

# 业绩型股权激励与盈余质量

## ——中国的证据

吴德胜<sup>12</sup>，王栋<sup>12</sup>

(1. 南开大学 中国公司治理研究院, 天津 300071; 2. 南开大学 商学院, 天津 300071)

**摘要:** 论文检验了股权激励是否诱发了高管的盈余操纵动机。中国于 2006 年推出了业绩型股权激励制度, 股票期权行权或限制性股票的解锁是以高管完成规定的业绩门槛为条件, 导致高管薪酬与会计业绩直接挂钩, 但会计业绩在很大程度上又受会计行为的影响, 因此, 高管可能对会计业绩进行操纵来实现自身收益最大化。再加上中国的业绩型股权激励采取多期行权或解锁的方式, 使得高管有更强的动机操纵盈余, 这可能导致盈余质量的下降。本文用双差分方法研究了中国上市公司股权激励与盈余质量之间的关系, 发现实施股权激励的公司的盈余质量下降: 股权激励降低了上市公司盈余的信息含量和损失确认的及时性, 提高了盈余平滑程度。

**关键词:** 股权激励; 业绩型股权激励; 盈余操纵; 盈余质量; 双差分

**中图分类号:** F230.5 **文献标识码:** A

股权激励是实现管理层和股东利益一致性的一项重要激励机制, 但是设计不当的股权激励不但达不到激励的目的, 还有可能造成管理层的机会主义行为。欧美发达市场 20 世纪 80 年代以来的经验表明, 在实践中股权激励也是一把双刃剑, 有其自身的不足之处。首先, 公司业绩与管理层薪酬之间的敏感性较差, 尤其当股票市场整体处于牛市时, 即使绩效较差公司的经理也能获得高额薪酬, 经理人得到的回报与其努力水平并不相关。其次, 股票期权持有人在股价上升时受益而在价格下降时没有任何实际损失, 这可能激励管理层采取更为冒险的会计行为, 这些行动可能会损害股东利益。第三, CEO 利用其在董事会中的影响力, 迫使薪酬委员会制定一个对其有利的薪酬契约, 股权激励变成了授予高管的一项福利。第四, 国外的研究表明, 经理人通过操纵应计利润、回溯行权日期 (backdating)、选择性信息披露、会计造假、内幕交易等方式来操纵股价最大化其股票期权收益。这些机会主义行为导致股权激励不但达不到激励经理层的目的, 反而加剧了代理问题。

美国传统的股票期权的行权条件主要为服务期限, 随着员工在公司内工作时间延长, 股票期权逐步授权给 (vest) 管理层。鉴于传统股票期权存在的诸多缺陷, 越来越多的机构投资者, 如 CalPERS (2003)、Institutional Shareholder Services (2004) 要求用业绩型股票期权来代替传统的期权。与传统股票期权相比, 业绩型股票期权的授权不仅基于工作时间, 还与股价、会计绩效或其他指标相关, 这就避免了牛市时公司绩效一般的高管的行权, 降低了股票期权变成了意外之财 (Windfalls) 的可能性。美国大约有 20% 的股票期权计划属于这种类型, 业绩型股权激励提供了比传统股权激励更高的激励强度 (Johnson & Tian, 2000)。吸取了欧美等国的经验教训, 2006 年我国在推出股权激励时, 跳过了传统的股票期权模式, 直接采用了业绩型股权激励, 高管的期权是否可以行权或限制性股票是否可以解锁主要看公司的业绩是否达到一定的门槛条件。

业绩型股权激励虽然提高了业绩薪酬敏感性, 但也有可能诱发高管的机会主义行为。已

有证据表明，将薪酬或晋升与业绩目标挂钩可能导致高管钻制度的空子（Healy, 1985; Holthausen, Larcker, & Sloan, 1995; Gaver, Gaver, & Austin, 1995）。由于期权的行权或限制性股票的解锁同样以完成业绩目标为条件，因此也有可能导致高管滥用股权激励制度。为了降低行权解锁难度，高管有动机操纵激励实施阶段的会计指标，导致激励实施后盈余的决策有用性下降，盈余质量也随之下降。相比美国的业绩型股票期权，中国股权激励制度的最大特点是几乎所有股权激励方案都采取了“一次授予、分期行权或解锁”的安排。这种制度设计有利有弊，一方面，分期的股权激励降低了业绩达不到行权解锁条件高管“毕其功于一役”进行向上盈余管理的可能性；但另一方面，分期行权解锁也为高管的盈余平滑提供了空间。为了在整个激励有效期内尽可能均匀地行权解锁，高管有动机进行盈余平滑：当业绩高于业绩门槛时，高管可能会向下操纵盈余，为下一期的行权解锁隐藏业绩；反过来，如果业绩低于业绩门槛，高管可能会向上操纵盈余，顺利行权解锁。因此，有必要研究中国上市公司股权激励方案是否导致高管操纵盈余，进而是否影响了盈余的质量。

本文在两个方面做出了一定的贡献。首次，业界多关注股权激励带来的激励效应和业绩改善，而对股权激励的弊端认识不足，本文的实证分析表明股权激励诱发了高管的盈余操纵动机。其次，已有文献（Dechow, Ge & Schrand, 2010）认为，盈余质量受管理层奖励计划、管理层持股和股票期权等因素的影响，本文从业绩型股权激励的角度出发，对中国上市公司盈余质量进行了研究，进一步验证了已有文献的结论。本文其他部分的内容如下：第二部分介绍相关的文献，形成本文的假设；第三部分介绍样本和数据；第四部分为实证分析；最后是本文的结论和研究展望。

## 1 文献回顾与假设提出

在第二部分，本文首先介绍盈余质量的定义，然后回顾薪酬激励影响盈余质量方面的文献，最后提出本文的假设提出和研究设计。

### 1.1 盈余质量的定义

财务报告应该提供有关企业财务业绩的信息，Dechow, Ge & Schrand (2010) 因而对盈余质量进行如下的定义，“当特定的决策制定者在进行决策时，更高的盈余质量提供了与企业财务业绩特征相关的更多信息。”简单地说，更具有用性的财务报表信息就是更高质量的信息。具体来说，盈余质量首先取决于该信息与特定决策者制定特定决策的相关性，这种相关性不仅包括股权投资决策，也包括债权人、监管者和其他利益相关者的决策。其次，盈余数字的质量还取决于它是否反映了企业的财务业绩以及反映了财务业绩的哪些特征。因为报告盈余只是一个综合反映财务业绩的数字，但是企业的财务业绩却包括许多要素和特征，这些要素和特征对于不同的决策具有不同的相关性。第三，盈余质量受会计信息系统影响，盈余信息的相关性、可靠性和及时性等特征都受生成该盈余数字的会计信息系统的影响。

为了研究盈余数字的决策相关性，研究人员通常首先确定盈余质量的代理变量，然后检验该代理变量与其他因素的代理变量之间的关系，进而得出盈余质量的决定因素或经济后果方面的结论。Dechow et al. (2010) 将盈余质量的代理变量分为三个大类：(1) 盈余的特征，包括盈余持续性(persistence)、应计与异常应计(Accrual and Abnormal Accrual)、盈余平滑(Earnings Smoothness)、损失确认及时性(timely loss recognition, 简称 TLR)以及盈余达标(Benchmark / Target beating)；(2) 投资者对盈余信息的反应，包括盈余反应系数(Earnings Response Coefficient, 简称 ERC)、盈余收益模型中的可决系数  $R^2$ ；(3) 反映盈余误报的外部指示器，包括会计与审计提升公告(Accounting and Auditing Enhancement Releases, 简称 AAERs)、财务重述(Restatements)和按照萨班斯法案要求报告的内部控制缺陷(SOX reports of internal control deficiencies)。

每一代理变量反映了盈余质量的不同要素或不同特征，对所有的决策模型而言，并不存

在一个最优的盈余质量指标。例如，盈余持续性反映了盈余的稳定性，应计反映了盈余中与现金收益相对应的应计部分的大小，损失确认及时性反映了会计稳健性（抑制管理人员的乐观主义倾向），盈余反应系数则反映了股权投资者对盈余信息的反应等。因此，从不同的角度对盈余质量进行研究会丰富和完善我们对盈余和会计信息质量的认识。

## 1.2 薪酬激励与盈余操纵

盈余质量受许多因素的决定或影响，不同具体因素对盈余质量的不同特征（代理变量）产生不同影响，因而产生了非常丰富的文献资料。管理层奖励薪酬、管理层持股和股权激励等因素驱动了盈余操纵，研究管理层激励对盈余质量的影响对防范盈余操纵和提高盈余质量具有非常重要的意义（Dechow et al., 2010）。

Healy（1985）、Holthausen, Larcker, & Sloan（1995）、Gaver, Gaver, & Austin（1995）研究了奖励激励计划（Bonus Schemes）对盈余管理的影响，发现管理层会通过调高或者调低应计项目对盈余进行操纵以最大化自身利益。

在股票期权激励的授予、行权和行权股票出售等过程中，经理人也有可能采取操纵应计利润的方式在授予日（grant date）、可行权日（vesting date）、行权日（exercise date）和标的股票出售日前后操纵股票价格。

一些文献分析了股权激励授予（grant）前的盈余管理。Balsam, Chen & Sankaraguruswamy（2003）和 Baker, Collins & Reitenga（2003）发现，经理人在授予日前通过操纵应计利润方式进行了向下的盈余管理，以达到降低期权行权价格的目的。但 Bettis, Bizjak, Coles, & Kalpathy（2010）利用美国业绩型股权激励的数据，并没有发现在授予日（grant date）前后有显著的盈余管理行为。

Bartov & Mohanram（2004）通过对 1992 至 2001 年间 1200 家上市公司的研究，发现高层管理人员在行权前后有大量的盈余操纵行为，行权前可操控性应计利润异常高而行权后则有反转现象。Cheng & Warfield（2005）分析了管理人员股权激励与盈余管理行为之间的关系，发现股权激励强度较高的高管为了在未来以更高的价格卖出股票，对盈余进行操控以达到分析师预测。该文还发现，高管股权激励程度高和股权激励持续性较强的公司出现正盈余意外的可能性较低，这说明高管为了在未来以较高的价格出售股票进行了盈余平滑，在业绩较好的年份向下操纵盈余，为后续年度隐藏业绩。Bergstresser & Philippon（2006）等发现，CEO 报酬中来自于股票期权报酬的比例与可操控性应计之间正相关，且在可操控性应计较高的年份，高管行使的股票期权和出售的股票也较多。

Kuang（2008）利用英国非金融行业数据，观察到业绩型股权激励在总薪酬中占的比重越大，盈余管理就越严重；而且，管理层盈余管理的动机来源于已授予但并未行权（即仍处在绩效考核阶段）的那部分股票期权。

肖淑芳、张晨宇、张超、轩然（2009）也指出，在中国上市公司公告股权激励计划前的三个季度存在不太显著的盈余管理现象。苏冬蔚、林大庞（2010）发现，尚未进行股权激励的上市公司，其 CEO 股权和期权占总薪酬比率与盈余管理呈显著的负相关关系；而提出或通过激励预案的公司，其 CEO 股权和期权报酬与盈余管理的负相关关系大幅减弱并不再统计显著。不过，该文并未从整体上判断股权激励公司是否进行了盈余管理，也未区分盈余管理的方向。张海平和吕长江（2011）从资产减值会计的视角研究股权激励计划对公司会计政策选择的影响，发现在股权激励方案推出前后，实施股权激励计划的公司管理层基于自身利益的考虑，利用资产减值政策操纵会计盈余影响股权激励的行权条件。

## 2. 假设提出

股权激励的行权或解锁与方案实施后的公司业绩息息相关，高管有动机对盈余进行操纵，因此本文得出以下假设：股权激励方案的推出导致激励公司的盈余质量下降。关于盈余质量的度量，本文用盈余反应系数(Earnings Response Coefficients)、损失确认及时性(Timely Loss Recognition)和盈余平滑来度量盈余质量。

## 2.1 股权激励与盈余反应系数

盈余质量的第一个代理变量为盈余的信息含量，用盈余反应系数来度量(Fan & Wong, 2002; Francis, Schipper, & Vincent, 2005; Warfield, Wild, & Wild, 1995)。投资者对那些影响股价的信息做出反应，若盈余信息具有较高的价值相关性，盈余则较好地反映了公司的基本业绩。通过检验投资者对盈余信息的反应，可以评估盈余信息的决策有用性。为了顺利行权或解锁，高管对报告盈余进行操纵，导致盈余的信息含量降低，盈余反应系数会随之降低。本文首先检验股权激励如何影响资本市场对盈余消息的反应，因此提出第一个假设：

**假设  $H_1$ ：**由于股权激励公司的高管对盈余进行操纵，盈余质量下降，激励公司的盈余反应系数下降。

## 2.2 损失确认及时性：盈余对收益的敏感性

Basu (1997) 认为，会计稳健性是指“与将坏消息确认为损失相比，会计人员在财务报表中将好消息确认为收益时要求有更高的可验证性”。当坏消息发生时，相应的损失立即被确认；而当好消息发生时，相应的收益却没有在当期会计盈余中全部加以确认，而是在当期和未来年度逐渐确认。由于会计稳健性在确认好消息与坏消息时存在着严重的不对称性，导致好消息和坏消息阶段盈余确认及时性(Timeliness)和持续性(Persistence)存在系统的差异：会计盈余对坏消息的反应比对好消息的反应更及时；与好消息带来的有利的盈余变化相比，坏消息导致的不利的盈余变化的持续性较差。

Basu 通过一个具体的例子来说明好消息和坏消息确认的不对称性。如果企业一项固定资产的预计寿命延长，企业经济状况将变好，但是在历史成本计价原则下，企业当前的盈余不会有任何变化，但是，当期和未来各期的折旧会减少，盈余会增加。如果固定资产的预期寿命缩短了，会计人员则会记录资产减值损失，导致当前盈余下降，但资产减值对未来的盈余不会产生任何影响。简单地说，会计盈余对坏消息的反应更充分、更迅速。

Basu (1997) 建立了多个模型来检验这种收益和损失确认及时性上的不对称性。其中的一个为年度盈余和年度股票收益之间的分段线性回归模型，也被称之为逆向的盈余收益回归模型(reverse earnings-returns regression)，该模型检验了好消息和坏消息阶段盈余确认及时性是否存在系统的差异。模型的理论基础是股价中所反映的信息比会计盈余信息更丰富，股价领先于盈余，因此股价的变化(收益率)可以度量该阶段消息的信息含量，Kothari & Sloan (1992) 并用正股票收益度量好消息，负股票收益度量坏消息。该文发现，年度盈余和年度股票收益之间的关系存在着不对称性，即负股票收益与当期会计盈余之间的相关性大于正股票收益与当期会计盈余之间的相关性。逆向盈余收益回归模型在之后的实证研究中得到了广泛的应用，国内外出现了大量应用 Basu 模型研究会计稳健性的文献。

由于股权激励公司的高管对盈余进行操纵，为了均匀地在激励有效期内行权解锁，高管对盈余进行平滑，导致损失确认的及时性变差。本文因而提出第二个假设：

**假设  $H_2$ ：**由于股权激励公司的高管对盈余进行操纵，股权激励降低了损失确认的及时性，会计盈余对坏消息的反应变慢。

## 2.3 损失确认及时性：盈余变化的逆转

Dietrich, Muller & Riedl (2007) 对逆向回归模型进行了批评, 认为回归系数是有偏的, 导致 Basu (1997) 提出的检验损失确认及时性的第二个指标——盈余逆转 (tendency-to-reverse) 得到了更多的应用, 如 Ball & Shivakumar (2005) 采用该模型分析了英国私有企业的盈余质量。

Basu (1997) 同时认为, 信息确认上的不对称性同时也体现为盈余持续性上的不对称性, 负盈余变化的持续性要低于正盈余变化的持续性。及时性和持续性实际上是度量同一现象的不同方法, 及时性更强意味着当前的盈余确认了与股价相关的消息中的大部分, 未来的盈余则确认了相关信息中的小部分。而更强的持续性则意味着当期的盈余报告了与股价相关的较少信息, 更多与股价相关的信息留给了未来的盈余。例如, 盈余的永久变化意味着当前的盈余只反映了与股价相关的小部分信息。与此相反, 暂时的盈余变化意味着所有与价值相关的信息都包含在盈余中, 这时盈余的及时性很强。既然盈余对坏消息的反映更及时, 那么坏消息导致盈余变化的持续性就越差, 更有可能在下一期发生逆转。

在前面提到的固定资产的例子中, 固定资产预期寿命延长导致当前盈余增加, 但当前的盈余增加并不伴随着未来盈余更多的增加, 相反, 固定资产预期寿命缩短将导致资产减值损失, 降低了当前的盈余, 但由于损失确认的及时性, 损失在当期被完全确认, 下一年度的盈余将比当期的盈余高, 高出的幅度等于资产减值的大小。也就是说, 坏消息带来的盈余下降是暂时的, 当前的盈余下降在下一期会发生逆转。Basu (1997) 用盈余变化的逆转模型 (tendency-to-reverse) 来检验负盈余变化的持续性: 相比正的盈余变化, 负盈余变化在下一期更有可能发生逆转。

由于股权激励公司的高管对盈余进行操纵, 为了均匀地在激励有效期内行权解锁, 高管对盈余进行平滑, 导致损失确认的及时性变差, 持续性则变强。因此, 本文提出第三个假设:

**假设  $H_3$ :** 由于股权激励公司的高管对盈余进行操纵, 股权激励降低了损失确认的及时性, 公司负盈余变化的持续性变强, 负盈余变化逆转的速度被减缓。

## 2.4 股权激励与盈余平滑

Cheng & Warfield (2005) 发现, 高管股权激励程度高的公司出现正盈余意外的可能性较低, 表明高管为了在未来以较高的价格出售股票进行了盈余平滑, 在业绩较好的年份向下操纵盈余, 为后续年度隐藏业绩。中国业绩型股权激励的多期行权解锁制度设计更有可能诱发高管的这种盈余操纵行为, 为了在整个激励有效期内尽可能均匀地行权解锁, 管理层有动机进行盈余平滑, 减少盈余的波动程度: 当业绩高于业绩门槛时, 高管可能会向下操纵盈余, 为下一期的行权解锁隐藏业绩; 反过来, 如果业绩低于业绩门槛, 高管可能会向上操纵盈余, 顺利行权解锁。管理层的盈余操纵导致盈余平滑, 进而造成盈余质量下降, 因此本文提出第四个假设:

**假设  $H_4$ :** 为了均匀行权解锁, 股权激励公司的高管对盈余进行平滑, 导致股权激励公告后盈余平滑程度上升。

## 3 样本和数据

### 3.1 样本

本文选取了 2003-2012 年度中国 A 股上市的所有公司, 剔除掉金融类上市公司, 部分变量需要滞后一期, 损失掉 2003 年的数据, 最后共得到 2413 家上市公司共 15873 个公司-年观测值。本文的财务数据来源于国泰安 (CSMAR) 数据库和锐思 (RESET) 数据库, 股

股权激励数据来源于万得（Wind）金融资讯终端，并经过手工整理。本文对股权激励样本进行如下的筛选：（1）排除掉《上市公司股票期权激励管理办法（试行）》颁布之前，股权激励改革时承诺推出股权激励计划的方案；（2）由于金融、保险业公司的盈余具有特殊性，剔除掉金融和保险业公司公布的激励方案；（3）部分公司的股权激励方案包含了期权、限制性股票、股票增值权等多种激励标的物，视为同一个股权激励方案，截止到 2012 年 12 月 31 日，共有 385 家公司公布了 438 个股权激励计划草案。（4）同一家公司在公布了多个激励方案，本文删除同一家公司除第一个方案以外的其他方案，剩下了 385 个方案，这 385 家股权激励公司就成为本文的处理组，其他 2025 家非激励公司作为本文的控制组。

表 1 提供了股权激励草案和公司的年份分布情况。股权激励计划草案的公告时间分布极其不均，与股市行情有很大相关性。2011 和 2012 年股市低迷，上市公司推出的激励方案明显增多，两年共有 216 家公司推出了 222 个方案，方案数占总方案数的 50.6%。由表 2 可以看出，由于期权的激励强度更高，大部分方案（299 个，占总样本的 69.3%）的激励标的物为股票期权，有 116 个方案的标的物为限制性股票，占总样本的 26.5%，有 21 个方案包含了两种标的物。

表 3 的统计结果显示，股权激励公司大都集中在制造业、信息技术业和房地产业，三个行业公告股权激励方案的公司占激励公司总数的 84.4%。表 4 显示，中小板和创业板公司公布的方案占了方案总数的 62.3%，说明高成长公司更愿意进行股权激励。表 5 显示，激励公司大都为民营企业（302 个），有 34 和 37 家央企和地方国企公布了激励方案。

表 1 公布股权激励草案的分布

年份	公司数	方案数	百分比%	年份	公司数	方案数	百分比%
2006	41	41	9.4	2010	61	76	17.4
2007	13	13	3.0	2011	116	125	28.5
2008	57	60	13.7	2012	77	97	22.1
2009	20	26	5.9	总计	385	438	100

表 2 激励标的物类型分布

标的物类型	方案数	百分比(%)	标的物类型	方案数	百分比(%)
限制性股票	116	26.5	股票期权 限制性股票	17	3.9
股票期权	299	69.3	股票期权 股票增值权	4	0.9
股票增值权	2	0.5	总计	438	100

表 3 激励公司的行业分布

行业分类	公司数	百分比(%)	行业分类	公司数	百分比(%)
采掘业	2	0.52	农、林、牧、渔业	5	1.30
传播与文化产业	5	1.30	批发和零售贸易	13	3.38
电力、煤气及水的生产和供应业	3	0.78	社会服务业	12	3.12
房地产业	23	5.97	信息技术业	64	16.62
建筑业	12	3.12	制造业	238	61.82
交通运输、仓储业	4	1.04	综合类	4	1.04

表 4 股权激励公司的股市板块分布

板块	方案数	百分比(%)	公司数	百分比(%)
上海主板	114	26.03	96	24.94
深圳主板	51	11.64	43	11.17
中小板	179	40.87	159	41.30
创业板	94	21.46	87	22.60
总计	438	100	385	100

表 5 股权激励公司的控制人类型分布

最终控制人类型	公司数	最终控制人类型	公司数
地方国有企业	34	民营	302
中央国有企业	37	其他	12

### 3.2 变量定义

详细的变量定义见表 6。

表 6 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量描述
被解释变量*	$CR$	累积收益率	$t$ 年第 4 个月到 $t+1$ 年第 3 月股票的累积收益率
	$CAR$	超额累积收益率	经总市值加权市场平均收益率调整后的 $t$ 年第 4 个月到 $t+1$ 年第 3 月股票的累积收益率
	$CR_{1-3}$	累积收益率	$t$ 财年结束后的前 3 个月的累积收益率
	$CAR_{1-3}$	超额累积收益率	经总市值加权市场平均收益率调整后的 $t$ 财年结束后的前 3 个月的超额收益率
	$NI$	盈余	经上期期末总市值调整后的净利润（或扣除非经常性损益后的净利润）
	$\Delta NI$	盈余变化	净利润或扣除非经常性损益后净利润的变化，经上期期末总市值调整
主要解释变量	$DR$	好消息或坏消息	虚拟变量， $DR_{it}$ 等于 1 如果累积收益率（ $CR_{it}$ 、 $CAR_{it}$ 或 $CR_{1-3}$ ）小于 0，否则为 0，分别表示“坏消息”和“好消息”
	$INC$	股权激励	虚拟变量，如果公司公布了股权激励方案，则 $INC_i$ 等于 1，否则为 0
	$After$	股权激励公告	虚拟变量，股权激励公告后第年份为 1，其他年份为 0
控制变量	$MB$	市净率	股票期末总市值与净资产之比
	$Growth$	成长性	相比上一年的主营业务收入增长率
	$Size$	规模	期末总资产的自然对数
	$LEV$	杠杆率	期末的资产负债率
	$ROA$	总资产收益率	息税前利润比期末总资产
	$Loss$	是否亏损	当年 $NI < 0$ 为 1，否则为 0
	$State$	是否为国企	是国企为 1，否则为 0
$IND$	行业	采用证监会行业标准进行分类，其中制造业细分到次类行	

			业，一共得到 21 个行业分类，设置了 20 个虚拟变量
--	--	--	------------------------------

\*  $CR$ 、 $CAR$ 、 $CR_{1-3}$  和  $NI$  在部分模型中也作为解释变量。

### 3.3 描述性统计分析

主要变量的描述性统计如表 7 所示。

表 7 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$CR$	14065	0.24	0	0.85	-0.92	19.25
$CAR$	14065	0.11	-0.01	0.6	-1.88	19.02
$CR_{1-3}$	13970	0	-0.06	0.38	-0.84	22.05
$CAR_{1-3}$	13970	0	-0.04	0.30	-0.82	21.93
$NI$	14065	0.01	0.02	0.09	-2.10	2.10
$\Delta NI$	14008	0.01	0	0.13	-3.86	9.11
$MB$	14065	4.79	2.67	62.75	-1529	4650
$Growth$	14065	59.07	13.26	2015	-133.2	170000
$LEV$	14065	65.92	50.57	779.5	0.17	87726
$Size$	14065	21.82	21.71	1.1	18.49	28.44
$ROA$	14065	3.52	3.41	80.71	-6482	6475
$Loss$	14065	0.22	0	0.41	0	1

## 3 实证分析

### 3.1 股权激励与盈余反应系数

本文用盈余反应系数模型来检验股权激励公司盈余的信息含量，Chan, Chen, Chen, & Yu (2012) 和 Dehaan, Hodge, & Shevlin (2012) 采用了双差分方法 (Difference-in-Differences) 考察了美国上市公司自愿实施的薪酬追回条款 (Clawback Provisions) 是否提高了会计盈余质量，本文采用了类似的方法来检验我们的假设。具体的研究设计如下：

$$\begin{aligned}
 R_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 NI_{it} + \alpha_2 INC_i + \alpha_3 After_{it} + \beta_0 INC_i * NI_{it} + \beta_1 After_{it} * NI_{it} \\
 & + \beta_2 NI_{it} * LEV + \beta_3 NI_{it} * Growth_{it} + \beta_4 NI_{it} * Loss + \beta_5 NI_{it} * ROA \\
 & + \beta_6 NI_{it} * Size + \beta_7 NI_{it} * MB + \sum \beta_8 NI_{it} * IND
 \end{aligned} \quad (1)$$

由于盈余公告集中在财年结束后的前 3 个月，本文分别用  $t$  年第 4 个月到  $t+1$  年第 3 月股票的累积收益率 ( $CR$ )，经总市值加权市场平均收益率调整后的超额收益率 ( $CAR$ ) 来度量  $R_{it}$ 。按照 Basu (1997) 的方法，本文另外用  $t$  财年结束后的前 3 个月的累积收益率或超额收益率  $CAR_{1-3}$  分别来度量  $R_{it}$  作为稳健性检验。 $INC_i$  为股权激励虚拟变量， $INC_i=1$  表示处理组，即激励公司， $INC_i=0$  表示控制组，即非激励公司。 $After_{it}$  为股权激励公告虚拟变量，对激励公司公告后的年份， $After_{it}=1$ ；对激励公司激励公告年及之前的年份和非激励公司的所有年份， $After_{it}=0$ 。已有文献认为，资产负债率、增长性、公司规模都有可能影响盈余反应系数 (Ali, Chen & Radhakrishnan, 2007)，因此，本文在模型 (1) 中加入这些变量。 $LEV$  表示资产负债比， $Growth$  表为营业收入增长率， $Size$  则为总市值的自然对数。 $IND$  为行业虚拟变量，本文采用证监会的行业标准进行分类，其中制造业细分到次类行业，一共得到 21 个行业分类，设置了 20 个虚拟变量。

$INC_i * NI_{it}$  的系数  $\beta_0$  表示在股权激励方案公告前的阶段激励公司与非激励公司在盈余反应系数上的差异。 $After_{it} * NI_{it}$  的系数  $\beta_1$  则度量了相对同一时期的非激励公司激励公司的盈余反应系数在股权激励公告前后的变化。由于股权激励公司的高管对盈余进行操纵，投资者降低了对激励公司盈余的信任，盈余反应系数应下降，本文预测交互项  $After_{it} * NI_{it}$  的系数  $\beta_1$  为负。

本文首先单独考虑激励公司在激励方案公告前后盈余信息含量的变化。回归结果见表 8。在回归模型 (1) - (4) 中，本文剔除了非激励公司。回归结果显示，无论是采用  $CR$ 、 $CAR$ ，还是  $CR_{1-3}$ 、 $CAR_{1-3}$  来度量累积收益率，盈余与股权激励公告的交互项  $After_{it} * NI_{it}$  的系数为负，且显著性水平都高于 1%，这表明，在激励方案公告后激励公司盈余的信息含量降低了。

本文进一步考察相对控制组，股权激励处理组在激励公告后盈余反应的变化。回归结果如模型 (5) - (8) 所示， $NI$  的系数为正且非常显著。无论是采用  $t$  年第 4 个月到  $t+1$  年第 3 月的累积收益率 ( $CR$ )、超额收益率 ( $CAR$ )，还是  $t$  财年结束后的前 3 个月的累积收益率  $CR_{1-3}$  或超额收益率  $CAR_{1-3}$  来度量累积收益率，盈余与股权激励公告的交互项  $After_{it} * NI_{it}$  的系数  $\beta_1$  均为负，且显著性水平都高于 1%，这表明，相比同一时期的非激励公司，激励方案公告后激励公司盈余的信息含量降低了。同时，在模型 (5) - (7) 中， $INC_i * NI_{it}$  的系数  $\beta_0$  为正，且在 1% 的水平上显著，说明在激励方案公告之前的阶段，激励公司的盈余反应系数高于非激励公司，这进一步说明，股权激励降低了激励公司盈余的信息含量。而且， $INC_i * NI_{it}$  和  $After_{it} * NI_{it}$  的系数之和均为负，且显著异于零，在模型 (6) 中，系数之和为 -2.115 ( $t=78.65$ )，表明在激励方案公告之后的阶段，激励公司的盈余反应系数经历了更大幅度的下降。

由于股权激励公司的高管对盈余进行操纵，投资者对激励公告后公司盈余的信任降低，盈余反应系数下降，假设 1 得到了验证。

表 8 股权激励与盈余反应系数

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$CR$	$CAR$	$CR_{1-3}$	$CAR_{1-3}$	$CR$	$CAR$	$CR_{1-3}$	$CAR_{1-3}$
$NI$	4.703 (0.67)	-4.954 (-1.04)	-3.112 (-1.16)	-0.532 (-0.26)	23.82*** (12.55)	7.458*** (5.67)	7.094*** (8.33)	0.841 (1.22)
$INC$	-	-	-	-	0.0469 (1.60)	0.0129 (0.63)	-0.0275** (-2.11)	-0.0182* (-1.73)
$After$	-0.144*** (-3.54)	0.0119 (0.43)	0.0112 (0.71)	0.0206* (1.75)	-0.0930** (-2.22)	0.0436 (1.50)	0.0520*** (2.80)	0.0412*** (2.74)
$NI*INC$	-	-	-	-	2.438*** (6.94)	0.849*** (3.49)	0.404*** (2.59)	-0.118 (-0.93)
$NI*After$	-4.829*** (-7.01)	-2.252*** (-4.79)	-1.490*** (-5.60)	-0.636*** (-3.20)	-6.081*** (-12.07)	-2.964*** (-8.48)	-2.390*** (-10.66)	-1.155*** (-6.38)
$NI*MB$	0.0198 (0.99)	0.00292 (0.21)	0.0213*** (2.76)	0.0132** (2.29)	-0.00524*** (-2.88)	-0.00251** (-2.00)	-0.000767 (-0.94)	-0.000204 (-0.31)
$NI*Growth$	0.00110*** (6.13)	0.000667*** (5.46)	0.000142** (2.05)	0.0000392 (0.76)	0.000350*** (9.63)	0.000394*** (15.65)	0.000254*** (15.37)	0.000276*** (20.71)
$NI*LEV$	0.0383** (2.43)	0.0314*** (2.91)	0.0160*** (2.60)	0.0162*** (3.53)	-0.0000133 (-0.75)	0.00000946 (0.77)	-0.00000543 (-0.69)	0.00000203 (0.32)
$NI*Size$	0.0970	0.209	0.277**	0.0509	-0.794***	-0.194***	-0.197***	0.0239

	(0.32)	(1.00)	(2.33)	(0.57)	(-9.77)	(-3.44)	(-5.40)	(0.81)
<i>NI*Loss</i>	-10.16***	-2.105**	-2.819***	-0.242	-8.572***	-3.295***	-3.273***	-1.043***
	(-7.43)	(-2.26)	(-5.34)	(-0.61)	(-27.43)	(-15.21)	(-23.10)	(-9.11)
<i>NI*ROA</i>	-0.0121	0.0546**	0.00107	0.0322***	-0.00485***	0.0000200	-0.00156**	0.000921
	(-0.36)	(2.38)	(0.08)	(3.31)	(-2.92)	(0.02)	(-2.11)	(1.55)
<i>NI*State</i>	0.292	-0.380	-0.145	-0.122	0.658***	-0.130	-0.317***	-0.519***
	(0.43)	(-0.82)	(-0.56)	(-0.63)	(3.57)	(-1.02)	(-3.74)	(-7.57)
<i>NI*IND</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.0507	-0.0154	-0.0939***	-0.0467***	0.0637***	-0.0122*	-0.0782***	-0.0428***
	(1.59)	(-0.71)	(-7.63)	(-5.09)	(6.66)	(-1.84)	(-18.19)	(-12.31)
<i>N</i>	1784	1784	1781	1781	13455	13455	13360	13360
<i>adj. R<sup>2</sup></i>	0.215	0.139	0.159	0.106	0.116	0.127	0.114	0.104

括号中为根据 Huber-White 稳健性标准差计算的 *t* 统计量

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

### 3.2 股权激励与损失确认及时性：盈余对收益的敏感性

本文根据 Basu (1997) 盈余对收益的敏感性模型来检验股权激励对损失确认及时性的影响，模型如下：

$$NI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \alpha_2 DR_{it} + \alpha_3 DR_{it} * R_{it} + \beta_0 INC_i + \beta_1 After_{it} + \beta_2 INC_i * DR_{it} * R_{it} + \beta_3 After_{it} * DR_{it} * R_{it} \quad (2)$$

变量  $NI_{it}$  表示经  $t-1$  期总市值调整后的  $t$  期盈余。 $R_{it}$  为股票年累积收益率，分别用  $t$  年第四个月至  $t+1$  年第三月股票的累积收益率  $CR$  和经总市值加权市场平均收益率调整后的超额累积收益率  $CAR$  来度量。 $DR_{it}$  等于 1 如果  $CR_{it} < 0$  (或  $CAR_{it} < 0$ )，否则为 0， $DR_{it} = 1$  和  $DR_{it} = 0$  分别度量“坏消息”和“好消息”。 $INC_i$  和  $After_{it}$  的定义同上。

理论上， $R_{it}$  的系数  $\alpha_1$  应为正。在稳健性原则下，由于对坏消息的及时确认， $DR_{it} * R_{it}$  的系数  $\alpha_2$  预期为正。Basu 用  $(\alpha_3 + \alpha_1) / \alpha_1$  来度量盈余对坏消息和好消息反映上的差异。由于股权激励导致高管平滑盈余，损失确认的及时性降低了，对坏消息的确认变慢，预计  $After_{it} * DR_{it} * R_{it}$  的系数  $\beta_3$  为负。

回归结果见表 9。在回归模型 (1) 和 (3) 中， $R$  的系数  $\alpha_1$  和  $DR * R$  的系数  $\alpha_3$  均为正，与预期一致，且显著水平均小于 0.001，说明盈余对坏消息的反应比对好消息的反应更及时。 $INC * DR * R$  的系数不显著，表示在激励公告之前的阶段，激励公司与非激励公司在损失确认及时性不存在显著差异。 $After * DR * R$  的系数为负，显著水平超过了 0.01。由于其系数度量了激励公司与非激励公司在股权激励公告前后及时性上的差异，正的系数表明在控制了非激励公司在同一时期的变化，激励公司损失确认的及时性在方案公告后变差。模型 (4) - (6) 去掉了  $INC$  和  $After$  两个虚拟变量，回归结果与 (1) - (3) 基本一致。

由于股权激励公司的高管对盈余进行操纵，损失确认的及时性在方案公告后变差，假设 2 得到了验证。

表 9 股权激励与盈余对收益的敏感性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$CR$	$CAR$	$CR_{1-3}$	$CR$	$CAR$	$CR_{1-3}$
$R$	0.00784***	0.0190***	0.0113***	0.00664***	0.0176***	0.00990***

	(6.38)	(10.48)	(10.70)	(5.52)	(9.86)	(9.67)
<i>DR</i>	0.00297	-0.0114***	0.00709***	0.00060	-0.0139***	0.00392
	(1.06)	(-5.13)	(2.60)	(0.22)	(-6.49)	(1.47)
<i>DR*R</i>	0.0509***	-0.00189	0.0344***	0.0522***	-0.000552	0.0358***
	(6.83)	(-0.42)	(5.87)	(7.01)	(-0.12)	(6.11)
<i>INC</i>	0.0182***	0.0195***	0.0219***			
	(3.35)	(3.60)	(3.65)			
<i>After</i>	0.00600	0.00088	0.00730			
	(0.69)	(0.10)	(0.84)			
<i>R*INC</i>	0.00544	0.00132	0.00242	0.0143***	0.0150***	0.0126***
	(1.36)	(0.19)	(0.62)	(4.78)	(2.59)	(4.66)
<i>R*After</i>	0.00773	-0.00040	0.00135	0.0251***	0.0138	0.00749
	(0.67)	(-0.02)	(0.20)	(3.15)	(1.13)	(1.58)
<i>DR*INC</i>	0.00179	-0.00579	0.00466	0.0197**	0.0136**	0.0262***
	(0.17)	(-0.71)	(0.45)	(2.14)	(2.23)	(3.08)
<i>DR*After</i>	-0.0192	0.0124	-0.0247*	-0.0131	0.0132	-0.0174
	(-1.30)	(0.99)	(-1.71)	(-1.10)	(1.44)	(-1.50)
<i>INC*DR*R</i>	0.00712	-0.0227	0.0257	-0.00202	-0.0362**	0.0155
	(0.24)	(-1.40)	(1.16)	(-0.07)	(-2.29)	(0.70)
<i>After*DR*R</i>	-0.0918**	0.0153	-0.0775**	-0.109***	0.00067	-0.0837***
	(-2.16)	(0.47)	(-2.38)	(-2.61)	(0.02)	(-2.59)
<i>_cons</i>	-0.00367	0.00019	-0.00975**	-0.00145	0.00253	-0.00687
	(-0.87)	(0.04)	(-2.29)	(-0.35)	(0.60)	(-1.62)
<i>N</i>	13387	13387	13387	13387	13387	13387
<i>adj. R<sup>2</sup></i>	0.049	0.053	0.056	0.048	0.052	0.054

括号中为根据 Huber-White 稳健性标准差计算的 *t* 统计量

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

### 3.3 股权激励与损失确认及时性：负盈余变化的逆转

相比正的盈余变化，负盈余变化在下一期更有可能发生逆转。Basu (1997) 用盈余变化的逆转模型 (tendency-to-reverse model) 来检验负盈余变化的持续性。由于股权激励公司的高管对盈余进行操纵，为了均匀地在激励有效期内行权解锁，高管对盈余进行平滑，导致损失确认的及时性变差，持续性则变强。本文在 Basu 模型的基础上加入了股权激励虚拟变量来检验股权激励是否导致负盈余变化逆转的速度被减缓。

$$\begin{aligned}
 \Delta NI_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta NI_{it-1} + \alpha_2 D \Delta NI_{it-1} + \alpha_3 D \Delta NI_{it-1} * \Delta NI_{it-1} + \beta_0 INC_i + \beta_1 After_{it} \\
 & + \beta_2 INC_i * D \Delta NI_{it-1} + \beta_3 INC_i * \Delta NI_{it-1} + \beta_4 INC_i * D \Delta NI_{it-1} * \Delta NI_{it-1} \\
 & + \beta_5 After_{it} * D \Delta NI_{it-1} + \beta_6 After_{it} * \Delta NI_{it-1} + \beta_7 After_{it} * D \Delta NI_{it-1} * \Delta NI_{it-1}
 \end{aligned} \quad (3)$$

变量  $\Delta NI_{it}$  和  $\Delta NI_{it-1}$  分别表示经  $t-1$  期末和  $t-2$  期末总市值调整后的  $t$  期和  $t-1$  期的盈余变化； $D \Delta NI_{it-1}$  等于 1 如果  $\Delta NI_{it-1} < 0$ ，否则为 0。 $INC_i$  和  $After_{it}$  的定义同上。

由于盈余变化会发生逆转，系数  $\alpha_1$  为负。在稳健性原则下，由于对坏消息的及时确认，负盈余变化的持续性弱于正盈余变化的持续性，系数  $\alpha_3$  为负。由于股权激励降低了损失确

认的及时性，公司盈余变化的持续性变强，负盈余变化逆转的速度被减缓，预计  $\beta_7$  为正。

表 10 股权激励与负盈余变化的持续性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>dNI</i>	<i>dNI</i>	<i>dNI</i>	<i>dNI</i>
$\Delta NI_{t-1}$	-0.470*** (-15.50)	0.00862 (0.32)	-0.0777*** (-5.83)	0.0266* (1.85)
$D\Delta NI_{t-1}$	-0.0391*** (-5.56)	-0.0307*** (-4.05)	-0.0323*** (-13.47)	-0.0283*** (-11.47)
$D\Delta NI_{t-1} * \Delta NI_{t-1}$	-1.217*** (-15.43)	-1.739*** (-27.57)	-1.273*** (-50.86)	-1.347*** (-52.39)
<i>INC</i>				0.0117** (2.20)
<i>After</i>		0.0233*** (3.98)		0.0233*** (3.28)
$INC * D\Delta NI_{t-1}$				-0.00233 (-0.25)
$INC * \Delta NI_{t-1}$				-0.0180 (-0.50)
$INC * D\Delta NI_{t-1} * \Delta NI_{t-1}$				-0.393*** (-4.86)
$After * D\Delta NI_{t-1}$		-0.0120 (-1.06)		-0.0120 (-0.88)
$After * \Delta NI_{t-1}$		-1.701*** (-33.18)		-1.701*** (-27.36)
$After * D\Delta NI_{t-1} * \Delta NI_{t-1}$		2.762*** (9.98)		2.762*** (8.23)
_cons	0.0179*** (4.66)	0.0107** (2.56)	0.00358** (2.38)	-0.000973 (-0.62)
<i>N</i>	1549	1549	11661	11661
adj. $R^2$	0.334	0.614	0.262	0.323

括号中为根据 Huber-White 稳健性标准差计算的 *t* 统计量

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

回归结果见表 10。模型（1）只考虑激励公司，也没有加入股权激励公告变量 *After*，回归结果显示， $\Delta NI_{it-1}$  的系数为负，显著性水平高于 1%，盈余变化与负盈余变化虚拟变量的交互项  $D\Delta NI_{it-1} * \Delta NI_{it-1}$  的系数为负，显著性水平高于 1%，说明盈余发生逆转，且负盈余逆转的速度更快，Basu 的模型在中国得到了证实。模型（2）则加入了股权激励公告变量， $\Delta NI_{it-1}$  和  $D\Delta X_{it-1} * \Delta NI_{it-1}$  的系数依然为负且非常显著， $After_{it} * D\Delta NI_{it-1} * \Delta NI_{it-1}$  的系数显著为正，表明股权激励降低了损失确认的及时性，激励公司负盈余变化逆转的速度被减缓。模型（3）则考虑了全样本， $\Delta NI_{it-1}$  和  $D\Delta X_{it-1} * \Delta NI_{it-1}$  的系数与预期一致。模型（4）进一步加入了两个股权激励虚拟变量，回归结果表明， $INC * D\Delta NI_{t-1} * \Delta NI_{t-1}$  的系数为 -0.393 (*t* 值 = -4.86)，表明在激励方案公告之前的阶段，激励公司负盈余变化逆转的速度要快于非激励公司。但  $After_{it} * D\Delta NI_{it-1} * \Delta NI_{it-1}$  系数为 2.76 (*t* 值 = 8.23)，这意味着相比同一时期的非激励公司，激

励公司在方案公告后负盈余变化逆转速度降低的幅度更大，即损失确认的及时性变差，持续性则变强。 $INC * D\Delta NI_{t-1} * \Delta NI_{t-1}$  和  $After_{it} * D\Delta NI_{it-1} * \Delta NI_{it-1}$  的系数之和度量了激励方案公告之后阶段激励公司与非激励公司负盈余变化逆转上的差异，在模型（4）中，两个交互项系数之和为 2.37 ( $t=52.25$ )，表明在公告之后激励公司负盈余变化逆转的速度慢于非激励公司，这是由于激励公司负盈余变化逆转速度降低的幅度更大。

由于股权激励公司的高管对盈余进行操纵，负盈余变化的持续性变强，逆转的速度被减缓，假设 3 得到了验证。

### 3.4 股权激励与盈余平滑

本文在前面分析了股权激励对上市公司盈余质量的影响，结论是，为了在整个激励有效期内尽可能多地行权解锁，管理层有动机进行盈余平滑：当业绩高于业绩门槛时，高管可能会操纵应计向下调整盈余，为下一期的行权解锁隐藏业绩；反过来，如果业绩低于业绩门槛，高管可能操纵应计会向上调整盈余，顺利行权解锁。管理层的盈余平滑导致盈余质量下降，但前面并没有直接检验股权激励对盈余平滑的影响，本文这里直接验证股权激励与盈余平滑之间的关系。

$$ES_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INC_{it} + \alpha_2 After_{it} + \beta_1 ROA + \beta_2 State + \beta_3 Growth_{it} + \beta_4 LEV \quad (4)$$

按照 Leuz, Nanda, & Wysocki (2003)、Francis, LaFond, Olsson & Schipper (2004) 和 McNnis (2010) 的定义，本文用净利润的标准差与经营活动产生的现金净流量 (CFO) 的标准差之比  $\sigma(NI) / \sigma(CFO)$  度量盈余平滑，净利润 (NI) 选择非经常损益前利润，净利润和 CFO 都用滞后一年的总资产进行了调整。该指标度量了净利润相对于经营现金流的波动程度，因为公司用应计来平滑盈余，该指标越小，意味着盈余越平滑，被操纵的程度越大。为了确保有足够的样本，第  $t$  年的  $\sigma(NI)$  和  $\sigma(CFO)$  分别用样本公司第  $t-3$  年到第  $t$  年的非经常损益前利润和经营活动现金流的标准差来计算，由此每个样本公司都使用 4 年的时间序列观测值来计算盈余平滑变量。如果激励公司用应计进行盈余平滑，那么盈余变化的波动就小于现金流，较小  $\sigma(NI) / \sigma(CFO)$  意味着管理层运用会计政策选择进行盈余平滑。盈余平滑的第二个指标是盈余变化的标准差  $\sigma(\Delta NI)$  (Barth, Landsman & Lang, 2008)，NI 的定义与前面类似， $\Delta NI$  为非经常损益前利润的变化， $\sigma(\Delta NI)$  越小同样意味着盈余平滑程度较高。

与 Tucker & Zarowi (2006) 的处理方法类似，为了减小极端值的影响，本文使用盈余平滑变量的秩值而不是原始值。具体方法如下：(1) 对计算出的盈余平滑变量  $\sigma(NI) / \sigma(CFO)$  或  $\sigma(\Delta NI)$ ，分行业年度按升序进行排序，将行业年度内样本总数记为  $N$ ，各样本公司的排序值记为  $rank$ ；(2) 用  $(rank - 1) / (N - 1)$  作为各公司盈余平滑指标  $ES_1$  和  $ES_2$ 。所有经过处理的盈余平滑变量的秩值均在  $[0, 1]$  区间内。经过这一处理后， $ES_1$  和  $ES_2$  越小意味着盈余平滑程度较高。

由于度量盈余平滑指标需要每个公司当前年度及前 3 年共 4 年的时间序列盈余数据，导致样本损失掉了上市不久就公告激励方案的这部分公司，最后只剩下 123 家激励公司的 639 个观测值和 1478 家非激励公司的 7639 个观测值，合计 8278 个公司年度观测值。

表 11 股权激励与盈余平滑

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$ES_1$	$ES_1$	$ES_2$	$ES_2$
<b>INC</b>	-0.0550*** (-3.53)	-0.0546*** (-3.48)	-0.0457*** (-2.84)	-0.0448*** (-2.77)
<b>After</b>	-0.0408*	-0.0418*	-0.107***	-0.109***

	(-1.85)	(-1.87)	(-5.05)	(-5.07)
<i>ROA</i>	0.0000288	0.0000289	0.0000325	0.0000328
	(1.01)	(1.01)	(0.92)	(0.92)
<i>State</i>	-0.0495***	-0.0494***	-0.0811***	-0.0810***
	(-7.33)	(-7.30)	(-12.09)	(-12.04)
<i>Growth</i>	0.00000253***	0.00000254***	0.00000346***	0.00000348***
	(5.03)	(5.03)	(4.19)	(4.22)
<i>LEV</i>	0.0000654***	0.0000655***	0.0000700***	0.0000702***
	(5.61)	(5.62)	(4.99)	(5.00)
<i>Year</i>		控制		控制
<i>_cons</i>	0.532***	0.530***	0.552***	0.549***
	(94.60)	(54.65)	(98.27)	(56.82)
<i>N</i>	8278	8278	8278	8278
<i>adj. R<sup>2</sup></i>	0.015	0.015	0.031	0.031

括号中为根据 Huber-White 稳健性标准差计算的*t*统计量

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

回归结果见表 11，回归模型（1）和（2）中的被解释变量为第一个盈余平滑指标  $ES_1$ ，模型（3）和（4）中的被解释变量为第二个盈余平滑指标  $ES_2$ ，模型（1）和（3）没有加入年份虚拟变量。在四个回归模型中，*INC* 的系数均为负，显著性水平高于 0.01，这意味着在激励方案公告之前的阶段，激励公司的盈余平滑程度高于非激励公司，原因是，行权解锁条件往往以公告前一年的业绩为基准，为了降低行权解锁条件，避免公告前出现业绩超常的年份，激励公司在方案公告前进行盈余平滑，降低盈余的波动幅度。*After* 系数也均为负，显著性水平也高于 0.01，这表明相比同一时期的非激励公司，激励公司在方案公告后盈余平滑的程度更大，假设 4 得到了验证。进一步，*INC* 和 *After* 的系数之和为负意味着在方案公告之后的阶段激励公司的盈余平滑程度高于非激励公司。

总的来说，由于股权激励公司的高管对盈余进行操纵，相比同一时期没有公布股权激励方案的公司，公告激励方案的公司的盈余更加平滑，盈余反应系数降低，盈余的信息含量降低，损失确认的及时性变差，负盈余变化的持续性变强，逆转的速度被减缓，本文的四个假设得到了很好的验证。四个回归模型的结论相互验证，说明股权激励降低了上市公司的盈余质量。

### 3.5 稳健性检验

上文没有考虑股权激励方案实施进度在股权激励方案公布后，由于各种原因，如方案没有被股东大会通过，或业绩没有达到行权解锁条件，或证券市场环境造成行权解锁时公司的股价远低于授予价格，行权解锁没有意义，截至 2012 年底，有 136 上市公司取消或终止了股权激励计划。取消终止的时间越晚对上文结果的影响就越小。为了保证结果的稳健性，本文删除了激励方案取消终止的样本公司，回归结果基本不受影响，限于篇幅，本文没有提供回归结果。

表 12 激励方案实施进度

实施进度	方案数	百分比(%)	实施进度	方案数	百分比(%)
取消	136	31.05	等待中	190	43.38
正在实施	112	56.62	总计	438	100

#### 4 结论与讨论

已有文献认为,管理层薪酬与业绩挂钩、管理层持股以及股票期权会导致公司的盈余操纵,从而降低了盈余质量,本文考察了中国业绩型股权激励与盈余质量之间的关系。为了顺利行权解锁,业绩型股权激励可能会诱发高管对会计指标进行操纵,导致激励公司盈余质量随之下降。本文分别利用盈余平滑、盈余反应系数、以及 Basu (1997) 提出的两个损失确认及时性模型,即逆向的盈余收益回归模型和负盈余变化的持续性来研究股权激励前后上市公司盈余质量的变化。实证结果发现,与同一时期的非激励公司相比,股权激励方案公告后,激励公司的盈余反应系数降低,表明其盈余包含的信息含量降低;会计盈余对坏消息的反应变慢,损失确认的及时性变差;盈余变化的持续性变强,负盈余变化逆转的速度被减缓;盈余平滑程度上升。上述四个模型的结果一致表明,股权激励公布后激励公司的盈余质量下降。本文的研究对于防范股权激励过程中的盈余操纵和提高盈余质量具有重要的意义。股权激励在提高管理层激励强度的同时,也诱发了管理层的机会主义行为,如何防范管理层的机会主义行为是监管机构和上市公司亟待解决的问题。

由于分期行权,部分激励公司在业绩无法满足当期行权条件的情况下,采取“洗大澡”压低当期业绩,为后续年度的行权隐藏利润。

本文采用了双差分的方法来检验相比控制样本,激励公司在股权激励实施前后的盈余质量,该方法的有效性取决于股权激励是不是外生,由于股权激励是公司自主选择的,并不是外生的,因此本文的结论一定程度上受到内生性的影响。

#### 参考文献

- [1] Ali, Ashiq, Tai-Yuan Chen & Suresh Radhakrishnan, “Corporate Disclosures by Family Firms,” *Journal of Accounting and Economics*, 2007, 44, 238–286.
- [2] Baker T., D. Collins, & A. Reitenga, “Stock Option Compensation and Earnings Management Incentives,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 2003, 18 (4): 556- 582.
- [3] Ball, R., & L. Shivakumar, “Earnings Quality in UK Private firms: Comparative Loss Recognition Timeliness,” *Journal of Accounting and Economics*, 2005. 39, 83–128.
- [4] Balsam, Steven, Huajing Chen, & Srinivasan Sankaraguruswamy, “Earnings Management Prior to Stock Option Grants,” 2003, Working Paper.
- [5] Barth, M. E., W. R. Landsman, and M. H. Lang, “International Accounting Standards and Accounting Quality,” *Journal of Accounting Research*, 2008, 46, 467-498.
- [6] Bartov E, & P. Mohanram, “Private Information, Earnings Manipulations, and Executive Stock Option Exercises,” *The Accounting Review*, 2004, 79(4):889-920.
- [7] Basu, S., “The Conservatism Principle and Asymmetric Timeliness of Earnings,” *Journal of Accounting & Economics*, 1997, 24, 3–37.
- [8] Bergstresser, Daniel and Thomas Philippon. CEO Incentives and Earnings Management. *Journal of Financial Economics*, ,2006, Vol, 80(3): 511-529
- [9] Bettis, J. Carr, John M. Bizjak, Jeffrey L. Coles, & Swaminathan L. Kalpathy, “Stock and Option Grants with Performance-Based Vesting Provisions,” *Review of Financial Studies*, 2010, 23, 10: 3849-3888.
- [10] Burns, N. and S. Kedia, “The Impact of Performance-based Compensation on Misreporting,” *Journal of Financial Economics*, 2006, Vol. 79, pp. 35–67.

- [11] CalPERS, 2003, Investment Committee Agenda, Sacramento, CA.
- [12] Chan, L., Chen, K., Chen, T., Yu, Y., "The Effects of Firm-initiated Clawback Provisions on Earnings Quality and Auditor Behavior," *Journal of Accounting and Economics*, 2012. Vol. 54, Issues 2–3, pp. 197–200.
- [13] Cheng, Qiang & Terry D. Warfield, "Equity Incentives and Earnings Management," *The Accounting Review*, 2005, 80(2):441-476.
- [14] Dechow, Patricia, Weili Ge and Catherine Schrand, "Understanding earnings quality-A review of the proxies, their determinants and their consequences," *Journal of Accounting and Economics*, 2010, Vol. 50, Issues 2-3, pp. 344-401.
- [15] Dehaan, Ed, Frank Hodge, and Terry Shevlin, "Does Voluntary Adoption of a Clawback Provision Improve Financial Reporting Quality?" *Contemporary Accounting Research*, 2013, Vol.20, No.10, pp. 1–37.
- [16] Dietrich, J., K. Muller, E. Riedl, "Asymmetric Timeliness Tests of Accounting Conservatism," *Review of Accounting Studies*, 2007, 12, 95-125.
- [17] Fan J., T. J. Wong, "Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia," *Journal of Accounting & Economics*, 2002, (33): 25 - 401.
- [18] Firth M., M. Y. Fung & M. Rui, "Corporate Performance and CEO Compensation in China," *Journal of Corporate Finance*, 2006, (12): 693 - 714.
- [19] Gaver J. J., Kenneth M Gaver, Jeffrey R Austin, "Additional Evidence on Bonus Plans and Income Management," *Journal of Accounting and Economics*, 1995, (19):3 - 28.
- [20] Guidry F, A Leone, S Rock, "Earnings-based Bonus Plans and Earnings Management by Business Unit Managers," *Journal of Accounting and Economics*, 1999, (26):113 - 142.
- [21] Healy, P. M., "The Effect of Bonus Schemes on the Selection of Accounting Principles," *Journal of Accounting and Economics*, 1985, 7(3): 85-107.
- [22] Holthausen R. W., David F. Larcker, Richard G. Sloan. "Annual Bonus Schemes and the Manipulation of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 1995, 19:29-74.
- [23] Institutional Shareholder Services, 2004.  
<http://www.amerindo.com/pdfs/2004CondensedUSGuidelines.pdf>.
- [24] Johnson, S., Tian, Y., "The value and incentive effects of nontraditional executive stock option plans," *Journal of Financial Economics*, 2000, 57, 3–34.
- [25] Kuang, Y. F., "Performance-vested Stock Options and Earnings Management," *Journal of Business Finance & Accounting*, 2008, 35:1049–1078.
- [26] Leuz, Christian, Dhananjay Nandab, & Peter D. Wysockic, "Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison," *Journal of Financial Economics*, 2003, Vol. 69, Issue 3, Pages 505–527.
- [27] McInnis, John, "Earnings Smoothness, Average Returns, and Implied Cost of Equity Capital," *The Accounting Review*, 2010, Vol. 85, No. 1, pp. 315–341.
- [28] Tucker, J., and P. Zarowin, "Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness?" *The Accounting Review*, 2006, 81, 1, pp. 251-270.
- [29] Warfield, Terry D., John J. Wild, & Kenneth L. Wild, "Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 20(1), 1995, pp. 61–91.
- [30] 苏冬蔚、林大庞, "股权激励、盈余管理与公司治理", 《经济研究》, 2010年第11期, 第88–100页。
- [31] 肖淑芳、张晨宇、张超、轩然, "股权激励计划公告前的盈余管理:来自中国上市公司的经验证据",

《南开管理评论》，2009，第12卷第4期，第113-119/127页。

[32] 张海平、吕长江，“上市公司股权激励与会计政策选择：基于资产减值会计的分析”，《财经研究》，2011年第7期，第60-70页。

## Performance-vested Equity Incentive and Earnings Quality: Evidence from China

WU De-sheng<sup>1,2</sup>, WANG Dong<sup>1,2</sup>

(1.China Academy of Corporate Governance, Nankai University, Tianjin 300071, China; 2.Business School, Nankai University, Tianjin 300071, China)

**Abstract:** This paper investigates the effects of performance-vested equity incentives on the propensity of managers to engage in earnings manipulation. To align the interests of shareholders and managements, China introduced equity incentive system in 2006. Different to traditional stock option and restricted stock, Chinese equity incentive systems use performance-vested provisions to options and restricted stocks grants and link vesting to the achievement of performance targets. Another important feature of Chinese equity incentive systems is that almost all Chinese corporation use graded vesting schedule rather than cliff vesting commonly used by US awards. Performance-vested provisions and graded vesting may induce executives to game the equity incentive system. To achieve the performance hurdles, executives may manipulate and smooth earnings, which cause the decrease of earnings quality. Using Difference-in-Differences method, our study shows that the informativeness of earnings and the timeliness of loss recognition lower and the smoothness of earnings increases after corporations announced equity incentives plans.

**Keywords:** Equity Incentive; Performance-vested Equity Incentive; Earnings Manipulation; Earnings Quality; Difference-in-Differences

**收稿日期:** 2014-06-29;

**基金项目:** 南开大学中央高校基本科研业务费专项资金项目(66122019)和南开大学亚洲研究中心项目(AS1303)

**作者简介:** 吴德胜(1976-),男(汉族),湖北随州人,南开大学商学院副教授。王栋(1982-),男(汉族),河南郑州人,南开大学商学院博士生。