-0.041)	(0.186)	(0.001)	(0.007)	(-0.513)	(-0.306)
Private _{i,t}	-0.005	0.016	0.003	-0.01	0.022	0.002
	(-0.367)	(0.99)	(0.262)	(-0.793)	(1.463)	(0.163)
Lshare _{i,t}	-0.002	0.029	0.011	0.006	0.014	0.006
	(-0.062)	(0.705)	(0.447)	(0.203)	(0.353)	(0.241)
Central _{i,t}	0.036	0.014	0.027	0.029	0.015	0.023
	(2.619***)	(0.871)	(2.587***)	(2.24**)	(0.909)	(2.28**)
West _{i,t}	0.002	0.026	0.014	0.015	-0.004	0.01
	(0.166)	(1.498)	(1.295)	(1.058)	(-0.228)	(0.891)
BH _{i,t}	-0.019	0.035	0.003	-0.01	0.002	-0.004
	(-0.936)	(1.362)	(0.189)	(-0.56)	(0.106)	(-0.276)
Dual _{i,t}	0.002	0.017	0.007	0	0	0.001
	(0.111)	(0.865)	(0.543)	(0.016)	(-0.009)	(0.057)

续表

$Comi_{i,t}$	0.001	0.022	0.008	0.009	0.011	0.008
	(0.049)	(1.682*)	(0.941)	(0.845)	(0.87)	(1.036)
$Indd_{i,t}$	-0.034	-0.053	-0.043	-0.026	-0.056	-0.03
	(-0.327)	(-0.469)	(-0.566)	(-0.267)	(-0.498)	(-0.417)
$lnRevenue_{i,t}$	-0.013	-0.014	-0.013	-0.013	-0.02	-0.013
	(-2.06**)	(-2.005**)	(-2.761***)	(-2.238**)	(-2.776***)	(-3.093***)
$Lev_{i,t}$	-0.001	0	-0.001	0.001	0.038	0.001
	(-0.193)	(0.012)	(-0.228)	(0.157)	(1.367)	(0.212)
$LnPerformance_{i,t}$	0.01	0.01	0.01	0.014	0.014	0.013
	(1.61)	(1.84*)	(2.364**)	(2.775***)	(2.481**)	(3.453***)
$Manager_{i,t}$	0.09	0.016	0.09	0.089	-0.01	0.089
	(8.604***)	(1.237)	(8.739***)	(9.079***)	(-0.832)	(9.409***)
$D_{i,t}$			-0.005			0.006
			(-0.38)			(0.492)
$Manager_{i,t} \times D_{i,t}$			-0.075			-0.099
			(-4.552***)			(-6.141***)
$Industry_{i,t}$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Year_{i,t}$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$AdjR^2$	0.020	0.009	0.019	0.018	0.009	0.018
F	5.304***	2.188***	7.226***	5.815***	2.176***	7.877***
N	8012	5185	13197	9806	5097	14903

注：*、**、***分别表示统计显著水平0.10、0.05、0.01。

表4

基于其他高管定义的上市公司薪酬变动薪酬尺蠖效应回归结果

变量	薪酬最高的前三位董事			现任公司董事、监事及高级管理人员		
	业绩上升	业绩下降	综合	业绩上升	业绩下降	综合
$Constant$	0.328	0.14	0.298	0.248	0.131	0.251
	(2.601***)	(0.911)	(3.055***)	(2.294**)	(0.987)	(2.986***)
$CG_{i,t}$	-0.017	0.017	-0.004	-0.001	0.002	0
	(-1.067)	(0.864)	(-0.335)	(-0.044)	(0.116)	(0.009)
$Private_{i,t}$	0.009	0.03	0.016	0.01	0.02	0.014
	(0.595)	(1.746*)	(1.475)	(0.784)	(1.33)	(1.425)
$Lshare_{i,t}$	-0.007	-0.002	-0.008	0.037	0.029	0.032
	(-0.202)	(-0.04)	(-0.284)	(1.186)	(0.753)	(1.358)
$Central_{i,t}$	0.03	0.014	0.025	0.04	0.011	0.028
	(1.997**)	(0.775)	(2.14**)	(3.047***)	(0.717)	(2.85***)
$West_{i,t}$	0.006	0.017	0.013	0.007	0.011	0.01
	(0.392)	(0.879)	(1.065)	(0.48)	(0.64)	(0.931)
$BH_{i,t}$	0.005	0.005	0.007	-0.01	0.012	0.001
	(0.245)	(0.183)	(0.379)	(-0.523)	(0.507)	(0.067)
$Dual_{i,t}$	-4.48E-05	0.021	0.006	-0.001	0.03	0.01
	(-0.002)	(0.98)	(0.463)	(-0.089)	(1.582)	(0.783)
$Comi_{i,t}$	0.004	0.041	0.017	0.002	0.017	0.007
	(0.321)	(2.855***)	(1.83*)	(0.233)	(1.346)	(0.841)
$Indd_{i,t}$	-0.187	-0.105	-0.149	-0.107	-0.047	-0.079
	(-1.627)	(-0.83)	(-1.754*)	(-1.08)	(-0.424)	(-1.079)
$lnRevenue_{i,t}$	-0.018	-0.013	-0.015	-0.018	-0.01	-0.013
	(-2.361**)	(-1.592)	(-2.676***)	(-2.69***)	(-1.4)	(-2.707***)
$Lev_{i,t}$	0.113	0.014	0.063	0.113	0.008	0.061
	(3.263***)	(0.426)	(2.675***)	(3.81***)	(0.305)	(3.034***)
$LnPerformance_{i,t}$	0.014	0.008	0.011	0.013	0.002	0.007
	(2.054**)	(1.203)	(2.273**)	(2.111**)	(0.394)	(1.698*)
$Manager_{i,t}$	0.077	0.008	0.077	0.045	-0.024	0.045
	(6.8***)	(0.585)	(6.912***)	(4.6***)	(-1.974**)	(4.667***)

续表

$D_{i,t}$			0.004 (0.335)			0 (0.041)
$Manager_{i,t} \times D_{i,t}$			-0.069 (-3.85***)			-0.068 (-4.404***)
$Industry_{i,t}$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Year_{i,t}$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$AdjR^2$	0.013	0.010	0.014	0.016	0.011	0.017
F	3.556***	2.209***	5.165***	4.316***	2.418***	6.207***
N	7 399	4 606	12 005	7 589	4 701	12 290

注：*、**、***分别表示统计显著水平0.10、0.05、0.01。

表4列示的是采用其他高管定义所进行的检验，其中“薪酬最高的前三位董事”的回归结果与表3完全一致。值得注意的是，在“现任公司董事、监事及高级管理人员”模型中，在业绩上升的情形下，哑变量 $Manager_{i,t}$ 回归系数显著为正，而在业绩下降的状态下，哑变量 $Manager_{i,t}$ 回归系数显著为负；从全体样本的综合回归模型看，哑变量 $Manager_{i,t}$ 回归系数依然显著为正，而交叉项 $Manager_{i,t} \times D_{i,t}$ 回归系数显著为负。这意味着上市公司薪酬变动尺蠖效应主要存在于管理者权力更高的高层高管当中，而级别较低的高管其薪酬具有明显的对称性，即业绩上升时其薪酬增幅显著高于普通员工而业绩下滑时其薪酬增幅明显低于普通员工。

此外，我们还执行如下敏感性检验，限于篇幅没有列示：（1）采用滞后一年的公司业绩指标作为变量重新进行检验；（2）采用现金流量表“支付给职工以及为职工支付的现金流量”（剔除高级管理人员薪酬总额）以及资产负债表应付工资变化计算的员工应发工资作为普通员工薪酬重新进行检验；（3）考虑到薪酬较强的行业特征，我们对薪酬进行行业调整（分年度分行业薪酬中值）重新进行了回归检验；（4）采用ROA作为业绩指标重新进行了检验；（5）对薪酬和业绩等连续变量处于前1%和后1%的极端值进行winsorize处理。以上未列示的结果与表3基本一致。

（二）业绩薪酬尺蠖效应的实证结果与分析。

以下，我们进一步检验中国上市公司是否存在业绩

薪酬的尺蠖效应。表5列示了基于经常性净利润的回归结果。我们首先选择业绩上升的样本考察业绩上升时高管与普通员工薪酬业绩敏感性的差异， $LnEBIT_{i,t}$ 回归系数显著为正，这表明中国上市公司基本上已经建立起基于业绩的员工薪酬体系；此外，交叉项 $Manager_{i,t} \times LnEBIT_{i,t}$ 回归系数显著大于0，具体的，公司业绩上升1%，高管薪酬增幅是普通员工增幅的2.246倍 $((0.065 + 0.081)/0.065)$ ，这意味着，在全员业绩型报酬体系的背景下，高管薪酬的业绩敏感性在业绩上升时显著高于普通员工。随后，我们考察不同级别员工薪酬业绩粘性的存在性。在高管样本模型中， $LnEBIT_{i,t}$ 回归系数显著为正，而交叉项 $D_{i,t} \times LnEBIT_{i,t}$ 回归系数显著为负，这表明高管薪酬存在明显的粘性特征；在普通员工样本模型中， $LnEBIT_{i,t}$ 回归系数显著为正，交叉项 $D_{i,t} \times LnEBIT_{i,t}$ 回归系数统计上不显著，没有证据表明其薪酬存在粘性特征。进一步地，我们将高管哑变量和业绩下降哑变量纳入模型进行综合分析。交叉项 $Manager_{i,t} \times LnEBIT_{i,t}$ 回归系数显著为正，这说明，在业绩上升时高管薪酬业绩弹性显著高于普通员工；交叉项 $D_{i,t} \times LnEBIT_{i,t}$ 回归系数符号为负，不过统计上不显著，没有证据表明普通员工的薪酬存在粘性特征。此外，交叉项 $Manager_{i,t} \times D_{i,t} \times LnEBIT_{i,t}$ 回归系数显著为负，这意味着在业绩下降时，高管薪酬业绩敏感性相比业绩上升时薪酬业绩敏感性的减少幅度显著超过普通员工薪酬业绩敏感性的减少幅度，这体现了强业绩薪酬尺蠖效应。

表5 基于经常性净利润业绩指标的上市公司业绩薪酬尺蠖效应回归结果

变量	业绩上升		薪酬最高的前三位 高级管理人员		普通员工		综 合	
	参数估计值	t值	参数估计值	t值	参数估计值	t值	参数估计值	t值
$Constant$	6.863	40.83***	6.191	39.653***	7.246	36.985***	6.673	45.726***
$CG_{i,t}$	0.11	5.343***	0.125	6.064***	0.148	5.759***	0.136	8.091***
$Private_{i,t}$	-0.111	-5.843***	0.019	0.998	-0.181	-7.736***	-0.082	-5.353***
$Lshare_{i,t}$	-0.25	-5.506***	-0.552	-12.286***	0.037	0.654	-0.257	-7***
$Central_{i,t}$	-0.38	-19.176***	-0.346	-17.852***	-0.405	-16.72***	-0.375	-23.7***
$West_{i,t}$	-0.274	-13.161***	-0.307	-14.961***	-0.231	-9.034***	-0.27	-16.114***
$AB_{i,t}$	0.122	4.375***	0.171	6.025***	0.079	2.221**	0.128	5.511***
$Dual_{i,t}$	0.01	0.435	-0.05	-2.159**	0.069	2.397**	0.011	0.589
$Comi_{i,t}$	0.067	4.203***	0.087	5.439***	0.035	1.763*	0.061	4.661***
$Indd_{i,t}$	0.152	1.194	0.162	1.339	0.039	0.26	0.107	1.088

续表

$\ln Revenue_{i,t}$	0.108	12.853***	0.152	18.113***	0.084	8.011***	0.118	17.184***
$Lev_{i,t}$	-0.007	-1.948*	-0.007	-2.057**	0.005	0.357	-0.007	-1.991**
$\ln EBIT_{i,t}$	0.065	7.436***	0.131	16.608***	0.07	7.129***	0.064	8.458***
$Manager_{i,t}$	-0.03	-0.17					0.113	0.797
$Manager_{i,t} \times \ln EBIT_{i,t}$	0.081	8.365***					0.074	9.344***
$D_{i,t}$			0.442	2.393**	0.066	0.289	0.241	1.611
$D_{i,t} \times \ln EBIT_{i,t}$			-0.024	-2.312**	0	-0.031	-0.01	-1.137
$Manager_{i,t} \times D_{i,t} \times \ln EBIT_{i,t}$							-0.004	-2.643***
$Industry_{i,t}$	控制		控制		控制		控制	
$Year_{i,t}$	控制		控制		控制		控制	
$AdjR^2$	0.578		0.463		0.285		0.576	
F	355.893***		170.978***		80.347***		503.456***	
N	10374		7902		7973		15875	

注：*、**、***分别表示统计显著水平0.10、0.05、0.01。

考虑到现有研究薪酬业绩敏感性和粘性的文献基本上同时采用change模型（方军雄，2009a；辛清泉、谭伟强，2009），我们也利用change模型重新检验业绩薪酬的尺蠖效应，回归结果见表6。其结果与表5基本一致，唯一的差别是在综合模型中交叉项 $Manager_{i,t} \times D_{i,t} \times \ln EBIT_{i,t}$ 回归系数统计显著性消失。这表明上市公司存在弱业绩薪酬尺蠖效应。

表6 基于change模型的上市公司业绩薪酬尺蠖效应回归结果

变量	业绩上升		薪酬最高的前三位 高级管理人员		普通员工		综合	
	参数估计值	t值	参数估计值	t值	参数估计值	t值	参数估计值	t值
$Constant$	0.284	2.648***	0.23	1.997*	-0.335	2.678***	0.251	2.948***
$CG_{i,t}$	-0.001	-0.04	0.004	0.243	-0.007	-0.401	-0.001	-0.132
$Private_{i,t}$	-0.013	-1.04	0	-0.035	0.009	0.618	0.005	0.462
$Lshare_{i,t}$	0.013	0.397	0.018	0.536	0.013	0.332	0.014	0.567
$Central_{i,t}$	0.026	1.943*	0.024	1.675*	0.027	1.733*	0.025	2.395**
$West_{i,t}$	0.013	0.904	0.004	0.262	0.02	1.252	0.012	1.113
$AB_{i,t}$	-0.009	-0.482	0.006	0.277	0.003	0.135	0.004	0.235
$Dual_{i,t}$	0.003	0.18	0.009	0.537	0.006	0.348	0.008	0.6
$Comi_{i,t}$	0.007	0.665	0.021	1.85*	-0.003	-0.228	0.009	1.079
$Indd_{i,t}$	-0.066	-0.656	0.015	0.143	-0.094	-0.838	-0.04	-0.527
$\ln Revenue_{i,t}$	-0.006	-1.279	-0.001	-0.265	-0.01	-1.89*	-0.006	-1.558
$Lev_{i,t}$	-0.003	-0.738	-0.002	-0.619	-0.012	-0.662	-0.003	-0.856
$\Delta \ln EBIT_{i,t}$	0.025	3.101***	0.043	5.93***	0.026	3.214***	0.019	2.531**
$Manager_{i,t}$	0.089	8.152***					0.059	6.657***
$Manager_{i,t} \times \ln EBIT_{i,t}$	0.019	1.749*					0.03	2.858***
$D_{i,t}$			-0.087	-6.547***	0.01	0.7	-0.038	-3.911***
$D_{i,t} \times \ln EBIT_{i,t}$			-0.051	-3.756***	-0.019	-1.302	-0.033	-2.415**
$Manager_{i,t} \times D_{i,t} \times \Delta \ln EBIT_{i,t}$							-0.003	-0.151
$Industry_{i,t}$	控制		控制		控制		控制	
$Year_{i,t}$	控制		控制		控制		控制	
$AdjR^2$	0.024		0.039		0.004		0.02	
F	6.584***		7.781***		1.725***		7.433***	
N	8726		6585		6612		13197	

注：*、**、***分别表示统计显著水平0.10、0.05、0.01。

此外，我们还执行如下敏感性检验，限于篇幅没有列示：（1）我们考察滞后一期经营业绩对薪酬敏感性的影响；（2）分别采用“薪酬最高的前三位董事”和“现任董事、监事与高级管理人员”作为高管的定义重新进行了回归；（3）采用现金流量表“支付给职工以及为职工支付的现金流量”（剔除高级管理人员薪酬总额）以及资产负债表应付工资变化计算的员工应发工资作为普通员工薪酬重新进行检验；（4）考虑到薪酬较强的行业特征，我们对薪酬进行行业调整（分年度分行业薪酬中值）重新进行了回归检验；（5）采用ROA作为业绩指标重新进行了检验；（6）对薪酬和业绩等连续变量处于前1%和后1%的极端值进行winsorize处理。以上未列示的结果与表5基本一致。

五、结 论

随着薪酬制度改革的深化,企业高管与普通员工薪酬差距及其扩大的趋势引起了社会公众、政策制定者和研究者的关注和担忧。但是,我们并不清楚上市公司高管与普通员工薪酬的制定依据,不清楚政府三令五申下高管与普通员工薪酬差距持续扩大的具体原因。为此,本文首次基于管理者权力理论从薪酬“尺蠖”效应的角度进行了分析。具体地,我们分别从薪酬变动的尺蠖效应和业绩薪酬的尺蠖效应加以研究。

研究发现,上市公司薪酬存在较为严重的尺蠖效应:业绩上升时,高管获得了相比普通员工更大的薪酬增幅,而在业绩下滑时高管的薪酬增幅并没有显著低于普通员工,不过薪酬变动尺蠖效应仅存在于级别最高的高管层次;业绩上升时,高管薪酬业绩敏感性显著大于普通员工薪酬业绩敏感性,业绩下降时,高管薪酬存在显著的粘性特征,而普通员工薪酬并不存在粘性特征,而且业绩下降时高管薪酬业绩敏感性相比业绩上升时薪酬业绩敏感性的减少幅度显著超过普通员工薪酬业绩敏感性的减少幅度。上述研究表明,薪酬尺蠖效应可能是导致中国上市公司高管与普通员工薪酬差距不断恶化的一个重要原因,要缓解高管与普通员工薪酬差距恶化的趋势,关键是要解决企业管理者权力主导下的薪酬尺蠖效应。

(《经济研究》2011年第4期 略有删节)

基于可持续发展理念的 企业整合报告研究

蔡海静 汪祥耀 许慧

一、引 言

金融危机和气候变化加剧了人们对企业报告价值的担忧,如何改进企业报告体系已成为理论界和实务界共同关心的问题。传统的企业报告以提供财务信息的报告为主,主要反映企业的盈利、偿债、现金流动能力等财务指标,但随着人类居住环境的日益恶化,企业和社会的可持续发展问题受到了全世界的普遍关注,非财务报告应运而生。各种财务与非财务报告的出现,一方面完善了企业报告的理论及实践,但另一方面,由于缺乏各种报告之间的整合,信息泛滥,内容重复,不仅降低企业报告的决策有用性,而且还极大地加重了企业负担,也增加了使用者阅读和理解报告的困难。在后危机时代,国家、企业以及社会的各相关方面都在调整战略,将企业的经济发展与战略定位、控制治理以及履行社会责任等联系起来,旨在实现企业和社会共同的可持续发展。

我国“十二五”规划《纲要》也明确要求发展循环经济,坚定不移走可持续发展之路,在当今生态环境成为解决经济可持续发展主导性问题的背景下,应在已有企业报告整合的基础上,创建第二报告体系,保障全球社会的可持续发

展(郭道扬,2008)。基于可持续发展战略的考虑,人们已认识到,企业应当整合现有各种报告中繁冗、复杂、重复的信息,以披露综合信息的观点来看待企业利益如何与相关者利益乃至整个社会的利益相一致的问题,研究并建立一种整合报告框架,向社会各界提供关于企业财务与非财务、长远发展战略、控制和治理、履行环境与社会责任的以及致力于可持续发展等方面的经整合的、一致的和精要的信息。正是在这种背景下,国际会计界提出了“整合报告”(Integrated Reporting)的新概念,并于2010年8月成立了一个致力于发展“整合报告”框架及编制标准的国际机构——国际整合报告委员会(IIRC)。此项倡议还得到了国际会计准则理事会(IASB)和美国财务会计准则委员会(FASB),以及发展和促进金融市场国际监管标准的国际证监会组织(IOSCO)的支持。此外,2011年1月底,企业整合报告的先行国家——南非发布了世界上第一份“整合报告指引”,强制性要求在约翰内斯堡证交所上市的400余家企业用整合报告代替年度报告。法国也要求雇员人数超过5000人的企业自2012年起提交整合报告。2011年9月,IIRC发布了一份关于整合报告的讨论稿,首次提出了建立整合报告的一些设想及原则。IIRC还在2011年11月G20戛纳峰会上正式公布了这一框架,以求得到G20的支持。以上迹象表明,编制企业整合报告已逐渐成为国际经济及会计领域的一个具有前沿性、全局性的热点议题,并将对传统财务报告制度形成很大的冲击。

然而,目前企业整合报告的理论及实践还处于初创阶段,国内在此领域的研究更几乎处于空白。整合报告该如何编制,其内容框架如何,是否需要建立一套统一的编制和呈报标准,该标准是否需要在资本市场强制实施,整合报告应当如何进行审计?这些都是当前迫切需要考虑的现实问题,在会计理论和实务界都尚未得到很好解决,一切都还在探索之中。有鉴于此,本文基于“十二五”规划和G20峰会明确要求“绿色发展”,走可持续发展之路的背景以及现有的企业报告已无法满足信息使用者需求的严峻现实,对如何构建我国企业整合报告体系作出有益的探索。本文将采用问卷调查和AHP层次分析法,尝试建立整合报告的四维信息指标体系(即整合了财务、环境、社会责任和公司治理信息的FESG四维报告),同时采用实证分析法验证这种整合信息对于企业价值的有效性,为我国上市公司整合报告的编制提供经验证据,以弥补目前我国理论界和实务界对整合报告问题研究之不足,并对国际统一整合报告框架的建设做出来自于中国的贡献。

二、企业整合报告的理论框架及FESG概念的提出

从企业报告的历史发展考察,随着所有权和经营权逐渐分离,经理人开始承担日益复杂和繁重的受托责任及报告责任。从主要向资本提供者服务的财务报告出发,在可持续发展理论、利益相关者理论等主导下,衍生出各种需要为政府、社会及利益相关者服务的非财务报告,如雇员报告、环境报告、社会责任报告、可持续发展报告等。近年来,“非财务信息”正越来越频繁地被使用,但它仍然缺乏一个被普