

# 高管薪酬对业绩预告精确度影响的研究

程新生(南开大学中国公司治理研究院教授,南开大学商学院教授,博士生导师),  
熊凌云(江西财经大学会计学院讲师)

**摘要:** 利用 A 股上市公司 2005-2013 年的经验数据,研究高管薪酬对业绩预告精确度的影响,并检验企业所有权性质对高管薪酬与业绩预告精确度关系的调节作用。研究发现,高管薪酬越高,企业发布业绩预告的精确度越低;相比向下盈余管理,向上盈余管理的企业高管薪酬对业绩预告精确度的负向影响更大;相比国有企业,非国有企业高管薪酬对业绩预告精确度的负向影响更大。研究结论表明,高管存在薪酬操纵动机,提高了企业的代理成本,并不符合最优有效契约理论的观点。此外,研究对监督企业披露业绩预告、制定相适应的高管薪酬准则提供了新的思路和证据。

**关键词:** 高管薪酬;业绩预告精确度;所有权性质

**中图分类号:** F234.3

**文献标识码:** A

**文章编号:**

## 0 引言

高管薪酬和业绩预告精确度一直是国内外学术研究的两个热点问题。在现代企业制度中,高管薪酬激励是解决代理问题较为普遍的机制,研究发现,激励有效的薪酬契约有助于缓解高管为获取私人收益而损害股东财富所引发的代理问题(Jensen and Meckling,1976;辛清泉等,2009)<sup>[1-2]</sup>。然而,对于中国公司的高管薪酬激励是否发挥了治理效应,研究者目前尚未达成一致。吴育辉和吴世农(2010)<sup>[3]</sup>研究发现,我国上市公司的高管在其薪酬制定中存在明显的自利行为,高管薪酬并未有效降低企业的代理成本,反而提高了公司的代理成本。权小锋等(2010)<sup>[4]</sup>发现激励薪酬具有正面的价值效应,而操纵性薪酬具有负面的价值效应。

业绩预告作为重要盈余预测信息来源,是非常关键的信息披露机制,是具有前瞻性的上市公司未来业绩的提前预报,它集中反映了管理层对企业财务状况、经营成果、现金流情况的未来预估,可以有效帮助投资者提前了解与评估公司的

财务信息状况 (Kim and Verrecchia,1991; 王玉涛和王彦超, 2012; 袁振超等, 2014) [5-7]。上市公司披露业绩预告信息的缺点在于其很难被立即证实, 且监管部门对其未有审计的要求, 可鉴证性较差, 导致人们对业绩预告信息的质量表示担忧 (Jennings,1987; Skinner,1994) [8-9]。尽管证监会和交易所都对业绩预告提出了各种指引文件, 但业绩预告并未达到“绝对的强制性”, 这种半强制性形式, 使管理者在业绩预告形式的选择上具有很大的操控性, 即存在强烈的操纵动机和机会主义动机, 具体表现为通过发布虚假的、精确性不高的业绩预告来获取私人收益, 从而误导投资者或分析师。尤其在新兴市场转轨经济的特殊制度环境下, 一方面当前的法律制度和监管体系仍不健全, 导致对违规业绩预告行为的处罚监管效果不乐观; 另一方面目前公司治理状况不完善, 在薪酬契约设计失效的情形下, 高管存在强烈的薪酬操纵动机。那么在高管薪酬操纵动机的情况下, 公司对外披露的业绩预告精确度是否会受到影响呢?

先前文献主要从代理成本、诉讼风险、管理层持股、内部人股票交易、分析师跟踪人数、审计委员会、法律环境等视角探索公司披露业绩预告精确度的影响因素 (Hirst et al.,1999; Cheng et al.,2013; 张然和张鹏, 2011) [10-12]。目前尚未发现基于高管薪酬动机和契约有效性视角检验上市公司业绩预告披露形式的实证研究。基于此, 本文以 2005-2013 年间披露了业绩预告信息的公司为样本, 检验分析高管薪酬对业绩预告精确度的影响, 并分析不同的盈余管理方式, 以及不同所有制结构下高管薪酬对业绩预告精确度的影响差异。

本文对现有研究的贡献主要体现在以下三点: 第一, 本文通过研究高管薪酬与业绩预告精确度之间的关系来检验高管薪酬是否在业绩预告信息披露过程中发挥了作用, 检验的重点是上市公司对外披露业绩预告信息的形式和性质, 而业绩预告信息的披露形式属于企业自愿披露选择的范畴, 为企业自愿披露行为、薪酬激励与信息披露行为方面的研究做出了增量贡献。第二, 基于中国特殊的制度背景, 高管的薪酬操纵动机在影响内部财务报告质量的同时, 是否对业绩预告精确度产生预期作用, 目前尚未有中国经验证据。本文的研究填补了当前研究的空白。第三, 通过检验高管薪酬对业绩预告精确度的负向影响, 侧面证明了当前我国高管薪酬契约是不完备的, 为制定有效的高管薪酬契约提供了思路。

## 1 理论背景、文献综述与研究假设

目前中国上市公司高管薪酬对业绩预告精确度的影响路径,主要体现在薪酬制度的设计上,即在薪酬契约中一般以会计业绩为导向设置高管领取薪酬的参考值(方军雄,2009)<sup>[13]</sup>。薪酬制度设计又是基于委托代理理论和管理者权力理论,因此高管薪酬对业绩预告精确度的影响路径是通过委托代理理论和管理者权力理论传导的。

委托代理理论认为,为了获取私人收益管理者会做出损害股东财富的代理行为,即可能会为获得高额薪酬或超额薪酬进行机会主义盈余操纵。Healy(1985)<sup>[14]</sup>考察了奖金分红计划对盈余质量的影响,发现报告期末高管通常选择操控性应计利润来最大化预期的奖金价值,即高管具有经济上的动机去操控盈余以增加货币性薪酬。Watts and Zimmerman(1986)<sup>[15]</sup>研究表明,高管有强烈的操控会计结果的动机,因为高管的福利与这些数据紧密相连。张娟和黄志忠(2014)<sup>[16]</sup>得出高管的报酬契约会导致盈余管理行为的增加。盈余管理行为导致企业内部财务报告中的会计指标被高管操纵,降低了内部财务报告的质量;业绩预告信息主要是依据内部财务报告的质量和会计指标来得出,被操纵的会计指标和低质量的内部财务报告最终会显著降低业绩预告的精确度(Feng et al.,2009)<sup>[17]</sup>。

根据管理者权力理论,高管会为获取私人收益而进行权力寻租,寻租方式通常是操纵薪酬,这种薪酬操纵行为对公司的价值可能造成一定的损害。具体体现为,管理层对业绩预告的特征具有一定程度的操控性,这些特征包括预告的精确度、预测期间、补充性披露等(Hirst et al.,2008)<sup>[18]</sup>。Cheng et al.(2013)<sup>[11]</sup>检验了是否管理者战略选择业绩预告的精确度来为获取私人利益服务,相对于模糊的业绩预告信息而言,市场对精准的预告信息反应更强烈。公开披露的管理层业绩预告可能为管理层提供操纵财务报告或选择次优的投资来达到管理层预期的盈余目标的动机(Roychowdhury,2006)<sup>[19]</sup>。

此外,在我国特殊的制度背景下,国企、非国企在产生高管的方式、激励机制以及市场约束等方面仍然存在很大差异。产权不同导致国有上市企业与非国有上市企业的委托代理关系不同,从而割裂了管理层激励与企业盈利能力的关系。中国的公司治理环境具有转轨经济的特点,是从“行政型治理”转型过渡到“经济型治理”的特殊时期(李维安等,2010)<sup>[20]</sup>,在双重治理机制下,企业高管的激励机制将发生两个变化:一是在高管选拔任免以政府委任为主的背景下,行政

干预和政策负担让经营者的目标从利润最大化转变为目标多元化（Bai et al.,2006）<sup>[21]</sup>，导致业绩主导的薪酬体系有效性较低；二是由于国有企业高管的薪酬属于政府的成本费用，而在减少地方政府赤字、保障社会公平稳定等政策目标下，我国的薪酬制度出现了市场割裂，二元特征明显（陈冬华等，2005）<sup>[22]</sup>。因此，高管薪酬影响业绩预告精确度的路径很可能受企业所有权性质的影响和调节。

### 1.1 高管薪酬与业绩预告精确度

高管薪酬的制定存在代理成本，使得确定业绩基准或相对业绩有一定空间，为高管提供了操纵的机会（McGuire et al.,1988；陈孝勇和惠晓峰，2015）<sup>[23-24]</sup>。如果当期公司的会计业绩大大超出了薪酬契约的参考值，高管出于未来收益最大化的考虑，会有隐藏利润的潜在动机，进行向下盈余管理；而如果当期的会计业绩低于参考值，高管很有可能调高当期利润和业绩，保障当期的最大薪酬，形成向上盈余管理行为。也就是说高管存在使自己获取的薪酬最大化的动机，进而会人为干预与薪酬契约紧密相关的会计业绩。

管理层权力的一大显著表现是可以直接操纵会计指标，权小锋等（2010）<sup>[4]</sup>研究表明权力越大，管理层越会利用盈余管理的手段操纵绩效为基础的薪酬。吴育辉和吴世农（2010）<sup>[3]</sup>研究发现高管对公司的控制权越大，其影响薪酬水平的力度越大，给高管较高的薪酬并不能降低或减轻代理成本，反而适得其反。为避免因盈余操纵过大，导致实际业绩与披露业绩预告值相差过大而产生诉讼风险，或对管理层声誉造成损害，管理层意愿上也倾向于选择披露精确度较低的业绩预告信息，来为实施操纵会计业绩留有足够的空间。但管理层可能会战略性地发布有偏差的业绩预告来达到其预期目标，而不是考虑业绩预告的精确度，例如降低分析师盈余预期、误导同业竞争者、为了内部人交易操纵公司股价或者为了获取预期薪酬等（Cotter et al.,2006）<sup>[25]</sup>。

由此，提出研究假设 1：

假设 1.a：在其他条件不变下，高管薪酬越高，企业发布的业绩预告精确度越低。

假设 1.b：在其他条件不变下，相比向下盈余管理的企业，向上盈余管理的企业高管薪酬对业绩预告精确度的负向影响更大。

## 1.2 所有权性质对高管薪酬与业绩预告精确度的调节作用

政府通过牢牢控制国有企业领导层的任命权来维持对国有企业长期、持续的干预权，因此，相当部分的 CEO 是从中央政府、地方政府或者军队中行政选拔而来（Fan et al.,2007）<sup>[26]</sup>，这些高管过去的职业经历和行政背景决定了他们非常看重政治地位的升迁，从而一定程度上降低了薪酬激励市场化的政策效果。逯东等（2012）<sup>[27]</sup>还指出，通过政治途径选拔任用的企业高管不同于一般的企业高管，他们除了考虑企业经营绩效、个人的私人利益外，还有政治地位方面的追求，面临多重利益选择。也就是说，国有企业的高管薪酬受到政府的严格管制，同时管理层激励方式不仅体现在货币激励上，还体现在政治晋升机会上。陈信元等（2009）<sup>[28]</sup>研究证明了这一逻辑，他认为薪酬管制是政府“双重身份”的集中体现，既反映出股东追求企业价值最大化的目标，又折射出诸如社会公平、财政收支平衡、充分就业等政府目标。一旦薪酬体制受到行政干预和多元化目标约束时，纯粹地把高管薪酬与企业业绩相挂钩根本不能实现。因此，当货币化薪酬安排受到管制时，多元化的、非货币性质的薪酬体系就会替代产生。

非国有企业在市场化土壤中成长起来的背景，使其能够更好地按照经济规律配置生产要素。在私有产权能够得到有效保护的市场经济体制下，股东可以根据企业价值最大化的经营目标来设定经理人员报酬，因此高管的薪酬一般能反映真实的市场价格。由于非国有企业面临的目标函数不同于国有企业，政府不能像控制国有企业一样，既控制经理人市场，又控制经理人薪酬。对非国有企业而言，高管薪酬水平的高低主要与企业会计业绩相挂钩。因此，非国有企业为了获得满意的薪酬，对企业会计业绩具有强烈的操纵动机，导致降低了用于生成业绩预告信息的内部财务报告的质量，从而降低了业绩预告的精确度。

由此，提出研究假设 2：

假设 2：在其他条件不变下，相比国有企业，非国有企业的高管薪酬对业绩预告精确度的负向影响更大。

## 2 实证研究

### 2.1 研究样本

本文以沪深两市 2005-2013 年上市公司作为研究样本<sup>①</sup>，考虑到金融类公司的业绩指标与一般公司不具可比性，以及数据的完整性，剔除金融类上市公司和

财务数据不全公司，以及 ST 和\*ST 样本，最终得到 9643 个有效截面样本。业绩预告相关数据来源于 Wind 金融数据库；研究样本中上市公司有关的财务数据来源于 CCER 数据库、国泰安数据库（CSMAR），其中部分数据为手工整理。为了避免极端值和异常值对回归结果的影响，本文对所有连续变量取值按照 1% 和 99% 水平进行 Winsorize 缩尾处理；为克服截面自相关，本文采用企业层面的聚类标准差进行调整。

## 2.2 变量定义

### 1. 高管超额薪酬

本文借鉴权小锋等的研究，<sup>[4]</sup>采用管理层的实际薪酬与由经济因素决定的预期正常高管薪酬之间的差额来衡量。通过模型（1）回归估计出预期的正常高管薪酬：

$$Pay_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Size_{i,t} + \beta_2 Roa_{i,t} + \beta_3 Roa_{i,t-1} + \beta_4 AverageIncome_{i,t} + \beta_5 Central_{i,t} + \beta_6 West_{i,t} + \sum Ind_{i,t} + \sum Year_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型（1）中，Pay 表示为公司前三名高管货币薪酬总和的自然对数；Size 表示为企业资产总计；Roa 为公司总资产报酬率；Roa<sub>i,t-1</sub> 为上一年度的公司总资产报酬率；AverageIncome 为公司所处地区当年度城镇职工平均工资水平；Central 为研究样本公司处于中国中部地区的哑变量；West 为研究样本公司处于中国西部地区的哑变量，同时控制年度和行业效应。。本文利用模型（1）进行截面回归，通过多元回归模型得到的因变量预测值即表示为正常的高管薪酬，最终用实际的高管薪酬（前三名高管货币薪酬总和的自然对数）与正常高管薪酬（自然对数化）之间的差额表示为高管的超额薪酬（Unpay1）。

### 2. 高管超额薪酬

本文借鉴吴育辉等的研究，<sup>[3]</sup>通过模型（2）回归度量高管超额薪酬。

$$Pay_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Size_{i,t} + \beta_2 Roa_{i,t} + \beta_3 Roa_{i,t-1} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 TobinQ_{i,t} + \beta_6 Central_{i,t} + \beta_7 West_{i,t} + \sum Ind_{i,t} + \sum Year_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型（2）中，Pay 表示为公司前三名高管货币薪酬总和的自然对数；Roa 为公司总资产报酬率；Roa<sub>i,t-1</sub> 为上一年度的公司总资产报酬率；Lev 为公司的财务杠杆；TobinQ 为公司的成长机会；Central 为研究样本公司处于中国中部地区的哑变量；West 为研究样本公司处于中国西部地区的哑变量，同时控制年度和行

业效应。本文利用模型（2）进行截面回归，通过多元回归模型得到的因变量预测值即表示为正常的高管薪酬，最终用实际的高管薪酬（前三名高管货币薪酬总和的自然对数）与正常高管薪酬（自然对数化）之间的差额表示为高管的超额薪酬（Unpay2）。

### 2.3 模型设计

为检验上市公司高管薪酬对业绩预告精确度的影响，本文参考 Cheng et al. (2013)<sup>[11]</sup>、张然和张鹏（2011）<sup>[12]</sup>、袁振超等（2014）<sup>[7]</sup>的模型设计，提出模型（3）：

$$\begin{aligned} \text{Forecast Precision}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{XPay}_{i,t} + \beta_2 \text{Size}_{i,t} + \beta_3 \text{Lev}_{i,t} + \beta_4 \text{Roa}_{i,t} + \beta_5 \text{Loss}_{i,t} + \beta_6 \text{Sale}_{i,t} + \beta_7 \text{R\&D}_{i,t} + \beta_8 \text{Top}_{i,t} \\ & + \beta_9 \text{Equity}_{i,t} + \beta_{10} \text{Indd}_{i,t} + \beta_{11} \text{Board}_{i,t} + \beta_{12} \text{Cac}_{i,t} + \beta_{13} \text{Forecast Institution}_{i,t} + \beta_{14} \text{Bias}_{i,t} + \beta_{15} \text{Forecast Horizon}_{i,t} \\ & + \beta_{16} \text{Forecast Attitude}_{i,t} + \beta_{17} \text{Forecast News}_{i,t} + \sum \text{Ind}_{i,t} + \sum \text{Year}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

模型中，因变量 Forecast Precision 表示上市公司对外发布年度业绩预告的精确度。自变量 XPay 表示上市公司高管货币薪酬水平，其中 Pay 为上市公司年报公开披露的前三名高级管理人员薪酬总额的自然对数，Unpay1 为借鉴权小锋等（2010）<sup>[4]</sup>模型回归出的高管超额薪酬，Unpay2 为借鉴吴育辉等（2010）<sup>[3]</sup>模型回归出的高管超额薪酬。其他变量定义见表 1。

表 1 变量设计与说明  
Table 1 Variable design and description

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
因变量	业绩预告精确度	Forecast Precision	点预测取值为 4，闭区间预测取值为 3，开区间预测取值为 2，定性预测取值为 1
	高管货币薪酬	Pay	前三名高管薪酬总额取对数
自变量	XPay 高管超额薪酬	Unpay1	高管实际薪酬与预期正常薪酬的差额（Firth et al., 2006; 权小锋等, 2010）
		Unpay2	高管实际薪酬与预期正常薪酬的差额（Core et al., 2008; 吴育辉等, 2010）
调节变量	盈余操纵	DA	Jones（1991）可操纵应计利润
公司财务特征	总资产	Size	根据财务报告得到，对总资产取对数
	负债率	Lev	负债/年末总资产
	总资产报酬率	Roa	净利润/年末总资产
	损失	Loss	哑变量，分年度净利润为负，取值为 1，否则为 0
	营业收入增长率	Sale	（本年营业收入-上年营业收入）/上年营业收入
	开发支出	R&D	公司研发支出的自然对数

公司治理特征	第一大股东持股比例	Top	公司第一大股东持股比例
	股权比例	Equity	公司前十大流通股东持股比例之和
	独立董事比例	Indd	公司独立董事占董事会的比例
	董事会规模	Board	公司董事会人数的自然对数
	薪酬考核委员会	Cac	哑变量，公司设置了薪酬考核委员会取值 1，否则 0
业绩预告特征	外部盈余预测机构数	Forecast Institution	$\ln(\text{盈余预测机构数}+1)$
	业绩预告误差	Bias	$ (实际净利润-预测净利润)/总股本 $ ，其中预测净利润= $(预测净利润上限+预测净利润下限)/2$
	业绩预告期间	Forecast Horizon	$(公告日期-预告日期)/360$
	业绩预告乐观态度倾向	Forecast Attitude	哑变量，公司业绩预告形式为点预告或业绩预告 EPS 的中值高于实际公告 EPS 的值则取值为 1，否则为 0
	业绩预告消息类型	Forecast News	哑变量，将预警类型为“略增”、“预增”、“扭亏”和“续盈”的样本定义为“好消息”；预警类型为“略减”、“首亏”、“续亏”和“预减”的样本定义为“坏消息”
控制变量	行业	Industry	2012 年以前的上市公司采用证监会 2001 年行业分类标准，2012 年及以后的上市公司采用证监会 2012 年行业分类标准
	年度	Year	从每年 1 月 1 日至 12 月 31 的完整会计年度，设置为虚拟变量矩阵

## 2.4 描述性统计分析

表 2 列示了模型主要变量的描述性统计，从标准差看，样本的业绩预告精确度、高管薪酬和高管超额薪酬都存在一定差异。业绩预告精确度的均值为 3.216，反映出我国监管部门在加强上市公司充分披露信息和提升业绩预告积极性上起到了一定作用。

表 2 主要变量描述性统计  
Table 2 Descriptive statistics

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Forecast Precision	9463	3.216	3	0.696	1	4
Pay	9463	13.731	13.775	0.785	11.554	15.608
Unpay1	9463	0.762	0.825	0.781	-1.393	2.609
Unpay2	9463	0.780	0.805	0.753	-1.228	2.740
Size	9463	21.470	21.305	1.151	19.092	25.055
Lev	9463	0.434	0.432	0.470	0.034	1.094



Roa	9463	0.067	0.062	0.073	-0.182	0.310
Loss	9463	0.127	0	0.333	0	1
Sale	9463	0.201	0.148	0.404	-0.624	2.451
Rd	9463	2.296	0	5.617	0	18.414
Top	9463	0.361	0.343	0.151	0.091	0.749
Equity	9463	0.002	0.002	0.002	0	0.008
Indd	9463	0.367	0.333	0.051	0.286	0.571
Cac	9463	0.935	1	0.247	0	1
Board	9463	2.279	2.197	0.311	1.609	3.219
Forecast Institution	9463	4.453	2	5.277	0	23
Bias	9463	0.0002	0	0.001	0	0.005
Forecast Horizon	9463	0.229	0.139	0.143	0.008	0.511
Forecast Attitude	9463	0.828	1	0.378	0	1
Forecast News	9463	0.764	1	0.425	0	1

## 2.5 实证分析

### 1. 高管薪酬与业绩预告精确度的假设检验

表 3 高管薪酬与业绩预告精确度回归分析结果

Table 3 Regression results between executive compensation and management forecast precision

变量	(1)	(2)	(3)
常数	-2.676 <sup>***</sup> (-6.66)	-1.471 <sup>***</sup> (-4.89)	-1.579 <sup>***</sup> (-5.23)
Pay	-0.104 <sup>***</sup> (-4.58)		
Unpay1		-0.107 <sup>***</sup> (-4.79)	
Unpay2			-0.096 <sup>***</sup> (-4.32)
Size	-0.011(-0.90)	-0.017(-1.36)	-0.024 <sup>*</sup> (-1.87)
Lev	0.016(0.28)	0.014(0.25)	0.090(1.55)
Roa	-1.414 <sup>***</sup> (-5.46)	-1.710 <sup>***</sup> (-6.64)	-1.682 <sup>***</sup> (-6.52)
Loss	0.019(0.54)	0.019(0.54)	0.019(0.54)
Sale	-0.043(-1.16)	-0.043(-1.14)	-0.043(-1.14)
Rd	-0.003(-1.40)	-0.003(-1.39)	-0.003(-1.40)
Top	0.093(1.14)	0.093(1.14)	0.095(1.16)
Equity	-72.500 <sup>***</sup> (-10.09)	-72.020 <sup>***</sup> (-10.01)	-71.810 <sup>***</sup> (-9.94)
Indd	0.105(0.45)	0.106(0.45)	0.096(0.41)
Cac	-0.045(-0.77)	-0.042(-0.73)	-0.052(-0.89)
Board	0.074 <sup>*</sup> (1.84)	0.075 <sup>*</sup> (1.87)	0.072 <sup>*</sup> (1.81)
Forecast Institution	-0.000(-0.15)	-0.000(-0.13)	-0.000(-0.12)
Bias	-19.610(-0.80)	-19.770(-0.80)	-19.660(-0.80)
Forecast Horizon	-0.065(-0.69)	-0.065(-0.69)	-0.065(-0.69)
Forecast Attitude	-0.018(-0.59)	-0.018(-0.60)	-0.018(-0.59)
Forecast News	-0.020(-0.53)	-0.016(-0.41)	-0.019(-0.49)
年度/行业	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.144	0.144	0.144

Wald Chi2	2745.76 <sup>***</sup>	2748.50 <sup>***</sup>	2742.00 <sup>***</sup>
N	9463	9463	9463

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。下同。

根据表 3 可知，高管薪酬（Pay）、高管超额薪酬（Unpay1）和高管超额薪酬（Unpay2）与业绩预告精确度在 1%的置信水平上均显著负相关，说明高管薪酬对业绩预告精确度有负向影响，此时的高管薪酬机制并没有缓解信息不对称程度，反而加重了代理问题，这与假设 1a 一致。控制变量方面，公司净资产收益率和股权比例与业绩预告精确度在 1%的水平下负相关，说明净资产收益率较高，公司面临的盈利波动性和不确定性风险也较大，这会影响业绩预告的精确度；另一方面，收益率较高意味着公司可用于分配的利润较多，管理层可能存在隐瞒公司实际盈余的动机，这也会降低公司的业绩预告的精确度。此外，董事会规模与业绩预告精确度在 10%水平下显著正相关，说明董事会规模扩大有利于约束董事长或总经理的权力，有助于缓解管理层薪酬操纵动机对业绩预告精确度带来的负向影响。

## 2.薪酬、盈余操纵与业绩预告精确度的假设检验

表 4 中第 2 列至第 4 列为企业向上盈余管理组，共有 3150 个样本进行了向上盈余管理；第 5 列至第 7 列为企业向下盈余管理组，共有 6313 个样本进行了向下盈余管理；从样本数量看，向下盈余管理的样本明显多于向上盈余管理的样本，反映出披露业绩预告的大部分企业的业绩较好，这与张然和张鹏（2010）<sup>[12]</sup>提出的业绩好的企业自愿披露业绩预告的动机更强相一致。

对比表 4 向上盈余管理组和向下盈余管理组分析结果可知，两组中高管薪酬（Pay）、高管超额薪酬（Unpay1）和高管超额薪酬（Unpay2）与业绩预告精确度在 1%的置信水平上均显著负相关。在向上盈余管理组内（模型（1）-（3）），高管薪酬（Pay）、高管超额薪酬（Unpay1）和高管超额薪酬（Unpay2）的系数分别为-0.139、-0.144 和-0.136；而在向下盈余管理组（模型（5）-（7）），高管薪酬、高管超额薪酬（Unpay1）和高管超额薪酬（Unpay2）的系数分别为-0.092、-0.095 和-0.081，前者的 T 值和系数的绝对值都明显大于后者，反映出高管为获得高薪进行向上盈余管理对业绩预告精确度造成的负向影响更大，支持了假设 1b。

表 4 高管薪酬、盈余操纵与业绩预告精确度回归分析结果

Table 4 Regression results among executive compensation, earnings manipulation

and management forecast precision

	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)	(7)
	向上盈余操纵			向下盈余操纵		
常数	-2.744*** (-4.16)	-1.137** (-2.17)	-1.279** (-2.45)	-2.729*** (-5.98)	-1.662*** (-4.69)	-1.756*** (-4.94)
Pay	-0.139*** (-3.77)			-0.092*** (-3.70)		
Unpay1		-0.144*** (-3.95)			-0.095*** (-3.87)	
Unpay2			-0.136*** (-3.74)			-0.081*** (-3.37)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.1584	0.1587	0.1584	0.1408	0.1409	0.1406
F/LR Chi2	1007.15***	1008.54***	1006.91***	1795.60***	1797.11***	1792.41***
N	3150	3150	3150	6313	6313	6313

3. 高管薪酬、所有权性质与业绩预告精确度回归分析结果

为了验证企业所有权性质对高管薪酬和业绩预告精确度之间关系的调节效应，本文将企业所有权性质分为国有企业和非国有企业组两，分别研究国有企业组和非国有企业组高管薪酬与业绩预告精确度之间的关系。

根据表 5 国有企业组和非国有企业组的回归结果可知，两组中高管薪酬（Pay）、高管超额薪酬（Unpay1）和高管超额薪酬（Unpay2）与业绩预告精确度在 1% 的置信水平上均显著负相关。在国有企业组内（模型（1）-（3）），高管薪酬（Pay）、高管超额薪酬（Unpay1）和高管超额薪酬（Unpay2）的系数分别为-0.090、-0.092 和-0.083，T 值分别为-2.74、-2.82 和-2.56；而在非国有企业组（模型（5）-（7）），高管薪酬（Pay）、高管超额薪酬（Unpay1）和高管超额薪酬（Unpay2）的系数分别为-0.102、-0.107 和-0.093，T 值分别为-3.49、-3.68 和-3.21，后者的系数和 T 值的绝对值都明显大于前者，反映出在非国有企业中高管为获得高薪对业绩预告精确度造成的负向影响更大，支持了研究假设 2。

表 5 高管薪酬、所有权性质与业绩预告精确度回归分析结果

Table 5 Regression results among executive compensation, ownership and management forecast precision

	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)	(7)
	国有企业			非国有企业		
常数	-2.250***	-1.207***	-1.294***	-2.887***	-1.702***	-1.830***

	(-3.98)	(-2.75)	(-2.95)	(-5.43)	(-3.91)	(-4.22)
Pay	-0.090*** (-2.74)			-0.102*** (-3.49)		
Unpay1		-0.092*** (-2.82)			-0.107*** (-3.68)	
Unpay2			-0.083** (-2.56)			-0.093*** (-3.21)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.1464	0.1465	0.1462	0.1458	0.1460	0.1456
F/LR Chi2	1136.35***	1137.08***	1134.98***	1650.53***	1652.38***	1648.56***
N	3783	3783	3783	5680	5680	5680

### 3 稳健性检验

为了提高研究结论的严谨性和可靠性，本文主要做了四组稳健性检验。

#### 3.1 自选择问题

高管在考虑是否发布业绩预告时具有主观选择性，可能业绩较好或有融资动机的企业更愿意发布业绩预告。这样本文研究可能存在样本选择偏差，导致回归模型由于遗漏变量而出现内生性问题。为了控制上述问题，本文运用 Heckman 两阶段回归法进行检验。本文选取了 2005-2013 年所有可获得数据的企业进行分析，共得到 18564 个观测数。首先，依据文献找到影响企业是否披露业绩预告的主要因素，进行 probit 回归；然后，根据回归结果计算逆米尔斯比率（Imr），即高管在选择业绩预告披露时所具有的私有信息；最后，将逆米尔斯比率加入模型中进行回归。

借鉴 Feng et al. (2009)<sup>[17]</sup>、Cheng et al. (2013)<sup>[11]</sup>、Theodore et al. (2014)<sup>[29]</sup>等，企业选择是否披露业绩预告时，比较看重的因素包括审计单位是否为国际四大会计事务所（Big4）、企业规模（Size）、企业风险（Beta）、资产增长率（Size Grow）、收入增长率（Sale Grow）、资产负债率（Lev）、总资产报酬变动率（Change Roa）、总资产报酬率（Roa）、开发支出（Rd）、收入波动性（Sale Volatility）、现金流波动性（Cash Volatility）、盈余波动性（Earn Volatility）、盈利预测机构数（Forecast Institution）、是否损失（Loss）等。本文将这些变量加入 probit 模型中，如下所示：

$$\begin{aligned}
Guidance_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Big4_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Beta_{i,t} + \beta_4 Sizegrow_{i,t} + \beta_5 Salegrow_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 Changeroa_{i,t} + \\
& \beta_8 Roa_{i,t} + \beta_9 Rd_{i,t} + \beta_{10} Salevolatility_{i,t} + \beta_{11} Cashvolatility_{i,t} + \beta_{12} Earnvolatility_{i,t} + \beta_{13} Forecastinstitution_{i,t} \\
& + \beta_{14} Loss_{i,t} + \sum Year_{i,t} + \sum Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned}
\tag{4}$$

表 6 Heckman 两阶段回归估计结果  
Table 6 Results of Heckman two-stage regression

变量	(1)	变量	(1)	(2)	(3)
Big4	-0.129** (-2.66)	Pay	-0.068*** (-3.02)		
Size	-0.171*** (-14.13)	Unpay1		-0.072*** (-3.22)	
Beta	0.467*** (15.72)	Unpay2			-0.064*** (-2.90)
Size Grow	0.733*** (21.86)	Size	-0.011 (-0.87)	-0.015 (-1.17)	-0.019 (-1.50)
Sale Grow	0.133*** (4.04)	Lev	0.014 (0.23)	0.012 (0.20)	0.062 (1.07)
Lev	-0.749*** (-12.65)	Roa	-0.132 (-0.48)	-0.331 (-1.21)	-0.303 (-1.10)
Change Roa	5.000*** (25.18)	Loss	0.023 (0.65)	0.023 (0.65)	0.023 (0.65)
Roa	-5.904*** (-29.22)	Sale	-0.152*** (-3.88)	-0.151*** (-3.86)	-0.152*** (-3.87)
Rd	0.001 (0.23)	Rd	-0.003 (-1.43)	-0.003 (-1.42)	-0.003 (-1.43)
Sale Volatility	0.145** (1.99)	Top	0.110 (1.34)	0.109 (1.33)	0.111 (1.35)
Cash Volatility	-0.419 (-1.45)	Equity	-69.330*** (-9.74)	-68.950*** (-9.67)	-68.800*** (-9.61)
Earn Volatility	4.490*** (20.07)	Indd	0.072 (0.31)	0.074 (0.32)	0.068 (0.29)
Forecast Institution	0.308*** (23.11)	Cac	-0.031 (-0.55)	-0.029 (-0.51)	-0.035 (-0.62)
Loss	1.883*** (27.22)	Board	0.063 (1.58)	0.064 (1.60)	0.062 (1.56)
		Forecast Institution	0.001 (0.11)	0.001 (0.12)	0.001 (0.13)
		Bias	-21.690 (-0.88)	-21.790 (-0.89)	-21.720 (-0.88)
		Forecast Horizon	-0.092 (-0.97)	-0.092 (-0.97)	-0.092 (-0.97)
		Forecast Attitude	-0.013 (-0.42)	-0.013 (-0.43)	-0.012 (-0.42)
		Forecast News	-0.000 (-0.01)	0.003 (0.07)	0.001 (0.02)
		Imr	-0.685*** (-12.93)	-0.684*** (-12.90)	-0.688*** (-12.98)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制
N	18564	N	9463	9463	9463
LR Chi2	5846.55***	F	2971.73***	2973.46***	2970.5***
Adj.R2	0.2315	Adj.R2	0.156	0.156	0.155

通过表 6 的第四列至第六列 Heckman 第二阶段回归发现，控制了高管披露业绩预告私有信息之后，高管薪酬（Pay）、高管超额薪酬（Unpay1）和高管超额薪酬（Unpay2）与业绩预告精确度都在 1%的置信水平下依然显著为负，检验说明本文的研究结论保持不变。

### 3.2 工具变量法

行业内对外披露业绩预告信息的公司数目，一方面会通过行业平均效应影响公司设定的高管薪酬水平和业绩预告的精确度，且影响是外生性的；另一方面行业的平均效应又不能完全决定高管的薪酬和业绩预告的精确度。因此，本文选取行业内对外披露业绩预告信息的公司数目的自然对数作为工具变量。本文首先做了豪斯曼检验，发现业绩预告精确度与三种度量高管薪酬方式都在 5%水下显著，并进一步做了异方差稳健的 DWH 检验，DWH 检验的 p 值为 0.054。此外，还使用了 ivreg2 来进行稳健的内生性检验，内生性检验的  $\chi^2(1)$  统计量为 3.617，其 p 值为 5.72%，接近上面“ivregress”Wu-Hausman F 检验的结果。因此，通过上述检验，说明业绩预告精确度与高管薪酬之间存在着很强的内生性，为了取得一致的参数估计，本文采用了两阶段最小二乘法（2SLS）进行多元回归估计。此外，其它变量之间的 VIF 值都没有大于 3，因此回归模型中并不存在明显的多重共线性。

在表 7 两阶段最小二乘法（2SLS）的第二阶段，以行业内对外披露业绩预告信息的公司数目的自然对数作为工具变量的回归结果中，高管薪酬（Pay）、高管超额薪酬（Unpay1）和高管超额薪酬（Unpay2）与业绩预告精确度都在 10%水平下依然显著为负，检验说明本文的研究结论保持不变，支持了本文的研究假设。

表 7 两阶段最小二乘法（2SLS）的第二阶段  
Table 7 The second stage of 2SLS

	(1)	(2)	(3)
Pay	-0.290 <sup>*</sup> (-1.86)		
Unpay1		-0.325 <sup>*</sup> (-1.84)	
Unpay2			-0.270 <sup>*</sup> (-1.87)
控制变量	控制	控制	控制
年度/行业	控制	控制	控制
Adj-R <sup>2</sup>	0.106	0.105	0.103
Wald Chi2	555.50 <sup>***</sup>	542.60 <sup>***</sup>	559.07 <sup>***</sup>

为了检验工具变量不是弱工具变量的稳健性检验,进一步做了对弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然法(LIML)检验。根据回归结果可知,LIML的系数估计值和p值与2SLS的结果非常一致,从侧面证实了不存在弱工具变量。此外,本文还选取行业内所有企业数目的自然对数作为工具变量来控制回归模型的内生性(行业内所有企业数目既包括披露了业绩预告信息的企业也包含了未披露业绩预告信息的企业),回归结果也未发生显著变化。

### 3.3 样本选择

由于中央政府控制的国有企业的高管薪酬考核是由中组部负责,导致国有企业高管的薪酬考核与会计指标关联性较低,难以体现高管的薪酬操纵动机,这类样本并不符合常规市场化薪酬考核代理模型的要求。同时,地方政府控制的国有企业中也存在不符合常规市场化薪酬考核模型要求的情况。为了保障研究结论的可靠性,需要在回归模型中删除这两类研究样本。此外,为了保障回归分析的可靠性,在进行多元回归分析中需要将家族企业、两职合一的企业、有共同创始人以及创业者做公司CEO的研究样本进行删除。本文先前回归分析的总样本数为9463个,将不符合标准的经典的商业化薪酬契约要求的研究样本删除,最终得到3391个研究样本,重新对这3391个研究样本做高管薪酬与业绩预告精确度之间的回归分析,具体的分析结果见下表所示。

根据表8可知,在删除不符合标准经典商业化薪酬契约要求的样本后,高管薪酬(Pay)、高管超额薪酬(Unpay1)和高管超额薪酬(Unpay2)与业绩预告精确度都在10%的置信水平下依然显著为负,检验说明本文的研究结论保持不变,进一步支持了研究假设。

表8 删除样本后高管薪酬与业绩预告精确度之间的回归结果

Table 8 Regression results between executive compensation and management forecast precision after deleting the sample

	(1)	(2)	(3)
Pay	-0.078**(-2.27)		
Unpay1		-0.078**(-2.31)	
Unpay2			-0.066*(-1.94)
控制变量	控制	控制	控制
年度/行业	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.0702	0.0702	0.0699

F/ LR Chi2	507.80 <sup>***</sup>	508.05 <sup>***</sup>	505.81 <sup>***</sup>
N	3391	3391	3391

### 3.4 强制披露的样本研究

Cheng et al. (2013)<sup>[11]</sup>研究发现，管理层存在内部人交易等动机对业绩预告披露的精确度进行战略性地选择，从而达到获取私人收益的目的。所以，本文选取强制性披露样本以规避管理层的某种激励动机减少对业绩预告精确度的影响。根据业绩预告相关制度的规定，参照张然等 (2011)<sup>[12]</sup>和袁振超等 (2014)<sup>[7]</sup>的做法，将披露的备注类型为“预减”、“预增”、“扭亏”、“首亏”和“续亏”定义为强制性披露样本，重新检验本文的假设。

根据表 9 可知，在将披露的备注类型为“预减”、“预增”、“扭亏”、“首亏”和“续亏”定义为强制性披露样本进行回归后，符合强制性披露的样本数为 5588。高管薪酬 (Pay)、高管超额薪酬 (Unpay1) 和高管超额薪酬 (Unpay2) 与业绩预告精确度都在 1% 的置信水平下依然显著为负，检验说明本文的研究结论保持不变。

表 9 强制披露样本下高管薪酬与业绩预告精确度回归分析结果

Table 9 Regression results between executive compensation and management forecast precision in mandatory disclosure samples

	(1)	(2)	(3)
常数	-3.337 <sup>***</sup> (-7.13)	-1.551 <sup>***</sup> (-4.46)	-1.710 <sup>***</sup> (-4.91)
Pay	-0.154 <sup>***</sup> (-5.58)		
Unpay1		-0.155 <sup>***</sup> (-5.73)	
Unpay2			-0.145 <sup>***</sup> (-5.37)
控制变量	控制	控制	控制
年度/行业	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.068	0.068	0.068
F/ LR Chi2	795.15 <sup>***</sup>	797.09 <sup>***</sup>	791.13 <sup>***</sup>
N	5588	5588	5588

## 4 结论

本文使用前三名高管薪酬总额的自然对数和高管超额薪酬来衡量高管薪酬，以 2005-2013 年中国 A 股市场公开披露的 9463 个年报业绩预告为样本，考察了高管薪酬对业绩预告精确度的影响，并且进一步检验了企业所有权性质对高管薪酬与业绩预告精确度关系的影响。研究发现，高管薪酬越高，企业发布业绩预告的精确度越低；相比向下盈余管理，向上盈余管理的企业高管薪酬对业绩预告精



确度的负向影响更大；相比国有企业，非国有企业高管薪酬对业绩预告精确度的负向影响更大。本文的研究结论对监督企业披露业绩预告、制定相适应的信息披露准则提供了新的思路和证据。

本文的研究意义在于：

第一，基于中国的制度背景下，高管薪酬对业绩预告精确度产生了影响。本文的研究表明契约对高管的监督与约束有限，这损害了用于生成业绩预告信息的内部财务报告的质量，从而影响了业绩预告的精确度。

第二，在国内，尚未有文献研究高管薪酬和业绩预告精确度的关系，本文的研究表明高管薪酬契约并没有发挥出积极的激励效应，而是增大了高管的薪酬操纵动机，提高了代理成本，填补了该领域的研究空白，为今后进一步研究提供了有益的参考。

---

注释：①根据中国证监会信息披露的规定，上市公司直到 2005 年才首次单独披露包括董事长、总经理及其他董事、经理、监事等管理人员的货币薪酬。此外，由于 2005 年之前的业绩预告多为定性预测，无法明确区分不同的预测形式，为了避免实证分析结果出现偏差。综上所述，样本选择时期确定为 2005-2013 年。

参考文献：

- [1] Jensen, Meckling . The Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Capital Structure[J].*Journal of Finance Economics*,1976, 3(4): 305-360.
- [2] 辛清泉, 谭伟强. 市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬[J]. *经济研究*, 2009, (11): 68-81.
- [3] 吴育辉, 吴世农. 高管薪酬：激励还是自利？——来自中国上市公司的证据[J]. *会计研究*, 2010, (11): 40-48.
- [4] 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): 73-86.
- [5] Kim O., Verrecchia R.. Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements[J]. *Journal of Accounting Research*, 1991,29(2): 302-321.
- [6] 王玉涛, 王彦超. 业绩预告信息对分析师预测行为有影响吗? [J]. *金融研究*, 2012, (6): 193-206.
- [7] 袁振超, 岳衡, 谈文峰. 代理成本、所有权性质与业绩预告精确度[J]. *南开管理评论*, 2014, (3): 49-61.

- [8] Jennings R. Unsystematic Security Price Movements, Management Earnings Forecasts and Revisions in Consensus Analyst Earnings Forecasts [J]. *Journal of Accounting Research*, 1987, 25(1): 90-110.
- [9] Skinner D. Why Firms Voluntarily Disclose Bad Forecast News [J]. *Journal of Accounting Research*, 1994, 32(1): 38-61.
- [10] Hirst E., Koonce L., Miller J. The Joint Effect of Management's Prior Forecast Accuracy and the Form of Its Financial Forecast on Investor Judgment [J]. *Journal of Accounting Research*, 1999, 37(1): 47-75.
- [11] Cheng Q., Luo T., Yue H. Managerial Incentives and Management Forecast Precision [J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(5): 1575-1602.
- [12] 张然, 张鹏. 中国上市公司自愿业绩预告动机研究[J]. *中国会计评论*, 2011, (1): 3-20.
- [13] 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.
- [14] Healy Paul M. The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1985, 7(2): 85-107.
- [15] Watts Ross L., Jerold L Zimmerman. Positive Accounting Theory [M]. *Prentice Hall Englewood Cliffs*, 1986.
- [16] 张娟, 黄志忠. 高管报酬、机会主义盈余管理, 审计费用——基于盈余管理异质性的视角[J]. *南开管理评论*, 2014, (3): 74-83.
- [17] Feng M., C Li., S Mcvay. Internal Controls and Management Guidance [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48(2): 190-209.
- [18] Hirst D E., Koonce L., S Venkatarman. Management Earnings Forecasts: A Review and Framework [J]. *Accounting Horizons*, 2008, 22(3): 315-338.
- [19] Roychowdhury S. Earnings Management Through Real Activities Manipulation [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(3): 335-370.
- [20] 李维安, 刘绪光, 陈靖涵. 经理才能、公司治理与契约参照点——中国上市公司高管薪酬决定因素的理论及实证分析[J]. *南开管理评论*, 2010, (2): 4-15.
- [21] Bai C., J Lu., Z Tao. The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China [J]. *American Economic Review*, 2006, 96(2): 353-357.
- [22] 陈冬华, 陈信元, 万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费[J]. *经济研究*, 2005, (2): 92-101.

- [23] McGuire J B., Sundgren A., Schneeweis T.. Corporate Social Responsibility and Firm Financial Performance [J]. *Academy of Management Journal*,1988,31(4): 854-872.
- [24] 陈孝勇, 惠晓峰. 创业投资的治理作用: 基于高管薪酬契约设计视角的实证研究[J]. 南开管理评论, 2015, (2): 126-135.
- [25] Cotter J., A I Tuna. P D Wysocki. Expectations Management and Beatable Targets: How Do Analysts React to Explicit Earnings Guidance? [J]. *Contemporary Accounting Research*,2006, 23(3): 593-624.
- [26] Fan J P.,T J Wong, T Zhang. Politically Connected CEOs, Corporate Governance and Post-IPO Performance of China' s Forecast Newsly Partially Privatized Firms[J]. *Journal of Financial Economics*,2007, 84 (2): 330-357.
- [27] 逯东, 林高, 黄莉, 杨丹. 官员型高管、公司业绩, 非生产性指出——基于国有上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2012, (6): 139-153.
- [28] 陈信元, 陈冬华, 万华林, 梁上坤. 地区差异、薪酬管制与高管腐败[J]. 管理世界, 2009, (11): 130-143.
- [29] Theodore H Goodman, Nemit Shroff. Management Forecast Quality and Capital Investment Decisions [J]. *The Accounting Review*,2014,89(1): 331-365.

## Research on Executive Compensation and Management Forecast Precision

**Abstract:** By making use of the empirical data of A-share listed companies from 2005 to 2013, this paper investigates how executive compensation affects management forecast precision, meanwhile taking account of ownership nature how it works. The empirical results indicate that forecast precision is negatively related to executive compensation. It is more likely to issue earnings forecast with low-precision forecast that enterprises increase the current surplus. Non-state-owned enterprise is more likely to issue earnings forecast with low-precision forecast when executive compensation is high. The conclusion shows that executive has manipulation motivation, which does not conform to the view of the optimal contract theory and indeed improve the agency cost. Furthermore, this thesis contributes to providing

guidance for supervising enterprise disclosure management earnings pre-announcement behavior, and establishing proper rules or principles for executive compensation in China.

**Key Words:** executive compensation; earnings forecast precision; ownership nature.