

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2021.05.004

## 盛名难副：明星 CEO 与负面信息隐藏<sup>①</sup>

于李胜，蓝一阳，王艳艳\*

(厦门大学管理学院，厦门 361005)

**摘要：**以 2009 年~2016 年间 A 股上市公司为研究样本，采用双重差分法研究明星 CEO 成名后负面信息的披露策略。以 CEO 是否登上媒体发布的榜单作为明星 CEO 的代理变量，研究结果表明：明星 CEO 上榜将显著增加隐藏负面信息的可能性，验证了“名声俘获假说”；明星 CEO 上榜后发生财务重述的概率显著增加，而一旦退出榜单其隐藏负面信息的可能性则显著降低，验证了名声的负面效应。机制检验表明明星 CEO 通过管理层权力抑制负面信息披露。另外，上榜前盈余质量较低、代理问题较严重的公司，其明星 CEO 隐藏负面信息的可能性更高。文章丰富了 CEO 个人特质对信息披露行为的影响及其经济后果的研究，对于资本市场的健康发展具有一定的启示意义。

**关键词：**明星 CEO；负面信息隐藏；管理层权力；财务重述

**中图分类号：**F830   **文献标识码：**A   **文章编号：**1007-9807(2021)05-0070-17

### 0 引言

自 Hambrick 和 Mason 1984 年提出“高层梯队理论”以来，管理层团队及个人特质对企业决策行为的影响相继成了管理学的重要研究领域之一。相关的研究表明，不仅管理层团队的任期、年龄结构和教育水平会对企业的创新和业绩产生影响，而且包括性别、年龄、个人经历、自信水平、价值观和和社会地位在内的 CEO 个人特质也会对公司的投资、经营和财务决策产生影响。与此同时，随着信息传播媒介的多元化发展，注意力逐渐成为稀缺资源，为了迎合公众偏好和吸引注意力，各种媒体热衷于评选出各行各业的明星以吸引眼球，越来越多明星 CEO 也涌入投资者视野<sup>②</sup>。这些明星 CEO 作为组织人格化代表和象征性标志，不仅会参与企业的经营管理，而且在公共沟通和组织形象塑造方面发挥着重要作用<sup>[1]</sup>，因此大众媒

体普遍将明星 CEO 同公司形象联系起来。CEO 自身也乐于将良好的个人形象同公司相互捆绑，参与到企业的媒体宣传或广告中去，其一举一动也会被媒体迅速传播给投资者和消费者，从而对其股价在资本市场的表现产生影响。从“明星经济学”<sup>[2]</sup>角度出发，这些明星 CEO 虽然数量较少，但是会为企业带来优质资源，如吸引高质量的雇员、以较低的成本融资或者以较优厚的条件和供应商交易等，因此他们也拥有超额的经济激励。另一方面，从公司治理的角度看，这些明星 CEO 因为得到更多的媒体报道和公众关注，在董事会中具有较高的谈判力，从而为其机会主义行为或者掏空行为创造了机会。不仅如此，媒体的关注会导致管理者的短视行为，使其名利成为包袱，Malmendier 和 Tate<sup>[3]</sup>发现明星 CEO 更可能通过寻租获取高额薪酬，企业经营业绩却出现下滑。因此，这些媒体塑造出来的明星 CEO 所产生的明星效应并非

① 收稿日期：2019-03-30；修订日期：2020-02-20。

基金项目：国家自然科学基金资助重大项目(71790601)；国家自然科学基金资助项目(71802010；71972161；71972162)；教育部人文社会科学研究青年基金资助项目(18YJC790169)；中央高校业务经费资助项目(2072191087)。

通讯作者：王艳艳(1980—)，女，河南洛阳人，教授，博士生导师。Email: yanyanwang@xmu.edu.cn

② 例如格力电器(000651)董事长董明珠女士、前乐视网(300104)董事长贾跃亭先生等。

股东或董事会设置的激励机制,其最终对企业的价值或者经营管理行为会产生什么样的影响?这仍然是有待检验的实证问题。信息披露作为上市公司最重要的经营决策之一,管理层在其中扮演着重要的角色,尤其当企业面临负面信息的时候,明星 CEO 明星效应的边际效用可能会更大。因此本文拟从信息披露策略的选择视角,研究 CEO 成名后面面对负面信息时会选择什么样的披露决策。

由于 CEO 成名是把双刃剑,既能为其带来超常的收益,但也会带来公众压力。在名声的压力和激励作用下,管理层不得不权衡负面信息的披露策略。虽然会计准则、监管要求等因素刚性约束着公司的信息披露行为,但是管理层仍然存在通过非财务信息、社交媒体等多元方式向外界自愿传递私有信息的动机和渠道。在自愿披露的选择中,现有研究表明管理层更可能出于自利动机隐藏负面信息<sup>[4-6]</sup>,因为一旦负面信息被披露,管理层将面临包括财富损失、被替换等风险;如果负面信息被暂时隐藏,则有可能被彻底掩盖住不被外界所知。管理层隐藏负面信息将导致严重的经济后果,Jin 和 Myers<sup>[7]</sup>认为个股层面的股价崩盘是由公司内部积累的坏消息集中释放至市场所致。隐藏负面信息导致股价崩盘将降低资源配置效率,扰乱市场经济秩序。

因此,明星 CEO 面对负面信息时的披露选择存在竞争性的理论。一方面,面对负面信息,明星 CEO 存在被名声俘获而隐藏坏消息的可能。受到广泛关注往往意味着明星 CEO 比经理人市场上潜在的替代者更加出色,Hermalin 和 Weisbach<sup>[8]</sup>认为监督 CEO 的有效性取决于董事会与其谈判筹码的强弱,明星 CEO 在经理人市场上所获取的职业保障将成为与董事会讨价还价的筹码,削弱董事会监督的有效性。根据代理理论,当管理层行为无法被有效约束时,管理层将试图加剧与投资者之间的信息不对称程度以获取私利。即在“名声俘获假说”下,明星 CEO 成名后更可能策略性隐藏负面信息。另一方面,CEO 成名后可能出于名声光环的约束及时披露负面信息。随着 CEO 公众曝光率的提升,CEO 个人和公司都将受到更多的监管关注和投资者注意,明星 CEO 成名后将面临更大的声誉成本。根据声誉理论,声誉对代理人发挥着约束和激励作用。被外界发现隐藏负面信

息将会损害 CEO 的个人职业声誉,及时披露负面信息建立良好的职业声誉能够增加 CEO 在经理人市场上的竞争力。即在“爱惜羽毛假说”下,明星 CEO 成名后更可能及时披露负面信息。

为了回答上述问题,本文以 2009 年~2016 年中央电视台、《福布斯》杂志等媒体发布的 CEO 奖项作为明星 CEO 的代理变量,以股票收益率的负偏度作为隐藏负面信息的代理变量,研究明星 CEO 成名后对信息披露的影响,并对其影响机制进行分析。为了缓解明星 CEO 与负面信息隐藏之间互为因果等内生性问题,在 PSM 方法配对基础上采用双重差分法(PSM-DID)进行分析,结果发现:CEO 上榜后更可能隐藏负面信息,导致随后年度股票收益率负偏度显著增大;明星 CEO 上榜后发生财务重述的概率显著增加,而一旦退出榜单其隐藏负面信息的可能性则显著降低。机制检验表明明星 CEO 通过管理层权力抑制负面信息披露。另外,上榜前盈余质量较低、代理问题较严重的公司,其股票收益率负偏度增加程度也较大,潜在说明了“徒有虚名”的明星 CEO 成名后更可能抑制负面信息披露。这些结果表明,明星 CEO 对信息披露的影响支持“名声俘获假说”而非“爱惜羽毛假说”相比声誉机制和外部监督机制,对内部人的有效约束将对改善信息披露产生更为关键的影响。

本文的贡献体现在:第一,丰富了明星 CEO 如何影响公司决策的研究。目前关于明星 CEO 如何影响以及影响何种公司决策的研究仍较为缺乏。CEO 能够直接影响公司的信息披露行为,因此从负面信息隐藏的角度检验并发现明星 CEO 更可能隐藏公司的负面信息。通过 PSM-DID 模型,有效缓解了潜在的内生性问题,为理解明星 CEO 行为提供增量的经验证据。第二,丰富了管理层隐藏负面信息的相关文献。现有文献认为管理层隐藏负面信息动机包括职业生涯顾虑、构建企业帝国、管理个人财富等<sup>[5]</sup>,但鲜有文献从 CEO 声誉的角度探讨隐藏负面信息。第三,丰富了股价崩盘风险研究中管理层个人特质的研究。目前普遍接受的股价崩盘风险形成原理源于管理层对负面信息的隐藏,因此管理层的个人因素对股价崩盘风险具有直接影响。第四,丰富了媒体如何影响公司行为的研究。现有文献普遍认为媒体

在金融市场中扮演着信息中介和外部监督角色。本文从评选 CEO 榜单这一角度发现,媒体发布的榜单可能增强 CEO 在公司中的话语权,削弱内部控制的有效性,说明媒体可能对公司内部治理产生负面影响。

## 1 文献回顾与假说发展

### 1.1 文献回顾

随着现代企业制度的成熟和完善,明星机制在经理人市场发挥着重要的激励作用,CEO 有充足的动机成为明星,登上各类新闻媒体的访谈报道。从传媒角度,明星 CEO 的经营能力并不是决定其能否成为媒体追捧对象的决定因素,媒体追捧明星 CEO 的原因包括获取广告收入、迎合公众的认知偏好等<sup>[9]</sup>;从经理人角度,通过媒体成名往往能使 CEO 提高社会地位和知名度,并由此获得各种显性(如物质报酬)和隐性(如社会地位)激励。Shi 等<sup>[10]</sup>则证明,当竞争对手获得明星奖项后,CEO 将进行密集的收购活动以提高社会地位和认可度。对于明星 CEO 所在公司而言,Bang<sup>[11]</sup>发现媒体关注 CEO 能够显著增加所在公司的市场价值和超额收益率。尽管 CEO 的名誉可能对公司带来积极影响,但是成名后拥有更大社会影响力的 CEO 也将面对更多的诱惑。刘江会等<sup>[12]</sup>发现明星高管对公司业绩仅具有短期的促进作用;叶青等<sup>[13]</sup>发现上市公司实际控制人首次登上“胡润百富榜”后,公司会计信息质量显著下降;Malmendier 和 Tate<sup>[3]</sup>表明明星 CEO 将投入更多的时间在与公司经营无关的活动中,成为明星后公司经营业绩出现显著下滑。不仅如此,管理者的短视行为将使名利成为包袱,股东和董事会将因 CEO 获奖而提高对公司未来业绩的预期,如果 CEO 未达到这一预期,股东和董事会将做出更强的负面回应。Wade 等<sup>[14]</sup>发现虽然 CEO 获奖的短期市场反应是积极的,但是从长期看市场将对其做出负面反应。

作为内部代理人,管理层能够优先获取公司的内部信息,隐藏或者披露这些信息很大程度上取决于管理层的个人动机。尽管存在不同情形使管理层及时披露负面信息,例如潜在的诉讼风险、减持期间策略性披露以转移个人财富等<sup>[4,15]</sup>,但是 Kothari 等<sup>[5]</sup>和 Bao 等<sup>[6]</sup>发现,出于职业生涯顾

虑、构建企业帝国、管理个人财富等自利动机,管理层普遍具有隐藏负面信息的倾向。具体来说,企业从披露时机、披露内容和组织形式等多个维度对负面信息披露进行管理。从披露时机上看,过往研究证实了企业对好坏消息披露存在不对称性,企业往往提前披露正面信息,隐藏负面信息,同时存在包括周六公布坏消息的“周历效应”<sup>[16]</sup>等择时披露行为;从披露内容上看,管理层能够通过降低会计信息质量隐藏负面信息,例如 Asay 等<sup>[17]</sup>发现管理层披露坏消息的可读性低于好消息;从组织形式上看,管理层能够利用不同方式隐藏负面信息,例如程新生等<sup>[18]</sup>发现公司利用管理层讨论与分析(MD&A)中的非财务信息掩盖盈余操纵,吴冬梅和刘运国<sup>[19]</sup>发现管理层通过捆绑披露隐藏坏消息。管理层出于自利动机隐藏负面信息将导致严重的经济后果。Jin 和 Myers<sup>[7]</sup>认为个股层面的股价崩盘是由公司内部积累的负面信息集中释放至市场所致,即股价崩盘是投资者识别公司隐藏负面信息的集中反映。股价崩盘将降低资源配置效率,扰乱市场经济秩序。现有研究普遍发现改善信息环境、缓解代理冲突是抑制管理层隐藏负面信息、降低股价崩盘风险的重要方式<sup>[20,21]</sup>。

### 1.2 假说发展

明星 CEO 对公司信息披露的影响可能存在竞争性的解释:名声俘获假说和爱惜羽毛假说。在名声俘获假说下,根据传统的委托代理理论,CEO 的信息披露决策行为与股东的利益并不总是一致。一旦 CEO 成名,意味着其能力得到媒体和同行等外界认可,与劳动力市场上的潜在替代者相比更具竞争力,因此明星 CEO 被解雇的概率显著较低<sup>[22]</sup>;即便主动离职,明星 CEO 也将获得更多的跳槽选择,直到退休后明星 CEO 也拥有更多社会任职和个人收入(例如开讲座、出版传记等)机会<sup>[3]</sup>。从公司外部角度看,随着市场和分析师对明星 CEO 业绩预测的提高,明星 CEO 将采取更多盈余管理行为以满足外部期望<sup>[14]</sup>;从公司内部治理角度看,监督 CEO 的有效性取决于董事会与 CEO 谈判筹码的强弱<sup>[8]</sup>,明星 CEO 成名后在经理人市场上所获取的职业保障、通过社会地位所获取的个人利益保障将增强与董事会的谈判筹码。合理的公司治理结构能够提高信息披露质量,CEO 成名后在公司内部获取的权力将削弱内部

控制制度的监督作用<sup>[23]</sup>。由于 CEO 通常拥有相对于外部投资人更优先的内部信息,他们普遍更愿意隐藏负面信息并希望随后的进展对自己有利<sup>[5]</sup>。当公司内部治理机制失效、董事会无法有效约束明星 CEO 时,明星 CEO 能够更加轻易地利用权力影响披露时机、披露内容和组织形式等方式策略性披露负面信息,说明成名后 CEO 更可能滥用权力恶化信息环境,降低信息透明度,加剧公司内外部信息不对称程度。因此根据“名声俘获假说”,明星 CEO 成名后更会增加隐藏负面信息的机会。

在爱惜羽毛假说下,明星 CEO 从爱护声誉的角度可能会更加自律。随着现代传媒产业的发展,媒体逐渐成为投资者获取资本市场信息的主要渠道之一。现有文献普遍认为媒体在金融市场中扮演着信息中介和外部监督角色。作为信息中介,媒体能够提高上市公司信息传递效率、增加信息透明度;作为外部监督者,媒体在完善公司治理水平和保护投资者权益方面扮演着积极作用<sup>[24,25]</sup>。由于 CEO 常与公司联系在一起,成名后将增加所在公司的媒体曝光率,进而提高信息流动效率与透明度。更重要的是,随着 CEO 公众曝光率提升,CEO 个人和公司都将受到更多的监管关注和投资者注意。明星 CEO 隐藏公司经营过程中出现的负面信息需要付出更大的声誉成本,包括隐藏负面信息以及隐藏失败被发现的成本,声誉惩罚使高管面临被替换等风险<sup>[26]</sup>。根据代理人市场——声誉理论,经理人的职业生涯是重复博弈的过程,被外界发现隐藏负面信息将会损害 CEO 的个人职业声誉,及时披露负面信息建立良好的职业声誉能够增加 CEO 在经理人市场上的竞争力。从长期看,良好的声誉将为 CEO 个人和所在组织带来更加长久、稳定的收益。因此在是否隐藏负面信息的利益权衡中,明星 CEO 更可能选择及时披露负面信息。同时明星 CEO 所建立个人声誉能够缓解其对职业生涯发展的过度关注,现有研究发现 CEO 的“职业生涯忧虑”动机越强烈越可能隐藏负面信息<sup>[27-29]</sup>。明星 CEO 上榜后能够获得更多的职业发展保障,因此通过隐藏负面信息换取职业发展的可能性更小。综上所述,根据“爱惜羽毛假说”,明星 CEO 成名后将及时披露负面信息。

鉴于明星 CEO 成名后“名声俘获假说”和“爱惜羽毛假说”对负面信息披露的对立影响,本

文以零假说的形式提出研究假设

假设 CEO 成名对公司负面信息披露没有影响。

## 2 研究设计

### 2.1 样本选择与数据来源

采用 2009 年~2016 年中国沪深两市 A 股上市公司为研究样本,明星 CEO 数据通过中央电视台、《福布斯》杂志等新闻媒体发布的 CEO 奖项手工整理得到,其他 CEO 个人特征和企业特征数据来源于 CSMAR 数据库。之所以选择 2009 年为研究起点是因为:1) 自 2009 年开始有较多媒体发布榜单,2009 年之前的明星 CEO 数据量过少;2) 2008 年发生全球金融危机,我国金融市场出现剧烈波动,影响负面信息隐藏指标的噪音过多。参照现有文献,将所收集的数据作以下处理:1) 删除金融行业公司观测值;2) 删除年交易周数小于 30 的公司样本,使交易周数达到计算需要;3) 删除控制变量等其他数据缺失的公司样本。在剔除了存在缺失值的数据后,对所有连续型变量进行了 1% 和 99% 水平上的缩尾处理。进行上述处理后,得到有效的公司-年度观测值共计 14 209 个。

### 2.2 变量定义与度量

#### 2.2.1 被解释变量

借鉴 Piotroski 等<sup>[30]</sup>和许言等<sup>[27]</sup>的做法,利用股票收益率的负偏度量负面信息含量,包括负偏态系数  $NCSKEW$  和收益上下波动比率  $DUVOL$ 。个股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,是负面信息反映在股价的表现。为计算个股层面的收益率负偏度,首先使用每家公司的周收益率数据,估计如下的市场指数模型,排除市场和行业的系统性风险的影响

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_{1j} r_{m,t-1} + \beta_{2j} r_{i,t-1} + \beta_{3j} r_{m,t} + \beta_{4j} r_{i,t} + \beta_{5j} r_{m,t+1} + \beta_{6j} r_{i,t+1} + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

其中  $r_{j,t}$  为公司  $j$  第  $t$  期考虑现金红利再投资的周收益率;  $r_{m,t}$  为所有上市公司流通市值加权计算的第  $t$  期市场周收益率;  $r_{i,t}$  为  $j$  公司所属  $i$  行业的流通市值加权计算的第  $t$  期行业周收益率;  $\varepsilon_{j,t}$  为残差,代表公司  $j$  股票周收益率未被市场周收益率和行业周收益率解释的部分。

1) 对随机误差项进行对数转换以使残差项

呈现标准正态分布

$$w_{j,t} = \ln(1 + \hat{\varepsilon}_{j,t}) \quad (2)$$

式中  $w_{j,t}$  为  $j$  公司第  $t$  期的周特定收益率;  $\hat{\varepsilon}_{j,t}$  为式(2)估计的残差.

2) 首先采用公司股票收益负偏态系数度量隐藏负面信息的程度,其值越大,表示负面信息隐藏越多.公司  $j$  在年度  $t$  的股票收益负偏态系数为

$$NCSKEW_{j,t} = -\frac{n(n-1)^{3/2} \sum w_{j,t}^3}{(n-1)(n-2) (\sum w_{j,t}^2)^{3/2}} \quad (3)$$

式中  $n$  为交易周数;  $w_{j,t}$  为公司  $j$  在第  $t$  期的公司特定收益率.

3) 定义收益上下波动比率为第 2 个负面信息隐藏指标,是股价下跌波动率与上涨波动率之比,其值越大,表示负面信息隐藏越多.公司  $j$  在年度  $t$  的收益上下波动比率为

$$DUVOL_{j,t} = \ln \frac{(n_u - 1) \sum_{down} w_{j,t}^2}{(n_d - 1) \sum_{up} w_{j,t}^2} \quad (4)$$

式中  $n_d$  ( $n_u$ ) 分别为特定收益率小于(大于)其年度均值的周数.

### 2.2.2 解释变量

本文借鉴 Malmendier 和 Tate<sup>[3]</sup>、醋卫华和李培功<sup>[9]</sup>的方法,将是否入选媒体发布的 CEO 榜单作为明星 CEO 的代理变量(Starceo),如果当年入选榜单则取值为 1,否则为 0.榜单包括 2009 年~2016 年来自“CCTV 中国年度经济人物”、“福布斯最佳 CEO 榜单”、“第一财经中国最佳商业领袖”和“财富中国最具影响力的 50 位商界领袖榜单”等 4 项榜单.这些榜单评选过程受到了社会公众的大量关注,其评选主要对管理者经营业绩、社会贡献、领导能力等方面进行考查,由重要机构或人物提名推荐,并由权威财经媒体、知名企业家出任评委.榜单中还包含未上市企业、香港上市和海外上市企业 CEO,本文从中筛选出 A 股上市公司明星 CEO 数据.尽管存在通过媒体公关等方式上榜的可能,但是媒体只有提供真实可靠的信息才能赢得良好的社会声誉,如果榜单中评选出的 CEO 有失客观立场,发布榜单的媒体将在市场竞争中遭受声誉和利益上的损失.上述榜单均由权威商业媒体发布,造假成本较高,能在一定程度上

避免 CEO 公关上榜.

### 2.2.3 控制变量

根据现有关于负面信息隐藏和股价崩盘风险的文献<sup>[30,31]</sup>,还控制以下变量:经营业绩(ROA),公司规模(Size),账面市值比(BM),资产负债率(Lev),股票年度平均周收益率(Ret),股票年度周收益率的标准差( $\sigma$ ),信息不透明度(DACC)以及上期股价的负收益偏态系数(NCSKEW).其中,DACC 为可操纵性应计的绝对值,可操纵性应计由 Jones 模型估计得到.

### 2.3 PSM 样本选择

媒体依据一系列条件评选出明星 CEO,因此明星 CEO 与非明星 CEO 之间可能存在系统性差异,例如明星 CEO 上榜前所在公司股价收益率较高,成名后被高估的股价可能被市场重估后回落.为了缓解实验组和对照组之间的系统性差异,采用倾向得分匹配法(PSM),为实验组匹配对照组样本以缓解样本自选择(self-selection)问题.参照 Malmendier 和 Tate<sup>[3]</sup>的做法,选择市场价值(MV)、账面市值比(BM)、股票年度平均周收益率(Ret)、公司规模(Size)、经营业绩(ROA)等企业特征以及 CEO 年龄(Age)、任期(Tenure)、性别(Gend)等个人特征作为匹配变量.

PSM 对是否为明星 CEO(Starceo)进行 Logit 回归,将回归得到的回归系数作为匹配变量的权重,以此计算出样本的倾向得分值,该分值反映样本 CEO 成为明星 CEO 的概率.根据倾向得分值对实验组和对照组进行有放回、1 对 4 的近邻匹配后,最终得到匹配观测值共计 1 376 个,经检验本文 PSM 匹配样本满足平衡性检验.

### 2.4 模型设计

为了检验假设,证明明星 CEO 与负面信息隐藏之间的因果关系,借鉴 Focke 等<sup>[32]</sup>构造双重差分模型(5)进行检验,即将明星上榜作为外生事件,比较明星 CEO(实验组)相对于非明星 CEO(对照组)事件前后股票收益率负偏度和收益上下波动比率的变化

$$\Delta Ncskew_{i,t} = \Delta\alpha + \beta Starceo_{i,t-1} + \gamma \Delta ControlVariable_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式中  $\Delta Ncskew$  为第  $t$  期负面信息隐藏代理变量与第  $t-1$  期变量之间的差值,即  $\Delta NCSKEW$  和

$\Delta DUVOL$ ;  $Starceo_{t-1}$  为  $t-1$  期明星 CEO 代理变量; 其他控制变量均为  $t-1$  期与  $t-2$  期之间的差值; 模型控制了年度和公司层面的固定效应。

### 3 实证结果分析

#### 3.1 描述性统计

表 1 报告了本文全样本中主要变量的描述性统计结果. A 组反映负面信息隐藏指标  $NCSKEW$

和  $DUVOL$  的均值分别为  $-0.349$  和  $-0.278$ , 标准差分别为  $0.889$  和  $0.750$ , 与现有研究保持一致.  $Starceo$  均值为  $0.025$ , 即 A 股上市公司中约有  $2.5\%$  的 CEO 为明星 CEO. 总体上看明星 CEO 比例较小, 说明仅有少部分 CEO 登上媒体发布的榜单, 明星机制在经理人市场上发挥着激励作用. B 组显示 PSM 匹配样本中,  $NCSKEW$  和  $DUVOL$  在实验组和对照组间存在  $1\%$  水平上显著差异, 其他控制变量间均不存在显著区别。

表 1 主要变量的描述性统计  
Table 1 Descriptive statistics of main variables

A 组: 描述性统计						
变量	观测值	均值	标准差	最小值	中值	最大值
全样本						
$NCSKEW_t$	14 209	-0.349	0.889	-2.690	-0.354	1.810
$DUVOL_t$	14 209	-0.278	0.750	-2.030	-0.297	1.660
$Starceo_{t-1}$	14 209	0.025	0.155	0.000	0.000	1.000
$Roa_{t-1}$	14 209	0.039	0.059	-0.184	0.034	0.226
$Size_{t-1}$	14 209	22.000	1.390	19.300	21.800	27.000
$BM_{t-1}$	14 209	1.040	1.100	0.085	0.684	7.110
$Lev_{t-1}$	14 209	0.479	0.218	0.055	0.483	0.980
$Ret_{t-1}$	14 209	0.000	0.006	-0.015	-0.001	0.018
$DACC_{t-1}$	14 209	0.062	0.060	0.001	0.044	0.307
$\sigma_{t-1}$	14 209	0.051	0.017	0.020	0.049	0.106
$NCSKEW_{t-1}$	14 209	-0.336	0.867	-2.690	-0.332	1.780
匹配样本						
$NCSKEW_t$	1 376	-0.288	0.859	-2.690	-0.319	1.810
$DUVOL_t$	1 376	-0.227	0.753	-2.030	-0.258	1.660
$Starceo_{t-1}$	1 376	0.254	0.436	0.000	0.000	1.000
$Roa_{t-1}$	1 376	0.074	0.065	-0.165	0.062	0.226
$Size_{t-1}$	1 376	23.000	1.800	19.300	22.700	27.000
$BM_{t-1}$	1 376	1.210	1.660	0.085	0.573	7.110
$Lev_{t-1}$	1 376	0.483	0.225	0.055	0.483	0.980
$Ret_{t-1}$	1 376	-0.002	0.007	-0.015	-0.002	0.018
$DACC_{t-1}$	1 376	0.067	0.063	0.001	0.049	0.307
$\sigma_{t-1}$	1 376	0.051	0.018	0.020	0.049	0.106
$NCSKEW_{t-1}$	1 376	-0.220	0.807	-2.690	-0.211	1.780
B 组: 实验组与对照组均值比较						
变量	实验组		对照组		差值	
	$N = 350$		$N = 1\ 026$			
$NCSKEW_t$	-0.182		-0.346		0.164***	
$DUVOL_t$	-0.146		-0.276		0.130**	
$Gen_{t-1}$	1.917		1.912		0.005	
$Age_{t-1}$	50.137		50.137		0.000	
$Tenure_{t-1}$	5.968		5.936		0.032	
$MV_{t-2}$	16.775		16.777		-0.002	
$BM_{t-2}$	1.548		1.369		0.179	
$Size_{t-2}$	23.105		23.067		0.038	
$Ret_{t-2}$	0.003		0.003		0.000	
$Roa_{t-2}$	0.108		0.109		-0.001	

3.2 相关性分析

表2列示了主要变量之间的 Pearson 相关系数. 相关性分析显示负面信息隐藏代理变量

*NCSKEW*和 *DUVOL* 和明星 *CEO* 代理变量 *Starceo* 的相关系数分别为 0.030 和 0.028, 且均在 1% 水平上显著为正, 与“名声俘获假说”相符.

表2 相关系数表

Table 2 Correlation matrix

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1 <i>NCSKEW<sub>t</sub></i>	1										
2 <i>DUVOL<sub>t</sub></i>	0.919***	1									
3 <i>Starceo<sub>t-1</sub></i>	0.030***	0.028***	1								
4 <i>Roa<sub>t-1</sub></i>	0.047***	0.044***	0.146***	1							
5 <i>Size<sub>t-1</sub></i>	-0.010	0.012	0.132***	0.044***	1						
6 <i>BM<sub>t-1</sub></i>	-0.113***	-0.097***	0.030***	-0.222***	0.644***	1					
7 <i>Lev<sub>t-1</sub></i>	0.008	0.006	0.011	-0.380***	0.420***	0.538***	1				
8 <i>Ret<sub>t-1</sub></i>	0.135***	0.147***	-0.014	0.128***	-0.090***	-0.157***	-0.005	1			
9 <i>DACC<sub>t-1</sub></i>	0.016*	0.009	0.024***	-0.028***	-0.070***	-0.051***	0.122***	0.028***	1		
10 $\sigma_{t-1}$	0.062***	0.057***	-0.013	-0.047***	-0.182***	-0.279***	-0.006	0.401***	0.094***	1	
11 <i>NCSKEW<sub>t-1</sub></i>	-0.002	-0.014*	0.017**	-0.044***	0.001	0.053***	0.008	-0.541***	0.003	-0.248***	1

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著(双尾检验).

3.3 回归结果分析

表3列示了使用模型(5)回归分析的结果.

回归1和回归2为采用全样本的回归结果, 回归3和回归4为采用配对样本的回归结果. 回归1和

表3 明星 CEO 对负面信息隐藏的影响

Table 3 Effects of superstar CEOs on bad news hoarding

变量	全样本		匹配样本	
	1	2	3	4
	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$
<i>Starceo<sub>t-1</sub></i>	0.198*** (2.79)	0.229*** (3.55)	0.325*** (3.23)	0.300*** (3.06)
$\Delta Roa_{t-1}$	0.195* (1.82)	0.101 (1.12)	1.660** (2.10)	1.604** (2.35)
$\Delta Size_{t-1}$	-0.126*** (-3.78)	-0.123*** (-3.97)	-0.089 (-0.34)	-0.139 (-0.69)
$\Delta BM_{t-1}$	-0.226*** (-9.05)	-0.237*** (-9.79)	-0.099*** (-3.55)	-0.132*** (-5.27)
$\Delta Lev_{t-1}$	0.028 (0.43)	-0.009 (-0.15)	-0.151 (-0.25)	0.212 (0.39)
$\Delta Ret_{t-1}$	3.525*** (2.75)	19.490*** (16.95)	6.911 (1.39)	16.359*** (3.73)
$\Delta DACC_{t-1}$	-0.077 (-0.60)	-0.114 (-1.00)	0.035 (0.06)	0.668 (1.18)
$\Delta \sigma_{t-1}$	2.424*** (3.51)	2.975*** (4.89)	1.715 (0.52)	0.968 (0.35)
$\Delta NCSKEW_{t-1}$	-0.478*** (-50.53)	-0.277*** (-31.46)	-0.468*** (-9.93)	-0.298*** (-7.58)
常数项	-0.203*** (-5.82)	-0.151*** (-4.73)	0.152 (1.09)	0.194* (1.69)
公司	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
观测值	14 209	14 209	1 376	1 376
调整 $R^2$	0.326	0.325	0.329	0.317

注: 括号内为 *t* 值; \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著(双尾检验).

回归 2 显示, 全样本中使用 *NCSKEW* 或者 *DUVOL* 作为负面信息隐藏衡量指标时, *Starceo* 的系数均在 1% 水平上显著为正, 说明明星 CEO 成名后隐藏负面信息的可能性显著增加。回归 3 和回归 4 为采用 PSM 配对缓解自选择偏误后配对样本的回归结果, *Starceo* 的系数仍然在 1% 的水平上显著为正, 结果支持明星 CEO 更倾向于隐藏负面信息。采用全样本和配对样本回归均证明 CEO 成名后显著增加隐藏负面信息的可能性, 支持了“名声俘获假说”, 而非“爱惜羽毛假说”。其原因可能是相对于声誉机制对寻租行为的限制作用, 明星 CEO 成名后强化权力能够更为直接地影响公司信息披露决策, 通过掩盖负面信息以满足私利。

## 4 进一步分析和机制检验

### 4.1 进一步分析

#### 4.1.1 明星 CEO 与财务重述

借鉴 Piotroski 等<sup>[30]</sup>的方式衡量负面信息隐藏。由于管理层隐藏负面信息是难以观测的过程, 因此这种衡量方式源于 Jin 和 Myers<sup>[7]</sup>的股价崩盘理论, 即个股层面的股价崩盘是投资者对负面信息突然释放至市场的集中反映。然而利用投资者反应衡量负面信息隐藏不可避免地包含较多噪音, 因此还利用公司的财务重述这一事后可直接观测的行为作为负面信息隐藏的衡量方式。现有研究发现财务重述是管理层操纵会计信息、隐藏负面信息的重要手段<sup>[33]</sup>。明星 CEO 如果利用财务重述改变公司的信息流, 那么将观测到明星 CEO 显著增加公司财务重述的概率。为检验这一渠道, 构建如下模型

$$\Delta Restatement_{i,t} = \Delta\alpha + \beta Starceo_{i,t-1} + \gamma \Delta ControlVariable_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式中  $\Delta Restatement_{i,t}$  为第  $t$  期财务重述哑变量和第  $t-1$  期哑变量之间的差值。当公司出现财务重述时  $Restatement_{i,t}$  取值为 1, 否则为 0, 因此当  $\Delta Restatement_{i,t}$  为 1 时表示公司  $t-1$  期未出现财务重述, 而  $t$  期出现财务重述。根据何威风和刘启亮<sup>[33]</sup>的研究, 模型中还控制了以下因素的变化值对财务重述变化的影响: 资产负债率 (*Lev*)、资产回报率 (*ROA*)、销售收入增长率 (*Growth*)、公司规模 (*Size*)、两职合一 (*Dual*)、是否由 4 大会计师事

务所审计 (*Big4*)、董事会规模 (*Boardsize*)、独立董事比例 (*Indepen*)。模型控制了年度及公司层面的固定效应。

财务重述的数据来自迪博数据库, 其他数据来自 CSMAR 数据库。表 4 列示了明星 CEO 对财务重述影响的实证结果。由表 4 可知, *Starceo* 回归系数均在 5% 水平上显著为正, 表明明星 CEO 成名后公司发生财务重述的概率显著增加。这一证据说明明星 CEO 通过财务重述加剧信息不对称程度, 进一步证实 CEO 上榜后更可能隐藏负面信息。

表 4 明星 CEO 对财务重述的影响

Table 4 Effects of superstar CEOs on financial restatement

变量	$\Delta Restatement_{i,t}$	
	全样本	PSM 匹配样本
$Starceo_{t-1}$	0.383** (2.01)	1.032** (2.49)
$\Delta Lev_{t-1}$	0.029 (0.77)	2.394 (1.10)
$\Delta ROA_{t-1}$	0.047 (0.43)	8.771** (2.05)
$\Delta Growth_{t-1}$	0.000 (0.21)	0.360 (0.87)
$\Delta Size_{t-1}$	0.265*** (4.03)	0.132 (0.15)
$\Delta Dual_{t-1}$	-0.089 (-1.05)	0.927 (0.70)
$\Delta Big4_{t-1}$	-0.963*** (-2.74)	-13.155 (-0.02)
$\Delta Boardsize_{t-1}$	0.049 (1.47)	-0.268 (-1.03)
$\Delta Indepen_{t-1}$	-0.025 (-0.04)	8.032 (1.59)
公司	控制	控制
年份	控制	控制
观测值	10 503	242
伪 $R^2$	0.028	0.186

注: 括号内为  $z$  值, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著 (双尾检验)。

#### 4.1.2 CEO 退出榜单与负面信息隐藏

前述研究结果证明明星 CEO 上榜后将显著增加隐藏负面信息的可能性。进一步, 会联想到明星 CEO 退出榜单会如何影响信息披露。如果明星 CEO 上榜成名削弱董事会的监督力度, 那么 CEO 退出榜单后可能受到更多来自董事会的约束, 其



隐藏负面信息的可能性将相较于在榜单时明显减小。如果这一猜想得到证实,也将进一步证明明星CEO上榜与隐藏负面信息之间的因果关系。为研究CEO退出榜单与负面信息隐藏之间的关系,在模型(5)基础上建立如下模型

$$\Delta Ncskew_{i,t} = \Delta\alpha + \beta Exitlist_{i,t-1} + \gamma \Delta ControlVariable_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

式中  $ExitList_{i,t}$  表示明星CEO是否退出榜单,当  $t-1$

年CEO在榜单上、 $t$ 年不在榜单之列时  $ExitList_{i,t}$  取值为1,否则取值为0。表5列示了模型(7)回归分析的结果<sup>③</sup>,无论采用全样本回归,还是采用配对样本回归,结果均发现当CEO退出榜单后,  $ExitList$  在5%水平上显著为负,即退出榜单后CEO抑制负面信息披露的可能性显著降低<sup>④</sup>。研究结果证实了猜想,也从另一面进一步说明明星CEO上榜与隐藏负面信息存在因果关系。

表5 明星CEO退出榜单对负面信息隐藏的影响

Table 5 Effects of superstar CEOs exiting the list on bad news hoarding

变量	全样本		匹配样本	
	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$
$ExitList_{t-1}$	-0.202** (-2.20)	0.227*** (-2.92)	-0.467** (-2.34)	-0.547*** (-2.90)
$\Delta Roa_{t-1}$	0.190* (1.81)	0.096 (1.09)	1.452* (1.88)	1.392** (2.09)
$\Delta Size_{t-1}$	-0.127*** (-3.80)	-0.124*** (-4.00)	-0.133 (-0.50)	-0.174 (-0.86)
$\Delta BM_{t-1}$	-0.227*** (-9.13)	-0.238*** (-9.88)	-0.103*** (-3.62)	-0.134*** (-5.23)
$\Delta Lev_{t-1}$	0.025 (0.39)	-0.013 (-0.20)	-0.343 (-0.55)	0.024 (0.04)
$\Delta Ret_{t-1}$	3.339*** (2.60)	19.273*** (16.75)	7.479 (1.50)	16.915*** (3.87)
$\Delta DACC_{t-1}$	-0.080 (-0.62)	-0.118 (-1.03)	0.033 (0.06)	0.643 (1.14)
$\Delta \sigma_{t-1}$	2.405*** (3.48)	2.952*** (4.85)	1.972 (0.60)	1.283 (0.46)
$\Delta NCSKEW_{t-1}$	-0.479*** (-50.62)	-0.278*** (-31.54)	-0.466*** (-9.89)	-0.295*** (-7.53)
常数项	-0.198*** (-5.72)	-0.145*** (-4.58)	0.239* (1.74)	0.274** (2.43)
公司	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
观测值	14 209	14 209	1 376	1 376
调整 $R^2$	0.326	0.325	0.327	0.318

注: 括号内为  $t$  值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著(双尾检验)。

#### 4.2 机制检验

管理层权力,是指管理层执行自身意愿的能力,它一般是在公司内部治理出现缺陷、外部缺乏

相应制度约束的情况下,管理层所表现的超出其特定控制权范畴的深度影响力<sup>[34]</sup>。根据理论分析,CEO成名后所获取的职业保障将增加与董事

③ CEO退出榜单检验中的研究样本相同,其中全样本观测值共计14 209个,匹配观测值共计1 376个。样本中包含CEO未上榜之前以及重复上榜的年度。

④ CEO进入榜单后维持了较高的知名度,退出榜单可能仅导致社会关注度相对弱化,因此本文进一步探究了CEO退出榜单后各年份对负面信息影响的变化。本文通过多期检验( $t+1$ 、 $t+2$ 和 $t+3$ 期)后未发现退出榜单的CEO将影响负面信息隐藏。由于篇幅限制,本文未报告相关表格。

会的谈判筹码,削弱董事会监督的有效性。当公司内部治理无法有效约束明星 CEO 行为,他可能利用权力做出符合自身意愿的决策,影响信息披露在内的一系列公司行为。同时,CEO 成名后可能因忙于其他社会活动而导致其精力分散,进而对企业的内部治理产生负面影响。为检验 CEO 隐藏负面信息的机制,构建如下模型进行分析

$$\Delta Ncskew_{i,t} = \Delta\alpha + \beta_1 Starceo_{i,t-1} + \beta_2 Starceo_{i,t-1} \times ConditionalVariable_{i,t-1} + \beta_3 ConditionalVariable_{i,t-1} + \gamma \Delta ControlVariable_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

表 6 明星 CEO 隐藏负面信息机制检验

Table 6 Tests on the mechanism of the effect of superstar CEOs on bad news hoarding

变量	Tenure		Dual	
	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$
$Starceo_{t-1}$	0.296*** (2.83)	0.274*** (2.67)	0.309*** (3.08)	0.288*** (2.92)
$Starceo_{t-1} \times Tenure_{t-1}$	0.424** (2.21)	0.378** (2.04)	—	—
$Tenure_{t-1}$	-0.224 (-1.65)	-0.195 (-1.59)	—	—
$Starceo_{t-1} \times Dual_{t-1}$	—	—	0.491** (2.22)	0.384* (1.79)
$Dual_{t-1}$	—	—	0.027 (0.10)	0.087 (0.38)
$\Delta Roa_{t-1}$	1.676** (2.15)	1.619** (2.40)	1.734** (2.19)	1.665** (2.39)
$\Delta Size_{t-1}$	-0.055 (-0.21)	-0.110 (-0.55)	-0.211 (-0.70)	-0.192 (-0.76)
$\Delta BM_{t-1}$	-0.096*** (-3.44)	-0.128*** (-5.04)	-0.101*** (-3.63)	-0.133*** (-5.30)
$\Delta Lev_{t-1}$	-0.208 (-0.34)	0.162 (0.30)	0.172 (0.29)	0.422 (0.77)
$\Delta Ret_{t-1}$	7.980 (1.63)	17.316*** (3.97)	5.880 (1.17)	15.426*** (3.46)
$\Delta DACC_{t-1}$	0.041 (0.07)	0.674 (1.19)	0.033 (0.06)	0.675 (1.20)
$\Delta \sigma_{t-1}$	1.684 (0.51)	0.940 (0.34)	0.863 (0.26)	0.429 (0.15)
$\Delta NCSKEW_{t-1}$	-0.465*** (-10.11)	-0.296*** (-7.64)	-0.477*** (-10.03)	-0.304*** (-7.72)
常数项	0.238 (1.63)	0.270** (2.16)	0.201 (1.27)	0.212 (1.57)
公司	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
观测值	1 376	1 376	1 376	1 376
调整 $R^2$	0.334	0.321	0.337	0.321

注：括号内为  $t$  值，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著（双尾检验）。

⑤ 在对 CEO 精力分散进而影响信息披露的分析中,本文采用“CEO 是否在其他上市公司兼职”作为精力分散的代理变量进行检验,但是检验结果不支持这一机制。由于篇幅限制,本文未报告相关表格。

### 4.3 拓展

媒体在发布榜单的过程中建立起 CEO 评价体系,从不同渠道、不同维度考量管理者。尽管媒体出于保护声誉和自身利益的需要,在一定程度上将保证榜单的真实性和公正性,但是无法排除个别媒体为了追求轰动效应热衷于关注有限的若干公司<sup>[36]</sup>,甚至可能存在利用评选胁迫公司的现象<sup>[37]</sup>。同时媒体对 CEO 的评价体系可能存在缺陷,部分进入榜单的 CEO 可能通过影响公司的财务数据,策略性地管理自身的媒体曝光度和社会形象,在短期内改善公司财务业绩以寻求登上榜单。因此本文认为 CEO 明星效应对负面信息影响将因公司特质差别而有所不同,对于那些盈余质量较低、代理问题较严重的公司,明星 CEO 更可

能隐藏负面信息。为检验这一猜想,利用模型(8)进行检验,主要考察公司盈余质量和 CEO 持股的调节影响。

当 CEO 持股比例高于行业中位数时, *Holdings* 取值为 1, 否则取 0。表 7 列示了公司特征对明星 CEO 与隐藏负面信息关系影响的回归结果。由表 7 的实证结果可知, *Starceo* × *DACC* 的回归系数均在 1% 水平上显著为正,表明盈余质量越低的明星 CEO,其隐藏负面信息的可能性越大,潜在说明了“徒有虚名”的明星 CEO 成名后更可能抑制负面信息披露。*Starceo* × *Holdings* 的回归系数均在 5% 水平上显著为正,表明管理层持股有利于缓解代理问题,明星 CEO 持股越多,其隐藏负面信息的动机越弱。

表 7 公司特征对明星 CEO 与负面信息隐藏关系的影响

Table 7 Mediation effects of corporate characteristics on the relationship between superstar CEOs and bad news hoarding

变量	DACC		Holdings	
	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$
<i>Starceo</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.314 *** (3.20)	0.294 *** (3.09)	0.310 *** (2.94)	0.282 *** (2.74)
<i>Starceo</i> <sub><i>t</i>-1</sub> × <i>DACC</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	5.782 *** (3.95)	6.254 *** (4.37)	—	—
<i>DACC</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-2.277 ** (-2.25)	-2.899 *** (-3.05)	—	—
<i>Starceo</i> <sub><i>t</i>-1</sub> × <i>Holdings</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	—	—	-0.422 ** (-2.21)	-0.414 ** (-2.40)
<i>Holdings</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	—	—	0.418 *** (3.14)	0.373 *** (2.93)
$\Delta Roa$ <sub><i>t</i>-1</sub>	1.775 ** (2.18)	1.755 ** (2.55)	1.379* (1.69)	1.394* (1.96)
$\Delta Size$ <sub><i>t</i>-1</sub>	0.008 (0.03)	0.003 (0.02)	-0.07 (-0.27)	-0.118 (-0.59)
$\Delta BM$ <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.106 *** (-3.73)	-0.136 *** (-5.36)	-0.092 *** (-3.11)	-0.131 *** (-4.52)
$\Delta Lev$ <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.077 (-0.13)	0.239 (0.47)	-0.142 (-0.23)	0.224 (0.40)
$\Delta Ret$ <sub><i>t</i>-1</sub>	6.843 (1.40)	16.401 *** (3.93)	5.546 (1.11)	14.779 *** (3.36)
$\Delta \sigma$ <sub><i>t</i>-1</sub>	1.422 (0.44)	0.756 (0.28)	2.019 (0.60)	1.5 (0.52)
$\Delta NCSKEW$ <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.459 *** (-9.66)	-0.288 *** (-7.38)	-0.488 *** (-10.42)	-0.313 *** (-7.84)
$\Delta DACC$ <sub><i>t</i>-1</sub>	—	—	0.063 (0.11)	0.639 (1.09)
常数项	0.323* (1.94)	0.403 *** (2.83)	-0.135 (-0.73)	-0.049 (-0.31)
公司	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
观测值	1 376	1 376	1 320	1 320
调整 R <sup>2</sup>	0.345	0.338	0.343	0.326

注: 括号内为 *t* 值, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著(双尾检验)。

## 5 稳健性检验

### 5.1 明星 CEO 成名定义

解释变量 *Starceo* 为  $t-1$  期 CEO 上榜. 在稳健性检验中, 在模型 (5) 基础上, 将明星 CEO 成名分别定义为: 1)  $t-1$  期和  $t-2$  期明星 CEO 上榜代理变量之差 ( $\Delta Starceo$ ); 2) 第 1 次上榜的明星 CEO (*FirsttimeStarceo*); 3)  $t-2$  期不在榜单,  $t-1$  期上榜的明星 CEO (*BeStarceo*).

表 8 列示了明星 CEO 定义的回归分析结果. 回归 1 和回归 2 使用  $\Delta Starceo$  作为明星 CEO 的代理变量, 回归系数均在 1% 水平上显著为正; 回归 3 和回归 4 将衡量明星 CEO 成名的变量更换为 *FirsttimeStarceo*, 回归系数均在 10% 水平上显著为正; 回归 5 和回归 6 将衡量明星 CEO 成名的变量更换为 *BeStarceo*, 回归系数均在 5% 水平上显著为正. 回归 1 ~ 回归 6 使用不同衡量明星 CEO 成名的变量后总体上支持“名声俘获假说”, 即 CEO 成名后将显著增加隐藏负面信息的可能性.

表 8 明星 CEO 成名度量方法的稳健性检验

Table 8 Robust test of alternative measures of superstar CEOs

变量	回归					
	1	2	3	4	5	6
	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$
$\Delta Starceo_{t-1}$	0.259*** (2.81)	0.254*** (2.86)	—	—	—	—
<i>FirsttimeStarceo</i> <sub><math>t-1</math></sub>	—	—	0.265** (2.46)	0.200* (1.91)	—	—
<i>BeStarceo</i> <sub><math>t-1</math></sub>	—	—	—	—	0.248** (2.42)	0.213** (2.14)
$\Delta Roa_{t-1}$	1.512* (1.95)	1.466** (2.19)	1.535** (1.97)	1.489** (2.19)	1.556** (2.00)	1.507** (2.21)
$\Delta Size_{t-1}$	-0.125 (-0.47)	-0.171 (-0.85)	-0.151 (-0.57)	-0.197 (-0.97)	-0.139 (-0.52)	-0.186 (-0.92)
$\Delta BM_{t-1}$	-0.105*** (-3.76)	-0.137*** (-5.44)	-0.103*** (-3.64)	-0.135*** (-5.31)	-0.106*** (-3.80)	-0.138*** (-5.43)
$\Delta Lev_{t-1}$	-0.206 (-0.34)	0.167 (0.30)	-0.206 (-0.33)	0.146 (0.26)	-0.185 (-0.30)	0.173 (0.31)
$\Delta Ret_{t-1}$	5.784 (1.16)	15.230*** (3.52)	6.104 (1.22)	15.822*** (3.59)	5.780 (1.15)	15.415*** (3.52)
$\Delta DACC_{t-1}$	0.000 (0.00)	0.629 (1.12)	0.081 (0.14)	0.717 (1.25)	0.054 (0.09)	0.689 (1.21)
$\Delta \sigma_{t-1}$	1.930 (0.59)	1.182 (0.42)	1.799 (0.55)	1.022 (0.37)	1.754 (0.53)	0.998 (0.36)
$\Delta NCSKEW_{t-1}$	-0.472*** (-10.08)	-0.302*** (-7.73)	-0.473*** (-10.06)	-0.303*** (-7.68)	-0.474*** (-10.09)	-0.303*** (-7.72)
常数项	0.170 (1.23)	0.207* (1.84)	0.170 (1.24)	0.223** (1.97)	0.174 (1.26)	0.219* (1.93)
公司	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
观测值	1 376	1 376	1 376	1 376	1 376	1 376
调整 $R^2$	0.330	0.318	0.326	0.311	0.326	0.312

注: 括号内为  $t$  值, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著 (双尾检验).

### 5.2 明星 CEO 的替代衡量: CEO 新闻报道数

将 CEO 上榜作为影响 CEO 公众关注度的外生冲击. 由于 CEO 的名声和关注度的影响因素包含多个维度, 一部分 CEO 在上榜之前可能已经被大众所熟知, 因此上榜对这些 CEO 的关注度影响较小. 尽管从大样本角度看, CEO 上榜后公众关注度将显著更高<sup>[9]</sup>, 但是为了缓解一部分“名声在外”CEO 的影响, 在稳健性检验中借鉴 Francis 等<sup>[38]</sup>的研究, 采用 CEO 的报刊新闻报道数作为 CEO 名声的代理变量, 构建模型(9)进行检验.

$$\Delta Necksew_{i,t} = \Delta \alpha + \beta \Delta MediaCoverage_{i,t-1} + \gamma \Delta ControlVariable_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

式中  $\Delta MediaCoverage$  代表 CEO 上榜前报刊媒体报道数量的变化值, 计算方法为  $t-1$  期与  $t-2$  期 CEO 新闻报道数之差与 1 之和的对数, 若变化值为负数则取其相反数进行对数处理后再取负数. CEO 媒体报道数来自 CNRDS 数据库. 表 9 列示了模型(9)回归分析的结果, 由表 9 可知,  $\Delta MediaCoverage$  的回归系数均在 10% 水平上显著为正, 研究结果与本文结论相符.

表 9 CEO 媒体报道与负面信息隐藏的影响

Table 9 Effects of CEOs media coverage on bad news hoarding

变量	全样本		匹配样本	
	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$	$\Delta NCSKEW_t$	$\Delta DUVOL_t$
$\Delta MediaCoverage_{t-1}$	0.016 ** (2.47)	0.021 *** (3.56)	0.026 * (1.76)	0.035 *** (2.68)
$\Delta Roa_{t-1}$	0.318 (1.49)	0.171 (0.89)	1.099 (1.62)	1.126 * (1.76)
$\Delta Size_{t-1}$	-0.159 *** (-2.73)	-0.184 *** (-3.22)	-0.428 (-1.38)	-0.341 (-1.30)
$\Delta BM_{t-1}$	-0.241 *** (-8.29)	-0.255 *** (-8.93)	-0.106 *** (-3.60)	-0.136 *** (-5.60)
$\Delta Lev_{t-1}$	0.148 (1.08)	0.141 (1.18)	0.276 (0.41)	0.383 (0.62)
$\Delta Ret_{t-1}$	3.685 ** (2.22)	19.091 *** (12.85)	5.864 (1.12)	16.237 *** (3.51)
$\Delta DACC_{t-1}$	0.045 (0.26)	0.045 (0.29)	0.239 (0.41)	0.772 (1.36)
$\Delta \sigma_{t-1}$	1.934 ** (2.10)	3.071 *** (3.83)	3.996 (1.11)	3.075 (0.96)
$\Delta NCSKEW_{t-1}$	-0.477 *** (-38.71)	-0.280 *** (-24.37)	-0.475 *** (-9.51)	-0.304 *** (-7.36)
常数项	-0.145 *** (-3.16)	-0.077 * (-1.85)	0.208 (1.36)	0.198 (1.50)
公司	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
观测值	9 048	9 048	1 080	1 080
调整 $R^2$	0.329	0.332	0.324	0.315

注: 括号内为  $t$  值; \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著(双尾检验).

### 5.3 其他稳健性检验

还进行了如下稳健性测试: 1) 安慰剂检验. 如果隐藏负面信息是 CEO 成名所致, 那么人为改变 CEO 上榜的时间后, 模型的估计结果将不再成立. 因此, 人为地将 CEO 上榜的时间分别向

前和向后调整 1 期和 2 期以作为安慰剂, 重新估计 DID 模型, 结果发现, 关键变量系数不再显著, 说明本文结果具有稳健性; 2) 进一步控制董事会规模、独立董事比例等内部控制因素的影响, 结论仍然成立; 3) 由于本文主要控制变量为

差分值, CEO 个人特征变量差分后均为常数. 为了控制 CEO 个人特征的影响, 本文在稳健性检验中进一步控制 CEO 个人层面的固定效应, 加以控制后前述结论仍然成立; 4) 2015 年由于杠杆比例过高等多种因素影响下我国股票市场出现大幅波动, 剔除 2015 年以缓解其他潜在因素的影响后, 结论仍然成立; 5) 计算在公司和时间两个维度上聚类 (cluster) 调整的标准误后结论仍然成立. 总体上, 进行多种稳健性测试后本文的相关研究结论仍然成立, 因篇幅限制省略汇报相关表格.

## 6 结束语

明星现象已成为资本市场上的常见现象, 明星 CEO 往往领取更高的薪酬, 然而明星 CEO 成名后将如何影响公司信息披露决策仍待研究. 为了探究这个问题, 本文以 2009 年~2016 年我国 A 股上市公司为研究样本, 对明星 CEO 是否更可能隐藏负面信息进行检验. 研究采用双重差分模型, 发现明星 CEO 成名将显著增加隐藏负面信息的

可能性, 支持“名声俘获”假说. 进一步研究发现, 明星 CEO 成名后发生财务重述的概率显著增加, 明星 CEO 一旦退出榜单其隐藏负面信息的可能性则显著降低. 机制检验表明明星 CEO 通过管理层权力抑制负面信息披露, 另外上榜前盈余质量较低、代理问题较严重的公司, 其 CEO 隐藏负面信息的可能性更高, 说明“徒有虚名”的明星 CEO 更可能隐藏负面信息.

本文研究具有重要的理论贡献和现实意义. 理论贡献体现在: 拓展了明星 CEO 如何影响公司决策的文献, 加深了对管理层隐藏负面信息动机的理解, 丰富了股价崩盘风险研究中管理层个人因素的研究, 同时为更加全面地理解媒体如何影响公司行为提供经验证据. 在现实意义上, 尽管明星 CEO 潜在地提升了公司信誉和市场形象, 但是成名可能削弱公司内部治理的有效性, 投资者仍需要对明星 CEO 所在公司保持警惕. 证券监管部门应当提高信息披露违规成本, 进一步推动完善公司内部治理机制, 健全公司外部监督机制和中小投资者保护制度, 建立起有序发展、成熟健康的资本市场.

### 参考文献:

- [1] 纪 杨, 周二华, 龙立荣, 等. 企业所有制调节作用下的名人 CEO 与组织吸引力研究[J]. 管理学报, 2016, 13(1): 73-81.  
Ji Yang, Zhou Erhua, Long Lirong, et al. The relationship between CEO celebrity and organizational attractiveness: The moderating effect of firm ownership[J]. Chinese Journal of Management, 2016, 13(1): 73-81. (in Chinese)
- [2] Rosen S. The economics of superstars[J]. American Economic Review, 1981, 71(5): 845-858.
- [3] Malmendier U, Tate G. Superstar CEOs[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1593-1638.
- [4] Skinner D J. Earnings disclosures and stockholder lawsuits[J]. Journal of Accounting and Economics, 1997, 23(3): 249-282.
- [5] Kothari S P, Shu S, Wysocki P D. Do managers withhold bad news? [J]. Journal of Accounting Research, 2009, 47(1): 241-276.
- [6] Bao D, Kim Y, Mian G M, et al. Do managers disclose or withhold bad news? Evidence from short interest [J]. The Accounting Review, 2019, 94(3): 1-26.
- [7] Jin L, Myers S C.  $R^2$  around the world: New theory and new tests [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 257-292.
- [8] Hermalin B E, Weisbach M S. Endogenously chosen boards and their monitoring of the CEO [J]. American Economic Review, 1998, 88(1): 96-118.

- [9] 醋卫华, 李培功. 媒体追捧与明星 CEO 薪酬[J]. 南开管理评论, 2015, 18(1): 118-129.  
Cu Weihua, Li Peigong. Media blurbs and compensation of superstar CEO [J]. Nankai Business Review, 2015, 18(1): 118-129. (in Chinese)
- [10] Shi W, Zhang Y, Hoskisson R E. Ripple effects of CEO awards: Investigating the acquisition activities of superstar CEOs' competitors [J]. Strategic Management Journal, 2017, 38(10): 2080-2102.
- [11] Bang D N. Is more news good news? Media coverage of CEOs, firm value, and rent extraction [J]. Quarterly Journal of Finance, 2015, 5(4): 1-38.
- [12] 刘江会, 顾雪芹, 王海之. 媒体评选“明星高管”具有改善公司绩效的作用吗? [J]. 证券市场导报, 2019, (3): 34-42.  
Liu Jianghui, Gu Xueqin, Wang Haizhi. Does the selection of “superstar executives” by media improve corporate performance? [J]. Securities Market Herald, 2019, (3): 34-42. (in Chinese)
- [13] 叶青, 李增泉, 李光青. 富豪榜会影响企业会计信息质量吗? ——基于政治成本视角的考察 [J]. 管理世界, 2012, (1): 104-120.  
Ye Qing, Li Zengquan, Li Guangqing. Does the rich list affect the quality of corporate accounting information? A study from the perspective of political costs [J]. Management World, 2012, (1): 104-120. (in Chinese)
- [14] Wade J B, Porac J F, Pollock T G, et al. The burden of celebrity: The impact of CEO certification contests on CEO pay and performance [J]. Academy of Management Journal, 2006, 49(4): 643-660.
- [15] 易志高, 潘子成, 茅宁. 策略性媒体披露与财富转移——来自公司高管减持期间的证据 [J]. 经济研究, 2017, 52(4): 168-182.  
Yi Zhigao, Pan Zicheng, Mao Ning. Strategic media disclosure and wealth transfer: Evidence from managers' stock selling [J]. Economic Research Journal, 2017, 52(4): 168-182. (in Chinese)
- [16] 谭伟强. 我国股市盈余公告的“周历效应”与“集中公告效应”研究 [J]. 金融研究, 2008, (2): 152-167.  
Tan Weiqiang. Research on “weekly calendar effect” and “concentrative announcement effect” of earnings announcement in Chinese stock market [J]. Journal of Financial Research, 2008, (2): 152-167. (in Chinese)
- [17] Asay H S, Libby R, Rennekamp K. Firm performance, reporting goals, and language choices in narrative disclosures [J]. Journal of Accounting and Economics, 2018, 65(2/3): 380-398.
- [18] 程新生, 刘建梅, 程悦. 相得益彰抑或掩人耳目: 盈余操纵与 MD&A 中非财务信息披露 [J]. 会计研究, 2015, (8): 11-18.  
Cheng Xinsheng, Liu Jianmei, Cheng Yue. Complementing each other or covering one's eyes: Earnings manipulation and non-financial information disclosure in MD&A [J]. Accounting Research, 2015, (8): 11-18. (in Chinese)
- [19] 吴冬梅, 刘运国. 捆绑披露是隐藏坏消息吗? ——来自独立董事辞职公告的证据 [J]. 会计研究, 2012, (12): 19-25.  
Wu Dongmei, Liu Yunguo. Does bundle disclosure hide bad news? Evidence from the resignation announcement of independent directors [J]. Accounting Research, 2012, (12): 19-25. (in Chinese)
- [20] 张俊生, 汤晓建, 李广众. 预防性监管能够抑制股价崩盘风险吗? ——基于交易所年报问询函的研究 [J]. 管理科学学报, 2018, 21(10): 117-131.  
Zhang Junsheng, Tang Xiaojian, Li Guangzhong. Does the preventive regulation mitigate stock price crash risk? Evidence from comment letters [J]. Journal of Management Sciences in China, 2018, 21(10): 117-131. (in Chinese)
- [21] 李沁洋, 许年行. 资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据 [J]. 管理科学学报, 2019, 22(8): 108-126.  
Li Qinyang, Xu Nianhang. Capital market liberalization and stock price crash risk: Evidence from Shanghai-Hong Kong

- Stock Connect [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(8): 108 – 126. (in Chinese)
- [22] Park J H, Kim C, Sung Y D. Whom to dismiss? CEO celebrity and management dismissal [J]. *Journal of Business Research*, 2014, 67(11): 2346 – 2355.
- [23] Lisic L L, Neal T L, Zhang I X, et al. CEO power, internal control quality, and audit committee effectiveness in substance versus in form [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33(3): 1199 – 1237.
- [24] Dyck A, Volchkova N, Zingales L. The corporate governance role of the media: Evidence from Russia [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63(3): 1093 – 1135.
- [25] 李培功, 沈艺峰. 经理薪酬、轰动报道与媒体的公司治理作用 [J]. *管理科学学报*, 2013, 16(10): 67 – 84.  
Li Peigong, Shen Yifeng. CEO compensation, sensational coverage, and media governance [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2013, 16(10): 67 – 84. (in Chinese)
- [26] Holmström B. Managerial incentive problems: A dynamic perspective [J]. *Review of Economic Studies*, 2010, 66(1): 169 – 182.
- [27] 许言, 邓玉婷, 陈钦源, 等. 高管任期与公司坏消息的隐藏 [J]. *金融研究*, 2017, (12): 174 – 190.  
Xu Yan, Deng Yuting, Chen Qinyuan, et al. CEO tenure and bad news hoarding [J]. *Journal of Financial Research*, 2017, (12): 174 – 190. (in Chinese)
- [28] Baginski S P, Campbell J L, Hinson L A, et al. Do career concerns affect the delay of bad news disclosure? [J]. *The Accounting Review*, 2018, 93(2): 61 – 95.
- [29] Ali A, Li N, Zhang W. Restrictions on managers' outside employment opportunities and asymmetric disclosure of bad versus good news [J]. *The Accounting Review*, 2019, 94(5): 1 – 25.
- [30] Piotroski J D, Wong T J, Zhang T. Political incentives to suppress negative information: Evidence from Chinese listed firms [J]. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(2): 405 – 459.
- [31] Kim J B, Li Y, Zhang L. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 100(3): 639 – 662.
- [32] Focke F, Maug E, Niessen-Ruenzi A. The impact of firm prestige on executive compensation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 123(2): 313 – 336.
- [33] 何威风, 刘启亮. 我国上市公司高管背景特征与财务重述行为研究 [J]. *管理世界*, 2010, (7): 144 – 155.  
He Weifeng, Liu Qiliang. Research on the background characteristics of executives and financial restatement behavior of listed companies in China [J]. *Management World*, 2010, (7): 144 – 155. (in Chinese)
- [34] 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, 45(11): 73 – 87.  
Quan Xiaofeng, Wu Shinong, Wen Fang. Management power, private income and compensation rigging [J]. *Economic Research Journal*, 2010, 45(11): 73 – 87. (in Chinese)
- [35] 卢锐, 魏明海, 黎文靖. 管理层权力、在职消费与产权效率——来自中国上市公司的证据 [J]. *南开管理评论*, 2008, 11(5): 85 – 92.  
Lu Rui, Wei Minghai, Li Wenjing. Managerial power, perquisite consumption and performance of property right: Evidence from Chinese listed companies [J]. *Nankai Business Review*, 2008, 11(5): 85 – 92. (in Chinese)
- [36] 杨德明, 令媛媛. 媒体为什么会报道上市公司丑闻? [J]. *证券市场导报*, 2011, (10): 17 – 23.  
Yang Deming, Ling Yuanyuan. Why did media report the scandals of listed companies? [J]. *Securities Market Herald*, 2011, (10): 17 – 23. (in Chinese)
- [37] 金宇超, 靳庆鲁, 严青蕾. 合谋与胁迫: 作为经济主体的媒体行为——基于新闻敲诈曝光的事件研究 [J]. *管理科学学报*, 2018, 21(3): 6 – 27.  
Jin Yuchao, Jin Qinglu, Yan Qinglei. Collusion and extortion: Media behavior under economics perspective: An event



- study based on news extortion case [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(3): 6–27. (in Chinese)
- [38] Francis J, Huang A H, Rajgopal S, et al. CEO reputation and earnings quality [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2008, 25(1): 109–147.

## The curse of reputation: Superstar CEOs and bad news hoarding

*YU Li-sheng, LAN Yi-yang, WANG Yan-yan\**

School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China

**Abstract:** Using a sample of Chinese listed firms from 2009 to 2016, this paper examines how superstar CEOs affect negative information disclosure. Our results indicate that superstar CEOs will significantly increase the probability of bad news hoarding. Further research finds that the probability of financial restatement increases after CEOs become famous, and the likelihood of hiding negative information declines once superstar CEOs exit the list. Mechanism analysis shows that superstar CEOs suppress bad news through management power. In addition, superstar CEOs with lower earnings quality before their rise to fame are more likely to hide negative information after their rise to fame. These results indicate that although superstar CEOs may have the potential to improve company image, the fame might decrease the effectiveness of corporate internal governance. Our research expands the literature on how superstar CEOs influence company decision-making process, enriches the literature of bad news hoarding and sheds light on the dark side of media. The paper also has important practical implications for maintaining the stable and healthy development of capital market in China.

**Key words:** superstar CEOs; bad news hoarding; management power; financial restatement