



香港城市大學
City University
of Hong Kong

中國會計學
China Journal of
Accounting Research



中山大學
SUN YAT-SEN UNIVERSITY

Summer Research Workshop 2009

24-25 July 2009

Title: 股权分置改革、盈余管理与高管薪酬

Presented by: Mr Shenglan Chen
Sun Yat-sen University

Discussant: Dr Oliver Rui
Chinese University of Hong Kong

FOR THIS WORKSHOP ONLY
DO NOT QUOTE
DO NOT CIRCULATE

股权分置改革、盈余管理与高管薪酬

陈胜蓝 卢锐

(广东技术师范学院, 广东广州 510665; 中山大学岭南学院, 广东广州 510275)

本文为国家自然科学基金重点项目“产权保护导向的会计控制研究”(70532003)和青年项目“股权分置改革后高管薪酬业绩敏感性的治理因素与会计行为影响研究”(70802062)的阶段性成果。

作者简介:

陈胜蓝(1978-), 男, 湖北武汉人。广东技术师范学院会计学院讲师, 管理学博士, 主要研究方向为资本市场基础的会计与财务研究。

通信地址: 陈胜蓝, 510665, 广东技术师范学院会计学院

Email: chen_shenglan@126.com 手机: 13610125504

卢锐(1975-), 男, 江西南昌人。中山大学岭南学院副教授, 管理学博士, 硕士生导师, 主要研究方向为会计、管理层薪酬与公司治理。

通信地址: 卢锐, 510275, 中山大学岭南学院

Email: lurui@mail.sysu.edu.cn 手机: 13826269380

股权分置改革、盈余管理与高管薪酬*

摘要：公司薪酬安排是盈余管理行为的主要动机之一，但很少研究提供盈余管理增加高管薪酬的经验证据。中国的制度背景使得高管薪酬动机的盈余管理成为可能，以 2003–2007 年中国 A 股上市公司为样本的检验结果发现，上市公司的盈余管理能够显著增加高管的货币薪酬。进一步区分国有控制公司和非国有控制公司的检验表明，国有控制公司的高管更倾向于使用盈余管理行为增加高管薪酬。股权分置改革后，盈余管理对高管薪酬的影响进一步加大，这主要是因为非国有控制公司盈余管理对薪酬的影响加强造成。

关键词：股权分置改革；盈余管理；高管薪酬

一、引言

在经典的公司治理理论与实务中，管理层薪酬必须与会计盈余挂钩，而会计盈余较大程度上是会计政策选择的结果，因此，为了提高自身的薪酬，管理层天生地具有利用会计政策选择等方法实施盈余管理的动机。西方已有大量成果发现了高管出于薪酬动机实施盈余管理的证据。中国证券市场发展的早期阶段，上市公司高管薪酬安排表现出“零薪酬”和“零持股”等特点，高管薪酬与会计业绩不相关（魏刚，2000；李增泉，2000）。随着近年证券市场各种市场化改革措施的推进、国务院国有资产监督管理委员会等监管机构的建立与运行以及法律体系的完善，上市公司治理制度建设正在不断加强。在推行年薪制和建立独立董事制度以来，越来越多上市公司建立起“经营者收入与企业绩效挂钩”的激励性薪酬制度（杜兴强和王丽华，2007）。尤其是股权分置改革后，由于二级市场股价直接关系到大股东持有股份的市值，大股东参与上市公司事务、改善公司绩效的热情高涨。为了更好地激励高管，大股东和董事会容易采用各种使高管薪酬与业绩相挂钩的薪酬方案（吴林祥，2007）。与此同时，我国上市公司高管的货币薪酬大幅提升，其增长的速度远远超出公司利润和国家 GDP 的增长速度（黄志忠等，2008）。基于目前中国的现实，管理层薪酬已经成为高管实施盈余管理的重要诱因。因此，检验盈余管理对高管薪酬的影响，对于研究我国企业的代理问题、正确理解薪酬激励的有效性、合理设计薪酬契约以及完善会计准则都具有重要意义。

基于上述背景，本文的研究目的首先在于检验上市公司盈余管理是否以及如何作用于公司高管的薪酬。其次，考虑到在我国第一大股东性质对公司治理和企业绩效具有重要影响（徐晓东和陈小悦，2003），本文还将关注产权性质对上述作用的影响，具体来说：对于国有控

*基金项目：国家自然科学基金重点项目“产权保护导向的会计研究”（70532003）和青年项目“股权分置改革后高管薪酬业绩敏感性的治理因素与会计行为影响研究”（70802062）

制公司和非国有控制公司，盈余管理对高管薪酬的作用是否具有不同的特点。第三，2005年启动的股权分置改革旨在推进市场化的激励机制，是我国证券市场发展史上的重大变革。那么，在股权分置改革前后，盈余管理对公司高管薪酬的影响作用是否具有不同的特征？本文的研究将为理解中国甚至发展中和经济转型国家的制度变迁进程提供一个有益的视角和经验总结。

本文以下部分安排如下：第二部分在文献回顾的基础之上提出研究假设；第三部分是研究设计；第四部分给出实证研究结果；最后是结论部分。

二、文献回顾与研究假设

盈余管理研究认为与会计指标相关的薪酬安排会导致公司高管人员使用会计操控权向上调整报告收益（Watts 和 Zimmerman, 1986; Christie, 1990）。不少经验研究考察了公司高管薪酬安排对盈余管理行为的影响，并提供了支持性证据（Healy, 1985; Holthausen 等, 1995; Guidry 等 1999; Bergstresser 和 Philippon, 2006）。最为经典的一篇文献是 Healy(1985)，他们研究了奖金分红计划的上下限安排对盈余管理的影响，结果发现：当奖金计划设有盈余下限且企业实施操控前的盈余低于盈余下限时，管理层会进一步降低盈余，从而使得未来年度管理层获得奖金的机会增加；当奖金计划设有下限且企业实施操控前的盈余高于上限时，管理层会选择减少报告收益的会计方法，因为超过盈余上限的收益会失去带来奖金的机会；只有在当期企业实施操控前的盈余介于奖金计划的盈余上、下限之间时，管理层才会采用增加收益会计方法。

然而，较少研究直接关注会计选择如何具体影响薪酬水平。Balsam（1998）在这个研究领域作出了贡献，他使用操控性应计衡量会计选择的整体水平，而不是只关注单一的会计选择，借以考察对高管货币薪酬的影响。通过对美国大型公司 1980—1993 年的数据进行检验，结果表明操控性应计和高管货币薪酬具有显著的正相关关系；这个结果在控制了现金流量和非操控性应计的影响后仍然成立。这意味着操控性应计能够显著增加高管货币薪酬。进一步对不同的会计指标进行检验的结果表明，操控性应计的系数小于非操控性应计的系数，更加小于现金流量的系数。

考虑到盈余管理与高管薪酬的关系是否表现出不同的特征，Balsam 等（2006）使用美国大型公司 1992—2003 年的数据进行了检验。混合回归的结果表明，现金流量、非操控性应计和操控性应计的系数都显著大于零，但非操控性应计的系数比操控性应计的系数略小。这似乎说明高管薪酬依赖于操控性应计的权重大于非操控性应计。年度回归结果的平均系数则

更接近 Balsam (1998) 的发现, 按系数大小排序的结果是现金流量、非操控性应计和操控性应计。作者进一步考察了样本期间内高管薪酬与以上会计指标的时间序列特征, 结果发现高管薪酬对现金流量的依赖性越来越强, 对操控性应计和非操控性应计的依赖性越来越弱。作者认为, 随着盈余管理和高管薪酬的研究发现逐渐被实务界所关注, 大型公司的薪酬委员会更加注意在薪酬安排中识别潜在的盈余管理行为, 从而导致以上结果。

Shuto (2007) 使用 Balsam (1998) 的方法考察操控性应计与特别项目对日本上市公司高管薪酬的影响, 结果表明操控性应计与高管薪酬显著正相关, 这意味着高管使用操控性应计增加他们的薪酬。作者还注意到, 当这些公司业绩显著下滑或出现高管丑闻时, 公司往往停止对高管支付红利, 以作为一种惩罚。一旦他们没有得到红利, 高管很可能使用收益减少的盈余管理行为, 为未来获得更多红利创造条件。与 Balsam (1998) 关注正操控性应计不同, 作者对负的操控性应计予以高度关注, 并发现高管向下调整收益的证据。这与 Healy (1985) 一致, 即高管很可能通过“Big Bath”为获得更多未来的红利而向下进行盈余管理。

理论研究还表明, 如果财务会计制度能够有效减少公司高管在会计选择上的操控权, 那么高管薪酬安排会更加依赖于财务业绩指标。例如, Carter 等 (2007) 注意到美国 SOX 法案要求公司高管在更高程度上保证公司财务报告的可靠性, 公司高管进行盈余管理的风险大大增加。随着公司盈余可靠性的增强和盈余操控性的减小, 公司高管的薪酬契约对盈余指标的依赖性预期应该得以加强。作者把研究样本划分为两个期间: 1996–2001 年和 2002–2005 年。通过检验, 结果表明在 SOX 法案实施后, 高管薪酬与报告盈余的关系更强, 薪酬契约中对报告盈余的权重也得以提高。

中国证券市场中上市公司的高管薪酬具有与西方发达市场不同的特点。在证券市场发展的前期阶段, 由于大多数上市公司是由国有企业改制而成, 上市公司高管人员的年度货币收入偏低, 报酬结构不合理, 形式单一, 收入水平存在明显的行业差异。魏刚 (2000) 使用 1999 年的 816 家 A 股上市公司作为研究样本进行考察, 发现上市公司高管人员“零报酬”现象严重, “零持股”现象比较普遍。在这种薪酬制度安排下, 很难发现高管人员薪酬与公司绩效或价值之间存在显著的正相关关系。陈冬华等 (2005) 则关注了我国国有企业存在的高管薪酬管制现象。作者们选取 1999–2002 年中国证券市场中可以获取在职消费数据的上市公司作为研究样本, 经过检验, 结果支持了他们的预测, 薪酬管制导致公司在职消费成为高管人员的替代性选择, 国有上市公司的薪酬缺乏应有的激励效应。

然而, 随着中国证券市场市场化导向改制的深入发展和行政工资级别制度的逐步瓦解, 上市公司的高管薪酬出现了新的特征。刘斌等 (2003)、杜兴强和王丽华 (2007) 都发现高

管薪酬与会计盈余或股东财富呈现出正相关关系。2004年6月，国务院国资委颁布了《中央企业负责人薪酬管理暂行办法》，随后各省国资委也出台相应省属企业负责人薪酬管理办法。黄志忠等（2008）以2002–2006年在上海证券交易所和深圳证券交易所上市的所有可获得数据的非金融A股上市公司为样本，调查研究了前三名高管的薪酬及结构。结果发现，在这五年中，未计算股权价值的增长，年报中披露的高管薪酬增长速度大大超过GDP增长的速度。薪酬结构的改善相对缓慢一些，2002年有53.83%的公司高管薪酬采用年薪制或与业绩挂钩，至2006年这一比例增加到65.38%。另外，上市公司建立并实施包括股票和股票期权的股权激励上市公司比例仍然较低，货币薪酬仍然是高管薪酬的主要安排方式。可以合理推断，随着管理层货币薪酬与会计业绩关联度的增加，管理层对盈余管理的利用会增加，操控性应计可以增加公司高管的薪酬。雷光勇和陈若华（2005）通过理论分析也认为随着管理层报酬和会计业绩关联度的增加，管理层对盈余管理的利用会增加，操控性应计或线下项目利润将会与管理层报酬正相关。因此我们提出如下假设：

假设1：其他条件不变，公司的操控性应计与公司高管薪酬正相关。

在中国，产权是研究公司治理时不容忽视的重要因素。按照我们的分析，国有控股公司相对于非国有控股公司（以民营控股公司为主），会表现出更大的利用盈余管理提高高管薪酬的动机，这主要基于以下原因：第一、相对而言，国有控股公司主要存在着第一类代理问题，即管理层利用其信息优势，通过偷懒、在职消费、获取控制权收益以及盈余管理等机会主义行为来侵害股东利益。国有资产管理部门对国有控股公司高管的绩效考核方法和管理层的任期制都导致高管利用盈余管理提高业绩和自身薪酬的动机强烈。第二、相对而言，非国有控股公司不存在大股东缺失，因此更多地表现为第二类代理问题，即大股东利用其控制性地位，通过关联方交易等手段将上市公司资源转移到大股东及其附属公司中，从而侵害中小股东利益（苏启林和朱文，2003；徐莉萍等，2006）。在以民营上市公司为主的非国有控股公司中，管理层与大股东身份常常重合，管理层的薪酬利益相对于大额转移到大股东公司的上市公司资源而言已经微不足道，而且即使当管理层希望获取个人利益时，他们也很容易利用其控制权直接提高自身的薪酬和职务消费水平，而无需采用盈余管理这种相对复杂的技术手段去提高薪酬。因此，我们提出如下假设：

假设2：其他条件不变，国有控制的公司与非国有控制的公司相比，公司的操控性应计增加公司高管薪酬的作用更加明显。

在股权分置时代，大股东对公司治理的良性运行显然起到了巨大的桎梏作用。出于股权分置改革的考虑，中国证券市场监管部门于2005年5月暂停新股发行，直到2006年6月股

权分置改革大部分完成的情况下才重新启动新股发行。股份全流通被认为是中国资本市场的基础性制度变革，改变了上市公司运行的体制基础。在公司大股东与中小股东的相关利益机制形成后，上市公司大股东与高管变得更加关心本公司的会计业绩、股票市场表现以及公司的长期发展，高管的薪酬与业绩之间的敏感性获得了重要的制度基础。由于在股权分置改革之前，国有控股上市公司高管与薪酬之间的关联性已经为国资委所规范，我们预期薪酬动机的盈余管理行为已经普遍存在，股权分置改革前后这种现象不会出现比较大的变化。相对而言，我们进一步预期的是，股权分置改革之后，在非国有控制的上市公司，管理层利用盈余管理提高薪酬的动机会较明显地增强。基于此，本文提出如下假设：

假设 3：其他条件不变，对于非国有控制的公司，股权分置改革后高管使用操控性应计增加薪酬的作用更加明显。

三、研究设计

（一）研究变量

1. 高管薪酬

本文关注被解释变量是高管薪酬变量。中国证监会颁布的《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 1 号——招股说明书（2003 年修订）》明确要求发行公司必须在招股说明书中披露公司高管人员在最近一个完整会计年度从发行公司及其关联企业领取收入的情况。黄志忠等（2008）调查研究了中国上市公司前三名高管的薪酬及结构，发现货币薪酬仍然是最主要的方式，股票期权等激励方式并不普遍。使用高管货币薪酬构建变量的方式也常见于高管薪酬的文献之中（如 Conyon 和 He，2008）。考虑到该变量在不同样本公司的可比性，本文选择发行公司薪酬最高三位高管薪酬之和取自然对数形式构建变量 *Salary*。

2. 操控性应计

本文使用操控性应计衡量公司盈余管理行为，以考察盈余管理对公司高管薪酬的影响。与以前文献一致，操控性应计的估计方法是使用总应计减去非操控性应计，而非操控性应计是使用修正的横截面 Jones 模型（Defond 和 Jiambalvo，1994；Fan，2007）。首先，使用从利润表中取出的营业利润和从现金流量表中取出经营活动现金流量净额计算总应计 $ACC^{\textcircled{1}}$ ：

$$ACC = EBXI - CFO \quad (1)$$

其中， ACC 表示公司总应计； $EBXI$ 表示公司特别调整前利润，这里使用营业利润数据；

^① Collins 和 Hribar（2002）表明使用资产负债表方法计算的总应计存在较大的偏误，建议使用现金流量表方法计算总应计。

CFO 表示公司经营活动现金流量净额。

然后，按照年度和行业估计如下模型：

$$E\left[\frac{ACC_{i,t}}{TA_{i,t-1}}\right] = \beta_0\left(\frac{1}{TA_{i,t-1}}\right) + \beta_1\left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{TA_{i,t-1}}\right) + \beta_2\left(\frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}}\right) \quad (2)$$

其中， $ACC_{i,t}$ 表示样本公司 i 第 t 年的总应计； TA 表示样本公司 i 第 $t-1$ 年的总资产； REV 表示样本公司 i 第 t 年销售收入变动额； PPE 表示样本公司 i 第 t 年的固定资产总额。

使用 OLS 方法按照年度和行业估计出系数值，代入以下模型计算出公司 i 第 t 年的操控性应计：

$$DAC_{i,t} = \frac{ACC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \left[\hat{\beta}_0\left(\frac{1}{TA_{i,t-1}}\right) + \hat{\beta}_1\left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{TA_{i,t-1}}\right) + \hat{\beta}_2\left(\frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}}\right) \right] \quad (3)$$

其中， $ACC_{i,t}$ 表示样本公司 i 第 t 年的总应计； $TA_{i,t-1}$ 表示样本公司 i 第 $t-1$ 年的总资产； $\Delta REV_{i,t}$ 表示样本公司 i 第 t 年销售收入变动额； $\Delta REC_{i,t}$ 表示样本公司 i 第 t 年应收账款净额的变动额； $PPE_{i,t}$ 表示样本公司 i 第 t 年的固定资产总额。

3. 控制变量

考虑到重要缺失变量会带来缺失变量偏误，参考以前研究发现，本文设置一些控制变量。Canyon 和 He（2008）发现中国上市公司主营业务收入会对高管薪酬带来显著的正向影响；他们还发现公司当年董事会中设置了薪酬委员会，会对高管薪酬产生正向影响；而且，上市公司股权性质也对高管薪酬产生影响。考虑到公司规模和公司成长周期可能带来的影响，需要对这两个因素加以控制。因此，本文设置如下控制变量：(1) 公司主营业务收入变量 $Sales$ ，取自然对数形式。(2) 公司规模变量 $Size$ ，取公司总资产的自然对数形式。(3) 薪酬委员会虚拟变量 $Commit$ ，如果公司当年设立了薪酬委员会，取值为 1；否则取值为 0。(4) 公司最终控制人性虚拟变量 SOE ，如果最终控制人性为国有，取值为 1；否则取值为 0。(5) 公司年龄 Age ，从公司成立年度到观察值当年的年数。此外，还对行业和年度因素进行了控制。

(二) 研究模型

Balsam（1998）首先考察了现金流量和总应计对高管货币薪酬的影响，然后再把应计分解为操控性应计和非操控性应计。本文首先考察了如下模型：

$$Salary = \beta_0 + \beta_1 CFO + \beta_2 ACC + \varepsilon \quad (4)$$

$$Salary = \beta_0 + \beta_1 CFO + \beta_2 NDAC + \beta_3 DAC + \varepsilon \quad (5)$$

考虑到可能存在缺失变量带来的缺失变量偏误问题，本文加入了控制变量，模型如下：

$$Salary = \beta_0 + \beta_1 CFO + \beta_2 NDAC + \beta_3 DAC + X'\Gamma + \varepsilon \quad (6)$$

其中, *Salary* 表示发行公司前三名高管薪酬总额的自然对数; *CFO* 表示公司经营活动现金流量净额; *NDAC* 表示公司非操控性应计; *DAC* 表示公司操控性应计; $X'\Gamma$ 表示一系列控制变量; ε 表示误差项。为了考察模型中增加变量是否能够显著提高解释力度, 我们使用阶层回归方法 (hierarchical regression) 考察模型 R^2 的变化及显著性。

为了检验假设 2, 我们在模型中增加了股权性质变量 *SOE* 和操控性应计 *DAC* 的交互项。为了检验假设 3, 本文把 2003–2007 年的研究样本划分为两个研究期间, 2003–2004 年为股权分置改革前研究期间, 2006–2007 年为股权分置改革后研究期间。在检验中, 增加了一个虚拟变量 *POST*, 如果观察值属于股权分置改革后研究期间, 则取值为 1, 否则取值为 0。

$$Salary = \beta_0 + \beta_1 CFO + \beta_2 NDAC + \beta_3 DAC + \beta_4 SOE + \beta_5 SOE * DAC + \beta_6 POST + \beta_7 POST * DAC + X'\Gamma + \varepsilon \quad (7)$$

其中, *Salary* 表示发行公司前三名高管薪酬总额的自然对数; *CFO* 表示公司经营活动现金流量净额; *NDAC* 表示公司非操控性应计; *DAC* 表示公司操控性应计; *SOE* 表示公司最终控制人性质, 如为国有控制, 取值为 1, 否则为 0; *POST* 表示股权分置改革虚拟变量, 如果观察值属于股权分置改革后期, 取值为 1, 否则为 0; $X'\Gamma$ 表示一系列控制变量; ε 表示误差项。

四、实证结果

(一) 研究样本和描述性统计

本文选择中国证券市场 A 股上市公司 2003–2007 年的数据作为研究样本。考虑到金融、保险行业的特殊性, 剔除了这个行业的上市公司, 最终观察值有 5917 个。由于样本是由不同公司在不同的年度组成的混合数据 (Pool Data), 给定公司的年度观察值不满足独立性要求, 这会导致回归结果的统计显著性被高估。为了纠正这个统计问题, 本文使用对每个公司进行“聚类 (clustering)”的方法来调整系数估计值的标准误 (Rogers, 1993; Petersen, 2007)。

样本的分布情况和主要变量的年度均值和中位数见表 1。可以发现, 高管薪酬的均值和中位数都表现出逐年增加的特征, 然而, 其均值和中位数表现出较大的差异, 意味着其分布具有偏态性特征。操控性应计变量 *DAC* 的中位数表现出“U”型特征, 2003 和 2007 年的总体水平相近, 2005 年的总体水平最低。

表 1 样本及主要变量年度分布表

年度	样本分布		高管薪酬		盈余管理 (DAC)	
	样本个数	占全样本比例	均值	中位数	均值	中位数
2003	993	16.78%	476881	339000	0.0005	0.0063
2004	1126	19.03%	550841	388000	-0.0011	0.0055
2005	1248	21.09%	558467	384350	-0.0023	0.0006
2006	1241	20.97%	628762	449300	0.0054	0.0030
2007	1309	22.12%	831352	570000	0.0134	0.0062
合计	5917	100%	—	—	—	—

变量描述性统计见表 2。*Salary* 的均值和中位数分别为 12.930 和 12.948，差异较小，表明使用自然对数形式后，变量的分布更加接近正态分布。*Commit* 的均值为 0.451，表示观察值中有 45.1% 设置了薪酬委员会。*SOE* 的均值为 0.683，意味着观察值中有 68.3% 的最终控制人为国有控制。

表 2 描述性统计表

变量	样本数	均值	标准差	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
<i>Salary</i>	5917	12.930	0.918	9.297	12.351	12.948	13.552	16.604
<i>CFO</i>	5917	0.059	0.122	-1.265	0.009	0.054	0.106	4.090
<i>ACC</i>	5917	-0.023	0.136	-4.451	-0.071	-0.022	0.023	1.461
<i>DAC</i>	5917	0.003	0.116	-2.075	-0.043	0.004	0.052	1.450
<i>NDAC</i>	5917	-0.027	0.070	-3.843	-0.042	-0.023	-0.008	0.772
<i>Sales</i>	5917	20.611	1.464	7.125	19.776	20.616	21.467	27.817
<i>Size</i>	5917	21.290	1.053	14.158	20.614	21.220	21.903	27.301
<i>Commit</i>	5917	0.451	0.498	0	0	0	1	1
<i>SOE</i>	5917	0.683	0.465	0	0	1	1	1
<i>Age</i>	5917	11.126	3.758	4	8	11	14	26

注：*Salary* 表示公司高管薪酬，取自然对数形式；*CFO* 表示经营活动现金流量；*ACC* 表示总应计；*DAC* 表示操控性应计；*NDAC* 表示非操控性应计；*Sales* 表示公司销售收入，取自然对数形式；*Size* 表示公司规模，取公司总资产的自然对数形式；*Commit* 表示公司设置薪酬委员会情况，如有设置取值为 1，否则为 0；*SOE* 表示公司最终控制人性性质，如为国有控制取值为 1，否则为 0；*Age* 表示公司年龄。

（二）相关性分析

表 3 给出了主要变量的 Pearson 相关系数表。考虑到极端值可能造成的影响，我们对所有的连续变量在 1% 和 99% 分位数上使用 winsorization 处理。从整体上看，高管薪酬与会计指标都表现出显著正相关关系。而且，董事会中设有薪酬委员会对高管薪酬有正向的关系。但国有控制的公司对高管薪酬有负向的关系，这与国有企业的薪酬管制有关。可以发现只有 *Sales* 和 *Size* 表现出高度正相关的特征，相关系数为 0.822，在回归分析中需要关注其可能产生的多重共线性问题。

表 3 Pearson 相关系数表

	<i>Salary</i>	<i>DAC</i>	<i>NDAC</i>	<i>CFO</i>	<i>Sales</i>	<i>Size</i>	<i>Commit</i>	<i>SOE</i>	<i>Age</i>
<i>Salary</i>	1								
<i>DAC</i>	0.102 0.000	1							
<i>NDAC</i>	0.100 0.000	0.009 1.000	1						
<i>CFO</i>	0.098 0.000	-0.554 0.000	-0.386 0.000	1					
<i>Sales</i>	0.417 0.000	0.059 0.000	0.193 0.000	0.171 0.000	1				
<i>Size</i>	0.399 0.000	0.057 0.000	0.182 0.000	0.122 0.000	0.822 0.000	1			
<i>Commit</i>	0.141 0.000	0.054 0.001	0.017 1.000	-0.023 1.000	0.077 0.000	0.044 0.023	1		
<i>SOE</i>	-0.021 1.000	-0.003 1.000	0.020 1.000	0.055 0.001	0.260 0.000	0.259 0.000	0.011 1.000	1	
<i>Age</i>	0.034 0.325	-0.070 0.000	-0.053 0.002	-0.026 1.000	-0.076 0.000	-0.045 0.017	0.068 0.000	-0.110 0.000	1

注：*Salary* 表示公司高管薪酬，取自然对数形式；*DAC* 表示操控性应计；*NDAC* 表示非操控性应计；*CFO* 表示经营活动现金流量；*Sales* 表示公司销售收入，取自然对数形式；*Size* 表示公司规模，取公司总资产的自然对数形式；*Commit* 表示公司设置薪酬委员会情况，如有设置取值为 1，否则为 0；*SOE* 表示公司最终控制人性性质，如为国有控制取值为 1，否则为 0；*Age* 表示公司年龄。相关系数下面给出 *p* 值。

（三）多元回归分析

为了检验研究假设，本文使用多元回归方法进一步分析。考虑到极端值可能造成的影响，我们对所有的连续变量在 1% 和 99% 分位数上使用 winsorization 处理。表 4 给出了假设 1 的检验结果。首先，模型 1 考察了现金流量 *CFO* 和总应计 *ACC* 对高管薪酬的影响，两个变量

的系数都显著为正。模型 2 把总应计 ACC 分解为操控性应计 DAC 和非操控性应计 NDAC。CFO、DAC 和 NDAC 的系数仍然为正，分别为 3.178、2.680 和 5.730，在 1% 的显著性水平下显著。NDAC 的系数大于 CFO 的系数，更加大于 DAC 的系数。这个结果与 Balsam (1998) 不太一致，他发现这三个会计变量系数按大小排序依次是 CFO、NDAC 和 DAC。

考虑到缺失重要变量很可能对所关注的变量带来严重的缺失变量偏误，模型 3 中加入了一系列的控制变量。阶层回归表明，加入控制变量后，模型 3 的 R^2 比模型 2 的 R^2 提高了 0.138，在 1% 的显著性水平下显著。这意味着控制变量的加入显著提高了模型的解释力度。公司销售收入 Sales 和公司规模 Size 都与高管薪酬表现出显著正相关关系。薪酬委员会虚拟变量 Commit 与高管薪酬表现出显著正相关关系，而国有控制虚拟变量 SOE 则与高管薪酬表现出显著负相关关系。公司年龄 Age 与高管薪酬表现出显著正相关关系。CFO、DAC 和 NDAC 的系数在一定程度上较小，分别为 1.729、1.736 和 2.664，在 1% 的显著性水平下显著，按照大小排序依次为 NDAC、DAC 和 CFO。

模型 4 中加入了年度控制变量，其他变量的系数和显著性没有发生较大变化，但公司年龄 Age 的系数明显减小，而且显著性降低。阶层回归表明，模型 4 的 R^2 比模型 3 的 R^2 提高了 0.006。虽然幅度并不大，但这一变动在 1% 的显著性水平下显著。

模型 5 中加入了行业控制变量，阶层回归表明，模型 5 的 R^2 比模型 4 的 R^2 提高了 0.040，在 1% 的显著性水平下显著。回归结果表明 CFO、DAC 和 NDAC 的系数仍然显著为正，而按系数大小排列依次为 CFO、DAC 和 NDAC，这与 Balsam (1998) 的结果基本一致。同时，这个结果也表明在控制了 CFO 和 NDAC 后，DAC 仍然对 Salary 具有显著正向影响，为公司高管使用操控性会计选择增加薪酬提供了经验证据。薪酬委员会虚拟变量 Commit 的系数为 0.152，表示控制其他条件不变，设置薪酬委员会比没有设置薪酬委员会的公司高管薪酬要高 15.2%。最终控制人性质变量 SOE 的系数为 -0.220，表示控制其他条件不变，最终控制人性质为国有控制比非国有控制的公司高管薪酬要低 22%。公司年龄变量的系数接近于 0，而且不具有统计显著性。总而言之，检验结果支持假设 1，公司高管使用操控性应计增加薪酬水平。

表 4 盈余管理与高管薪酬的回归结果

	因变量: Salary				
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
CFO	3.116*** (13.50)	3.078*** (13.69)	1.729*** (7.86)	1.641*** (7.41)	1.770*** (7.64)
ACC	2.965***				

	(14.59)				
<i>DAC</i>		2.680***	1.736***	1.652***	1.663***
		(13.64)	(8.96)	(8.49)	(8.28)
<i>NDAC</i>		5.730***	2.664***	2.463***	1.755***
		(13.52)	(6.75)	(6.00)	(4.24)
<i>Sales</i>			0.144***	0.137***	0.157***
			(6.23)	(5.92)	(5.98)
<i>Size</i>			0.164***	0.166***	0.167***
			(5.34)	(5.40)	(5.00)
<i>Commit</i>			0.189***	0.146***	0.152***
			(5.88)	(4.22)	(4.51)
<i>SOE</i>			-0.255***	-0.241***	-0.220***
			(-6.70)	(-6.30)	(-5.87)
<i>Age</i>			0.015***	0.009*	0.001
			(3.31)	(1.85)	(0.13)
截距项	12.82***	12.89***	6.362***	6.431***	5.908***
	(584.19)	(532.15)	(15.51)	(15.63)	(13.96)
年度				控制	控制
行业					控制
N	5917	5917	5917	5917	5917
adj. R ²	0.098	0.112	0.249	0.255	0.293
F	114.5	103.9	97.18	100.8	44.25
R ² change			0.138***	0.006***	0.040***

注：*Salary* 表示公司高管薪酬，取自然对数形式；*ACC* 表示总应计；*CFO* 表示经营活动现金流量；*DAC* 表示操控性应计；*NDAC* 表示非操控性应计；*Sales* 表示公司销售收入，取自然对数形式；*Size* 表示公司规模，取公司总资产的自然对数形式；*Commit* 表示公司设置薪酬委员会情况，如有设置，取值为 1，否则为 0；*SOE* 表示公司最终控制人性，如为国有控制，取值为 1，否则为 0；*Age* 表示公司年龄。括号内给出 White (1980) 稳健性 t 统计量。*表示 $p < 0.10$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ 。

表 5 给出了假设 2 和假设 3 的检验结果。模型 1 和模型 2 分组回归，模型 1 使用国有控制的样本，模型 2 使用非国有控制的样本。模型 1 中 *CFO*、*DAC* 和 *NDAC* 的系数分别为 1.951、2.135 和 1.914，在 1% 的显著性水平下显著，*DAC* 的系数高于 *CFO*、*NDAC* 的系数。模型 2 中 *CFO*、*DAC* 和 *NDAC* 的系数分别为 1.539、0.917 和 1.601，在 1% 的显著性水平下显著，*DAC* 的系数低于 *CFO*、*NDAC* 的系数。这在一定程度上表明国有控制的公司使用操控性应计增加高管薪酬水平的效果更加明显。模型 3 使用全样本回归，模型中加入 *SOE* 和交互项 *SOE***DAC*。交互项 *SOE***DAC* 的系数为 0.923，在 1% 的显著性水平下显著，表明国有控制的公司操控性应计对高管薪酬的作用显著高于非国有控制的公司，这与假设 2 一致。

为了考察股权分置改革前后控制权性质不同公司的操控性应计对高管薪酬影响是否发生变化，模型 4 和模型 5 分别使用国有控制子样本和非国有控制子样本进行回归。在模型 4

中交互项 $POST*DAC$ 的系数为 0.018，但不具有统计显著性。模型 5 中交互项 $POST*DAC$ 的系数为 0.827，大大高于模型中该交互项的系数，在 1% 的显著性水平下显著。这表明股权分置改革前后，对于国有控制的公司而言，操控性应计对高管薪酬的影响并没有发生显著的变化；然而，对于非国有控制的公司，股权分置改革后操控性应计对高管薪酬的正向影响显著高于股权分置改革前。这个结果与假设 3 一致。模型 6 使用全样本回归，交互项 $SOE*DAC$ 的系数为 0.936，在 1% 的显著性水平下显著，意味着全样本中国有控制公司操控性应计对高管薪酬的影响显著高于非国有控制。交互项 $POST*DAC$ 的系数为 0.327，在 10% 的显著性水平下显著，意味着对全样本而言，股权分置改革后操控性应计对高管薪酬的影响高于股权分置改革前。

表 5 盈余管理与高管薪酬分组和交互项回归结果

	因变量: <i>Salary</i>					
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	国有控制 子样本	非国有控制 子样本	全样本	国有控制 子样本	非国有控制 子样本	全样本
<i>CFO</i>	1.951*** (6.78)	1.539*** (4.65)	1.816*** (7.86)	1.969*** (6.84)	1.582*** (4.77)	1.829*** (7.95)
<i>DAC</i>	2.135*** (8.56)	0.917*** (3.21)	1.130*** (4.67)	2.150*** (7.62)	0.504* (1.69)	0.976*** (3.78)
<i>NDAC</i>	1.914*** (3.62)	1.601*** (2.71)	1.809*** (4.42)	2.131*** (4.20)	1.456** (2.53)	1.903*** (4.81)
<i>SOE</i>			-0.225*** (-5.99)			-0.228*** (-6.10)
<i>SOE*DAC</i>			0.923*** (3.93)			0.936*** (3.99)
<i>POST</i>				0.133*** (5.00)	0.157*** (4.53)	0.144*** (6.81)
<i>POST*DAC</i>				0.018 (0.07)	0.827*** (2.70)	0.327* (1.67)
<i>Sales</i>	0.185*** (6.20)	0.111** (2.54)	0.158*** (6.01)	0.184*** (6.21)	0.119*** (2.76)	0.161*** (6.17)
<i>Size</i>	0.128*** (3.22)	0.247*** (4.52)	0.166*** (4.97)	0.129*** (3.26)	0.242*** (4.45)	0.165*** (4.94)
<i>Commit</i>	0.172*** (4.29)	0.106* (1.85)	0.150*** (4.46)	0.179*** (4.61)	0.130** (2.33)	0.164*** (5.02)
<i>Age</i>	0.010 (1.57)	-0.015* (-1.88)	0.001 (0.19)	0.010* (1.74)	-0.013 (-1.63)	0.003 (0.52)
截距项	5.819*** (11.30)	5.371*** (7.85)	5.901*** (13.99)	5.815*** (11.28)	5.424*** (7.94)	5.911*** (14.01)
年度	控制	控制	控制			

行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	4044	1873	5917	4044	1873	5917
adj. R-sq	0.309	0.305	0.295	0.307	0.301	0.293
F	36.74	18.13	44.67	35.67	18.04	43.39

注: *Salary* 表示公司高管薪酬, 取自然对数形式; *CFO* 表示经营活动现金流量; *DAC* 表示操控性应计; *NDAC* 表示非操控性应计; *POST* 表示股权分置改革虚拟变量, 如果观察值属于股权分置改革后期, 取值为 1, 否则为 0; *Sales* 表示公司销售收入, 取自然对数形式; *Size* 表示公司规模, 取公司总资产的自然对数形式; *Commit* 表示公司设置薪酬委员会情况, 如有设置, 取值为 1, 否则为 0; *SOE* 表示公司最终控制人性质, 如为国有控制, 取值为 1, 否则为 0; *Age* 表示公司年龄。括号内给出 White (1980) 稳健性 t 统计量。*表示 $p < 0.10$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。

五、结论

很多文献表明, 公司对管理层的薪酬契约安排是诱发盈余管理行为的重要原因, 但是较少研究提供盈余管理增加高管薪酬的直接证据。本文试图从中国证券市场中寻找盈余管理影响上市公司高管薪酬的经验证据。基于对前人文献和我国制度背景演变分析, 本文认为, 我国上市公司利用盈余管理提高薪酬的条件已经具备。本文借鉴 Balsam (1998) 模型, 基于 2003–2007 年上市公司样本的年报数据, 展开了实证检验。回归结果表明, 盈余管理能够显著增加高管货币薪酬。进一步区分国有控制公司和非国有控制公司的检验表明, 平均而言, 国有控制公司的高管更倾向于使用盈余管理行为增加高管薪酬。而且, 股权分置改革后, 盈余管理对高管薪酬的影响进一步加大, 这主要是非国有控制公司盈余管理对薪酬的影响加强造成的。本文的研究结论表明, 中国上市公司薪酬治理机制还有待完善, 薪酬契约方案的制定和实施过程中有必要考虑管理层的盈余管理因素。本文为中国证券市场上基于薪酬动机的盈余管理行为提供了初步证据。限于数据取得原因, 本文的管理层薪酬变量没有包含股权激励薪酬, 管理层为提高薪酬而实施的盈余管理方式以及操控性应计、非操控性应计等对薪酬的影响权重等问题还没有作深入分析, 这些需留待以后作进一步研究。

参考文献

1. Balsam, S. Discretionary accounting choices and CEO compensation. *Contemporary Accounting Research*. 1998. 15: 229–252.
2. Balsam, S., S. Yang, J. Yin. A Reexamination of the Association between CEO Compensation and the Components of Accounting Earnings. 2006. Working paper.
3. Bergstresser, D., T. Philippon. CEO incentives and earnings management. *Journal of Financial Economics*. 2006. 80: 511–529.

4. Carter, M. E., L. J. Lynch., S. L. C. Zechman. Changes in bonus contracts in the post-Sarbanes-Oxley era. *Review of Accounting Study*. 2007. forthcoming.
5. Christie, A. Aggregation of test statistics: An evaluation of the evidence on contracting and size hypotheses. *Journal of Accounting and Economics*. 1990. 12: 15–36.
6. Collins. D., P. Hribar. Errors in estimating accruals: implications for empirical research. *Journal of Accounting Research*. 2002. 40: 105–134.
7. Conyon, M. J., L. He. Executive Compensation and CEO Equity Incentives in China’s Listed Firms. 2008. Working paper.
8. Defond, M., J. Jiambalvo. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics*. 1994. 17: 145–176.
9. Fan Q. T. Earnings management and ownership retention for initial public offering firms: theory and evidence. *The Accounting Review*. 2007. 82: 27–64.
10. Guidry, F., A. Leone, S. Rock. Earnings-based bonus plans and earnings management by business units managers. *Journal of Accounting and Economics*. 1999. 26: 113–142.
11. Healy, P. M. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics*. 1985. 7: 85–107.
12. Holthausen, R. W., D. F. Larcker, R. G. Sloan. Annual Bonus schemes and the manipulation of earnings. *Journal of Accounting and Economics*. 1995. 19: 29–74.
13. Petersen, M. A. Estimating standard errors in finance panel data sets: comparing approaches. National Bureau of Economic Research. 2007. Working Paper.
14. Rogers, W. H. Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin*. 1993. 3: 88–94.
15. Shuto, A. Executive compensation and earnings management: Empirical evidence from Japan. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*. 2007. 16: 1–26.
16. Watts, R. L., J. L. Zimmerman. *Positive Accounting Theory*. Englewood Cliffs, 1986. NJ: Prentice Hall.
17. White, H. A heteroskedasticity–consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*. 1980. 48: 817–838.
18. 陈冬华、陈信元、万华林：《国有企业中的薪酬管制与在职消费》，《经济研究》，2005年第2期。

19. 杜兴强、王丽华:《高层管理当局薪酬与上市公司业绩相关性的实证研究》,《会计研究》,2007年第1期。
20. 黄志忠、冯燕金、郗群:《基于上市公司高管薪酬结构的调查研究》,《市场研究》,2008年第6期。
21. 雷光勇、陈若华:《管理层激励与会计行为异化》,《财务与会计导刊》,2005年第10期。
22. 李增泉:《激励机制与企业绩效——一项基于上市公司的实证研究》,《会计研究》,2000年第4期。
23. 刘斌等:《CEO薪酬与企业业绩互动效应的实证检验》,《会计研究》,2003年第3期。
24. 苏启林、朱文:《上市公司家族控制与企业价值》,《经济研究》,2003年第8期。
25. 魏刚:《高级管理层激励与上市公司经营绩效》,《经济研究》,2000年第3期。
26. 吴林祥:《股份全流通后上市公司高管行为变化及监管研究》,深圳证券交易所研究报告,2007。
27. 徐莉萍、辛宇、陈工孟:《控股股东与企业绩效》,《世界经济》,2006年第10期。
28. 徐晓东、陈小悦:《第一大股东对公司治理、企业业绩的影响分析》,《经济研究》,2003年第2期。

Splitted Stock Reform, Earnings Management and Executive Compensation

Abstract: Extant literature show that corporate compensation arrangement is one of the most important motive to conduct earnings management, but few research provided the empirical evidence. This paper argue that Chinese institutional background have made the compensation-motivated earnings management possible and conduct the empirical test using the Balsam (1998) model with the samples of Chinese listed companies from year 2003 to year 2007. Empirical results show that the earnings management behavior of listed companies can increase cash compensation of the executive significantly. Further test with the sample reclassified by the property right category show that government-controlled companies are more inclined to conduct earnings management to increase the executive compensation. Moreover, after the splitted stock reform, the effect of earnings management on executive compensation is enlarged which is majorly caused by the strengthening of earnings management's effect on executive compensation in non-government-controlled companies.

Key words: Splitted Stock Reform; Earnings Management; Executive Compensation