

行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险

邓鸣茂¹, 梅春², 颜海明²

(1. 上海对外经贸大学 金融管理学院, 上海 201620;

2. 广东金融学院 信用管理学院, 广东 广州 510521)

摘要: 在外部劳动力市场的锦标赛激励下, CEO可能为了提高行业晋升概率而隐藏坏消息, 从而加剧了公司股价的崩盘风险。文章使用2006—2018年中国上市公司数据作为研究样本, 以CEO与同行业规模相近公司最高薪酬CEO间的薪酬差距衡量行业锦标赛激励, 考察了行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的关系。研究表明: (1) 行业锦标赛激励加剧了公司股价崩盘风险; (2) 当CEO参与行业锦标赛竞争的意愿较强时, 行业锦标赛激励对公司股价崩盘风险的正向影响更加显著; (3) 在行业锦标赛激励下, CEO会通过操控公司盈余和降低年报可读性的方式隐藏坏消息, 加剧了股价崩盘风险。文章揭示了高管薪酬激励影响公司股价崩盘风险的内在机制, 为关注行业锦标赛激励的公司治理作用、维护资本市场稳定有所启示。

关键词: 行业锦标赛激励; 薪酬差距; 股价崩盘风险; 坏消息

中图分类号: F831 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2020)05-0079-15

一、引言

近年来, 中国上市公司高管薪酬增速较快, 不仅高管内部薪酬差距不断扩大, 高管外部薪酬差距也呈现不断增大的趋势。在中国上市公司高管外部薪酬差距不断扩大的背景下, 外部薪酬差距如何影响高管行为及公司活动, 这是值得研究的重要现实问题。公司CEO为了争取行业劳动力市场晋升机会而参与行业锦标赛竞争, 表现好的CEO在赢得行业锦标赛的同时, 其在劳动力市场的价值也将大幅提升, 从而获取行业晋升的机会, 并拥有更高的薪酬、权力和地位(Coles等, 2018)。因而行业劳动力市场会对CEO产生基于行业晋升的薪酬激励, 即行业锦标赛激励, 公司CEO与行业较高薪酬CEO间的薪酬差距越大, 其受到行业锦标赛激励越强。那么, 行业锦标赛激励是否会引发公司股价崩盘风险呢? 一方面, CEO为了提升赢取行业锦标赛的概率, 其有动机隐藏坏消息。当坏消息不断累积而无法继续隐藏时, 坏消息会同时涌入市场, 由此导致公司股价崩盘。因此, 行业锦标赛激励可能会促使CEO隐藏坏消息, 进而加剧公司股价崩盘风险。另一方面, CEO为了提高其在行业劳动力市场的声誉和认可度, 可能会选择及时有效地披露坏消息, 而不会选择隐藏坏消息, 这会降低公司股价崩盘风险。可见, 行业锦标赛激

收稿日期: 2020-03-02

基金项目: 上海市哲学社会科学规划一般课题(2019BGL024); 广东省普通高校创新类项目(2019WTSCX073); 广东省普通高校创新类项目(2019WTSCX074)。

作者简介: 邓鸣茂(1983—), 男, 湖北南漳人, 上海对外经贸大学金融管理学院讲师;

梅春(1981—), 男, 安徽蚌埠人, 广东金融学院信用管理学院讲师(通讯作者);

颜海明(1981—), 男, 湖南衡阳人, 广东金融学院信用管理学院副教授。

励对公司股价崩盘风险的影响有待进一步厘清。随着中国劳动力市场的不断完善和快速发展,劳动力市场对高管行为的影响越来越大;同时,中国上市公司高管薪酬水平不断提升,行业内高管间的薪酬差距也呈现不断扩大的趋势,导致高管受行业锦标赛激励不断增强。在此背景下,研究行业锦标赛激励如何影响高管隐藏坏消息行为及公司股价崩盘风险,不仅为行业锦标赛激励能否发挥公司治理作用的争论提供经验证据,而且对降低资本市场的系统性风险、维护资本市场稳定有一定的启示作用。

本文通过考察行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的关系发现,行业锦标赛激励加剧了公司股价崩盘风险,特别是当CEO参与行业锦标赛竞争意愿较强时,CEO更有可能隐藏坏消息,从而加大CEO通过操控公司盈余和降低年报可读性导致的公司股价崩盘风险。本文的贡献主要有以下两方面:首先,本文拓展了行业锦标赛激励影响高管行为及公司结果的研究。对于行业锦标赛激励的经济后果,既有研究有两种不同的观点:一种观点认为行业锦标赛激励对公司实绩产生正向影响(Coles等, 2018; Huang等, 2019; 梅春等, 2019);另一种观点认为行业锦标赛激励会对公司实绩产生负向影响(Kubick和Lockhart, 2016; Park, 2017)。本文的研究结果显示,行业锦标赛激励加剧了公司股价崩盘风险,为行业锦标赛激励经济后果的讨论提供了新的经验证据。其次,本文拓展了薪酬激励影响股价崩盘风险的研究。有关高管薪酬激励影响股价崩盘风险的文献较少,且均关注公司内部薪酬激励(Kim等, 2011; He, 2015; Jia, 2018),鲜有文献从外部劳动力市场的角度展开研究。本文首次研究了行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的关系,有助于更好地理解行业薪酬差距对CEO行为的影响作用,为通过适度的外部劳动力市场激励降低资本市场的系统性风险提供了参考。

二、文献回顾与研究假设

活跃的外部劳动力市场会对CEO的行为决策产生显著影响(Kubick和Lockhart, 2016; Ma等, 2020)。Graham等(2005)发现CEO作出的决策会更多地考虑如何提升其外部劳动力市场价值。外部劳动力市场对CEO行为的影响主要表现为外部劳动力市场对CEO的锦标赛激励(Lonare等, 2019)。与非CEO高管受职位晋升的内部锦标赛激励类似,CEO会受行业劳动力市场的行业锦标赛激励,行业薪酬差距即CEO赢取行业锦标赛竞争获得的薪酬增值越高,其受到的行业锦标赛激励越强(Kubick等, 2018)。一种观点认为行业锦标赛激励能够发挥公司治理作用,可以减轻CEO与股东间的代理问题。Coles等(2018)首次将锦标赛激励的研究由公司内部拓展至公司外部劳动力市场,发现行业锦标赛激励提升了公司风险承担和公司绩效,且行业锦标赛激励与公司的研发支出、集中度和财务杠杆正相关,而与公司的资本支出和部门数量负相关。Huang等(2019)发现行业锦标赛激励与公司现金持有水平和边际价值正相关,认为在行业锦标赛激励下,CEO会实施股东财富最大化的现金政策。梅春等(2019)研究了中国上市公司行业锦标赛激励与企业创新产出的关系,发现行业锦标赛激励提升了企业创新产出,认为行业锦标赛激励能够促进CEO增加创新投资,有利于企业创新产出的提升。

另一种观点则认为行业锦标赛激励会加重CEO与股东间的代理问题,导致CEO的不端行为。Kubick和Lockhart(2016)研究了行业锦标赛激励与公司税收政策的关系,发现行业锦标赛激励与公司的激进税收政策正相关,认为在行业锦标赛激励下,CEO会选择更激进的税收政策,以提高其行业劳动力市场价值。Park(2017)发现行业锦标赛激励越强,公司应计盈余管理程度越高,认为行业锦标赛激励会促使CEO操控公司盈余,以增加其行业晋升概率。Nguyen和

Phan (2015)发现行业锦标赛激励与并购方公告异常股票回报负相关,认为在行业锦标赛激励下,CEO会基于未来个人利益而选择并购,这会负向影响并购方股东的价值。

高管隐藏坏消息是引起公司股价崩盘的重要因素(Hutton等,2009;Kim等,2011;Callen和Fang,2015),而高管薪酬激励又会影响高管隐藏坏消息行为,因而高管薪酬激励可能会带来公司股价崩盘风险。Kim等(2011)考察了CEO和CFO股权激励对股价崩盘风险的相对贡献,发现CFO的期权价值对股票价格的弹性会激励CFO隐藏坏消息,加剧了未来公司股价崩盘风险。He(2015)考察了另一种高管薪酬激励,发现内部债务^①会激励CEO提交高质量的财务报告,降低了股价崩盘风险。

高管不仅会受股权激励、奖金激励等显性薪酬激励的影响,还会受高管间薪酬差距的锦标赛激励等隐性薪酬激励的影响(Rosen,1986;Kale等,2009;Shen和Zhang,2018)。有文献研究了高管内部锦标赛激励对公司股价崩盘风险的影响,如Jia(2018)将CEO与非CEO高管间的薪酬差距作为内部锦标赛激励指标,发现内部锦标赛激励与公司股价崩盘风险正相关,认为内部锦标赛激励会导致非CEO高管的不端行为,加剧了股价崩盘风险。CEO作为公司职位最高的高管,其并不会受公司内部锦标赛激励的影响,而会受外部劳动力市场的锦标赛激励的影响(Coles等,2018;Ma等,2020)。CEO作为公司职位最高的高管,其行为决策对股价崩盘风险的影响要远大于其他高管,因而研究CEO因外部锦标赛激励而对公司股价产生影响更有意义。

公司非CEO高管的职位晋升过程可以看作是一场锦标赛,为了争取晋升为CEO的机会,非CEO高管之间存在着锦标赛竞争,表现好的非CEO高管会晋升为CEO,获得更高的薪酬(Vancil,1987)。CEO与非CEO高管间的薪酬差距可以看作是锦标赛奖金,薪酬差距越大,非CEO高管受到的锦标赛激励越强(Kale等,2009;Kini和Williams,2012)。同行业CEO之间也存在锦标赛竞争,表现好的CEO有机会去更大和更好的公司任职,获取更高的薪酬、权力和地位(Coles等,2018),CEO与行业最高薪酬CEO间的薪酬差距可以看作是行业锦标赛奖金,行业薪酬差距越大,CEO受到的行业锦标赛激励越强(Kubick和Lockhart,2016;Huang等,2019)。同时,表现好的CEO还能够与董事会展开薪酬谈判,要求获得与其表现相当的薪酬水平,CEO即使在没有辞职而继续在同一家公司任职的情况下,依然至少可以获得部分行业锦标赛奖金,并会受到行业劳动力市场的锦标赛激励(Coles等,2018;梅春等,2019)。

行业锦标赛激励可能会对公司股价崩盘风险产生两种方向相反的影响。一方面,行业锦标赛激励可能会加剧公司股价崩盘风险。行业劳动力市场存在着信息不对称,其他公司董事会无法完全获知CEO的表现和能力,只能根据CEO领导的公司绩效进行评价(梅春等,2019),公司绩效好的CEO会赢取行业锦标赛,CEO为了提高赢取行业锦标赛的概率,其有动机提高公司绩效。然而,CEO及时披露公司坏消息会负向影响公司绩效(Chen等,2017;Ertugrul等,2017),降低了CEO的劳动力市场价值和竞争力,减少了CEO赢取行业锦标赛的机会,CEO为了增加公司绩效和赢取行业锦标赛的概率,其有动机隐藏坏消息。但是,CEO不可能永久隐藏坏消息,随着坏消息的不断积累,当超过临界点时,坏消息无法继续被隐藏而同时涌入市场,市场会立刻对这些积累的坏消息做出反应,高估的股价会得到修正,股价的大幅下降会引起股价的崩盘(Hutton等,2009;Kim等,2011)。另一方面,行业锦标赛激励可能会降低公司股价崩盘风险。在行业锦标赛激励下,CEO会对隐藏坏消息行为进行成本和收益分析,如果CEO及时有效地披露公司的坏消息,就能够提高其在行业劳动力市场的声誉和认可度,进而在行业劳动力市场树立

^①内部债务是指养老金和递延薪酬形式的债务,类似于债务合同,是企业未来向CEO支付款项的一种固定义务。

一个公正的良好形象。如果CEO隐藏了公司的坏消息,而事后被市场发现,那么CEO就会因为不诚实行为而失去其在行业劳动力市场上的竞争优势。因此,受行业锦标赛激励的CEO为了提高其在劳动力市场的声誉和竞争优势,并不会选择隐藏坏消息,而会主动及时地向市场进行披露,从而降低股价崩盘风险。

综上,在行业锦标赛激励下,CEO既有可能隐藏坏消息,也有可能及时披露坏消息,行业锦标赛激励既可能加剧股价崩盘风险,也可能降低股价崩盘风险。基于以上分析,本文提出以下两个竞争性假设:

假设1a:行业锦标赛激励加剧了公司股价崩盘风险。

假设1b:行业锦标赛激励降低了公司股价崩盘风险。

三、样本与描述性统计

(一) 样本选择

本文选取2006–2018年中国上市公司作为研究样本,并进行以下数据筛选:(1)剔除了金融类上市公司样本;(2)剔除了ST、PT类的上市公司样本;(3)剔除相关数据缺失的上市公司样本;(4)剔除了年度行业上市公司数量少于5的样本。最终得到12 496个公司年度样本用于实证分析,数据均来源于CSMAR数据库,为避免变量极端值对研究结果的影响,本文对所有连续变量均做了1%的缩尾处理。

(二) 行业锦标赛激励

参考既有行业锦标赛激励文献,本文使用CEO与同行业规模相近公司最高薪酬CEO间薪酬差距的自然对数衡量行业锦标赛激励(*CITI*) (Coles等, 2018; Huang等, 2019; Kubick和Lockhart, 2016),即 $CITI = \text{Log} [\max(CEOPAY) - CEOPAY]$,其中,*CEOPAY*是CEO薪酬。如果两家公司总资产同时高于或低于行业中位数,则这两家公司属于规模相近公司。该指标反映了行业劳动力市场对CEO的薪酬晋升激励,同时也考虑了公司规模的影响。

(三) 公司股价崩盘风险

本文以市场模型估计的残差作为公司股票的周回报率,用周回报率构造公司股价崩盘风险。具体地,在每个年度对模型(1)进行最小二乘估计:

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

其中, $r_{j,t}$ 是 t 周股票 j 的回报率, $r_{m,t}$ 是 t 周以公司价值为权重的市场指数。考虑到交易的非同步性,模型(1)还包括了超前和滞后的市场指数(Dimson, 1979)。将模型(1)估计得到的残差加1的自然对数作为股票 t 周的回报率 $W_{j,t}$ 。

将股票周回报率的条件偏度(*NCSKEW*)作为衡量公司股价崩盘风险的第一个指标,使用股票周回报率的三阶矩除以周回报的标准差的相反数表示,即:

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

其中, $NCSKEW_{j,t}$ 是 t 年 j 公司的股价崩盘风险, $W_{j,t}$ 是股票 t 周的回报率, n 是 t 年股票周回报率的个数。*NCSKEW*越高,公司股价崩盘风险也越高。

将向下和向上股价崩盘可能性的波动(*DUVOL*)作为衡量公司股价崩盘风险的第二个指标。具体地,对于 t 年度 j 公司的股票周回报率按照年度均值分为向上组和向下组,然后分别计算这两组股票周回报率的标准差,最后使用向上组与向下组周回报率标准差比值的自然对数表示公司股价崩盘风险,即:

$$DUVOL_{jt} = \text{Log} \left[(n_u - 1) \sum_{\text{Down}} W_{j,\tau}^2 / (n_d - 1) \sum_{\text{Up}} W_{j,\tau}^2 \right] \quad (3)$$

其中, n_u 和 n_d 分别是 t 年 j 公司股票向上组和向下组的个数。较高的 $DUVOL$ 表示公司的股价崩盘风险较高, 由于 $DUVOL$ 没有包括股票周回报率的三阶矩, 该指标不易受周回报率极端值的影响(Chen等, 2001)。

(四) 控制变量

本文在基准模型中控制了一些影响公司股价崩盘风险的变量。对于CEO特征变量, 本文控制了CEO年龄($LNCEOAGE_{t-1}$)和CEO任职年限($LNTENURE_{t-1}$)。Andreou等(2017)认为年纪轻和任职年限短的CEO更有可能会隐藏坏消息, 导致公司股价崩盘风险较高。CEO年龄使用CEO年龄的自然对数表示, CEO任职年限使用CEO任职年限的自然对数衡量。

对于公司特征变量, 本文控制了以下变量: (1)公司年龄($LN FIRMAGE_{t-1}$), 使用公司上市年限的自然对数表示。因为上市年限较长的公司有较高的风险管理能力, 股价崩盘风险较低(Andreou等, 2017)。(2)公司透明度($OPAQUE_{t-1}$), 使用过去三年操控性应计利润绝对值之和衡量。Hutton等(2009)发现公司透明度越高, 股价崩盘风险越低, 因而本文控制了公司透明度。(3)股票回报率的波动性($SIGMA_{t-1}$), 使用年度股票周回报率的标准差表示。Chen等(2001)发现股价波动越大的公司未来发生股价崩盘的可能性越大。(4)公司规模($LNSIZE_{t-1}$)、公司杠杆($LEVERAGE_{t-1}$)和公司绩效(ROA_{t-1})。由于规模较小、杠杆较低和绩效较差公司的股价崩盘风险较高(Chen等, 2001; Hutton等, 2009), 使用公司总资产的自然对数衡量公司规模, 使用总负债与总资产的比值衡量公司财务杠杆, 使用总资产回报率衡量公司绩效。本文还控制了产权性质($STATE_{t-1}$), 国有企业取1, 否则取0。(5)公司治理变量。董事会规模($BOARDNUM_{t-1}$), 使用董事人数的自然对数衡量; 独立董事比例($INDBOARD_{t-1}$), 使用独立董事在董事的占比衡量; 两职兼任($DUAL_{t-1}$), 如果CEO兼任董事长, 该值取1, 否则取0; 审计质量($AUDIT_{t-1}$), 当审计单位为国际“四大”事务所时取1, 否则取0。(6)公司成长性和行业地位等变量。对于公司成长性, 本文使用Tobin's Q 进行衡量, 即股东权益的市场价值与负债的账面价值之和除以资产的账面价值。既往研究发现高成长性公司更容易发生股价崩盘(Chen等, 2001; Hutton等, 2009)。本文使用公司与同行业规模相近公司CEO薪酬最高公司之间的绩效差距衡量公司的行业地位($ROAGAP_{t-1}$)。基准模型还加入了行业和年度虚拟变量, 以控制行业和年度固定效应。

(五) 描述性统计

表1报告了变量的描述性统计。股价崩盘风险 $NESKEW$ 均值、中位数分别为-0.166和-0.138, 标准差为0.662, 表明股价崩盘风险的差异性较大。行业锦标赛激励 $CITI$ 的均值、中位数分别为14.802和14.887, 表明行业薪酬差距较大, 行业薪酬差距对CEO的激励效应较强。公司绩效 ROA 的均值、中位数分别为0.039和0.037, 标准差为0.061, 表明公司绩效整体较低, 而差异性较大。 $DUAL$ 的均值为0.231, 表明CEO兼任董事长的现象并不普遍。

表1 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
$NCSKEW_t$	12496	-0.166	-0.138	1.577	-2.172	0.662
$DUVOL_t$	12496	-0.108	-0.110	1.185	-1.380	0.508
$CITI_{t-1}$	12496	14.802	14.887	17.223	11.765	1.063
$LNCEOAGE_{t-1}$	12496	3.864	3.869	4.159	3.497	0.134
$LNTENURE_{t-1}$	12496	1.584	1.614	3.119	0	0.525
$LN FIRMAGE_{t-1}$	12496	2.046	2.197	3.219	0	0.844

续表 1 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
<i>OPAQUE</i> _{<i>t-1</i>}	12496	0.116	0.058	1.423	0.001	0.194
<i>SIGMA</i> _{<i>t-1</i>}	12496	0.146	0.138	0.396	0.066	0.051
<i>LNSIZE</i> _{<i>t-1</i>}	12496	21.933	21.752	26.817	18.924	1.428
<i>LEVERAGE</i> _{<i>t-1</i>}	12496	0.456	0.452	1.201	0.047	0.229
<i>ROA</i> _{<i>t-1</i>}	12496	0.039	0.037	0.211	-0.238	0.061
<i>STATE</i> _{<i>t-1</i>}	12496	0.483	0	1	0	0.498
<i>BOARDNUM</i> _{<i>t-1</i>}	12496	2.165	2.197	2.708	1.609	0.203
<i>INDBOARD</i> _{<i>t-1</i>}	12496	0.368	0.333	0.571	0.286	0.052
<i>DUAL</i> _{<i>t-1</i>}	12496	0.231	0	1	0	0.422
<i>AUDIT</i> _{<i>t-1</i>}	12496	0.056	0	1	0	0.230
<i>GROW</i> _{<i>t-1</i>}	12496	2.273	1.626	12.254	0.214	2.129
<i>ROAGAP</i> _{<i>t-1</i>}	12496	0.029	0.022	0.328	-0.161	0.076

四、主要结果

(一) 基准模型的回归结果

为了检验行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的关系, 本文对以下基准模型进行最小二乘估计:

$$CRASH_{i,t} = \alpha + \beta CITI_{i,t-1} + \delta_i X_{i,t-1} + Industry_FE + Year_FE + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $CRASH_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 年度的股价崩盘风险 ($NCSKEW_{i,t}$ 、 $DUVOL_{i,t}$), α 是常数项。 $CITI_{i,t-1}$ 是本文感兴趣的解释变量行业锦标赛激励, 取滞后一年的数值。 X 是控制变量向量, 均取滞后一年的数值。 β 和 δ_i ($i=1, 2, \dots, 15$) 是需要估计的参数, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。

表2报告了基准模型的最小二乘回归结果, 列(1)和列(3)是不包括控制变量的回归结果, 列(2)和列(4)是包括控制变量的回归结果。从表2可以看出, $CITI$ 的回归系数均显著为正, 表明行业锦标赛激励加剧了公司股价崩盘风险, 支持了本文的假设1a。

表 2 行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险 (最小二乘回归结果)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$NCSKEW_i$	$NCSKEW_i$	$DUVOL_i$	$DUVOL_i$
$CITI_{t-1}$	0.0328*** (2.837)	0.0247** (2.371)	0.0348*** (3.128)	0.0216** (2.283)
$LNCEOAGE_{t-1}$		-0.1057** (-2.247)		-0.0549 (-1.540)
$LNTENURE_{t-1}$		-0.0040 (-0.346)		-0.0029 (-0.331)
$LN FIRMAGE_{t-1}$		-0.0719*** (-7.091)		-0.0462*** (-6.016)
$OPAQUE_{t-1}$		-0.0058 (-0.181)		-0.0053 (-0.221)
$SIGMA_{t-1}$		-0.3481** (-2.435)		-0.1746 (-1.610)
$LNSIZE_{t-1}$		-0.0388*** (-5.469)		-0.0343*** (-6.377)
$LEVERAGE_{t-1}$		0.1107*** (3.160)		0.0625** (2.352)
ROA_{t-1}		0.5398*** (2.834)		0.3211** (2.222)
$STATE_{t-1}$		-0.0244* (-1.724)		-0.0163 (-1.515)
$BOARDNUM_{t-1}$		-0.0111 (-0.318)		-0.0088 (-0.332)
$INDBOARD_{t-1}$		0.1069 (0.860)		0.0236 (0.251)
$DUAL_{t-1}$		0.0437*** (2.974)		0.0219** (1.971)

续表 2 行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险 (最小二乘回归结果)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$NCSKEW_t$	$NCSKEW_t$	$DUVOL_t$	$DUVOL_t$
$AUDIT_{t-1}$		-0.0451*(-1.674)		-0.0378*(-1.852)
$GROW_{t-1}$		0.0213*** (5.580)		0.0133*** (4.605)
$ROAGAP_{t-1}$		0.3217** (2.094)		0.2120* (1.819)
常数项	0.4644*** (4.992)	1.0932*** (4.255)	0.3710*** (5.191)	0.8200*** (4.211)
年份	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES
N	12496	12496	12496	12496
Adj R ²	0.048	0.084	0.050	0.077

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内的数值为经过个体cluster修正的t统计量。下同。

(二) 稳健性检验

1. 行业锦标赛激励的替代指标。前文以 CEO 与同行业规模相近公司最高薪酬 CEO 间薪酬差距的自然对数衡量行业锦标赛激励,然而如果一些不寻常的、暂时的事件导致某家公司 CEO 得到了极高的薪酬,那么这种薪酬差距显然不大可能是行业其他公司 CEO 去赢取的锦标赛奖金 (Coles 等, 2018), 因此本文以 CEO 与同行业规模相近公司次高薪酬 CEO 间薪酬差距的自然对数衡量行业锦标赛激励。检验结果如表 3 所示,可以看出 $CITI$ 的估计系数均显著为正,表明当考虑了 CEO 获得极端高薪的情况下,行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险依然显著正相关。

2. 内生性分析

(1) 倾向得分匹配法。高行业锦标赛激励与低行业锦标赛激励公司间在公司和 CEO 特征等方面会存在系统性差异,这种系统性差异也可能导致行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的正相关关系。为此,本文使用倾向得分匹配法进行分析。具体地,本文将样本中处置组公司(高行业锦标赛激励公司)与控制组公司(低行业锦标赛激励公司)进行倾向得分匹配,然后在匹配样本的基础上对基准模型进行最小二乘回

表 3 行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险 (行业锦标赛激励替代指标)

变量	(1)	(2)
	$NCSKEW_t$	$DUVOL_t$
$CITI_{t-1}$	0.0251** (2.386)	0.0227** (2.310)
$LNCEOAGE_{t-1}$	-0.0071 (-0.621)	-0.0036 (-0.417)
$LN TENURE_{t-1}$	-0.0706*** (-7.073)	-0.0451*** (-5.960)
$LN FIRMAGE_{t-1}$	-0.0049 (-0.155)	-0.0052 (-0.220)
$OPAQUE_{t-1}$	-0.3488** (-2.468)	-0.1745 (-1.627)
$SIGMA_{t-1}$	-0.0401*** (-5.944)	-0.0346*** (-6.759)
$LNSIZE_{t-1}$	0.1077*** (3.115)	0.0603** (2.300)
$LEVERAGE_{t-1}$	0.5193*** (2.750)	0.3167** (2.210)
ROA_{t-1}	-0.0268* (-1.932)	-0.0177* (-1.679)
$STATE_{t-1}$	-0.0172 (-0.497)	-0.0156 (-0.594)
$BOARDNUM_{t-1}$	0.0877 (0.714)	0.0179 (0.192)
$INDBOARD_{t-1}$	0.0388*** (2.728)	0.0189* (1.757)
$DUAL_{t-1}$	-0.0407 (-1.534)	-0.0339* (-1.686)
$AUDIT_{t-1}$	0.0208*** (5.567)	0.0132*** (4.652)
$GROW_{t-1}$	0.3007** (1.978)	0.1962* (1.700)
$ROAGAP_{t-1}$	-0.0007 (-0.038)	0.0082 (0.610)
常数项	0.8162*** (2.691)	0.5925*** (2.578)
年份	YES	YES
行业	YES	YES
N	12185	12185
Adj R ²	0.085	0.079

归。首先,估计一个 Logit 模型,该模型的被解释变量为虚拟变量高行业锦标赛激励公司 $HIGHCITI$,当某年度公司行业锦标赛激励大于 90% 分位数时,该值取 1,否则取 0。解释变量包括基准模型中所有控制变量,估计得到的 $HIGHCITI$ 拟合值是该公司属于高行业锦标赛激励公司的概率值,即倾向得分值。其次,将处置组公司(高行业锦标赛激励公司)与控制组公司(低行业锦标

赛激励公司)基于倾向得分进行卡尺为1%的无放回最邻近匹配。最后,基于倾向得分匹配样本对基准模型进行最小二乘估计,新的解释变量是高行业锦标赛激励公司HIGHCITI。回归结果如表4所示,HIGHCITI的回归系数显著为正,表明在考虑了高行业锦标赛激励和低行业锦标赛激励公司之间存在系统性差异的情况下,行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险依然显著正相关。

(2)工具变量法。前文考虑了变量间的系统性差异对检验结果的影响,然而仍无法排除遗漏变量和变量间逆向因果关系导致的内生性问题。一些不可观测因素,如公司未来的投资机会,可能同时与CEO薪酬水平和股价崩盘风险相关,这会导致遗漏变量问题。同时行业薪酬差距既可以看作是行业锦标赛激励,也可能是由于CEO能力欠佳而隐藏坏消息,董事会可能会对这种能力欠佳的CEO进行降薪惩罚,从而增大了行业薪酬差距,导致逆向因果问题。为此,本文使用工具变量法进行检验。具体地,参考Huang等(2019),使用行业内高于公司CEO薪酬的CEO人数作为内生变量行业锦标赛激励的工具变量。该工具变量均满足相关性和排他性的

条件。这是因为,薪酬较低CEO可能需要赢取几次锦标赛才能拿到行业最高薪酬,行业内高于公司CEO薪酬的CEO人数越多,CEO为了拿到行业最高薪酬必须赢取的锦标赛越多,其受到的行业锦标赛激励越强,因而行业锦标赛激励会随着行业内高于公司CEO薪酬的CEO人数的增加而增加(Huang等,2019),而这个变量并不会直接影响公司股价崩盘风险,因而该工具变量仅通过行业锦标赛激励的途径影响公司股价崩盘风险。表5给出了两阶段最小二乘的第二阶段的估计结果。

从表5的回归结果可以看出,CITI的回归系数均显著为正,支持了假设1a。表5中行业锦标赛激励的估计系数均大于表2中的估计系数,表明行业锦标赛激励的最小二乘估计有向下的偏误,原因可能是模型遗漏了同时减少行业薪酬差距和增加公司股价崩盘风险的因素。如偏好风险的CEO可能会获得较高的薪酬,行业锦标赛激励较弱,而偏好风险的CEO更可能会进行高风险投资,公司股价崩盘风险较高。如果模型遗漏了CEO风险偏好因素,会导致行业锦标赛激励系数最小二乘估计的向下偏误。表5还给出了工具变量模型的诊断结果,所有的诊断统计量都支持结果的有效性^①。总之,工具变量估计的结果证实了遗漏变量和逆向因果并不会导致行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的正相关关系。

表4 行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险(倾向得分匹配法)

变量	(1)	(2)
	$NCSKEW_t$	$DUVOL_t$
$HIGHCITI_{t-1}$	0.0423*** (3.018)	0.0385*** (2.960)
$LNCEOAGE_{t-1}$	-0.1711 (-0.761)	-0.0487 (-0.278)
$LN TENURE_{t-1}$	0.0334 (0.557)	-0.0106 (-0.226)
$LN FIRMAGE_{t-1}$	-0.0415 (-0.903)	-0.0326 (-0.909)
$OPAQUE_{t-1}$	-0.0438 (-0.263)	-0.0270 (-0.208)
$SIGMA_{t-1}$	-1.0276 (-1.600)	-0.7545 (-1.505)
$LNSIZE_{t-1}$	0.0387 (1.239)	0.0079 (0.323)
$LEVERAGE_{t-1}$	0.1331 (0.786)	0.1042 (0.789)
ROA_{t-1}	0.2180 (0.252)	0.0050 (0.007)
$STATE_{t-1}$	-0.0175 (-0.264)	-0.0370 (-0.716)
$BOARDNUM_{t-1}$	-0.3885** (-2.457)	-0.2052* (-1.664)
$INDBOARD_{t-1}$	0.8905* (1.967)	0.6876* (1.953)
$DUAL_{t-1}$	0.0446 (0.583)	0.0202 (0.339)
$AUDIT_{t-1}$	0.0813 (0.656)	0.0818 (0.846)
$GROW_{t-1}$	0.0494** (2.536)	0.0267* (1.755)
$ROAGAP_{t-1}$	0.5802 (0.913)	0.1635 (0.330)
常数项	0.3816 (0.328)	0.2840 (0.313)
年份	YES	YES
行业	YES	YES
N	2439	2439
Adj R ²	0.158	0.143

①Hausman检验统计量显著表明工具变量模型优于最小二乘模型。弱工具变量F统计量的显著性较高,表明该工具变量不是弱工具变量。

五、进一步分析

前文的检验结果表明,行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险正相关,本文认为在行业锦标赛激励下,CEO为了提升行业晋升概率,有动机隐藏坏消息,加剧了公司股价崩盘风险。为了进一步证实本文的理论观点,本文考察了行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的关系在横截面上的差异是否符合锦标赛理论,并且还进一步探究了行业锦标赛激励对公司股价崩盘风险的作用机理。

(一) CEO参与行业锦标赛竞争意愿强弱的影响

根据锦标赛理论,CEO参与行业锦标赛竞争的意愿越强,行业薪酬差距的激励效应也越强,CEO越可能会隐藏坏消息,行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的正相关关系应更加显著。首先,国有企业CEO参与行业锦标赛竞争的意愿较弱。国有企业CEO通常由上级政府部门任命(陈信元等,2009),其更多地关注未来的政治晋升(王曾等,2014),而较少关注其在劳动力市场的价值提升,因此国有企业CEO参与行业锦标赛竞争的意愿较弱。非国有企业CEO薪酬增长主要是通过劳动力市场的自由流动实现的,非国有企业CEO更倾向于通过劳动力市场

竞争来提升其价值,其参与行业锦标赛竞争的意愿较强。所以,本文预期相对于国有企业,行业锦标赛激励与非国有企业股价崩盘风险的正相关关系应更加显著。其次,东部地区企业CEO参与行业锦标赛竞争的意愿较强。相对于中西部地区,东部地区劳动力市场发育程度较高(韩剑和郑秋玲,2014),高管在劳动力市场的流动性较大,CEO更容易通过劳动力市场的流动来提升其价值,因而其参与行业锦标赛竞争的意愿较强。所以,本文预期相对于中西部地区企业,行业锦标赛激励对东部地区公司股价崩盘风险的正向影响更大。最后,新任CEO参与行业锦标赛竞争的意愿较弱。新任CEO不大可能会考虑近期离职去其他公司任职,因而新任CEO不大可能会参与行业锦标赛竞争,本文预期相比新任CEO企业,行业锦标赛激励与非新任CEO公司股价崩盘风险的正相关关系更强。

表6是被解释变量为NCSKEW的检验结果,第(1)列和第(2)列中CITI的估计系数均为正,且显著,但非国有企业样本CITI的估计系数大于国有企业。从表6还可以看出,东部地区企业样本CITI的估计系数显著为正,而中西部地区企业样本CITI的估计系数在10%的水平上不显著。同时,非新任职CEO企业样本CITI的估计系数显著为正,新任职CEO企业样本CITI的估计系数不显著。以上检验结果均支持了本文的上述预期,表明当CEO参与行业锦标赛竞争的意愿较强时,行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的正相关关系更加显著,这也有助于识别行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险之间的因果关系。

表5 行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险
(工具变量法)

变量	(1)	(2)
	NCSKEW _t	DUVOL _t
CITI _{t-1}	0.1056*** (6.825)	0.0963*** (5.316)
LNCEOAGE _{t-1}	-0.0044(-0.364)	-0.0035(-0.388)
LN TENURE _{t-1}	-0.0790 ***(-6.110)	-0.0481 ***(-4.933)
LN FIRMAGE _{t-1}	-0.0144(-0.410)	-0.0067(-0.251)
OPAQUE _{t-1}	-0.3645**(-2.522)	-0.1791(-1.639)
SIGMA _{t-1}	-0.0608*(-2.171)	-0.0400*(-1.893)
LN SIZE _{t-1}	0.0998*** (2.580)	0.0596** (2.049)
LEVERAGE _{t-1}	0.6719*** (2.735)	0.3572* (1.927)
ROA _{t-1}	-0.0288*(-2.044)	-0.0185*(-1.741)
STATE _{t-1}	0.0004(0.010)	-0.0061(-0.205)
BOARDNUM _{t-1}	0.1403(1.059)	0.0338(0.338)
INDBOARD _{t-1}	0.0415*** (2.744)	0.0200* (1.748)
DUAL _{t-1}	-0.0300(-0.899)	-0.0339(-1.346)
AUDIT _{t-1}	0.0212*** (5.548)	0.0133*** (4.600)
GROW _{t-1}	0.4075** (2.211)	0.2347* (1.687)
ROAGAP _{t-1}	0.1056(0.825)	0.0306(0.316)
常数项	-0.3545(-0.288)	0.3063(0.329)
年份	YES	YES
行业	YES	NO
N	12,496	12,496
Adj R ²	0.083	0.082
Hausman检验	6.956***	5.756***
弱工具变量F检	27.976***	26.358***

表6 行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险(CEO参与行业锦标赛竞争意愿强弱的影响)

变量	(1)国有	(2)非国有	(3)东部	(4)中西部	(5)新任职	(6)非新任职
	$NCSKEW_t$	$NCSKEW_t$	$NCSKEW_t$	$NCSKEW_t$	$NCSKEW_t$	$NCSKEW_t$
$CITI_{t-1}$	0.0169* (1.921)	0.0324*** (2.875)	0.0280** (2.373)	0.0183 (1.132)	0.0153 (1.205)	0.0335** (2.419)
$LNCEOAGE_{t-1}$	-0.0166 (-1.028)	-0.0009 (-0.056)	-0.0169 (-1.158)	0.0122 (0.645)	-0.0072 (-0.260)	-0.0129 (-0.877)
$LN TENURE_{t-1}$	-0.0663*** (-3.856)	-0.0691*** (-5.291)	-0.0892*** (-7.163)	-0.0323* (-1.796)	-0.0918*** (-3.445)	-0.0680*** (-6.185)
$LN FIRMAGE_{t-1}$	-0.0030 (-0.065)	-0.0011 (-0.025)	0.0227 (0.556)	-0.0698 (-1.376)	0.0884 (1.267)	-0.0295 (-0.819)
$OPAQUE_{t-1}$	-0.4239* (-1.736)	-0.2870 (-1.629)	-0.4289** (-2.485)	-0.3016 (-1.177)	-0.4757 (-1.300)	-0.3276** (-2.103)
$SIGMA_{t-1}$	-0.0399*** (-4.285)	-0.0449*** (-3.875)	-0.0330*** (-3.777)	-0.0550*** (-4.496)	-0.0360** (-2.099)	-0.0425*** (-5.452)
$LN SIZE_{t-1}$	0.2127*** (4.036)	0.0608 (1.282)	0.1165*** (2.653)	0.0906 (1.551)	0.0386 (0.485)	0.1335*** (3.411)
$LEVERAGE_{t-1}$	0.6721** (2.472)	0.5090* (1.883)	0.6890*** (2.863)	0.3507 (1.135)	0.0512 (0.112)	0.6860*** (3.262)
ROA_{t-1}	-0.0166 (-1.028)	-0.0009 (-0.056)	-0.0169 (-1.158)	0.0122 (0.645)	-0.0072 (-0.260)	-0.0129 (-0.877)
$STATE_{t-1}$			-0.0326* (-1.790)	-0.0195 (-0.859)	-0.0661* (-1.884)	-0.0221 (-1.440)
$BOARDNUM_{t-1}$	-0.0308 (-0.646)	-0.0039 (-0.074)	0.0090 (0.201)	-0.0677 (-1.199)	-0.0750 (-0.842)	0.0001 (0.002)
$INDBOARD_{t-1}$	0.2321 (1.338)	0.0535 (0.293)	0.1098 (0.702)	0.0396 (0.193)	-0.0647 (-0.205)	0.1267 (0.936)
$DUAL_{t-1}$	0.1073*** (4.045)	0.0095 (0.556)	0.0462*** (2.687)	0.0276 (1.044)	0.0013 (0.030)	0.0432*** (2.807)
$AUDIT_{t-1}$	-0.0350 (-1.086)	-0.0415 (-0.817)	-0.0434 (-1.406)	-0.0340 (-0.598)	-0.0508 (-0.741)	-0.0403 (-1.379)
$GROW_{t-1}$	0.0323*** (4.531)	0.0188*** (4.023)	0.0229*** (4.769)	0.0147** (2.364)	0.0140 (1.466)	0.0219*** (5.263)
$ROAGAP_{t-1}$	0.2476 (1.179)	0.4253* (1.884)	0.3398* (1.753)	0.3161 (1.266)	0.3661 (0.976)	0.3143* (1.857)
常数项	0.6342** (2.318)	0.7772*** (2.703)	0.7775*** (3.280)	0.9644*** (3.087)	0.8176* (1.737)	0.7129*** (3.424)
年份	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	6036	6460	6362	6134	1965	10531
Adj R ²	0.091	0.065	0.092	0.082	0.082	0.086

(二) 行业锦标赛激励对公司股价崩盘风险的作用机理检验

1. 提高盈余管理的途径。盈余管理是高管隐藏坏消息的常用手段,在行业劳动力市场的锦标赛激励下,CEO为了隐藏坏消息,可能会操控公司盈余而进行正向的盈余管理,以提高公司业绩和行业晋升概率。然而,CEO进行盈余管理隐藏坏消息会有一个限度,不可能无限地利用盈余管理隐藏坏消息(Dechow等,2011)。当盈余管理达到极限时,以前被隐藏的坏消息会立即在市场上得到释放,导致公司股价崩盘(Hutton等,2009)。因而行业锦标赛激励越强,CEO利用盈余管理来隐藏坏消息的动机越强,公司的盈余管理程度越高,越容易发生公司股价崩盘,行业锦标赛激励会通过提高盈余管理程度的途径加剧公司股价崩盘风险。

为了检验提高盈余管理程度的途径,本文采用温忠麟和叶宝娟(2014)的逐步回归法,检验盈余管理程度的中介效应。第一步,检验行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的关系,由表2可知,两者正相关,表明行业锦标赛激励对公司股价崩盘风险的总效应为正。第二步,检验行业

锦标赛激励与公司盈余管理程度的关系。表7的列(1)给出了检验结果。在列(1)中,因变量为盈余管理程度(*ACCRUALS*),采用修正的Jones模型分年度、分行业估计得到的操控性应计利润衡量(Dechow等,1995)。*CITI*的回归系数为正,在1%的水平上显著,支持了本文的预期,即当公司行业锦标赛激励较高时,盈余管理程度也较高。第三步,检验行业锦标赛激励和盈余管理程度同时作为解释变量时,盈余管理程度对公司股价崩盘风险的影响。表7的列(2)和列(3)是检验结果,可以看出,*ACCRUALS*的回归系数显著为正,表明公司盈余管理程度越高,公司股价崩盘风险也越高。通过以上三步的检验,可以得出盈余管理程度在行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的正相关关系中发挥中介效应,即行业锦标赛激励会通过提高公司盈余管理程度的途径加剧股价崩盘风险。

表7 行业锦标赛激励、盈余管理程度与公司股价崩盘风险

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ACCRUALS_t</i>	<i>NCSKEW_t</i>	<i>DUVOL_t</i>
<i>CITI_{t-1}</i>	0.0137*** (2.777)	0.0197* (1.942)	0.0201* (1.983)
<i>ACCRUALS_t</i>		0.0356** (2.291)	0.0287** (2.273)
<i>LNCEOAGE_{t-1}</i>	-0.0102 (-0.415)	-0.1054** (-2.241)	-0.0563 (-1.578)
<i>LNTEENURE_{t-1}</i>	-0.0031 (-0.514)	-0.0037 (-0.316)	-0.0028 (-0.311)
<i>LN FIRMAGE_{t-1}</i>	-0.0005 (-0.087)	-0.0724*** (-7.141)	-0.0468*** (-6.097)
<i>OPAQUE_{t-1}</i>	-0.0267 (-1.620)	-0.0063 (-0.196)	-0.0053 (-0.220)
<i>SIGMA_{t-1}</i>	0.0429 (0.570)	-0.3392** (-2.368)	-0.1797* (-1.655)
<i>LNSIZE_{t-1}</i>	-0.0017 (-0.453)	-0.0383*** (-5.400)	-0.0339*** (-6.301)
<i>LEVERAGE_{t-1}</i>	-0.0189* (-1.953)	0.1129*** (3.222)	0.0651** (2.450)
<i>ROA_{t-1}</i>	0.1523* (1.839)	0.5464*** (2.868)	0.3221** (2.227)
<i>STATE_{t-1}</i>	0.0071 (0.966)	-0.0240* (-1.693)	-0.0158 (-1.471)
<i>BOARDNUM_{t-1}</i>	-0.0051 (-0.280)	-0.0159 (-0.454)	-0.0121 (-0.454)
<i>INDBOARD_{t-1}</i>	-0.0205 (-0.316)	0.1045 (0.840)	0.0257 (0.272)
<i>DUAL_{t-1}</i>	0.0020 (0.260)	0.0442*** (3.010)	0.0223** (2.007)
<i>AUDIT_{t-1}</i>	-0.0219** (-2.240)	-0.0435 (-1.615)	-0.0352* (-1.720)
<i>GROW_{t-1}</i>	-0.0041** (-2.068)	0.0215*** (5.625)	0.0135*** (4.652)
<i>ROAGAP_{t-1}</i>	-0.0789 (-0.986)	0.3248** (2.114)	0.2111* (1.811)
常数项	0.1759 (1.310)	1.0926*** (4.249)	0.8234*** (4.225)
年份	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES
<i>N</i>	12496	12496	12496
<i>Adj R²</i>	0.060	0.084	0.077

2. 降低年报可读性的途径。降低年报可读性也是高管隐藏坏消息的一种手段,在行业劳动力市场的锦标赛激励下,CEO可能会通过降低年报可读性的方式隐藏公司的坏消息,这会加剧公司股价崩盘风险(Ertugrul等,2017)。Kim等(2016)发现可读性较差年报的公司有较高的股价崩盘风险,他们认为高管可以通过撰写复杂的年报来隐藏坏消息,当隐藏的坏消息累积并超过临界点时,会发生股价崩盘。因而本文预期行业锦标赛激励会促使CEO通过降低年报可读性的方式隐藏坏消息,行业锦标赛激励越强,CEO越可能会利用降低年报可读性的方式隐藏坏消息,公司股价崩盘风险也越高,行业锦标赛激励就越会通过降低年报可读性的途径加剧公司股价崩盘风险。

与前文类似,为了检验降低年报可读性的途径,本文通过以下三步进行检验:第一步,检验

行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的关系,由表2可知,两者正相关,表明行业锦标赛激励对公司股价崩盘风险的总效应为正。第二步,检验行业锦标赛激励与年报可读性的关系。表8的列(1)给出了检验结果,因变量为年报可读性(*READABILITY*),参考任宏达和王琨(2018),提取年报可读性的特征,包括年报的页数、句子的平均长度、平均每页连词的个数、平均每页的文件大小和平均每页代词的个数等。然后人工阅读部分年报并对可读性进行打分,机器根据这个打分进行学习,给出所有年报的可读性水平。*CITI*的系数为负,在5%的水平上显著,支持了本文的预期,即具有较高行业锦标赛激励公司的年报可读性较差。第三步,检验行业锦标赛激励和年报可读性同时作为解释变量时,年报可读性对公司股价崩盘风险的影响。表8的列(2)和列(3)是检验结果,可以看出,*READABILITY*的回归系数均显著为负,表明年报可读性越强,公司股价崩盘风险也越低。通过以上三步的检验,可以得出年报可读性在行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的正相关关系中发挥中介效应,即行业锦标赛激励会通过降低年报可读性的途径加剧股价崩盘风险。

表8 行业锦标赛激励、年报可读性与公司股价崩盘风险

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>READABILITY_t</i>	<i>NCSKEW_t</i>	<i>DUVOL_t</i>
<i>CITI_{t-1}</i>	-0.7855**(-2.169)	0.0312*** (2.591)	0.0289** (2.312)
<i>READABILITY_t</i>		-0.0185*(-1.945)	-0.0202**(-2.247)
<i>LNCEOAGE_{t-1}</i>	0.2279(1.115)	-0.2135(-1.558)	-0.1265(-1.214)
<i>LNTEENURE_{t-1}</i>	0.0071(0.162)	-0.0050(-0.170)	0.0124(0.556)
<i>LN FIRMAGE_{t-1}</i>	0.1864*** (3.995)	-0.0527*(-1.678)	-0.0161(-0.672)
<i>OPAQUE_{t-1}</i>	-0.1388(-0.594)	0.1856(1.149)	0.2115*(1.721)
<i>SIGMA_{t-1}</i>	0.2710(0.444)	-0.3048(-0.750)	0.0038(0.012)
<i>LNSIZE_{t-1}</i>	0.2075*** (6.139)	-0.0572**(-2.502)	-0.0576***(-3.309)
<i>LEVERAGE_{t-1}</i>	0.3278** (2.030)	-0.0408(-0.371)	-0.0402(-0.481)
<i>ROA_{t-1}</i>	-3.2954(-0.612)	2.9016(0.801)	3.2719(1.188)
<i>STATE_{t-1}</i>	-0.0144(-0.223)	0.0084(0.195)	0.0054(0.165)
<i>BOARDNUM_{t-1}</i>	-0.2745*(-1.723)	-0.0027(-0.025)	-0.0065(-0.080)
<i>INDBOARD_{t-1}</i>	-0.4391(-0.782)	0.0535(0.143)	-0.0636(-0.224)
<i>DUAL_{t-1}</i>	-0.0457(-0.766)	0.0363(0.909)	0.0028(0.091)
<i>AUDIT_{t-1}</i>	-0.0631(-0.547)	-0.1148(-1.505)	-0.0735(-1.267)
<i>GROW_{t-1}</i>	0.0365*** (2.662)	0.0147(1.599)	0.0053(0.757)
<i>ROAGAP_{t-1}</i>	-3.8113(-0.714)	3.2975(0.920)	3.5815(1.314)
常数项	9.2854*** (7.168)	2.6128*** (2.974)	2.2355*** (3.346)
年份	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES
<i>N</i>	12496	12496	12496
<i>Adj R²</i>	0.117	0.067	0.066

六、研究结论

本文利用中国上市公司数据作为研究样本,实证分析了行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的关系,主要结论为:第一,行业锦标赛激励促使CEO隐藏坏消息,进而加剧了公司股价崩盘风险。本文发现行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险正相关,这意味着在行业锦标赛激励下,CEO更可能会为了提高公司绩效和行业晋升概率选择隐藏坏消息,而不会为了提高其在行

业劳动力市场的声誉和认可度选择有效披露坏消息。第二,当CEO参与行业锦标赛竞争的意愿较强时,行业锦标赛激励对CEO隐藏坏消息的激励较强,公司股价崩盘风险也较高。本文发现在非国有企业、东部地区企业和非新任CEO公司中,行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险的正相关关系更加显著,意味着当CEO参与行业锦标赛竞争的意愿较强时,CEO为了提高公司绩效和行业晋升概率,更可能会选择隐藏坏消息,公司股价崩盘风险更高,这也进一步证明了本文的观点。第三,行业锦标赛激励会促使CEO通过操控公司盈余和降低财务报表可读性的方式隐藏公司坏消息,加剧了公司股价崩盘风险。本文发现行业锦标赛激励会通过提高盈余管理程度和降低年报可读性的途径加剧了公司股价崩盘风险,表明在行业锦标赛激励下,CEO为了提高公司绩效和行业晋升概率,会选择利用盈余管理和降低年报可读性的方式来隐藏坏消息,这也进一步证实了行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险之间的因果关系。

本文的启示在于:第一,行业劳动力市场对CEO的锦标赛激励会促使CEO隐藏坏消息,进而加剧公司股价崩盘风险,表明行业锦标赛激励会导致高管隐藏坏消息等不端行为,加剧了高管与股东之间的代理冲突,因而本文的研究结论不同于先前大部分文献得出的行业锦标赛激励具有公司治理作用的结论,也为行业锦标赛激励具有负面的经济后果提供了经验证据。第二,上市公司不仅应考虑公司内部薪酬激励,如股权激励和内部锦标赛激励等对公司股价崩盘风险的影响,还应该考虑外部劳动力市场对CEO的激励效应,如行业锦标赛激励对股价崩盘风险的影响。具体地,为了降低公司的股价崩盘风险,上市公司应尽量将行业内较高薪酬CEO作为本公司CEO的薪酬参照者,适当提升CEO的薪酬水平,以减弱行业薪酬差距对CEO的激励效应,减少CEO隐藏坏消息的倾向和动机。这有利于缓解资本市场中的信息不对称问题,降低资本市场的系统性风险,提升社会资源的配置效率,进而促进金融体系和实体经济的健康发展。

主要参考文献:

- [1] 陈信元,陈冬华,万华林,等. 地区差异、薪酬管制与高管腐败[J]. 管理世界,2009,(11).
- [2] 韩剑,郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J]. 中国工业经济,2014,(11).
- [3] 梅春,赵晓菊,颜海明,等. 行业锦标赛激励与企业创新产出[J]. 外国经济与管理,2019,(7).
- [4] 任宏达,王琨. 社会关系与企业信息披露质量——基于中国上市公司年报的文本分析[J]. 南开管理评论,2018,(5).
- [5] 王曾,符国群,黄丹阳,等. 国有企业CEO“政治晋升”与“在职消费”关系研究[J]. 管理世界,2014,(5).
- [6] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,(5).
- [7] Andreou P C, Louca C, Petrou A P. CEO age and stock price crash risk[J]. *Review of Finance*, 2017, 21(3): 1287–1325.
- [8] Angrist J, Pischke J. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*[M]. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [9] Callen J L, Fang X. Short interest and stock price crash risk[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 60: 181–194.
- [10] Chen CL, Kim J B, Yao L. Earnings smoothing: Does it exacerbate or constrain stock price crash risk? [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017, 42: 36–54.
- [11] Chen J, Hong H, Stein J C. Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices[J]. *Journal of Financial Economics*, 2001, 61(3): 345–381.
- [12] Coles J L, Li Z, Wang A Y. Industry tournament incentives[J]. *The Review of Financial Studies*, 2018, 31(4): 1418–1459.

- [13] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting earnings management[J]. *Accounting Review*, 1995, 70(2): 193–225.
- [14] Dechow P M, Ge W L, Larson C R, et al. Predicting material accounting misstatements[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2011, 28(1): 17–82.
- [15] Dimson E. Risk measurement when shares are subject to infrequent trading[J]. *Journal of Financial Economics*, 1979, 7(2): 197–226.
- [16] Ertugrul M, Lei J, Qiu J P, et al. Annual report readability, tone ambiguity, and the cost of borrowing[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, 52(2): 811–836.
- [17] Graham J R, Harvey C R, Rajgopal S. The economic implications of corporate financial reporting[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 40(1–3): 3–73.
- [18] He G M. The effect of CEO inside debt holdings on financial reporting quality[J]. *Review of Accounting Studies*, 2015, 20(1): 501–536.
- [19] Huang J, Jain B A, Kini O. Industry tournament incentives and the product-market benefits of corporate liquidity[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2019, 54(2): 829–876.
- [20] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports, R2, and crash risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67–86.
- [21] Jia N. Tournament incentives and stock price crash risk[J]. *Accounting Horizons*, 2018, 32(3): 101–121.
- [22] Jin L, Myers S C. R2 around the world: New theory and new tests[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2): 257–292.
- [23] Kale J R, Reis E, Venkateswaran A. Rank-order tournaments and incentive alignment: The effect on firm performance[J]. *Journal of Finance*, 2009, 64(3): 1479–1512.
- [24] Kim J B, Li L L, Lu L Y, et al. Financial statement comparability and expected crash risk[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2016, 61(2–3): 294–312.
- [25] Kim J B, Li Y H, Zhang L D. CFOs versus CEOs: Equity incentives and crashes[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(3): 713–730.
- [26] Kini O, Williams R. Tournament incentives, firm risk, and corporate policies[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 103(2): 350–376.
- [27] Kothari S P, Shu S S, Wysocki P D. Do managers withhold bad news? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2009, 47(1): 241–276.
- [28] Kubick T R, Lockhart G B. Do external labor market incentives motivate CEOs to adopt more aggressive corporate tax reporting preferences? [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 36: 255–277.
- [29] Kubick T R, Lockhart G B, Mauer D C. Industry tournament incentives and debt contracting[R]. Working Paper, 2018.
- [30] Lonare G, Nart A, Kong L. Industry tournament incentives and corporate innovation strategies[R]. Working Paper, 2019.
- [31] Ma M, Pan J, Stubben S. The effect of local tournament incentives on firms' performance, risk-taking decisions, and financial reporting decisions[J]. *The Accounting Review*, 2019, 95(2): 713–730.
- [32] Nguyen H, Phan H V. Industry pay gap and mergers and acquisitions[R]. Unpublished Working Paper, 2015.
- [33] Park K. Pay disparities within top management teams and earning management[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2017, 36(1): 59–81.
- [34] Rosen S. Prizes and incentives in elimination tournaments[J]. *American Economic Review*, 1986, 76(4): 701–715.
- [35] Shen C H H, Zhang H. Tournament incentives and firm innovation[J]. *Review of Finance*, 2018, 22(4): 1515–1548.
- [36] Vancil R F. *Passing the baton: Managing the process of CEO succession*[M]. Boston: Harvard Business School Press, 1987.

Industry Tournament Incentives and Risk of Stock Price Crash

Deng Mingmao¹, Mei Chun², Yan Haiming²

(1. School of Finance, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China;

2. School of Credit Management, Guangdong University of Finance, Guangdong Guangzhou 510521, China)

Summary: In recent years, the executive compensation in listed companies in China has increased rapidly, and the pay gap between executives has been increasing. Not only the internal pay gap of executives has been widening, but also the external pay gap of executives has been showing an increasing trend. Most of the researches on the pay gap of executives focus on the internal tournament incentives of the internal pay gap to executives. Recently, a new research field has begun to pay attention to the external tournament incentives of the external pay gap to executives. However, there is no literature on how the external tournament incentives of the external labor market affect executives' behavior of concealing bad news and the risk of stock price crash. First of all, based on the data of Chinese listed companies from 2006 to 2018 as the research sample, this paper uses the pay gap between CEO and the highest paid CEO of companies with similar size in the same industry to measure industry tournament incentives, and examines the relationship between industry tournament incentives and the risk of stock price crash. It is found that industry tournament incentives increase the risk of stock price crash, and the research conclusion is still valid when using industry tournament incentives to replace indicators and considering endogenous problems such as missing variables and reverse causality. Secondly, this paper also tests whether the difference in the relationship between industry tournament incentives and the risk of stock price crash conforms to the tournament theory under the situation of different CEOs' willingness to participate in industry tournament. It is found that among non-state-owned enterprises, enterprises in the eastern region and enterprises with non-newly appointed CEOs, the positive correlation between industry tournament incentives and the risk of stock price crash is more significant, indicating that when CEOs are more willing to participate in industry tournament competition, they are more likely to conceal bad news and the risk of stock price crash is higher. Finally, this paper also explores the mechanism of industry tournament incentives on the risk of stock price collapse. It is found that industry tournament incentives will increase the risk of stock price crash by improving the degree of earnings management and reducing the readability of annual reports, which indicates that CEOs will at least conceal bad news by manipulating corporate earnings and reducing the readability of annual reports, thus leading to a higher risk of stock price crash. This paper reveals how industry tournament incentives affect CEOs' behavior of concealing bad news and the risk of stock price crash, and also enriches the research on how executive compensation incentives affect the risk of stock price crash.

Key words: industry tournament incentives; pay gap; risk of stock price crash; bad news

(责任编辑: 王西民)