

高管何时会隐藏坏消息？*

许言、邓玉婷、陈钦源、许年行
(中国人民大学商学院)

Xu Yan, Deng Yuting, Chen Qinyuan, Xu Nianhang
(School of Business, Renmin University of China)

作者简介:

许言：中国人民大学商学院

通讯地址：中国人民大学商学院；邮政编码：100872

联系电话：15120046403

E-MAIL: blessexuyan@163.com

邓玉婷：中国人民大学商学院

通讯地址：中国人民大学商学院；邮政编码：100872

联系电话：15210962296

E-MAIL: cecilia_dyt@126.com

陈钦源：中国人民大学商学院

通讯地址：中国人民大学商学院；邮政编码：100872

联系电话：18611004764

E-MAIL: garfieldchan@ruc.edu.cn

许年行 (通讯作者)：中国人民大学商学院财务与金融系

通讯地址：中国人民大学商学院；邮政编码：100872

联系电话：010-82500487；手机：13810532898

E-MAIL: nhxu@ruc.edu.cn;

* 本文是中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目（16XNH080）研究成果，作者感谢国家自然科学基金面上项目（批准号：71172180）、“中组部青年拔尖人才支持项目”和霍英东教育基金会第十四届高等院校青年教师基金基础性研究课题资助项目（批准号：141080）对本研究的支持。当然，文责自负。

高管何时会隐藏坏消息？

摘要：“职业生涯忧虑”（Career Concerns）如何影响高管对公司信息流尤其是坏消息的管理是当前财务学研究的一个热点。本文使用 1999-2014 年中国沪深两市 A 股上市公司的数据，考察 CEO 在任期不同阶段如何隐藏公司坏消息，以及 CEO 个人特征和外部公司治理如何影响上述关系。研究发现：（1）CEO 在任职初期（前三年）和离任前一年会更多地隐藏坏消息，且上述效应在非国有企业中更为显著；（2）“盈余管理”和“降低会计稳健性”是 CEO 隐藏坏消息的两种可能路径；（3）良好的外部公司治理机制能够对 CEO 管理公司信息流的行为产生约束作用。进一步的研究发现，CEO 个人特征（权利大小和任期特征）也会对其隐藏坏消息的行为产生影响。本文的研究结论揭示了 CEO 在任期内对公司坏消息管理的动态演变过程，对于深入认识 CEO 如何管理公司信息流，以及如何约束 CEO 管理信息披露的行为、降低股价崩盘风险具有重要的理论和现实意义。

关键词：CEO 任期；坏消息隐藏；外部公司治理；盈余管理

When do CEOs withhold bad news?

Abstract: How does career concerns influence managers' information disclosure decisions is a hot issue in finance research. Using a sample of Chinese A-share listed companies during the period of 1999-2014, this paper investigates how CEOs withhold firms' bad news during their tenure, and the impact of CEO characteristics and external governance mechanisms on the above relationship. Our results show that: CEOs hide more bad news in early years of their tenure and a year before their departure. This effect is more pronounced in non-SOEs. In addition, earnings management and accounting conservatism are channels through which CEOs hide bad news, and good external corporate governance restricts CEOs' management of information flows. Further analysis show that CEOs' characteristics can influence their bad-news-hoarding behavior. Overall, our study reveals the dynamic change of firms' information disclosure policy during CEOs' tenure. This paper has important implications on how to restrict CEOs' information disclosure management and reduce stock price crash risk.

Key Words: CEO tenure, bad-news-hoarding, external corporate governance, earning management

一、 引言

公司高管如何对公司信息披露进行管理,尤其是如何隐藏坏消息是当前财务学研究的一个热点问题。一般而言,CEO 普遍具有推迟披露坏消息、提前披露好消息的倾向(Kothari 等, 2009), 这背后的动机众多,包括对自身职业发展的考虑、对诉讼风险的担忧(Baginski、Hassell 和 Kimbrough, 2002)以及基于期权行权或股权融资需求而进行的股价管理动机(Lang 和 Lundholm, 2000)等。但这些文献主要关注高管是否存在隐藏坏消息的行为,并未研究高管隐藏坏消息行为的动态变化。由于企业的薪酬激励、风险决策、企业绩效、盈余管理、投资并购在管理层任期的不同阶段存在差异(Murphy 和 Zimmerman, 1993; Barker 和 Mueller, 2002; Ali 等, 2014), 因此,一个有趣的问题是:高管任期是否会影响高管隐藏坏消息的行为,以及高管倾向于在任期的哪个阶段隐藏公司坏消息? 本文将对这一问题进行深入分析与研究。

另外,在中国,企业 CEO 的选拔、任命及职业发展在很大程度上会受企业性质的影响。国有企业的功能具有特殊性,除了作为企业所追求的提升业绩、最大化企业价值以外,往往还承担着政府的一些非经济的政治目标(Bai 等, 2000), 所以国有企业高管的选拔、考核、激励和晋升会受到除业绩之外的其他重要的非经济因素影响。与非国有企业的 CEO 相比,国有企业 CEO 选拔任命的市场化水平更低,公司业绩和经理人市场的声誉对国企 CEO 未来晋升的影响也更小,国企 CEO 除了关心市场对其经营管理能力的评价,也会关心政治关系和社会公众形象的建立和维系。因此,相比于非国有企业 CEO,国企 CEO 在任期内为了树立市场声誉、彰显个人管理才能而管理公司信息流的动机可能较弱,这决定了国有企业和非国有企业 CEO 在任期内的坏消息隐藏行为可能存在较大差异。因而在中国特殊的制度背景下,研究 CEO 任期和坏消息的隐藏行为,有必要区分企业性质。此外,不同类型的 CEO,其隐藏坏消息的行为是否不同? 良好的外部治理机制能否有效约束 CEO 对公司信息流的操作行为? 这些都影响着管理层在任期的不同阶段隐藏坏消息的行为。

为了回答上述问题,本文基于中国上市公司的相关数据,考察 CEO 在任期不同阶段的坏消息隐藏行为,并且分析 CEO 隐藏坏消息的具体路径。进一步地,本文分析了 CEO 个人特征如何影响其坏消息隐藏行为,以及外部治理水平能否对 CEO 坏消息隐藏行为产生制约作用。本文研究发现:(1) CEO 在任职初期(前三年)和离任前一年会更多地隐藏坏消息,且上述效应在非国有企业中更显著;(2) 盈余管理、降低会计稳健性是 CEO 隐藏坏消息的两种潜在途径;(3) CEO 个人特征也会对其坏消息隐藏行为产生影响:在任职初期,兼任董事长和学历越高的 CEO 隐藏坏消息更多;在离任前一年,若 CEO 为正常离任或预期职业生涯越长,在离任前公司的坏消息爆发更少;(4) 良好的外部公司治理机制能够对 CEO 管理公司信息流的行为产生约束作用。

本文的研究贡献体现在:(1) 拓展了管理层管理公司信息披露的相关研究。现有研究主要从盈余管理、发布有偏差的盈余报告等信息披露途径(Cassell、Huang 和 Sanchez, 2013; Ali 和 Zhang, 2015 等)展开分析与讨论,而本文利用股价收益率负偏度来衡量管理层对公司坏消息的隐藏,从新的视角探讨了 CEO 在任期内对公司坏消息的管理行为,拓展了该领域的研究;(2) 本文发现在 CEO 任期的不同阶段,出于不同职业生涯目标的考虑,CEO 对公司坏信息披露决策的管理程度不同,进而股价崩盘风险也不同,从而丰富了股价崩盘风险的相关研究(Kim 等, 2011a, 2011b; Hutton 等, 2009; Piotroski 等, 2015 等);(3) 基于我国的制度背景,本文区分国有企业与非国有企业,检验了在不同的选拔制度条件下 CEO 任期、职业生涯考虑和坏消息隐藏行为之间的关系,以及 CEO 权力大小等如何影响高管隐藏坏消息的行为,丰富了该领域的相关研究;(4) 本文考察了外部公司治理机制(是

否为国际四大会计师事务所、分析师关注人数及机构投资者持股比例)对 CEO 坏消息隐藏行为的影响,发现外部公司治理机制能有效约束 CEO 对坏消息的隐藏行为,补充了公司治理与坏消息隐藏的相关研究。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分为文献回顾,第三部分结合我国制度背景进行理论分析并提出研究假设,第四部分阐述本文使用的样本和研究方法,第五部分展示实证结果,第六部分总结研究结论与研究意义。

二、文献综述

(一) CEO 任期、职业生涯考虑与坏消息隐藏

由于 CEO 是对公司信息流和经营决策最有控制权的行为人,因此本文的主要研究对象为 CEO (一般指公司的总裁、总经理或者董事长兼总经理)。现有关于 CEO 任期的研究涵盖了薪酬激励、风险决策、企业绩效、盈余管理、投资并购等诸多角度(Murphy 和 Zimmerman, 1993; Barker 和 Mueller, 2002; Ali 和 Zhang, 2015),这些研究表明,CEO 出于职业生涯考虑,在任期的不同阶段对财务决策的影响不同。

已有研究发现,CEO 有动机管理公司信息流以影响市场对公司前景和 CEO 能力的判断,以此来达到获取职业晋升或私人报酬的目的。这其中,管理的常用手段包括盈余管理、推迟披露坏消息、提前披露好消息(Kothari 等, 2009; Ali 等, 2014)等。由于投资者倾向于使用已有信息来评判 CEO 的能力,并更换那些未达要求的 CEO,所以 CEO 出于对自身职业生涯的考虑(包括当前以及未来的经济报酬、在公司内的权力、市场声誉和职业升迁机会),有动机抑制公司坏消息(即“坏消息”)的披露,并期望这些信息能随着时间推移而被“掩埋”(Hermalin 和 Weisbach, 2012; Kothari 等, 2009; 等)。同时由于市场存在对坏消息的反应强于对正面消息反应的情况,例如, Kothari 等(2009)发现市场对股利减少的公告和负面盈利预测公告的反应显著强于对股利增加的公告和正面盈利预测公告的反应,所以公司管理者有隐藏或推迟披露坏消息的动机。

同时,在任期的不同阶段 CEO 管理公司信息流的行为存在差异。首先,鉴于市场对新上任的 CEO 能力认识的不确定,CEO 上任初期的公司业绩表现会影响市场对该 CEO 能力的评估,进而影响 CEO 未来的长期利益(薪酬、晋升、管理者自治权等)。例如, Hermalin 和 Weisbach (2012)发现,公司股东会用 CEO 目前的业绩而非过往的业绩来评估其能力。因此,CEO 在任职初期有做高业绩的压力,否则股东将会认为 CEO 能力不足,导致随后被降低薪酬甚至提前被解雇。

与此同时,在离任前,CEO 盈余管理动机会提高。Murphy 和 Zimmerman (1993)提出的离任 CEO “视野问题”(horizon problem)认为,由于盈余能够影响最后一年的薪酬和奖金,所以 CEO 在离任前有动机进行正向的盈余管理以最大化其能获得的经济报酬。Cassell、Huang 和 Sanchez (2013)发现 CEO 在离职前,更可能发布有乐观偏差的盈余报告。

此外,也有文献完整考察了 CEO 从上任到离任过程中的信息管理行为,如 Ali 和 Zhang (2015)发现,CEO 在任职初期会进行更多正向盈余管理;在任职后期由于已建立了较高声誉,CEO 会更加注重维持声誉并减少机会主义行为,正向盈余管理更少;而任期最后一年又会因为“视野问题”更多地进行盈余管理。Ali、Li 和 Zhang (2014)发现在坏的盈利预告后股票反应比好的盈利预告后股价反应更强,且市场的这种对好坏盈利预告反应的不对称性在 CEO 任期早期更为明显,这说明在任职初期,CEO 更可能推迟披露坏消息、提前披露好消息。

综上所述，在任期的不同阶段，CEO 对职业生涯的考量是不同的，其隐藏坏消息的动机也不同。但现有对 CEO 任期的研究主要侧重于从会计特征角度来分析 CEO 对信息流的管理影响，关注的是盈余管理、发布有偏差的盈余报告等某一具体的信息披露途径，而没有从外部市场的角度考察 CEO 对公司整体信息流的管理行为，以及该行为会如何影响股价的波动和分布。

三、制度背景与研究假设

在中国，不同产权性质的企业，CEO 的选拔、任命及职业发展存在差异，这在很大程度上受到制度环境的影响。

首先，国有企业的经营目标具有特殊性，除了作为企业所追求的提升业绩、最大化企业价值以外，往往还承担着政府的一些非经济的政治目标（Bai 等，2000）。在我国，国有企业 CEO 一般实施任命制，即由上级政府行政任命。地方政府和政府官员会出于政策性负担或政治晋升诉求而干预国有企业的经济活动和人事任免，其中包括干预当地国有企业的并购行为，并降低收购方的并购效率（潘红波等，2008；刘青松和肖星，2015）。

由此可见，国有企业高管的选拔、考核、激励和晋升会受到除业绩之外的其他重要的非经济因素影响，需要综合考虑领导人员的政治素质、业务能力、工作实绩、勤勉尽职和廉洁自律等情况²。Kato 和 Long（2006）发现相对于非国有企业，国有企业 CEO 的变更与公司业绩的负相关性更弱；丁友刚和宋献中（2011）发现我国国企高管的升迁与公司业绩无关，因为政府会采用政治性业绩要求国企高管，从而使国企高管更替偏离经济目标；刘青松和肖星（2015）发现，国企上市公司的高管降职与公司业绩负相关，但晋升与业绩不相关而与承担的社会责任正相关。进一步研究还发现，国企高管变更考核中存在一个业绩门槛（行业中位数），当业绩高于门槛值时，业绩更好并不能增加晋升的可能性，而承担社会责任才成为影响晋升的重要因素。

另外，由于国企高管大多具有政治背景，他们更看重“政治人”的身份而不是“经济人”的身份（王曾等，2014），企业只是国企经理人谋求政治升迁的跳板，政治晋升才是其更为重要的职业生涯目标（郑志刚等，2012）。因此，国有企业 CEO 更少关心企业是否能够实现业绩和企业价值最大化，甚至有时会以牺牲企业经济利益为代价，例如 Liu 等（2015）发现公司高管在获得政治升迁前存在更严重的过度投资行为，而在升迁后企业的投资不足现象更严重；郑志刚等（2012）研究发现国企高管有很强动机实施形象工程以谋求政治晋升。王曾等（2014）也发现政治晋升作为一种更重要的职业生涯目标，对国企高管具有货币薪酬之外的隐性激励作用，并且与企业在职消费存在互为替代的关系。总体而言，国企高管更看重政治利益而非经济利益（杨瑞龙等，2013）。

综上所述，在我国特殊的制度背景下，国企 CEO 选拔任命的市场化水平相较非国企 CEO 而言更低，公司业绩和经理人市场的声誉对国企 CEO 未来政治晋升的影响也更小，但国企 CEO 需要接受更为严格的非经济指标考核约束（如勤勉尽职、廉洁自律等），若做出粉饰短期业绩、管理公司信息流等行为并被曝光，将会对其社会形象和仕途造成严重的损害。所以，国企 CEO 将更少地关心市场对其经营管理能力的评价，而更多关心政治关系和社会公众形象的建立和维系。

基于上述分析，本文选择从“任职初期”和“离任前一年”这两个关键时间段来考察在一个完整的任职周期内，CEO 的隐藏坏消息的动机和行为是如何发生动态变化的，并且区分国有企业和非

² 《中央企业领导班子和领导人员综合考核评价办法》——中共中央组织部，2009 年。

国有企业，考察在不同选拔制度条件下 CEO 的职业生涯考虑与坏消息隐藏行为之间的关系是否有所不同。

新 CEO 上任初期，市场对 CEO 的能力认识不确定，这段时期内公司业绩表现会影响市场对 CEO 能力的评估，并影响 CEO 未来的长期利益（Fama, 1980）。因此，CEO 在此阶段有更强的动机隐藏坏消息、释放好消息，以在经理人市场树立自己的形象和声誉。而随着任期临近结束，CEO 的市场声誉建立，市场评价 CEO 会综合考虑以前的业绩，而不单考虑现在的业绩，因此 CEO 进行坏消息隐藏的动机减弱；另外，在任期后期，CEO 已积累了一定声誉，在被发现隐藏坏消息后，会使市场怀疑以前良好的声誉是否真实，损害已经建立的声誉。因此，在任职后期 CEO 将更加关注声誉的维持，大量隐藏坏消息的动机减弱（Ali, Li 和 Zhang, 2014; Ali 和 Zhang, 2015）。

虽然 CEO 在任职初期隐藏坏消息的动机会增加，但不同产权性质的企业在增加的程度有所不同。由于国有企业对 CEO 能力的考核不局限于企业业绩，因此相较于非国有企业，国企 CEO 在任职初期隐藏坏消息带来的收益较非国企 CEO 而言较小，因而国企 CEO 在任职初期隐藏坏消息动机增加的程度较非国企 CEO 而言较弱。综上所述，本文提出假设 1：

H1：相对于任期内的其他年份，CEO 任职初期隐藏坏消息动机较强，坏消息爆发较少，且在非国有企业中该效应更强。

在 CEO 离任前一年，出于未来职业生涯考虑，或为了提高最后一年的薪酬（Murphy 和 Zimmerman, 1993; Ali 和 Zhang, 2015），CEO 有很强动机隐藏坏消息。同时，原任职公司坏消息的爆发对离职 CEO 带来的直接损失（如薪酬损失）也较小。因此，CEO 在离任前一年会更多隐藏坏消息。

但相较于非国有企业 CEO，国有企业在离任前 CEO 隐藏坏消息的程度较弱。这是由于在政府干预下国有企业高管在临近离任时存在“不求有功、但求无过”的心理（李培功、肖珉，2012），因而在离任前的行为会较为谨慎，损害公司价值的行为较少；另一方面，由于我国国有企业高管离任时会面临“离任审计”，此时隐瞒公司真实行为的可能性较小，公司行为会更为公开透明。因此，本文提出假设 2：

H2：相对于任期内的其他年份，CEO 离任前一年隐藏坏消息动机较强，坏消息爆发较少，且在非国有企业中该效应更强。

四、数据和研究方法

（一）研究样本

本文的研究样本为 1999-2014 年我国沪深两市 A 股上市公司。文中高管任期数据及公司其他财务数据来自于 CSMAR 数据库和 WIND 数据库。由于 CSMAR 中高管信息数据披露从 1999 年开始，故本文研究区间为 1999-2014 年。

本文对于初始数据按以下程序进行筛选：（1）剔除金融企业；（2）剔除 CEO 任期信息缺失的样本；（3）剔除财务数据和公司治理数据缺失的样本；（4）剔除上市公司交易状态处于 ST 或 PT 状态的观测年份；（5）为消除极端值的影响，对所有连续变量，在 1% 和 99% 的水平上进行 Winsorize 处理。本文最终得到 15222 个“公司-年-CEO”样本观测值和 4399 个 CEO 观测数据。

（二）变量说明

1. 被解释变量——坏消息隐藏变量

公司股票收益率负偏度是指公司股票收益率分布左偏的不对称性，是公司坏消息在股价上的一种反映（Piotroski 等，2015）。现有文献认为，公司内部的管理者出于获取更高个人私利（Kim 等，2011b）、掏空（Kim 等，2011a）、在职消费（Xu 等，2014）、晋升（Piotroski 等，2015）等动机，会隐藏一些关于公司的坏消息。但是随着时间推移，坏消息累积至某一上限将无法再继续隐藏，最终会集中释放并被公众知晓，进而导致股价发生大幅下跌即“崩盘”（Hutton 等，2009；Kim 等，2011a，2011b）。Piotroski 等（2015）发现在有重要政治活动发生时（如重要政治会议期间、高级官员升迁事件），公司 CEO 为迎合官员维护政治环境稳定的需求，会抑制坏消息的发布，当年股票收益率负偏度较低，在相应政治活动结束后，被抑制的坏消息爆发，股票收益率负偏度上升。

借鉴 Piotroski 等（2015）的做法，本文利用个股收益率的负偏态系数度量股价中的坏消息含量，该指标越小，说明公司的坏消息更少地被披露并反映到股价中，即管理者隐藏了坏消息；该指标越大，说明坏消息集中披露或爆发。

参照 Chen 等（2001）、Kim 等（2011a，2011b）和许年行等（2012）的方法，本文选择两种方法度量股票收益率的负偏度：负偏态系数 *NCSKEW* 和收益上下波动比率 *DUVOL*。指标具体的构造步骤如下：

首先，对如下方程进行回归，得到方程残差 $\varepsilon_{i,t}$ ：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 R_{m,t-2} + \beta_2 R_{m,t-1} + \beta_3 R_{m,t} + \beta_4 R_{m,t+1} + \beta_5 R_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $R_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 周的周收益率， $R_{m,t}$ 是市场周收益率即所有 A 股股票在第 t 周按流通市值加权平均的周收益率。方程中，加入市场收益率的超前项和滞后项，是为了调整股票非同步性交易造成的影响（Dimson，1979）。

然后，可计算得到股票 i 在第 t 周的周特有收益 $W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t})$ 。基于 $W_{i,t}$ ，可构造如下两个被解释变量：

(1) 股票收益负偏态系数 *NCSKEW*：

$$NCSKEW_{i,t} = - \left[n(n-1)^{3/2} \sum W_{i,t}^3 \right] / \left[(n-1)(n-2) (\sum W_{i,t}^2)^{3/2} \right] \quad (2)$$

其中， n 是股票 i 在 t 年的交易周数。*NCSKEW* 越大代表股价收益分布越负偏，也即当年坏消息隐藏得越少（披露得越多）；反之 *NCSKEW* 越小，说明坏消息隐藏越多。

(2) 收益上下波动比率 *DUVOL*：

根据 Chen 等人（2001），对每个“公司-年度”都计算向上组（公司特有周收益高于年度中位数）和向下组（公司特有周收益低于年度中位数）的公司特有周收益标准差，*DUVOL* 则由下式计算得出：

$$DUVOL_{i,t} = \log \left\{ \left[(n_u - 1) \sum_{DOWN} W_{i,t}^2 \right] / \left[(n_d - 1) \sum_{UP} W_{i,t}^2 \right] \right\} \quad (3)$$

DUVOL 越大，表明当年坏消息隐藏越少（披露得越多）；反之，*DUVOL* 越小，说明坏消息隐藏越多。

2. 解释变量——CEO 任期哑变量

本文的 CEO 定义为公司的总裁、总经理或者董事长兼总经理。借鉴 Bo (1996) 对官员任期更替的处理方法，本文对 CEO 更替时间的界定方法如下：以自然年度每年 6 月 30 日为界，若某 CEO 在 t 年 6 月 30 日之前上任，则该 CEO 任期第 1 年界定为 t 年；若在 6 月 30 日之后上任，则第 1 年界定为第 $t+1$ 年；同理，若 CEO 在 t 年 6 月 30 日之前离任，则第 $t-1$ 年为任期最后一年；若在 6 月 30 日之后离任，则第 t 年为该 CEO 任期最后一年。上述界定方法可以将离任和继任时间错开（某年既是某 CEO 的离任年份，又是下一 CEO 的上任年份），使每个公司-年度观测都只对应 1 个 CEO 的某个任期阶段。

按上述方法界定后，本文定义了如下的 CEO 任期哑变量：

(1) **EarlyYear**: CEO 任职初期。借鉴 Ali 和 Zhang (2015) 的方法，本文取 CEO 任期样本中位数 (5.26 年) 的前一半作为“任职初期”，即若某公司-年度观测处于 CEO 任期的前三年，则该变量取值为 1，否则取 0。

(2) **FinalYear**: CEO 离任前一年。若某公司-年度处于 CEO 离职前一年，则该变量取值为 1，否则取 0。

3. 控制变量

借鉴相关文献 (Chen 等, 2001; Kim 等, 2011a、2011b; Ali 和 Zhang, 2014、2015; Piotroski 等, 2015; 等)，控制了如下变量：CEO 年龄 AGE 、公司规模 $FirmSize_t$ 、总资产收益率 ROA_t 、托宾 Q 值 $TobinQ_t$ 、资产负债率 $Leverag_t$ 、股票收益率负偏度 $NCSKEW_{t-1}$ 、平均周特有收益率 RET_{t-1} 、月平均超额换手率 $Turnover_{t-1}$ 、周特有收益率标准差 $SIGMA_{t-1}$ 、信息透明度 $ABACC_{t-1}$ 。

此外，本文还在所有的回归中加入了年度虚拟变量 Year 和行业虚拟变量 Industry，对年度和行业效应进行了控制。各变量的具体定义见表 1：

表 1：变量定义与度量

变量	变量定义
<i>EarlyYear</i>	CEO 任职初期，取样本中 CEO 任期中位数 (5.26 年) 的一半，即第 1、2、3 年为任职初期
<i>FinalYear</i>	CEO 离任前一年
<i>NCSKEW</i>	股票收益负偏态系数，坏消息隐藏行为的度量指标 1
<i>DUVOL</i>	股票收益上下波动比率，坏消息隐藏行为的度量指标 2
<i>DisAcc</i>	可操控应计利润，根据修正 Jones 模型 (Dechow 等, 1995)
<i>CSCORE</i>	会计稳健性，根据 Khan 和 Watts (2009) 的方法计算得到
<i>OVERINV</i>	过度投资，根据 Richardson (2006) 方法计算得到
<i>AGE</i>	CEO 年龄
<i>FirmSize</i>	公司规模，即公司期末总资产的自然对数
<i>ROA</i>	总资产收益率，第 t 年的净利润与平均总资产的比值
<i>TobinQ</i>	托宾 Q 值
<i>Leverage</i>	公司资产负债率
<i>RET</i>	股票 i 在第 t 年的平均周特有收益率
<i>Turnover</i>	月平均超额换手率，第 t 年股票 i 的月平均换手率与 $t-1$ 年股票 i 的月平均换手率之差

<i>SIGMA</i>	股票收益波动，股票 <i>i</i> 在第 <i>t</i> 年周特有收益的标准差
<i>ABACC</i>	会计信息透明度，可管理应计利润的绝对值

(三) 实证模型

首先，采用模型（4）来检验 CEO 任职初期的坏消息隐藏行为：

$$Hoarding_t = \alpha + \beta_1 EarlyYear + \beta_2 NCSKEW_{t-1} + \beta_3 Ret_{t-1} + \beta_4 Turnover_{t-1} + \beta_5 SIGMA_{t-1} + \beta_6 ABACC_{t-1} + \beta_7 FirmCharacter_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中，*Hoarding_t* 分别由 *NCSKEW_t* 和 *DUVOL_t* 度量，*FirmCharacter* 包括 CEO 年龄 *Age*，公司规模 *FirmSize*、总资产收益率 *ROA*、托宾 Q 值 *TobinQ* 和公司资产负债率 *Leverage*。若 H1 成立，系数 β_1 应显著为负，且在非国企样本的显著性更高。

其次，采用模型（5）来检验 CEO 离任前一年的坏消息隐藏行为：

$$Hoarding_t = \alpha + \beta_1 FinalYear + \beta_2 NCSKEW_{t-1} + \beta_3 Ret_{t-1} + \beta_4 Turnover_{t-1} + \beta_5 SIGMA_{t-1} + \beta_6 ABACC_{t-1} + \beta_7 FirmCharacter_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

若 H2 成立，系数 β_1 应显著为负，且在非国企样本的显著性更高。

五、实证结果及分析

(一) 描述性统计分析

由表 2 列示的变量描述性统计结果可知，*NCSKEW* 和 *DUVOL* 的全样本平均值分别为-0.398 和-0.302，标准差分别为 1.010 和 0.797，说明这两个指标在样本公司中的分布存在较大差异。由于在计算可操控应计利润 (*DisAcc*)、会计稳健性 (*CSCORE*) 和过度投资 (*OVERINV*) 时用到的模型不同，因而样本量略有不同。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值	均值	5%	中位数	95%	标准差
坏消息隐藏变量						
<i>NCSKEW</i>	15222	-0.398	-2.073	-0.364	1.120	1.010
<i>DUVOL</i>	15222	-0.302	-1.578	-0.302	0.962	0.797
<i>DisAcc</i>	14866	0.003	-0.140	-0.001	0.159	0.115
<i>CSCORE</i>	15103	0.030	-0.066	0.017	0.174	0.088
<i>OVERINV</i>	14706	0.465	0	0	1	0.499
CEO 任期变量						
<i>EarlyYear</i>	15222	0.570	0	1	1	0.495
<i>FinalYear</i>	15222	0.159	0	0	1	0.366
控制变量						
<i>FirmSize</i>	15222	21.800	20.101	21.644	24.074	1.235
<i>ROA</i>	15222	0.029	-0.067	0.030	0.117	0.071
<i>TobinQ</i>	15222	1.688	0.343	1.255	4.508	1.526

<i>Leverage</i>	15222	0.492	0.159	0.503	0.788	0.190
<i>RET</i>	15222	-0.001	-0.011	-0.002	0.009	0.007
<i>Turnover</i>	15222	-0.050	-0.663	-0.016	0.508	0.390
<i>SIGMA</i>	15222	0.046	0.023	0.043	0.077	0.046
<i>ABACC</i>	15222	0.070	0.004	0.047	0.201	0.090

(二) CEO 任期与坏消息隐藏

1. CEO 任职初期的坏消息隐藏

表 3 列示了假设 1 的实证结果，研究发现：（1）因变量不论是 *NCSKEW* 或 *DUVOL* 为因变量，*EarlyYear* 的系数均在 10% 水平显著为负，说明在高管任职初期股价中反映的坏消息较少，导致 *NCSKEW* 和 *DUVOL* 数值较低；（2）区分企业性质后可以发现，在非国企样本，*EarlyYear* 系数分别达到 -0.066 和 -0.048，且均在 5% 水平显著，但在国有企业样本中，*EarlyYear* 系数均不显著。由于部分企业最终控制人无法识别，因此非国有企业与国有企业加总样本之和略小于总样本。可见，在控制相关因素后，CEO 任职初期与股票收益率负偏度显著负相关，说明 CEO 在任职初期坏消息隐藏更多，当期股票收益率负偏度更小，且该现象在非国有企业的 CEO 中更为显著，从而支持了“假设 1”。

表 3 CEO 任职初期与坏消息隐藏

	全样本		非国企		国企	
	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EarlyYear</i>	-0.029*	-0.023*	-0.066**	-0.048**	-0.005	-0.011
	(-1.77)	(-1.85)	(-2.32)	(-2.15)	(-0.26)	(-0.68)
<i>AGE</i>	-0.004***	-0.003***	-0.001	0.000	-0.004**	-0.003**
	(-2.96)	(-2.59)	(-0.48)	(0.07)	(-2.21)	(-2.12)
<i>FirmSize_t</i>	-0.016*	-0.026***	-0.004	-0.025*	-0.000	-0.013
	(-1.92)	(-3.92)	(-0.20)	(-1.73)	(-0.03)	(-1.64)
<i>Leverage_t</i>	-0.593***	-0.611***	-0.590***	-0.597***	-0.653***	-0.656***
	(-11.65)	(-15.29)	(-6.40)	(-8.31)	(-10.02)	(-12.77)
<i>ROA_t</i>	-1.563***	-1.616***	-1.592***	-1.556***	-1.891***	-1.876***
	(-9.96)	(-13.11)	(-5.80)	(-7.28)	(-9.45)	(-11.90)
<i>TobinQ_t</i>	-0.148***	-0.158***	-0.134***	-0.149***	-0.154***	-0.168***
	(-18.45)	(-25.14)	(-10.25)	(-14.58)	(-14.01)	(-19.35)
<i>Turnover_{t-1}</i>	-0.093***	-0.065***	-0.149***	-0.092***	-0.185***	-0.177***
	(-3.77)	(-3.36)	(-3.53)	(-2.81)	(-4.35)	(-5.27)
<i>RET_{t-1}</i>	31.738***	27.564***	31.252***	28.098***	33.309***	28.421***
	(19.48)	(21.55)	(10.80)	(12.46)	(16.17)	(17.50)
<i>NCSKEW_{t-1}</i>	0.142***	0.112***	0.101***	0.079***	0.167***	0.132***
	(13.97)	(14.06)	(5.40)	(5.47)	(13.46)	(13.44)
<i>ABACC_{t-1}</i>	-0.033	-0.079	-0.195	-0.105	0.017	-0.083
	(-0.29)	(-0.89)	(-1.04)	(-0.72)	(0.11)	(-0.71)
<i>SIGMA_{t-1}</i>	8.287***	7.058***	8.698***	6.944***	8.656***	7.844***
	(13.19)	(14.31)	(7.25)	(7.43)	(10.26)	(11.80)
截距项	0.346*	0.725***	0.197	0.701*	0.247	0.622***
	(1.76)	(4.70)	(0.42)	(1.93)	(0.99)	(3.16)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15222	15222	4720	4720	10017	10017
adj. <i>R</i> ²	0.080	0.098	0.088	0.117	0.099	0.115

注：表中*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平显著。

3. CEO 离任前的坏消息隐藏

表 4 列示了 CEO 离任前一年坏消息隐藏行为的检验结果：（1）在全样本检验中，*FinalYear* 的系数为负，且使用 *NCSKEW* 为因变量时该系数在 5% 水平显著；（2）若区分企业性质，在非国有企业样本中该系数在以 *NCSKEW* 和 *DUVOL* 为因变量时均显著为负，而在国企样本中，*FinalYear* 系数均不显著。这说明，非国有企业 CEO 在离任前一年出于对未来职业升迁的考虑或提高最后一年薪酬的目的，会有更强的动机隐藏坏消息。而国有企业 CEO 相对来说更在乎长期的政治晋升目标，且受到更严格的离任审查，所以在离任前隐藏坏消息的行为较弱，由此本文的“假设 2”得到验证。

表 4 CEO 离任与坏消息隐藏

	全样本		非国企		国企	
	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FinalYear</i>	-0.037** (-2.10)	-0.016 (-0.99)	-0.082*** (-2.91)	-0.064** (-2.12)	-0.023 (-0.91)	-0.004 (-0.22)
<i>AGE</i>	-0.003* (-1.99)	-0.002* (-1.85)	0.000 (0.04)	0.001 (0.53)	-0.003** (-2.16)	-0.003** (-2.02)
<i>FirmSize_t</i>	-0.005 (-0.49)	-0.019*** (-2.84)	-0.003 (-0.12)	-0.025* (-1.71)	-0.000 (-0.05)	-0.013 (-1.63)
<i>Leverage_t</i>	-0.636*** (-12.65)	-0.638*** (-15.72)	-0.589*** (-6.92)	-0.606*** (-8.15)	-0.652*** (-10.00)	-0.655*** (-12.75)
<i>ROA_t</i>	-1.790*** (-11.23)	-1.762*** (-14.22)	-1.613*** (-5.80)	-1.556*** (-7.04)	-1.897*** (-9.48)	-1.876*** (-11.89)
<i>TobinQ_t</i>	-0.145*** (-14.82)	-0.158*** (-24.50)	-0.133*** (-8.36)	-0.154*** (-14.57)	-0.154*** (-13.99)	-0.168*** (-19.33)
<i>Turnover_{t-1}</i>	-0.161*** (-6.50)	-0.127*** (-5.56)	-0.144*** (-3.98)	-0.086** (-2.55)	-0.185*** (-4.34)	-0.176*** (-5.25)
<i>RET_{t-1}</i>	32.727*** (18.95)	28.336*** (21.75)	31.198*** (9.99)	29.010*** (12.45)	33.314*** (16.17)	28.437*** (17.51)
<i>NCSKEW_{t-1}</i>	0.147*** (11.50)	0.117*** (14.56)	0.101*** (5.96)	0.083*** (5.55)	0.167*** (13.46)	0.132*** (13.44)
<i>ABACC_{t-1}</i>	-0.056 (-0.42)	-0.086 (-0.95)	-0.200 (-1.21)	-0.106 (-0.71)	0.016 (0.11)	-0.085 (-0.73)
<i>SIGMA_{t-1}</i>	8.541*** (14.05)	7.417*** (13.99)	8.592*** (8.78)	6.996*** (7.25)	8.653*** (10.27)	7.826*** (11.78)
截距项	0.216 (1.05)	0.657*** (4.00)	0.093 (0.18)	0.671* (1.80)	0.244 (0.98)	0.607*** (3.10)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15222	15222	4720	4720	10017	10017
adj. <i>R</i> ²	0.090	0.106	0.088	0.117	0.099	0.115

注：表中*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平显著。

（三）CEO 隐藏坏消息的途径

至此，本文的检验已证明 CEO 任期内的职业生涯考虑确实会影响其坏消息隐藏行为，但这二者之间具体存在何种影响机制呢？本文提出三种可能的影响途径：盈余管理、会计稳健性和过度投资。

首先，CEO 的坏消息隐藏可以通过盈余管理的方式实现，即通过会计手段粉饰报表，做高或做低盈余。已有研究发现，CEO 在任职初期和离任前会进行更高的正向盈余管理 (Ali 和 Zhang, 2015 等)。

而盈余管理会对股价收益率负偏度造成影响，如 Hutton, Marcus 和 Tehranian (2009) 发现基于盈余管理指标度量的信息不透明度越高的公司，公司特有信息被隐藏更多，导致股价收益率负偏度越大，股价崩盘风险也更高。因此，盈余管理是 CEO 进行坏消息隐藏的一种手段。

其次，降低会计稳健性也是 CEO 隐藏坏消息的一种潜在路径。会计稳健性是指公司在确认收入时要比确认损失时需要更多的证据 (Basu, 1997)，这种确认标准上的不对称性将会影响管理层推迟披露坏消息、提前披露未确凿的好消息的动机 (LaFond 和 Watts, 2008)。Kim 和 Zhang (2015) 发现，会计稳健性越高的公司，其坏消息被隐藏和累积的可能性越低。因此，降低会计稳健性也是 CEO 隐藏坏消息的一个途径，例如 CEO 在离任前，有动机尽快确认收入做高收益，并将损失推迟到离任之后的会计期间确认，从而降低财务报告的稳健性。

最后，过度投资也是坏消息隐藏的一种可能机制。CEO 会主动利用过度投资作为粉饰公司经营状况的手段，例如 Benmelech, Kandel 和 Veronesi (2010) 等发现，管理者会通过模仿高成长性公司的投资行为来隐藏关于公司成长前景的不利消息。所以，过度投资越多的期间，被市场察觉或知晓的公司坏消息越少，也即被隐藏的坏消息更多。

为此，本文针对 CEO 任职初期和离任前一年，对上述三种可能的作用途径做了检验，检验模型如下：

$$Channel_t = \beta_0 + \beta_1 \times Earlyyear / FinalYear_t + \beta_2 \times Control_t + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中，*Channel* 代表坏消息隐藏的路径，分别是可操控应计利润 *DiscAcc*、会计稳健性 *CSCORE* 和过度投资 *OVERINV*。*EarlyYear* 和 *FinalYear* 是 CEO 任期哑变量。借鉴已有文献 (Ali 和 Zhang, 2015)，本文控制如下变量，包括 CEO 年龄 *Age*、公司规模 *FirmSize*、企业负债率 *Leverage*、总资产收益率 *ROA*、托宾 Q 值 *TobinQ*、管理层持股 *MSH*、成长性 *Growth*、大股东持股比例 *TOP1* 和企业性质 *SOE* 等。

坏消息隐藏的路径的具体计算模型如下：

本文使用可操控应计利润来衡量 CEO 进行盈余管理的方向及程度，可管理应计利润 *DissAcc* 的估计基于修正的截面琼斯模型 (Dechow 等, 1995)，具体模型如下：

$$\frac{TA_t}{Asset_{t-1}} = \alpha_0 \times \frac{1}{Asset_{t-1}} + \beta_1 \times \frac{\Delta Sales_t}{Asset_{t-1}} + \beta_2 \times \frac{PPE_t}{Asset_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$DiscAcc_{i,t} = \frac{TA_t}{Asset_{t-1}} - (\hat{\alpha}_0 \times \frac{1}{Asset_{t-1}} + \hat{\beta}_1 \times \frac{\Delta Sales_t - \Delta Rec_t}{Asset_{t-1}} + \hat{\beta}_2 \times \frac{PPE_t}{Asset_{t-1}}) \quad (8)$$

其中，*TA* 为总应计，*REV* 为收入变化量，*REC* 为应收账款变化量，*PPE* 是 t 年初的固定资产净额、在建工程净额和工程物资净额合计。对 (7) 式进行分行业分年份回归 (删除分行业分年度观测数量小于 10 个的观测)，得到系数 β_1 和 β_2 ，将系数代入方程 (8) 得到可管理应计利润 *DiscAcc*。

本文使用 Khan 和 Watts (2009) 提出的 *CSCORE* 来度量会计稳健性，计算方法为：首先根据方程 (9) 分年度回归，得到估计系数 λ_1 、 λ_2 、 λ_3 和 λ_4 ，然后代入方程 (10) 计算得到 *CSCORE* 值。

$$X_i = \beta_1 + \beta_2 \times D_i + R_i \times (\mu_1 + \mu_2 \times SIZE_i + \mu_3 \times MB_i + \mu_4 \times LEV_i) + D_i \times R_i \times (\lambda_1 + \lambda_2 \times SIZE_i + \lambda_3 \times MB_i + \lambda_4 \times LEV_i) + (\delta_1 \times SIZE_i + \delta_2 \times MB_i + \delta_3 \times LEV_i + \delta_4 \times D_i \times SIZE_i + \delta_5 \times D_i \times MB_i + \delta_6 \times D_i \times LEV_i) + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$CSCORE = \lambda_1 + \lambda_2 \times SIZE_i + \lambda_3 \times MB_i + \lambda_4 \times LEV_i \quad (10)$$

其中， $X_i = EPS / P_{i,t-1}$ ， EPS 为每股收益， $P_{i,t-1}$ 为上年末股价， R_i 是从 t 年第5个月到 $t+1$ 年第4个月的经市场收益调整的持有到期收益率，具体计算公式为 $R_i = \prod_{t,5}^{t+1,4} (1+r_{i,t}) - \prod_{t,5}^{t+1,4} (1+r_{m,t})$ （其中 $r_{i,t}$ 代表个股月收益率， $r_{m,t}$ 代表市场月收益率）。若 R_i 小于0，则 D_i 取1，反之取0。 $SIZE_i$ 为总资产的自然对数， MB_i 为市账比， LEV_i 为资产负债率。

本文使用Richardson（2006）的方法来衡量企业过度投资 $OVERINV$ ，具体步骤如下：首先，利用方程（11）估计企业当年预期投资额，若得到的模型残差大于0，则 $OVERINV$ 取1，反之取0。

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times TobinQ_{i,t-1} + \beta_2 \times Leverage_{i,t-1} + \beta_3 \times Cash_{i,t-1} + \beta_4 \times FirmAge_{i,t-1} + \beta_5 \times FirmSize_{i,t-1} + \beta_6 \times Ret_{i,t-1} + \beta_7 \times Inv_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中， $INV_{i,t}$ （公司 i 第 t 年的新增投资支出）=第 t 年购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金+投资支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净额-收回投资收到的现金。 $Cash_{i,t-1}$ 为 $t-1$ 年现金及现金等价物合计除以总资产， $FirmAge_{i,t-1}$ 为至 $t-1$ 年公司上市年数，其余控制变量见表1。

表5中A栏和B栏分别列示了可操控应计利润、会计稳健性和过度投资与CEO任职初期、离任前的关系，由于在计算因变量时存在的缺失值不同，因此三者的样本量略有差异。A栏的结果显示： $EarlyYear$ 与 $DiscAcc$ 显著正相关，并在1%的水平上显著，与 $CSCORE$ 显著负相关，并在5%的水平上显著。说明在任职初期，CEO进行较多正向的盈余管理并降低会计稳健性，这可能是CEO隐藏坏消息的途径。B栏的结果显示： $FinalYear$ 与 $DiscAcc$ 显著正相关，而与 $CSCORE$ 和 $OVERINV$ 都不存在显著相关关系，说明CEO在离任前可能主要通过进行正向的盈余管理来隐藏坏消息。

表5 CEO任期与坏消息隐藏路径

	A栏：任职初期			B栏：离任前一年		
	<i>DiscAcc</i>	<i>CSCORE</i>	<i>OVERINV</i>	<i>DiscAcc</i>	<i>CSCORE</i>	<i>OVERINV</i>
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>EarlyYear</i>	0.005*** (3.40)	-0.002** (-2.01)	-0.005 (-0.53)			
<i>FinalYear</i>				0.003** (2.05)	0.002 (1.61)	-0.016 (-1.27)
<i>Age</i>	-0.000*** (-3.19)	-0.000* (-1.86)	0.000 (0.61)	-0.000*** (-3.31)	-0.000** (-2.32)	0.001 (0.82)
<i>FirmSize</i>	-0.002* (-1.68)	-0.003*** (-3.99)	-0.040*** (-3.99)	-0.002 (-1.14)	-0.002*** (-2.80)	-0.041*** (-3.98)

<i>Levergae</i>	-0.006 (-0.81)	0.059*** (9.52)	0.215*** (3.37)	-0.006 (-0.74)	0.064*** (10.76)	0.215*** (3.39)
<i>SOE</i>	0.003** (2.43)	0.002** (2.78)	0.018 (1.58)	0.003* (1.99)	0.001** (2.08)	0.018 (1.58)
<i>MSH</i>	0.061*** (4.97)	0.014** (2.24)	0.267** (2.50)	0.061*** (4.37)	-0.000 (-0.04)	0.266** (2.51)
<i>TOPI</i>	0.004 (0.86)	-0.010*** (-2.75)	-0.177*** (-4.04)	0.006 (0.69)	-0.012*** (-3.55)	-0.178*** (-4.00)
<i>TobinQ</i>	-0.000 (-0.28)	0.012*** (9.30)	0.005 (0.60)	-0.001 (-0.40)	0.014*** (11.61)	0.005 (0.61)
<i>ROA</i>	0.507*** (30.20)	-0.141*** (-11.86)	1.159*** (9.75)	0.507*** (31.33)	-0.144*** (-12.17)	1.154*** (9.73)
<i>Growth</i>	-0.001 (-1.26)	-0.010*** (-15.02)	-0.003 (-0.87)	-0.001 (-1.15)	-0.009** (-14.46)	-0.003 (-0.88)
截距项	0.030 (1.48)	0.081*** (3.86)	1.068*** (5.72)	0.039 (1.25)	0.058*** (2.83)	1.066*** (5.69)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	14866	15103	14706	14866	15103	14706
adj. <i>R</i> ²	0.102	0.306	0.048	0.101	0.355	0.048

注：表中*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平显著。

（四）CEO 特征对 CEO 任期和坏消息隐藏行为的影响

在前文的分析中，隐含有一个假设，即所有公司的 CEO 是同质的。而事实上，CEO 的行为决策会因其个人偏好、性格特质、管理能力、风险规避程度、心态等个人特征的不同而不同。根据 Hambrick 和 Mason（1984）提出的“高阶理论”，企业高管的个人特质会对其行为与决策产生影响，进而影响组织绩效。Bertrand 和 Schoar（2003）也发现管理者的个人特征会对公司的一系列财务和战略决策造成影响。因此本文认为 CEO 个人特征会对坏消息隐藏行为产生影响。

1. CEO 权力对 CEO 任职初期坏消息隐藏行为的影响

CEO 的权力越大，越有能力左右董事会的决策，管理公司信息流、隐藏公司坏信息的能力越高。借鉴现有文献（吕长江和赵宇恒，2008；权小锋和吴世农，2010），本文选择两种度量 CEO 权力大小的指标：CEO 是否拥有高学历和 CEO 是否兼任董事长，高学历代表 CEO 的“声誉权力”，兼任董事长代表 CEO 的“组织权力”。其中，若 CEO 学历为硕士研究生及以上，则归为“高学历”样本，反之则属于“低学历”样本。

在表 6 的 A 栏中，在“高学历”的第（1）、（2）列和“CEO 兼任董事长”的（5）、（6）列，*EarlyYear* 的系数均显著为负，但在“低学历”的（3）、（4）列和“CEO 不兼任董事长”的（7）、（8）列，*EarlyYear* 的系数均不显著。这说明对高学历、兼任董事长的 CEO 来说，其权力越大，因此在任职初期能够更多地隐藏坏消息。该结果表明，CEO 权力会对其坏消息隐藏行为造成影响。

表 6 CEO 特征、CEO 任期与坏消息隐藏³

A栏:		高学历		低学历		兼任董事长		不兼任董事长	
权力对任期初期的影响	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
<i>EarlyYear</i>	-0.052**	-0.041*	0.001	-0.013	-0.123**	-0.081*	-0.011	-0.013	
	(-1.97)	(-1.86)	(0.05)	(-0.71)	(-2.21)	(-1.79)	(-0.61)	(-0.95)	
<i>N</i>	5607	5607	7078	7078	1364	1364	12087	12087	
adj. <i>R</i> ²	0.076	0.095	0.082	0.099	0.092	0.121	0.081	0.098	

B栏:		较长的职业生涯预期		较短的职业生涯预期		正常离任		非正常离任	
任期特征对离任前一年的影响	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
<i>FinalYear</i>	-0.047*	-0.009	-0.033	-0.024	-0.080**	-0.054*	-0.017	0.006	
	(-1.91)	(-0.47)	(-1.06)	(-0.93)	(-2.03)	(-1.73)	(-0.66)	(0.34)	
<i>N</i>	7263	7263	7959	7959	2681	2681	7127	7127	
adj. <i>R</i> ²	0.088	0.110	0.091	0.108	0.070	0.089	0.082	0.102	

注：表中*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平显著。

2. CEO 任期特征对 CEO 离任前一年坏消息隐藏行为的影响

(1) CEO 预期职业生涯的长短

现有文献发现，随着 CEO 预期职业生涯的缩短（例如临近退休），他们的关注重点将逐渐转为保护个人财富、为退休生活提供保障上，这将导致他们更加偏好风险规避决策、不愿意改变现状，例如 R&D 支出更少、战略变革更少（Barker 和 Mueller, 2002；等）。相反，年轻的 CEO 预期职业生涯更长，有更多的长远职业发展考虑，而现阶段的超额业绩表现对未来的经济回报有积极影响（Boschen 等，2003），因此年轻的 CEO 更有动力在现阶段把握机会、努力做好业绩，以最大化未来的个人财富或者实现职业晋升。Yim（2013）也发现，年轻的 CEO 相较年长的 CEO 来说更有动机增强自身声誉以期获得未来薪酬的持续增长，也更可能进行兼并收购活动。基于上述分析，预期职业生涯较长的 CEO 对未来职业发展的考虑越多，寻求职业晋升的动机也越强，因此在离任前一年更可能隐藏坏消息、做高业绩，以谋求升迁机会。

本文借鉴 Matta 和 Beamish（2008）的方法，将 CEO 预期职业生涯长短具体定义为法定退休年龄（60 岁）与 CEO 目前年龄之差，并按照样本中位数分为两个子样本，若该差值高于样本中位数，则定义为“较长的职业生涯预期”样本，反之定义为“较短的职业生涯预期”样本。表 6 的 B 栏第（1）-（4）列列示了分样本回归结果，结果显示，仅在 CEO 职业生涯预期较长的样本中，*FinalYear* 的系数显著为负，验证了前述分析。

(2) CEO 是否为正常离任

CEO 离任的原因一般可归为两类：正常离任和非正常离任。本文借鉴潘越等（2015）和 Bushman

³ 为节省报告篇幅，本表格及下文表格中不再报告控制变量的回归系数。本文所有实证分析均与前文实证检验一致，均包含控制变量、年份效应和行业效应。

等（2010）的分类方法，将离职原因为任期届满、满 60 岁退休、健康原因和大股东变动的 CEO 变更定义为“正常离任”，其余情况为“非正常离任”。在正常离任情况下，CEO 能够预见到自己的离任日期，从而有时间在离任前一年做出如隐藏坏消息等有利于自身职业升迁或薪酬收益的安排；而在非正常离任情况下，离任属于“突发”事件，CEO 事先没有机会提前做好安排。因而 CEO 在离任前隐藏坏消息这一行为在非正常离任的情况下将不明显。

因此本文根据前述定义将样本分为“正常离任”和“非正常离任”两类，并将回归结果列示于表 6 中 B 栏的第（5）-（8）列。结果显示，在正常离任的样本中，*FinalYear* 的系数显著为负，而非正常离任样本中该系数为负但不显著。该结果也支持了上述分析。

（五）外部治理机制对 CEO 坏消息隐藏行为的影响

良好的公司治理结构能够协调企业各利益相关者间的关系，有助于约束企业高管的自利行为，减少代理问题，降低高管隐藏坏消息的可能性。由此，本文进一步探讨外部公司治理机制能否抑制 CEO 在任期不同阶段隐藏坏消息的行为。借鉴以往文献，本文从如下三个方面来度量外部治理水平：外部审计质量、分析师关注和机构投资者持股。

（1）外部审计质量：审计师是否为国际四大会计师事务所

审计师的监督作用能够降低代理问题（Jensen 和 Meckling, 1976; DeAngelo, 1981; Dye, 1993）。企业外部审计质量越高，高管损害企业利益的行为将受到更严格的约束，而 CEO 隐藏坏消息的动机和能力也更弱。借鉴这些文献的方法，本文定义如下：若公司由国际“四大”会计师事务所审计，则代表公司的审计质量较高，该变量取值为 1，否则取 0。

（2）分析师关注：跟踪公司的分析师盈利预测数量

证券分析师是资本市场的信息中介，通过对公司的调研、分析并发布研究报告，分析师能发现市场上尚未出现的新信息（Ivkovic 和 Jegadeesh, 2004 等），或是利用其分析公司已披露信息时的专业性优势（Jensen 和 Mecklin, 1976），帮助外部投资者识别更多有关公司的补充信息（Barron 等, 2002），因此，分析师能提高公司信息透明度，从而也降低了 CEO 隐藏坏消息的空间。参考 Ali 和 Zhang（2014）的方法，本文采用第 *t* 年关注公司 *i* 并发布盈余预测报告的人数作为分析师关注的度量指标，若分析师关注人数大于样本行业中位数，则该变量取值为 1，否则取 0。

（3）机构投资者持股：机构持股比例

Opler 和 Sokobin（1998）发现以投资基金为代表的机构投资者对上市公司治理结构改革的积极参与，导致了上市公司长期经营业绩的提高，故机构投资者可以作为反映公司治理水平的一项指标，机构投资者持股越高，CEO 受到的外部约束越大，坏消息隐藏的可能性越低。借鉴 Chen 等（2002）、Ali 和 Zhang（2014）等人的度量方法，本文选择机构投资者持股数量百分比作为度量指标，按照每家公司中机构投资者持股比例的中位数，将样本分为两组，如果机构投资持股比例大于样本行业中位数，该变量取值为 1，否则取 0。

表 7 的 A 栏和 B 栏分别报告了外部治理对 CEO 在任职初期和离职前的坏消息隐藏行为影响的实证结果，其中，CSMAR 对分析师研究报告的收集起始于 2001 年，但数据库中 2001 年和 2002 年的分析师记录数据较少，同时，机构投资者数据在 WIND 数据库中从 2003 年末才开始披露。故本阶段的研究区间为 2003-2014 年。由表可知：（1）在 A 栏中，对于由非四大会计师事务所审计、分析师关注低于中位数、机构持股比例低于中位数的公司，坏消息隐藏与 *EarlyYear* 的关系均显著为负，

但在其它组别中该系数并不显著，说明外部监督治理水平低的公司，CEO 在任职初期会隐藏更多公司坏消息；(2) 在 B 栏中，对于由非四大会计师事务所审计的公司、分析师关注低于中位数的公司，*FinalYear* 的系数显著为负，说明外部监督较弱时，CEO 在离任前一年也会隐藏更多坏消息。以上结果表明，当外部监督治理水平越高时，同时 CEO 受到的监督和约束越强，所以管理消息流的动机和能力也更弱；反之，外部治理水平越弱，公司 CEO 对信息的管理动机和空间越强，越可能出现坏消息累积并爆发的现象。

表 7 外部治理机制、CEO 任期与坏消息隐藏

A栏： 任期初期	四大事务所审计		分析师关注人数		机构持股比例	
	否	是	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量：NCSKEW						
<i>EarlyYear</i>	-0.035** (-2.10)	-0.058 (-1.00)	-0.045** (-2.01)	-0.028 (-1.19)	-0.042* (-1.73)	-0.034 (-1.53)
<i>N</i>	14110	1071	7401	5706	6448	6659
adj. <i>R</i> ²	0.089	0.142	0.101	0.101	0.090	0.093
因变量：DUVOL						
<i>EarlyYearw</i>	-0.030** (-2.29)	-0.032 (-0.68)	-0.037** (-2.11)	-0.020 (-1.01)	-0.034** (-2.01)	-0.029 (-1.30)
<i>N</i>	14110	1071	7401	5706	6448	6659
adj. <i>R</i> ²	0.106	0.148	0.130	0.125	0.121	0.106
B栏： 离任前一年	四大事务所审计		分析师关注人数		机构持股比例	
	否	是	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量：NCSKEW						
<i>FinalYear</i>	-0.042** (-2.01)	0.029 (0.35)	-0.086*** (-2.94)	0.040 (1.22)	-0.018 (-0.57)	-0.050 (-1.58)
<i>N</i>	14110	1071	7401	5706	6448	6659
adj. <i>R</i> ²	0.089	0.142	0.094	0.096	0.099	0.092
因变量：DUVOL						
<i>FinalYear</i>	-0.019 (-1.40)	0.026 (0.39)	-0.060*** (-2.68)	0.044 (1.54)	0.002 (0.07)	-0.029 (-1.16)
<i>N</i>	14110	1071	7401	5706	6448	6659
adj. <i>R</i> ²	0.106	0.148	0.119	0.127	0.131	0.108

注：表中*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平显著。

(六) 稳健性检验

(1) 家族企业 CEO 任期与坏消息隐藏

本文的实证结果揭示了 CEO 出于追求职业发展的动机不同而在任期不同阶段管理公司坏消息的行为不同。为了进一步验证 CEO 任期与坏消息隐藏的关系确实可由 CEO 职业生涯动机来解释，本部分将关注一类特殊的样本：由家族成员担任 CEO 的家族企业。在我国非国有上市公司中，家族企业

占据大多数。以本文所使用的样本为例，在 2003-2014 年的观测值中，有 4450 条观测为非国有企业，而其中 3456 条观测为家族企业⁴。家族企业 CEO 可分为两类：一类是由家族成员担任的 CEO，另一类是由职业经理人担任的 CEO（即从外部聘任）。

对第一类 CEO 即由家族成员担任的 CEO 而言，一方面，因其不是职业经理人，追求职业晋升的动机较第二类即外部聘任的 CEO 而言更弱；另一方面，家族成员 CEO 与股东之间的第一类委托代理问题也更不明显，这类 CEO 为了谋求私利、提高报酬而管理信息流的动机也更弱。因此，前文发现的 CEO 在任期不同阶段管理坏消息的现象在由家族成员担任 CEO 的家族企业样本中将变得不明显。

因此，本文将样本中的非国有企业进一步区分为如下两个子样本：家族成员担任 CEO 的家族企业和职业经理人担任 CEO 的家族企业，并对两个子样本分别进行了前述主回归检验。

表 8 列示的结果显示，在家族成员担任 CEO 的家族企业样本中，CEO 任期 *EarlyYear* 与 *FinalYear* 与坏消息隐藏都没有显著相关性；而在职业经理人担任 CEO 的家族企业样本中，CEO 在任职初期和离任前与坏消息隐藏都显著负相关。该结果与前述分析相符，进一步证明了 CEO 基于职业生涯考虑会在任期内动态改变坏消息隐藏的行为。

表 8 家族企业 CEO 任期与坏消息隐藏

A 栏： 任期初期	职业经理人担任 CEO 的家族企业		家族成员担任 CEO 的家族企业	
	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EarlyYear</i>	-0.073** (-2.02)	-0.064** (-2.25)	-0.082 (-1.04)	-0.024 (-0.40)
<i>N</i>	2824	2824	632	632
adj. <i>R</i> ²	0.095	0.122	0.060	0.096
B 栏： 离任前一年	职业经理人担任 CEO 的家族企业		家族成员担任 CEO 的家族企业	
	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FinalYear</i>	-0.094** (-2.22)	-0.058 (-1.52)	0.064 (0.56)	0.002 (0.02)
<i>N</i>	2824	2824	632	632
adj. <i>R</i> ²	0.084	0.114	0.059	0.096

注：表中*，**，***分别表示在 10%，5%，1%水平显著。

(2) CEO 能力与坏消息隐藏

⁴ 本文对家族企业的定义是基于 CSMAR 民营企业数据库数据，按照如下标准对上市的民营企业进行判断：（1）企业的实际控制人为自然人且人数小于 10 人；（2）企业的实际控制人持股比例不低于 15%。然后，通过查阅上市公司招股说明书、年度报告和网络搜集比对的方法获取家族成员与企业实际控制人之间关系的信息。最后，结合 WIND 数据库中“深度资料-董事会与高管”和 CSMAR 数据库“高级管理人员信息”数据，得到家族成员担任 CEO 的家族企业样本。由于我国上市公司从 2003 年起才被要求公开公司的控股结构、最终控制人以及董事会成员和高管的个人信息，因此本部分回归使用的样本期间为 2003-2014 年。

因为任职时间越长的 CEO 能力越强 (Milbourn, 2003; Ali 和 Zhang, 2014), 本文使用任职时间长于 5 年 (样本中位数为 5.26 年) 的 CEO 样本重复前文的检验, 以验证能力强的 CEO 是否隐藏坏消息。未报告的实证结果基本与前文主检验结果一致, 说明本文的结果是一个普遍的现象, 而不仅是低能力 CEO 的行为。

(3) CEO 上任第一 year 与坏消息隐藏

已有研究发现, 在 CEO 上任第一年, 市场往往会将公司的良好业绩归因于前任而非新任 CEO, 同时, 刚上任时 CEO 若披露更多坏消息 (甚至隐藏或延迟披露好消息) 将责任归咎于前任, 可以降低随后业绩评价的基准, 为随后的业绩上涨铺路, 该行为也被称为“洗大澡”行为 (Strong 和 Meyer, 1987; Elliott 和 Shaw, 1988; DeAngelo, 1988; Pourciau, 1993)。因此, CEO 在刚接任的第一年往往没有动机隐藏坏消息。本文对 CEO 上任第一年进行了单独检验, 发现 CEO 任期第一年隐藏坏消息行为不显著, 在国企样本中甚至是披露坏消息, 验证了“洗大澡”行为的存在。

六、研究结论与启示

本文从股价收益率负偏度这一新的视角探讨了 CEO 在任期不同阶段如何管理公司信息流, 同时考察企业性质、CEO 个人特征和外部治理机制如何影响 CEO 在任期不同阶段对公司坏信息的管理行为。基于 1999-2014 年我国沪深两市 A 股上市公司数据进行的实证研究结果表明: (1) CEO 在任职初期 (前三年) 和离任前一年会更多地隐藏坏消息, 且上述效应在非国有企业中均更强; (2) 盈余管理和降低会计稳健性是 CEO 隐藏坏消息的一种潜在途径; (3) CEO 个人特征会对其坏消息隐藏行为产生影响: 在任职初期, 权力越大的 CEO 隐藏坏消息越多; 而在离任前一年, 若 CEO 为正常离任或预期职业生涯越长, 在离任前隐藏坏消息越多; (4) 良好的外部公司治理机制能够对 CEO 管理公司信息流的行为产生约束作用, 前述效应减弱。

本文的研究具有重要的理论与现实意义。第一, 本文发现, 高管基于职业生涯考虑, 在任职的不同阶段会对公司的信息流尤其是坏消息进行管理, 拓展了高管任职周期如何影响公司信息披露的相关研究。第二, 本文发现, 非国企 CEO 相对国企 CEO 来说更可能在上任后做出隐藏公司坏消息等机会主义和盈余管理行为, 但通过加强公司外部治理力度例如提高外部审计质量和机构持股水平、增加分析师曝光度等, 将能够有效约束高管的信息管理空间, 提高公司信息透明度, 因此, 相关政府部门应进一步加强外部监督和治理水平, 以减轻或抑制公司内部高管隐藏坏消息而给外部投资者带来的财富损失。最后, 本文的研究结果也说明, 公司高管的信息管理行为是影响股价崩盘风险的重要因素, 在如今经济下行风险逐渐累积的背景下, 本文的研究结论对如何防范个股股价崩盘风险、促进资本市场定价效率的提高也具有一定参考价值。

参考文献

- [1] 丁友刚、宋献中 2011: 《政府控制、高管更换与公司业绩》，《会计研究》第 6 期。
- [2] 吕长江、赵宇恒, 2008: 《国有企业管理者激励效应研究——基于管理者权力的解释》，《管理世界》第 11 期。
- [3] 李培功、肖珉, 2012: 《CEO 任期与企业资本投资》，《金融研究》第 2 期。
- [4] 李小荣、刘行, 2012: 《CEO vs CFO: 性别与股价崩盘风险》，《世界经济》第 12 期。
- [5] 李新春、苏晓华, 2001: 《总经理继任: 西方的理论和我国的实践》，《管理世界》第 4 期。
- [6] 刘青松、肖星, 2015: 《败也业绩, 成也业绩? ——国企高管变更的实证研究》，《管理世界》第 3 期。
- [7] 潘红波、夏新平、余明桂, 2008: 《政府干预、政治关联与地方国有企业并购》，《经济研究》第 4 期。
- [8] 潘越、宁博、肖金利, 2015: 《地方政治权利转移与政企关系重建——来自地方官员更替与高管变更的证据》，《中国工业经济》第 6 期。
- [9] 权小锋、吴世农, 2010: 《CEO 权力强度、信息披露质量与公司业绩的波动性——基于深交所上市公司的实证研究》，《南开管理评论》第 4 期。
- [10] 王曾、符国群、黄丹阳、汪剑锋, 2014: 《国有企业 CEO“政治晋升”与“在职消费”关系研究》，《管理世界》第 5 期。
- [11] 许年行、江轩宇、伊志宏、徐信忠, 2012: 《分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险》，《经济研究》第 7 期。
- [12] 许年行、于上尧、伊志宏, 2013: 《机构投资者羊群行为与股价崩盘风险》，《管理世界》第 7 期。
- [13] 杨瑞龙、王元、聂辉华, 2013: 《“准官员”的晋升机制: 来自中国央企的证据》，《管理世界》第 3 期。
- [14] 郑志刚、李东旭、许荣、林仁韬、赵锡军, 2012: 《国企高管的政治晋升与形象工程——基于 N 省 A 公司的案例研究》，《管理世界》第 10 期。
- [15] Ali, A., and W. N. Zhang, 2015, “CEO Tenure and Earnings Management”, *Journal of Accounting and Economics*, 59(1): 60-79.
- [16] Baginski, S. P., J. M. Hassell, and M. D. Kimbrough, 2002, “The Effect of Legal Environment on Voluntary Disclosure: Evidence from Management Earnings Forecasts Issued in U.S. and Canadian Markets”, *The Accounting Review*, 77 (1): 25-50.
- [17] Bai, C. E., D. D. Li, Z. G. Tao, and Y. J. Wang, 2000, “A Multitask Theory of State Enterprise Reform”, *Journal of Comparative Economics*, 28(4): 716-738.
- [18] Barker, V. L., and G. C. Mueller, 2002, “CEO Characteristics and Firm R&D Spending”, *Management Science*, 48(6): 782-801.
- [19] Bo, Z. Y., 1996, “Economic Performance and Political Mobility: Chinese Provincial Leaders”, *Journal of Contemporary China*, 5(12): 135-154.
- [20] Basu, S., 1997, “The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings”, *Journal of Accounting and Economics*, 24(1): 3-37.
- [21] Benmelech, E., E. Kandel, and P. Veronesi, 2010, “Stock-based Compensation and CEO (dis) Incentives”, *The Quarterly Journal of Economics*, 125(4): 1769-1820.
- [22] Bleck, A., and X. Liu, 2007, “Market Transparency and the Accounting Regime”, *Journal of Accounting Research*, 45(2): 229-256.
- [23] Barron, O. E., D. Byard, and O. Kim, 2002, “Changes in Analyst’s Information Around Earnings Announcements”, *Accounting Review*, 77(4): 821-846.

- [24] Bertrand, M., and Schoar, A., 2003, “Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies”, *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4): 1169-1208.
- [25] Boschen, J. F., A. Duru, L. A. Gordon, and K. J. Smith, 2003, “Accounting and Stock Price Performance in Dynamic CEO Compensation Arrangements”, *The Accounting Review*, 78(1): 143-168.
- [26] Cassell, C. A., S. X. Huang, and J. M. Sanchez, 2013, “Forecasting Without Consequence? Evidence on the Properties of Retiring CEOs’ Forecasts of Future Earnings”, *The Accounting Review*, 88(6): 1909–1937.
- [27] Chen, J., H. Hong, and J. C. Stein, 2001, “Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices”, *Journal of Financial Economics*, 61(3): 345–381.
- [28] Chen, J., H. Hong, and J. C. Stein, 2002, “Breadth of Ownership and Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 66(s2-3):171-205.
- [29] DeAngelo, L. E., 1988, “Managerial Competition, Information Costs and Corporate Governance: the Use of Accounting Performance Measures in Proxy Contests”, *Journal of Accounting and Economics*, 10(1): 3–36.
- [30] Dimson, E., 1979, “Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading”, *Journal of Financial Economics*, 7(2): 197–226.
- [31] Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney, 1995, “Detecting Earnings Management”, *The Accounting Review*, 70(2): 193-225.
- [32] Fama, E.F., 1980, “Agency Problems and the Theory of the Firm”, *Journal of Political Economy*, 88(2): 288-307.
- [33] Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, 2009, “Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk”, *Journal of Financial Economics*, 94(1): 67-86.
- [34] Hermalin, B. E., and M. S. Weisbach, 2012, “Information Disclosure and Corporate Governance”, *Journal of Finance*, 67(1): 195-233.
- [35] Hambrick, D. C., and P. A. Mason, 1984, “Upper Echelons: the Organization as A Reflection of Its Top Managers”, *Academy of Management Review*, 9(2): 193-206.
- [36] Ivkovic, Z., and N. Jegadeesh, 2004, “The Timing and Value of Forecast and Recommendation Revisions”, *Journal of Financial Economics*, 73(3): 433-463.
- [37] Jensen, M.C., and W. H. Meckling, 1976, “ Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, 3(76): 305–360.
- [38] Jensen, M.C., 1986, “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers”, *American Economic Review*, 76(2): 323-329.
- [39] Kothari, S.P., S. Shu, and P. D. Wysocki, 2009, “Do Managers Withhold Bad News?”, *Journal of Accounting Research*, 47(1): 241-276.
- [40] Kim, J. B., Y. H. Li, and L. D. Zhang, 2011a, “Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-level Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 100(3): 639–662.
- [41] Kim, J. B., Y. H. Li, and L. D. Zhang, 2011b, “CFOs versus CEOs: Equity Incentives and Crashes”, *Journal of Financial Economics*, 101(3): 713-730.
- [42] Kim, Y., H. D. Li, and S. Q. Li, 2014, “Corporate Social Responsibility and Stock Price Crash Risk”, *Journal of Banking and Finance*, 43(1): 1–13.
- [43] Kim, J. B., and L. D. Zhang, 2015, “Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk: Firm-level Evidence”,

Contemporary Accounting Research, forthcoming.

- [44] Kato, T., and C. Long, 2006, “CEO Turn Over, Firm Performance, and Enterprise Reform in China: Evidence from Micro Data”, *Journal of Comparative Economics*, 34(4): 796–817.
- [45] Kim, J. B., Z. Wang, and L. D. Zhang, 2015, “CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk”, *SSRN working paper*.
- [46] Khan, M., and R. L. Watts, 2009, “Estimation and Empirical Properties of a Firm-year Measure of Accounting Conservatism”, *Journal of Accounting and Economics*, 48(s2-3): 132-150.
- [47] Lang, M. H., and R. J. Lundholm, 2000, “Voluntary Disclosure During Equity Offerings: Reducing Information Asymmetry or Hying the Stock?”, *Contemporary Accounting Research*, 17(4): 623–662.
- [48] LaFond, R., and R. L. Watts, 2008, “The Information Role of Conservatism”, *The Accounting Review*, 83(2): 447-478.
- [49] Murphy, K. J., and J. L. Zimmerman, 1993, “Financial Performance Surrounding CEO Turnover”, *Journal of Accounting and Economics*, 16(1-3): 273–315.
- [50] Malmendier, U., G. Tate, and J. Yan, 2011, “Overconfidence and Early-Life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies”, *Journal of Finance*, 66(5): 1687-1733.
- [51] Matta, E., and P. W. Beamish, 2008, “The Accentuated CEO Career Horizon Problem: Evidence From International Acquisitions”, *Strategic Management Journal*, 29(7): 683-700.
- [52] Milbourn, T., 2003, “CEO Reputation and Stock-based Compensation”, *Journal of Financial Economics*, 68(2): 233–262.
- [53] Opler, T. C., and J. Sokobin, 1998, “Does Coordinated Institutional Shareholder Activism Work”, *Working Paper*.
- [54] Piotroski, J. D., T. J. Wong, and T. Y. Zhang, 2015, “Political Incentives to Suppress Negative Information: Evidence from Chinese Listed Firms”, *Journal of Accounting Research*, 53(2): 405–459.
- [55] Richardson, S., 2006, “Over-investment of Free Cash Flow”, *Review of Accounting Studies*, 11(2-3): 159-189.
- [56] Strong, J. S., J. R. Meyer, 1987, “Asset Writedowns: Managerial Incentives and Security Returns”, *Journal of Finance*, 42(2): 643–661.
- [57] Xu, N. H., X. R. Li, Q. B. Yuan, and K. C. Chan, 2014, “Excess Perks and Stock Price Crash Risk: Evidence from China”, *Journal of Corporate Finance*, 25(2): 419–434.
- [58] Yim, S., 2013, “The Acquisitiveness of Youth: CEO Age and Acquisition Behavior”, *Journal of Financial Economics*, 108(108): 250-273.