

# 行业锦标赛激励有效性研究

## ——基于企业风险承担视角的经验证据

周泽将<sup>1</sup>,高雅萍<sup>2</sup>,雷玲<sup>2</sup>

(1. 安徽大学商学院,安徽合肥 230601; 2. 安徽大学经济学院,安徽合肥 230601)

**摘要:** 行业锦标赛激励在中国资本市场是否有效值得关注。文章选择2009—2019年间A股上市公司为研究样本,基于企业风险承担视角对这一问题加以检验。研究发现:行业锦标赛激励能够显著提升企业风险承担水平,表现为行业锦标赛激励强度越大,企业风险承担水平越高;行业锦标赛激励对企业风险承担的促进作用在经理人市场有效程度较高、CEO过度自信以及CEO受教育程度较高的企业样本中更为明显,而产权性质削弱了行业锦标赛激励与企业风险承担之间的正相关关系;行业锦标赛激励增强了投资意愿、提高了研发支出,以上构成了行业锦标赛激励影响企业风险承担的作用机制;经济后果检验表明,行业锦标赛激励显著提升了企业业绩。文章以风险承担作为切入点,明晰了行业锦标赛激励在公司治理中的情境特征和作用机制,为新兴资本市场行业锦标赛激励有效性研究提供了微观层面的经验证据。

**关键词:** CEO; 行业锦标赛激励; 企业风险承担; 有效性

**中图分类号:** F272 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2023)09-0075-16

**DOI:** 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2023.09.006

### Research on the Effectiveness of Industry Tournament Incentives: Evidence from the Perspective of Corporate Risk-Taking

ZHOU Zejiang<sup>1</sup>, GAO Yaping<sup>2</sup>, LEI Ling<sup>2</sup>

(1. School of Business, Anhui University, Hefei 230601, China;

2. School of Economics, Anhui University, Hefei 230601, China)

**Abstract:** Whether the industry tournament incentives are effective in China's capital market deserves attention. This paper selects A-share listed companies from 2009 to 2019 as research samples to test this problem from the perspective of corporate risk-taking. The results find that: (1) industry tournament incentives improve corporate risk-taking level significantly, which shows that the stronger intensity of industry tournament incentives, the higher corporate risk-taking level; (2) the promotion effect of industry tournament incentives on corporate risk-taking is more obvious in enterprises with higher manager market effectiveness, CEO overconfidence and CEO with higher education level, while the nature of property rights weakens the positive correlation between industry tournament incentive and corporate risk-taking; (3) industry tournament incentives enhance willingness to invest and increase R&D

**收稿日期:** 2023-07-13

**基金项目:** 国家自然科学基金面上项目“组织权威、经济独立性与监事会治理研究:理论框架与实证检验”(72172001);安徽省自然科学基金优秀项目“国有企业公司治理前沿问题研究”(2208085Y22);安徽省高校杰出青年项目“中国情境下上市公司ESG表现的经济后果研究”(2022AH020001)

**作者简介:** 周泽将(通讯作者),男,教授,博士生导师,管理学博士,主要从事财务会计理论与公司治理研究;高雅萍,女,博士研究生,主要从事财务会计理论与公司治理研究;雷玲,女,博士研究生,主要从事财务会计理论与公司治理研究。

expenditures, which constitutes the mechanism of industry tournament incentives affecting corporate risk-taking; (4) the test of economic consequences shows that industry tournament incentives significantly improve corporate performance. Starting from risk-taking as the breakthrough point, this paper clarifies the situational characteristics and mechanism of industry tournament incentives in corporate governance, and provides micro-level empirical evidence for the research on the effectiveness of industry tournament incentives in emerging capital markets.

**Key words:** CEO; industry tournament incentives; corporate risk-taking; efficiency

## 一、引言

锦标赛理论强调竞赛结果的相对位次,这极大地提升了参赛人的主观能动性,因此被广泛应用于激励机制设计中。近年来,国外学者将锦标赛理论拓展至外部劳动力市场,提出行业锦标赛激励的概念,行业锦标赛激励是利用 CEO 对行业薪酬差距和职位晋升概率的特殊情绪来调动 CEO 的竞争心理,以 CEO 与同行业内最高薪酬 CEO 间的薪酬差距反映行业锦标赛激励强度。具体而言,CEO 为了争取行业劳动力市场更高的薪资报酬和晋升机会而参与行业锦标赛竞争,获胜的 CEO 不仅有机会晋升到行业内标杆企业任职并获得更高的薪资报酬、权力和地位,而且能够增加其在劳动力市场的议价能力和自身市场价值,上述基于行业锦标赛竞争激发的 CEO 的竞争心理是否会影响到其风险承担意愿是本文思考的起点。相关研究表明,行业锦标赛激励提高了盈余管理程度和现金持有水平(Park,2017;Huang等,2019)<sup>[1-2]</sup>、降低了审计费用(Tan,2021)<sup>[3]</sup>以及提升了企业绩效和企业风险(Coles等,2018)<sup>[4]</sup>等。值得注意的是,中国的制度背景和高管激励机制与西方国家相比存在较大的差异,一方面,目前中国正处于新兴加转轨阶段,经理人市场发展相对滞后,尤其是国有企业经理人选聘机制尚未完全市场化,一定程度上影响了经理人市场的功能发挥。另一方面,在以美国为代表的西方国家中,股权激励早已成为 CEO 激励的主流方式(梁上坤,2016)<sup>[5]</sup>,而中国上市公司股权激励管理办法自2005年开始试行,到目前为止对 CEO 实施股权激励的上市公司占比不足一半,<sup>①</sup>货币薪酬激励在高管激励机制中仍然占据着主导性地位。在以上现实背景下,<sup>②</sup>研究行业锦标赛激励在中国资本市场是否有效具有重要的现实意义。

目前来看,基于中国制度背景下有关行业锦标赛激励的研究相对不足,且对行业锦标赛激励的有效性持有异议。梅春等(2019)<sup>[6]</sup>、朱辰和华桂宏(2021)<sup>[7]</sup>的研究表明,行业锦标赛激励对企业创新产出和绿色创新具有显著的促进作用;王虹等(2021)<sup>[8]</sup>发现,行业锦标赛激励提升了企业金融化水平;而邓鸣茂等(2020)<sup>[9]</sup>认为行业锦标赛激励强化了 CEO 隐藏坏消息的动机,进而加剧了股价崩盘风险。上述研究呈现不同观点的主要原因在于所选择研究视角的差异性。本文认为,客观评价行业锦标赛激励是否有效应当选择恰当的研究视角,而基于企业风险承担角度进行检验更为合理。CEO 作为企业风险活动的关键决策者,其风险承担意愿决定了企业追求高风险高收益投资项目的倾向性,并最终反映到企业竞争优势以及经营绩效等方面(李文贵和余明桂,2012)<sup>[10]</sup>。而中国社会自古以来深受儒家文化的熏陶,集体主义、和谐主义以及风险规避主义等思想深入人心并渗透至企业经营管理中,降低了组织和个人的风险承担意愿(Li等,2013)<sup>[11]</sup>,进而会阻碍企业价值创造和社会资本积累(Nakano和Nguyen,2012)<sup>[12]</sup>。因此,通过检验行业锦标赛激励能否提升企业风险承担水平能够更加直接和客观地评价行业锦标赛激励的有效性。

基于以上思考,本文以企业风险承担作为切入点,选取2009—2019年间中国资本市场 A 股上市公司

<sup>①</sup>来自国泰安数据库的统计数据显示:2009—2019年中国资本市场 A 股上市公司30639个样本中有13084个样本对 CEO 实施了股权激励,占总样本的比例为42.70%,说明超过一半的样本未对 CEO 实施股权激励;同时,CEO 持股比例均值为0.0401,中位数为0.0000,进一步表明中国上市公司 CEO 持股比例较低。

<sup>②</sup>决定行业锦标赛激励在中国资本市场是否适用的一个前提条件是 CEO 在企业间的流动性情况。本文统计了2009—2019年中国资本市场 A 股上市公司 CEO 继任来源数据,发现25.28%的 CEO 来源于外部聘任,说明企业间 CEO 的流动较为普遍,这为行业锦标赛激励提供了良好的适用场景。

为研究样本,实证检验行业锦标赛激励对企业风险承担水平的影响。在此基础上,本文引入了经理人市场有效性、CEO 过度自信、CEO 受教育程度和产权性质四个情境变量进行分组检验,同时进一步深入分析了行业锦标赛激励影响企业风险承担水平的作用机制和经济后果。本文可能的增量贡献主要体现在以下三个方面:(1)相较于已有研究从创新产出(梅春等,2019)<sup>[6]</sup>、企业金融化(王虹等,2021)<sup>[8]</sup>以及审计费用(Tan,2021)<sup>[3]</sup>等角度检验行业锦标赛激励的有效性,本文以风险承担作为切入点,能够更为直接地反映行业锦标赛激励对 CEO 决策行为的作用效果,相关研究结论有利于更加客观地评价行业锦标赛激励的有效性。(2)尽管 Coles 等(2018)<sup>[4]</sup>以美国企业为研究样本,检验了行业锦标赛激励对企业绩效和企业风险的影响,但是不同制度背景下高管激励机制存在差异,西方资本市场中主要以股权、期权等方式对 CEO 进行激励,而中国资本市场中货币薪酬激励占据了主导性地位,本文为新兴资本市场行业锦标赛激励有效性研究提供了经验证据。(3)企业风险承担本质上需要落脚到实际的投资意愿和投资行为上,本文研究表明行业锦标赛激励可以通过增强投资意愿和提高研发支出来提升企业风险承担水平,有助于从投资决策视角厘清行业锦标赛激励影响企业风险承担水平的作用机理。

## 二、理论分析与研究假设

风险承担行为反映了企业对高风险但预期净现值为正的投资项目的选择,较高的风险承担水平有利于企业抓住投资机会、增强竞争优势。作为企业经营活动的关键决策者,CEO 对高风险投资项目的态度和偏好会直接影响到企业的风险承担水平。而在现代企业所有权和经营权相分离的背景下,CEO 仅拥有企业的剩余经营权,其承担的风险与享有的收益并不匹配,使得 CEO 往往是风险规避者的代表。行业内的薪酬差距能够激发 CEO 的竞争意识,进而影响其风险活动的决策行为。本文依据代理理论和声誉理论详细分析行业锦标赛激励对企业风险承担的影响,具体如下:

(1)基于代理理论,行业锦标赛激励能够缓解股东与 CEO 之间的风险偏好差异,进而提升 CEO 承担风险的意愿。代理问题导致股东与 CEO 两类主体在风险偏好上存在差异,为了实现自我效用最大化,CEO 更倾向于通过占用企业现金流的方式获取私有收益(何威风等,2016)<sup>[13]</sup>。理论上,股东与 CEO 之间的代理问题越严重,CEO 承担风险的意愿越低。行业锦标赛激励能够缓解股东与 CEO 之间的委托代理冲突,弱化 CEO 的机会主义行为动机,使得 CEO 与股东的目标趋于一致。为了跻身于同行业前列、获得更高的薪资报酬,CEO 固有的“不求有功但求无过”心态会有所改观,转而倾向于通过努力工作提高企业业绩、实现企业价值增长。尤其对于过度自信的 CEO 而言,他们往往对外部环境和企业未来发展持有更加开放的态度,其在投资决策时可能会低估失败的概率且高估预期收益,从而愿意承担更多的风险。因此,行业锦标赛激励能够提高 CEO 承担风险的意愿,进而减少 CEO 为了规避风险而放弃预期净现值为正的投资行为。

(2)基于声誉理论,行业锦标赛激励会增强 CEO 追求高声誉的动机,促使薪酬位次靠后的 CEO 愿意承担更多风险。经理人市场有效程度与职业经理人的流动性和声誉机制的作用效果直接相关,处于经理人市场发展较好的地区,声誉机制越能有效发挥作用。CEO 在行业内获得的薪酬水平是其市场声誉的直接体现,获得高水平的薪酬意味着 CEO 具有良好的声誉和社会地位,而薪酬位次靠后的 CEO 在劳动力市场中的声誉往往较低(周泽将等,2018)<sup>[14]</sup>。为了维护和提高自身声誉,薪酬位次靠后的 CEO 更会考虑其在劳动力市场的认可度以及未来的议价能力(Kato 和 Long,2011)<sup>[15]</sup>。行业锦标赛激励会强化较低声誉 CEO “富贵险中求”的心理,促使其全情投入,进而倾向于选择高风险但预期净现值为正的投资项目,以提高自身在劳动力市场的声誉水平。因此,行业锦标赛激励有利于强化声誉机制的运行效率,促使声誉较低的 CEO 更愿意承担风险,进而提升企业风险承担水平。

基于以上分析,本文提出如下的研究假说:

H1: 限定其他条件,行业锦标赛激励会显著提升企业风险承担水平。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选取与数据来源

本文选取2009—2019年间中国资本市场A股上市公司为初始研究样本,并参考以往研究惯例剔除以下样本:①金融保险行业的样本;②资不抵债(资产负债率大于1)的样本;③ST、\*ST等处于异常交易状态的样本;④CEO薪酬为0的样本;⑤部分指标缺失的样本,最终获得15205个公司一年度样本观测值。本研究所涉及的数据均来源于国泰安数据库CSMAR和中国经济金融数据库CCER。为了克服极端值对研究结果带来的影响,本文对所有连续变量在1%和99%分位进行了winsorize缩尾处理。

#### (二) 模型设定与变量定义

为了检验研究假说H1行业锦标赛激励能否提升企业风险承担水平,本文构建如下实证模型(1):

$$RISK = \beta_0 + \beta_1 INDTI + \beta_2 SIZE + \beta_3 LEV + \beta_4 ROA + \beta_5 FIRST + \beta_6 LISTY + \beta_7 GROWTH + \beta_8 CASH + \beta_9 AGE + \beta_{10} SHARE + YEAR + INDUS + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $RISK$ 表示企业风险承担水平,该值越大,企业风险承担水平越高; $INDTI$ 表示行业锦标赛激励。其余变量为一系列控制变量, $\varepsilon$ 为随机误差项。

本文各研究变量的详细定义如下:

1. 被解释变量(企业风险承担水平  $RISK$ )。已有研究主要从以下四个维度衡量企业风险承担水平:①盈利能力波动性(Faccio等,2011;余明桂等,2013;王熹和陈雪,2022;牛枫等,2022)<sup>[16-19]</sup>;②股票收益率波动性(周泽将等,2019)<sup>[20]</sup>;③现金流波动性(Li等,2013)<sup>[11]</sup>;④研发支出(Coles等,2006)<sup>[21]</sup>。但被学者们广泛使用和认可的是以盈利能力波动性来衡量企业风险承担水平,因此本文参考余明桂等(2013)<sup>[17]</sup>的研究,采用盈利能力波动性衡量企业风险承担水平,具体通过观察时段内经行业和年度均值调整后的公司息税折旧及摊销前利润与期末总资产之比的标准差( $RISK1$ )和极差( $RISK2$ ),计算方法如下:

$$RISK1_{it} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T \left( AdjROA_{ijt} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T AdjROA_{ijt} \right)^2}, T = 3 \quad (2)$$

$$RISK2_{it} = Max(AdjROA_{ijt}, AdjROA_{ijt+1}, AdjROA_{ijt+2}) - Min(AdjROA_{ijt}, AdjROA_{ijt+1}, AdjROA_{ijt+2}) \quad (3)$$

$$AdjROA_{ijt} = \frac{EBITDA_{ijt}}{Asset_{ijt}} - \frac{1}{njt} \left( \sum_{k=1}^{njt} \frac{EBITDA_{ijt}}{Asset_{ijt}} \right) \quad (4)$$

其中, $AdjROA_{ijt}$ 为经行业和年度均值调整后的息税折旧及摊销前利润与期末总资产之比, $EBITDA_{ijt}$ 表示息税折旧及摊销前利润, $Asset_{ijt}$ 表示平均总资产,下标*i*、*j*和*t*分别表示公司、行业与年度,*n*表示第*t*年*j*行业的公司总数, $T=3$ 表示以3年(*t*年至*t+2*年)为一个观测时段,向后滚动两年计算企业风险承担水平。

2. 解释变量(行业锦标赛激励  $INDTI$ )。借鉴Coles等(2018)<sup>[4]</sup>、Huang等(2019)<sup>[2]</sup>的做法,使用CEO与本行业内最高薪酬CEO间薪酬差距的自然对数衡量行业锦标赛激励,具体计算方法如下:

$$INDTI = \ln[ MAX(CEOPAY) - CEOPAY ] \quad (5)$$

其中, $CEOPAY$ 为CEO报告期薪酬总额。 $INDTI$ 值越大,表明CEO与本行业内最高薪酬CEO间的薪酬差距越大,也即行业锦标赛激励强度越大。

3. 控制变量。参考现有研究(Faccio等,2011;余明桂等,2013)<sup>[16-17]</sup>,选取以下变量在多元回归模型中加以控制,主要涵括:公司规模  $SIZE$ 、资产负债率  $LEV$ 、总资产收益率  $ROA$ 、股权集中度  $FIRST$ 、公司上市年限  $LISTY$ 、成长能力  $GROWTH$ 、现金持有量  $CASH$ 、CEO年龄  $AGE$ 、股权激励  $SHARE$ 、行业虚拟变量  $INDUS$  和年度虚拟变量  $YEAR$ 。



表1 变量来源与定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业风险承担	<i>RISK1</i>	经行业和年度均值调整后的公司息税折旧及摊销前利润与期末总资产之比的标准差
		<i>RISK2</i>	经行业和年度均值调整后的公司息税折旧及摊销前利润与期末总资产之比的极差
解释变量	行业锦标赛激励	<i>INDTI</i>	CEO与所在行业薪酬最高CEO间的薪酬差距的自然对数
控制变量	公司规模	<i>SIZE</i>	期末资产总额的自然对数
	资产负债率	<i>LEV</i>	期末负债总额/期末资产总额
	总资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/期末资产总额
	股权集中度	<i>FIRST</i>	前十大股东持股比例
	公司上市年限	<i>LISTY</i>	研究年份-上市年份+1
	成长能力	<i>GROWTH</i>	(当期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	现金持有量	<i>CASH</i>	货币资金/期末资产总额
	CEO年龄	<i>AGE</i>	CEO的年龄取自然对数
	股权激励	<i>SHARE</i>	CEO持股比例
	行业	<i>INDUS</i>	参照中国证监会2012年行业分类标准
年度	<i>YEAR</i>	涵括9个年份,设置8个虚拟变量	

### (三) 描述性统计分析

表2列示了主要变量的描述性统计分析结果。可以看出:①企业风险承担水平 *RISK* 的标准差均大于其均值,且最大值与最小值之间差距较大,说明中国上市公司风险承担水平整体不高且不同企业之间风险承担水平差异较大。②行业锦标赛激励 *INDTI* 的最小值为12.7759,最大值为16.6139,表明行业内不同公司之间CEO薪酬差距较大,与已有研究结论基本一致(梅春等,2019)<sup>[6]</sup>。③盈利能力 *ROA* 的均值为0.0452,标准差为0.0531,反映出中国上市公司的盈利能力整体偏低;股权集中度 *FIRST* 的均值为0.5764,表明中国上市公司股权普遍较为集中。

表2 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	1/4分位数	中位数	3/4分位数	最大值
<i>RISK1</i>	15205	0.0440	0.0449	0.0021	0.0137	0.0276	0.0604	0.2472
<i>RISK2</i>	15205	0.0833	0.0838	0.0039	0.0261	0.0524	0.1140	0.4551
<i>INDTI</i>	15205	15.2543	0.8038	12.7759	14.7504	15.3796	15.8978	16.6139
<i>SIZE</i>	15205	22.0063	1.2475	19.5932	21.0991	21.8379	22.7166	25.7996
<i>LEV</i>	15205	0.4346	0.2115	0.0473	0.2640	0.4323	0.6025	0.8764
<i>ROA</i>	15205	0.0452	0.0531	-0.1336	0.0152	0.0395	0.0711	0.2210
<i>FIRST</i>	15205	0.5764	0.1553	0.2203	0.4650	0.5862	0.6966	0.9013
<i>LISTY</i>	15205	10.5775	6.3777	1.0000	5.0000	10.0000	16.0000	27.0000
<i>GROWTH</i>	15205	0.1932	0.4727	-0.5424	-0.0267	0.1116	0.2797	3.1456
<i>CASH</i>	15205	0.1913	0.1392	0.0145	0.0933	0.1521	0.2491	0.6812
<i>AGE</i>	15205	3.8821	0.1314	3.2958	3.8067	3.8918	3.9703	4.3694
<i>SHARE</i>	15205	0.0401	0.1019	0.0000	0.0000	0.0000	0.0052	0.4987

## 四、实证结果与分析

### (一) 回归结果分析

表3列示了行业锦标赛激励与企业风险承担水平之间的多元回归分析结果,当被解释变量为 *RISK1* 时,行业锦标赛激励 *INDTI* 的回归系数等于0.0031,在1%水平上显著为正( $t$ 值=4.4877);当被解释变量为 *RISK2* 时,行业锦标赛激励 *INDTI* 的回归系数等于0.0062,也在1%水平上显著为正( $t$ 值=4.7978),以上数据联合表明,行业锦标赛激励显著提升了企业风险承担水平,验证了研究假说 H1。呈现上述现象的原因在于:一方面,行业锦标赛激励能够降低股东与 CEO 之间的代理成本,缓解二者之间的风险偏好差异,进而提升 CEO 的承担风险意愿和动机;另一方面,行业锦标赛激励有利于增强 CEO 追求高声誉的动机,促使薪酬位次靠后的 CEO 愿意承担更多风险,进而提高企业风险承担水平。从经济意义上看,行业锦标赛激励 *INDTI* 每增加一个标准差,企业风险承担水平 *RISK* 将提高5.80%左右(被解释变量为 *RISK1* 时,则变动5.66%;被解释变量为 *RISK2* 时,则变动5.98%),这一结果表明行业锦标赛激励对企业风险承担水平的影响具有重要的经济意义。

表3 行业锦标赛激励与企业风险承担水平

变量	(1) <i>RISK1</i>		(2) <i>RISK2</i>	
	系数	$t$ 值	系数	$t$ 值
<i>Constant</i>	0.0825 ***	5.3025	0.1478 ***	5.0909
<i>INDTI</i>	0.0031 ***	4.4877	0.0062 ***	4.7978
<i>SIZE</i>	-0.0034 ***	-9.4230	-0.0064 ***	-9.4639
<i>LEV</i>	0.0005	0.1953	0.0011	0.2362
<i>ROA</i>	-0.0610 ***	-7.0254	-0.1127 ***	-6.9645
<i>FIRST</i>	-0.0002	-0.0963	-0.0006	-0.1262
<i>LISTY</i>	0.0004 ***	4.9181	0.0007 ***	4.9883
<i>GROWTH</i>	0.0012	1.3504	0.0021	1.2606
<i>CASH</i>	-0.0082 ***	-2.7425	-0.0148 ***	-2.6554
<i>AGE</i>	-0.0037	-1.4762	-0.0065	-1.3654
<i>SHARE</i>	0.0084 **	2.1238	0.0159 **	2.1623
<i>INDUS/YEAR</i>	控制		控制	
<i>Num</i>	15205		15205	
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.1511		0.1550	

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,报告的  $t/z$  检验值均经过异方差调整。以下各表同。

### (二) 稳健性检验

1. 工具变量法。本文参考 Huang 等(2019)<sup>[2]</sup>和梅春等(2019)<sup>[6]</sup>的研究,使用行业内高于本公司 CEO 薪酬的 CEO 人数作为行业锦标赛激励的工具变量(*INDTI\_N*)。原因在于,本公司 CEO 在行业内的薪酬越低,高于其薪酬的 CEO 人数就越多,即行业内高于本公司 CEO 薪酬的 CEO 人数与行业锦标赛激励正相关,但是行业内高于本公司 CEO 薪酬的 CEO 人数不会直接影响到单个上市公司的风险承担水平,符合工具变量外生性的要求。工具变量法第一阶段回归结果表明,行业内高于本公司 CEO 薪酬的 CEO 人数与行业锦标赛激励在1%水平上显著正相关,即满足了工具变量相关性要求。弱工具变量检验显示,*Minimum eigenvalue* 等于94.651,在1%水平上拒绝“存在弱工具变量”的原假设,*Kleibergen - Paap rk LM* 值和 *Cragg-Donald Wald F* 值分别为128.414和94.651,进一步表明本文所选的工具变量不存在弱工具变量问题。2SLS 回归结果如表4所示,行业锦标赛激励 *INDTI* 的回归系数均在5%水平上显著为正,表明在控制内生性问题后,本文的研究结论依然成立。

表4 行业锦标赛激励与企业风险承担:工具变量法

变量	(1) RISK1		(2) RISK2	
	系数	z 值	系数	z 值
Constant	-0.0979	-0.9385	-0.2078	-1.0680
INDTI	0.0164 **	2.1493	0.0325 **	2.2762
Controls	控制		控制	
INDUS/YEAR	控制		控制	
Num	15205		15205	
Adj. R <sup>2</sup>	0.1254		0.1263	
Minimum eigenvalue statistic:				94.651
Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic):				128.414
Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic):				94.651

2. 倾向得分匹配法。若行业锦标赛激励、企业风险承担水平和控制变量为非线性函数关系时,行业锦标赛激励的估计系数可能存在偏误,为缓解模型函数误设导致的内生性问题,本文采用基于 Logit 模型的倾向得分匹配法进行检验。具体地,首先构建 Logit 逻辑回归模型(6),估计得到样本企业的倾向得分值,进一步依据所得到的倾向得分值进行卡尺为1%的最邻近匹配。

$$HIGHINDTI = \beta_0 + \beta_1 SIZE + \beta_2 LEV + \beta_3 ROA + \beta_4 FIRST + \beta_5 LISTY + \beta_6 GROWTH + \beta_7 CASH + \beta_8 AGE + \beta_9 SHARE + YEAR + INDUS + \varepsilon \quad (6)$$

其中, HIGHINDTI 为哑变量,若企业行业锦标赛激励大于同年度行业锦标赛激励的3/4分位数时,则赋值为1,否则为0。经 PSM 匹配后,这些变量的取值在实验组和对照组之间的差异已经不具有统计显著性;且匹配后 SIZE、LEV、ROA、FIRST、LISTY、GROWTH、CASH、SHARE 和 AGE 的偏差率的绝对值均小于10%,上述结果联合表明 PSM 匹配满足了均衡性假设。基于倾向得分匹配样本对模型(1)进行最小二乘估计,回归结果如表5所示,行业锦标赛激励 INDTI 的回归系数均在1%水平上显著为正,表明在考虑了模型函数误设的情况下,行业锦标赛激励与企业风险承担水平依然显著为正,研究结论未发生实质性改变。

表5 行业锦标赛激励与企业风险承担:倾向得分匹配法

变量	(1) RISK1		(2) RISK2	
	系数	t 值	系数	t 值
Constant	0.0059	0.2256	0.0011	0.0222
INDTI	0.0073 ***	5.7210	0.0141 ***	5.8963
Controls	控制		控制	
INDUS/YEAR	控制		控制	
Num	6129		6129	
Adj. R <sup>2</sup>	0.2376		0.2482	

3. 补充可能影响企业风险承担水平的其他控制变量。为了缓解因遗漏变量导致的内生性问题,本文参考 Coles 等(2018)<sup>[4]</sup>、Huang 等(2019)<sup>[2]</sup>的研究,进一步控制了可能影响企业风险承担水平的其他 CEO 层面和行业层面的变量,包括 CEO 过度自信 OC、CEO 受教育程度 EDU、<sup>①</sup>任职期限 TENURE(CEO 在其任职公司的任职年限)、两职合一 DUAL(若公司 CEO 同时兼任董事长赋值为1,否则为0)、内部薪酬差距 FIRMGAP(CEO 薪酬与公司核心高管平均薪酬的差值取对数)和行业内 CEO 人数 INDUS#CEOs(同行业同年度公司 CEO 人数之和取对数)。补充上述六个控制变量后,回归结果如表6所示,行业锦标赛激励 INDTI 的回归系数均在1%水平上显著为正,进一步验证了本文的研究结论。

<sup>①</sup>CEO 过度自信和 CEO 受教育程度的具体变量定义见进一步分析中的情境分析。

表6 行业锦标赛激励和企业风险承担:补充其他控制变量

变量	RISK1		RISK2	
	系数	t 值	系数	t 值
Constant	0.0604 **	2.2006	0.1089 **	2.1248
INDTI	0.0030 ***	3.1150	0.0060 ***	3.3703
Controls	控制		控制	
INDUS/YEAR	控制		控制	
Num	7581		7581	
Adj. R <sup>2</sup>	0.1499		0.1547	

4. 公司固定效应。行业锦标赛激励对企业风险承担水平的促进作用,也可能是由某些不随时间变化且不可观测到的个体因素导致的,因此本文进一步使用公司固定效应模型进行检验。回归结果如表7所示,行业锦标赛激励 *INDTI* 的回归系数均在1%水平上显著为正,回归结果未发生实质性变化。

表7 行业锦标赛激励和企业风险承担:公司固定效应

变量	(1) RISK1		(2) RISK2	
	系数	t 值	系数	t 值
Constant	-0.2931 ***	-6.6429	-0.5544 ***	-6.7909
INDTI	0.0097 ***	7.6398	0.0191 ***	8.0758
Controls	控制		控制	
FIRM/YEAR	控制		控制	
Num	15205		15205	
Adj. R <sup>2</sup>	0.0861		0.0909	

5. 替换变量度量方式。(1) 替换行业锦标赛激励测度指标。上文使用 CEO 与行业内最高薪酬 CEO 间的薪酬差距的自然对数来衡量行业锦标赛激励,然而行业内 CEO 最高薪酬可能是由于某个偶然事件导致的,如此度量的行业锦标赛激励显然会高估行业锦标赛激励强度 (Coles 等,2018)<sup>[4]</sup>。因此,本文进一步使用 CEO 薪酬与行业内公司次高薪酬 CEO 间薪酬差距的自然对数衡量行业锦标赛激励 (*INDTI\_S*)。改变行业锦标赛激励变量度量方式后的回归结果如表8所示,*INDTI\_S* 的回归系数均在5%水平上显著为正,表明本文的研究结论依然成立。(2) 替换企业风险承担水平的测度指标。为了减弱关键变量度量偏差对研究结论可能产生的不利影响,本文参考 Faccio 等(2011)<sup>[16]</sup>、许永斌和张爱兰(2023)<sup>[22]</sup>的做法,选择如下指标衡量企业风险承担水平:第一,观察时段内经行业和年度均值调整后的3年公司总资产净利润率的标准差 (*RISK3*) 和极差 (*RISK4*);第二,观察时段内经行业和年度均值调整后的3年公司资产报酬率的标准差 (*RISK5*) 和极差 (*RISK6*)。按照上述方法重新计算了企业风险承担水平后,回归结果如表9所示,*INDTI* 的回归系数均至少在1%水平上显著为正,进一步验证了本文的研究结论。

表8 行业锦标赛激励与企业风险承担:替换行业锦标赛的度量方式

变量	(1) RISK1		(2) RISK2	
	系数	t 值	系数	t 值
Constant	0.0948 ***	5.6401	0.1764 ***	5.5998
INDTI_S	0.0019 **	2.5041	0.0035 **	2.4812
Controls	控制		控制	
INDUS/YEAR	控制		控制	
Num	14893		14893	
Adj. R <sup>2</sup>	0.1494		0.1532	



表9 行业锦标赛激励与企业风险承担:替换企业风险承担水平的度量方式

变量	(1) <i>RISK3</i>	(2) <i>RISK4</i>	(3) <i>RISK5</i>	(4) <i>RISK6</i>
<i>Constant</i>	0.0660 *** (4.2315)	0.1146 *** (3.9378)	0.0797 *** (5.0223)	0.1415 *** (4.7860)
<i>INDTI</i>	0.0033 *** (4.7963)	0.0067 *** (5.1743)	0.0032 *** (4.5814)	0.0064 *** (4.9192)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>INDUS/YEAR</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Num</i>	15205	15205	15205	15205
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.1683	0.1727	0.1526	0.1569

## 五、进一步分析

### (一) 情境分析

1. 经理人市场有效性的情境分析。经理人市场有效程度直接反映了职业经理人的流动性和声誉机制的作用效果,进而会对行业锦标赛的激励作用产生深刻影响。尽管整体上中国的经理人市场发展相对滞后(梁上坤,2016)<sup>[5]</sup>,但由于资源禀赋、区位条件等因素的影响,不同地区之间发展极不均衡,经理人市场有效性也存在较大差异。当企业处于经理人市场发展较好的地区,CEO不仅更容易获得外聘的机会,而且其声誉机制可以得到有效发挥,增强了行业锦标赛激励有效性。薪酬位次靠后的CEO具有强烈的动机去提升企业业绩,进而更愿意从事高风险高收益的投资活动。因此,本文认为经理人市场有效性会强化行业锦标赛激励与企业风险承担之间的正向关系。

为了验证上述猜想,本文定义经理人市场有效性变量 *ME*,具体使用中国社会科学院发布的《中国城市竞争力报告》中的“综合竞争力指数”衡量经理人市场有效程度,若 *ME* 高于均值,赋值为1,否则为0。表10列示了按照经理人市场有效性进行分组的多元回归结果:在经理人市场有效性程度较高组,行业锦标赛激励 *INDTI* 的回归系数均在1%水平上显著为正;而在经理人市场有效性程度较低组中,*INDTI* 的回归系数虽然为正,但在统计学意义上均不显著。进一步的组间系数差异性检验显示,*Chi2*值分别等于171.43和171.97,均在1%水平上显著。上述结果表明,行业锦标赛激励有效性受制于经理人市场发展情况,经理人市场有效性会强化行业锦标赛对企业风险承担的促进作用。

表10 行业锦标赛激励与企业风险承担水平:经理人市场有效性的情境分析

变量	<i>RISK1</i>		<i>RISK2</i>	
	(1) <i>ME</i> = 1	(2) <i>ME</i> = 0	(3) <i>ME</i> = 1	(4) <i>ME</i> = 0
<i>Constant</i>	0.0541 ** (2.4587)	0.1357 *** (6.0801)	0.0942 ** (2.2922)	0.2475 *** (5.9448)
<i>INDTI</i>	0.0039 *** (4.2565)	0.0013 (1.2305)	0.0077 *** (4.5036)	0.0028 (1.4433)
<i>SIZE</i>	-0.0026 *** (-5.2389)	-0.0044 *** (-8.2637)	-0.0048 *** (-5.2271)	-0.0083 *** (-8.3217)
<i>LEV</i>	-0.0018 (-0.5266)	0.0013 (0.3534)	-0.0041 (-0.6356)	0.0034 (0.4979)

(续表10)

变量	RISK1		RISK2	
	(1) $ME = 1$	(2) $ME = 0$	(3) $ME = 1$	(4) $ME = 0$
<i>ROA</i>	-0.0301 ** (-2.5629)	-0.0861 *** (-6.6929)	-0.0552 ** (-2.5164)	-0.1591 *** (-6.6527)
<i>FIRST</i>	-0.0006 (-0.1726)	0.0009 (0.2330)	-0.0015 (-0.2337)	0.0017 (0.2517)
<i>LISTY</i>	0.0002 ** (2.0294)	0.0005 *** (4.6736)	0.0004 ** (1.9665)	0.0009 *** (4.8464)
<i>GROWTH</i>	0.0018 (1.4818)	0.0005 (0.3688)	0.0033 (1.4150)	0.0008 (0.3155)
<i>CASH</i>	-0.0058 (-1.4556)	-0.0120 *** (-2.6048)	-0.0104 (-1.3969)	-0.0220 *** (-2.5876)
<i>AGE</i>	-0.0025 (-0.7064)	-0.0057 (-1.5773)	-0.0041 (-0.6167)	-0.0101 (-1.5061)
<i>SHARE</i>	-0.0016 (-0.2695)	0.0154 *** (2.8661)	-0.0028 (-0.2528)	0.0291 *** (2.9173)
<i>INDUS/YEAR</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Num</i>	7577	7628	7577	7628
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.1940	0.1234	0.1972	0.1280
<i>Chi2 (P-value)</i>	171.43 *** (0.0000)		171.97 *** (0.0000)	

2. CEO 过度自信的情境分析。过度自信是高估个人能力的一种认知偏差 (Tang 等, 2018)<sup>[23]</sup>, 这种认知偏差在高管中表现得尤为突出。作为关键高管之一, CEO 过度自信会影响其风险承担意愿和投资决策行为。相较于非过度自信的 CEO, 过度自信的 CEO 对外部环境及企业未来发展持有更为乐观的态度, 一方面会低估实际投资成本和投资失败的可能性, 另一方面会高估预期投资收益和投资成功的概率 (余明桂等, 2013)<sup>[17]</sup>。在行业锦标赛激励下, 过度自信的 CEO 在投资决策中愿意承担更多的风险。因此, 本文预期行业锦标赛激励对企业风险承担的促进作用在 CEO 过度自信的企业中表现得更为明显。

为了检验以上猜想, 本文参考余明桂等 (2013)<sup>[17]</sup> 的研究, 从四个维度衡量 CEO 过度自信。具体包括性别 *GENDER* (若 CEO 的性别为男性, 则赋值为 1, 否则为 0)、年龄 *AGE*  $[\text{Max}(\text{AGE}) - \text{AGE}] / [\text{Max}(\text{AGE}) - \text{Min}(\text{AGE})]$ 、受教育程度 *EDU* (若 CEO 的学历为硕士及以上, 则赋值为 1, 否则为 0)、两职合一 *DUAL*, CEO 过度自信水平  $OC = (\text{GENDER} + \text{AGE} + \text{EDU} + \text{DUAL}) / 4$ 。以 *OC* 的均值为临界点, 将本文的研究样本区分为 CEO 过度自信和 CEO 非过度自信两组, 若 *OC* 高于其均值则为 CEO 过度自信, 将 *OC* 赋值为 1, 否则为 0。分组检验结果如表 11 所示, 在 CEO 过度自信组中, 行业锦标赛激励 *INDTI* 的回归系数在 1% 水平上显著为正; 而在 CEO 非过度自信组中, *INDTI* 的回归系数分别在 10% 和 5% 水平上显著为正, 且其值与 CEO 过度自信组相比有所降低。另外, 组间系数差异性检验显示, *Chi2* 值分别等于 92.62 和 91.91, 均在 1% 水平上通过显著性检验。以上结果联合表明, CEO 过度自信强化了行业锦标赛激励对企业风险承担水平的正向影响。

3. CEO 受教育程度的情境分析。个人受教育程度能够反映其对知识掌握的深度, 进而影响其认知层次和决策行为 (King 等, 2016)<sup>[24]</sup>。具体至企业最高管理者, CEO 受教育程度会影响其经营决策和风险承担意愿。与受教育程度较高的 CEO 相比, 受教育程度较低的 CEO 在相同的年龄阶段积累了较为丰富的实

践经验,因此在决策中对风险投资项目呈现出更加开放的态度(吕文栋等,2015)<sup>[25]</sup>。而受教育程度较高的CEO因多年的学习经验而具有更加系统的知识体系,能够理性认识投资项目所面临的收益与风险,对实践活动中的风险投资行为更为谨慎。由于受教育程度较高CEO的风险承担意愿较低,CEO受教育程度较高的企业对高管激励具有更高的需求,这为行业锦标赛激励提供了更大的发挥空间。因此,本文认为与CEO受教育程度较低的企业相比,行业锦标赛激励对企业风险承担的提升作用在CEO受教育程度较高的企业中更为显著。

表11 行业锦标赛激励与企业风险承担水平:CEO过度自信的情境分析

变量	RISK1		RISK2	
	(1) OC = 1	(2) OC = 0	(3) OC = 1	(4) OC = 0
Constant	0.0938 *** (3.8736)	0.0747 *** (3.7135)	0.1690 *** (3.7444)	0.1327 *** (3.5291)
INDTI	0.0049 *** (4.6016)	0.0016 * (1.8423)	0.0096 *** (4.8468)	0.0034 ** (2.0602)
SIZE	-0.0033 *** (-6.2346)	-0.0034 *** (-6.8693)	-0.0062 *** (-6.3069)	-0.0064 *** (-6.8691)
LEV	-0.0042 (-1.0710)	0.0042 (1.2696)	-0.0071 (-0.9668)	0.0075 (1.2238)
ROA	-0.0720 *** (-5.7311)	-0.0511 *** (-4.2307)	-0.1346 *** (-5.7550)	-0.0930 *** (-4.1297)
FIRST	-0.0036 (-0.9071)	0.0036 (1.1078)	-0.0062 (-0.8431)	0.0060 (0.9780)
LISTY	0.0004 *** (3.4722)	0.0004 *** (3.6335)	0.0007 *** (3.5401)	0.0007 *** (3.6818)
GROWTH	0.0016 (1.1538)	0.0007 (0.5813)	0.0028 (1.0799)	0.0012 (0.5329)
CASH	-0.0090 ** (-2.0991)	-0.0077 * (-1.8411)	-0.0159 ** (-1.9961)	-0.0143 * (-1.8294)
AGE	-0.0109 *** (-2.8230)	0.0016 (0.4717)	-0.0202 *** (-2.7894)	0.0039 (0.6149)
SHARE	0.0079 * (1.6940)	0.0059 (0.7259)	0.0146 * (1.6973)	0.0141 (0.9194)
INDUS/YEAR	控制	控制	控制	控制
Num	7131	8074	7131	8074
Adj. R <sup>2</sup>	0.1570	0.1512	0.1616	0.1545
Chi2 (P-value)	92.62 *** (0.0000)		91.91 *** (0.0000)	

为了检验CEO受教育程度的情境性作用,本文定义CEO受教育程度变量EDU,若CEO的学历为硕士及以上则赋值为1,否则为0。表12列示了按照CEO受教育程度进行分组检验的多元回归结果,在CEO受教育程度较高组,行业锦标赛激励INDTI的回归系数均在1%水平上显著为正;而在CEO受教育程度较低组中INDTI的回归系数均在10%水平上显著,且其值与CEO受教育程度较高组相比有所降低。组间系数差异性检验显示,Chi2值分别等于57.16和55.46,均在5%水平上显著。以上经验证据验证了CEO受教育程度有利于强化行业锦标赛激励对企业风险承担的促进作用这一猜想。

表12 行业锦标赛激励与企业风险承担水平:CEO受教育程度的情境分析

变量	RISK1		RISK2	
	(1) <i>EDU</i> = 1	(2) <i>EDU</i> = 0	(3) <i>EDU</i> = 1	(4) <i>EDU</i> = 0
<i>Constant</i>	0.0678 *** (3.5681)	0.1071 *** (3.9642)	0.1203 *** (3.3839)	0.1945 *** (3.8710)
<i>INDTI</i>	0.0038 *** (4.3598)	0.0019 * (1.7052)	0.0076 *** (4.6701)	0.0038 * (1.8230)
<i>SIZE</i>	-0.0031 *** (-6.7195)	-0.0037 *** (-6.2844)	-0.0059 *** (-6.7383)	-0.0070 *** (-6.3407)
<i>LEV</i>	0.0016 (0.4867)	-0.0016 (-0.4058)	0.0032 (0.5151)	-0.0028 (-0.3742)
<i>ROA</i>	-0.0435 *** (-4.0410)	-0.0857 *** (-5.8840)	-0.0809 *** (-4.0342)	-0.1577 *** (-5.8023)
<i>FIRST</i>	-0.0014 (-0.4408)	0.0006 (0.1465)	-0.0026 (-0.4230)	0.0005 (0.0700)
<i>LISTY</i>	0.0003 *** (2.9168)	0.0005 *** (3.9621)	0.0005 *** (2.9912)	0.0009 *** (4.0008)
<i>GROWTH</i>	0.0009 (0.8187)	0.0014 (0.9840)	0.0016 (0.7362)	0.0025 (0.9461)
<i>CASH</i>	-0.0050 (-1.3374)	-0.0126 ** (-2.5304)	-0.0094 (-1.3454)	-0.0223 ** (-2.3935)
<i>AGE</i>	-0.0044 (-1.3424)	-0.0032 (-0.7936)	-0.0082 (-1.3194)	-0.0050 (-0.6616)
<i>SHARE</i>	0.0018 (0.3844)	0.0190 *** (2.7706)	0.0039 (0.4404)	0.0355 *** (2.7984)
<i>INDUS/YEAR</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Num</i>	9393	5812	9393	5812
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.1591	0.1418	0.1633	0.1450
<i>Chi2 (P-value)</i>	57.16 ** (0.0183)		55.46 ** (0.0261)	

4. 产权性质的情境分析。不同产权性质下,企业高管的职业定位有所差异。在国有企业中,CEO 往往具有“政府官员”和“经理人”的双重身份,且受到“限薪令”的影响。相较于“经理人”身份,国有企业的CEO 更加注重“政府官员”的身份(于李胜等,2019)<sup>[26]</sup>,其在进行投资决策时主要以政治上的晋升而非企业价值最大化为目标导向,往往不愿意承担较高的风险。而在非国有企业中,CEO 的职业追求在于获得优渥的薪酬和较高的市场声誉。为了提升企业业绩、获得劳动力市场的认可,非国有企业中的 CEO 承担风险的意愿更为强烈。因此,与国有企业相比,行业锦标赛激励对企业风险承担水平的提升作用在非国有企业中更为有效。

为了检验产权性质的情境性作用,本文设置产权性质变量 *SOE*,若公司为国有控股则将 *SOE* 赋值为1,否则为0。基于产权性质分组的回归结果如表13所示,在非国有企业组,行业锦标赛激励 *INDTI* 的回归系数均在1%水平上显著;而在国有企业组,*INDTI* 的回归系数均未通过显著性检验。组间系数差异性检验显示,*Chi2*值分别等于155.28和154.71,均在1%水平上通过了显著性检验。以上研究结果表明,产权性质弱化了行业锦标赛激励对企业风险承担的促进作用。



表13 行业锦标赛激励与企业风险承担水平:产权性质的情境分析

变量	RISK1		RISK2	
	(1) SOE = 1	(2) SOE = 0	(3) SOE = 1	(4) SOE = 0
<i>Constant</i>	0.0792 *** (3.3456)	0.0824 *** (3.8019)	0.1407 *** (3.1627)	0.1479 *** (3.6658)
<i>INDTI</i>	0.0009 (0.8521)	0.0050 *** (5.4577)	0.0022 (1.1318)	0.0097 *** (5.6565)
<i>SIZE</i>	-0.0027 *** (-5.9872)	-0.0040 *** (-7.1423)	-0.0050 *** (-5.8656)	-0.0076 *** (-7.2249)
<i>LEV</i>	0.0057 * (1.7587)	-0.0033 (-0.8752)	0.0100 * (1.6587)	-0.0053 (-0.7635)
<i>ROA</i>	-0.0530 *** (-4.1738)	-0.0669 *** (-5.7095)	-0.0985 *** (-4.1270)	-0.1234 *** (-5.6739)
<i>FIRST</i>	0.0041 (1.1175)	-0.0010 (-0.2745)	0.0067 (0.9840)	-0.0015 (-0.2338)
<i>LISTY</i>	0.0003 ** (2.5440)	0.0005 *** (4.8655)	0.0005 ** (2.5022)	0.0010 *** (4.9922)
<i>GROWTH</i>	-0.0019 * (-1.6838)	0.0028 ** (2.1972)	-0.0036 * (-1.7527)	0.0051 ** (2.1468)
<i>CASH</i>	-0.0055 (-1.2670)	-0.0090 ** (-2.2833)	-0.0109 (-1.3465)	-0.0155 ** (-2.1026)
<i>AGE</i>	-0.0006 (-0.1496)	-0.0055 * (-1.7543)	-0.0013 (-0.1662)	-0.0094 (-1.6069)
<i>SHARE</i>	0.0197 (1.1446)	0.0073 * (1.7598)	0.0364 (1.1581)	0.0138 * (1.7887)
<i>INDUS/YEAR</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Num</i>	6191	9014	6191	9014
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.1967	0.1394	0.2001	0.1431
<i>Chi2 (P-value)</i>	155.28 *** (0.0000)		154.71 *** (0.0000)	

## (二) 影响机制分析

在前文的理论分析中,本文基于代理理论和声誉理论的视角分析了行业锦标赛激励对企业风险承担的促进作用,验证了行业锦标赛激励的有效性。而风险承担水平实际上是企业决策行为的反映,其本质需要落脚到投资意愿和投资行为上。换言之,行业锦标赛激励如何影响投资意愿和投资行为进而作用于企业风险承担值得探究。理论而言,行业锦标赛激励会增强 CEO 的投资意愿、扩大企业的投资规模,使得企业较少地放弃高风险但净现值为正的投资项目,进而提升风险承担水平。本文拟使用战略激进度 (*STRATEGY*) 度量投资意愿,参考孟庆斌等 (2019)<sup>[27]</sup> 的研究,从研发创新倾向、市场扩张倾向、成长性、生产效率、结构稳定性和资本密度六个维度评价公司的战略激进度。使用研发支出 (*R&D*) 度量投资行为,原因在于行业锦标赛激励通过影响投资行为进而提升企业风险承担水平,那么这种投资行为更应该体现在风险性投资中,而研发是一种高风险高收益的投资活动 (Kini 和 Williams, 2012)<sup>[28]</sup>。为了检验行业锦标赛激励对投资意愿和投资行为的影响,本文构建了如下的计量模型进行检验。

$$STRATEGY = \beta_0 + \beta_1 INDTI + \beta_2 SIZE + \beta_3 LEV + \beta_4 ROA + \beta_5 FIRST + \beta_6 LISTY + \beta_7 GROWTH + \beta_8 CASH + \beta_9 AGE + \beta_{10} SHARE + YEAR + INDUS + \varepsilon \quad (7)$$

$$R\&D = \beta_0 + \beta_1 INDTI + \beta_2 SIZE + \beta_3 LEV + \beta_4 ROA + \beta_5 FIRST + \beta_6 LISTY + \beta_7 GROWTH + \beta_8 CASH + \beta_9 AGE + \beta_{10} SHARE + YEAR + INDUS + \varepsilon \quad (8)$$

表14的回归结果显示:第(1)列中,行业锦标赛激励 *INDTI* 的回归系数在5%水平上显著为正,表明行业锦标赛激励强度越大,企业战略越激进,即行业锦标赛激励强化了CEO的投资意愿。第(2)列中,行业锦标赛激励 *INDTI* 的系数在5%水平上显著为正,说明行业锦标赛激励可以显著提高企业的研发支出。CEO为了提高企业绩效、从行业竞争中胜出,青睐于选择高风险高收益的投资项目,因此行业锦标赛激励加大了企业的研发支出。综合上述分析,行业锦标赛激励主要通过增强投资意愿和提高研发支出进而提升企业风险承担水平。

表14 行业锦标赛激励与企业风险承担水平:影响机制检验

变量	(1) 投资意愿 <i>STRATEGY</i>		(2) 投资行为 <i>R&amp;D</i>	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
<i>Constant</i>	27.4729***	16.1810	-0.0153**	-2.3959
<i>INDTI</i>	0.1600**	2.1303	0.0005**	2.2071
<i>SIZE</i>	-0.4970***	-11.6127	0.0008***	5.9210
<i>LEV</i>	-3.6016***	-13.6374	-0.0101***	-9.0111
<i>ROA</i>	0.2250	0.2765	-0.0174***	-4.5478
<i>FIRST</i>	-0.2661	-0.9325	-0.0081***	-7.1216
<i>LISTY</i>	-0.0802***	-10.3236	-0.0002***	-5.0475
<i>GROWTH</i>	1.6327***	16.4260	0.0003	1.1026
<i>CASH</i>	2.8766***	9.3618	0.0059***	3.7970
<i>AGE</i>	0.1452	0.4932	0.0009	0.7662
<i>SHARE</i>	2.0551***	6.0981	0.0093***	3.9703
<i>INDUS/YEAR</i>	控制		控制	
<i>Num</i>	9402		10244	
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.2014		0.1083	

## 六、经济后果检验

对于股东和投资者而言,最为关心的是行业锦标赛激励能否切实提升企业业绩,而提升企业业绩也是企业承担风险的最终目的。具体地,本文分别从市场业绩和会计业绩两个维度来衡量企业业绩,理论上,市场业绩能够及时地反映出企业承担较高风险带来预期收益的变动情况,而股东财富变动情况可以通过会计业绩得以反映。鉴于此,本文建立如下模型(9)检验行业锦标赛激励对企业业绩的影响,进一步明晰行业锦标赛激励产生的经济后果。

$$RET(ROE) = \beta_0 + \beta_1 INDTI + \beta_2 SIZE + \beta_3 LEV + \beta_4 ROA + \beta_5 FIRST + \beta_6 LISTY + \beta_7 GROWTH + \beta_8 CASH + \beta_9 AGE + \beta_{10} SHARE + YEAR + INDUS + \varepsilon \quad (9)$$

模型(9)中,市场业绩 *RET* 和会计业绩 *ROE* 分别采用考虑现金红利再投资的年个股回报率和净资产收益率加以度量,其他变量定义与前文保持一致。表15列示了行业锦标赛激励与企业业绩之间的多元回归结果,*INDTI* 的回归系数均在1%水平上显著为正,以上经验证据表明行业锦标赛激励显著提升了企业业绩,进一步验证了行业锦标赛激励的有效性。

表15 行业锦标赛激励与企业业绩

变量	(1) <i>RET</i>		(2) <i>ROE</i>	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
<i>Constant</i>	2.6339 ***	12.1889	-0.0241	-0.1113
<i>INDTI</i>	0.0356 ***	3.5933	0.0360 ***	2.7298
<i>SIZE</i>	-0.0870 ***	-16.8942	-0.0344 *	-1.7161
<i>LEV</i>	0.3459 ***	9.6175	0.3362 **	2.3452
<i>ROA</i>	1.3172 ***	12.4124	3.8276 ***	6.7032
<i>FIRST</i>	0.1436 ***	4.1524	-0.0373 *	-1.7748
<i>LISTY</i>	-0.0005	-0.4934	0.0015 *	1.6596
<i>GROWTH</i>	0.1171 ***	8.4080	-0.0561 **	-2.2490
<i>CASH</i>	0.0466	1.1252	-0.0202	-0.2340
<i>AGE</i>	-0.0497	-1.4811	0.0089	0.3745
<i>SHARE</i>	0.0596	1.2193	-0.0389 **	-2.2565
<i>INDUS/YEAR</i>	控制		控制	
<i>Num</i>	14954		15204	
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.4719		0.0692	

## 七、研究结论与政策启示

本文以企业风险承担为切入点,选取中国资本市场2009—2019年间A股上市公司为研究样本,对行业锦标赛激励的有效性展开了一系列研究。结果表明,行业锦标赛激励显著提升了企业风险承担水平,经过工具变量法、倾向得分匹配法、补充遗漏变量、更换变量度量方式等稳健性检验后,上述研究结论依然成立。引入经理人市场有效性、CEO过度自信、CEO受教育程度和产权性质作为情境变量后发现,行业锦标赛激励对风险承担水平的提升作用在经理人市场有效程度较高、CEO过度自信或CEO受教育水平较高的企业样本中表现得更为明显,而产权性质削弱了行业锦标赛激励对企业风险承担水平的促进作用。影响机制检验表明,行业锦标赛激励主要通过增强投资意愿和提高研发支出进而提升了企业风险承担水平。此外,行业锦标赛激励显著提升了企业业绩。以上研究结论验证了行业锦标赛激励的有效性,为深入理解中国资本市场行业锦标赛激励的治理作用提供了微观层面的经验证据。

基于上述研究结论,本文具有如下的政策启示意义:第一,鉴于行业锦标赛激励在中国资本市场能够发挥有效的治理作用,企业在制定高管薪酬契约时,除了要考虑内部薪酬差距产生的激励作用,同时也要关注同行业高管薪酬差距情况。具体而言,企业可以考虑以同行业内CEO的高薪酬为参考标准,适当调整本公司CEO薪酬水平,以充分发挥行业锦标赛的激励效果,进而达到提高企业风险承担水平和公司绩效的目标。第二,企业在应用行业锦标赛激励时应该注意其不同情境下的差异性效果,在经理人市场有效程度较高、CEO过度自信以及CEO受教育程度较高的企业样本中,行业锦标赛激励能够发挥更好的效果,因此这类企业应该更加重视行业锦标赛激励的作用,以降低股东与CEO之间的代理成本,提高CEO与股东目标的一致性。而对于经理人市场发展较差、CEO非过度自信以及CEO受教育程度较低的企业而言,则不应当将高管激励机制的重心放在行业锦标赛上。第三,加快推进经理人市场建设,为行业锦标赛激励提供良好的制度环境。目前国内经理人市场发展尚不成熟,尤其是国有企业经理人选聘机制还没有完全放开,导致行业锦标赛在国有企业中的激励效果并不明显。因此,要积极完善国有企业职业经理人制度,提高薪酬业绩敏感性,使行业锦标赛的激励效果能够在国有企业中得以充分发挥。

## 参考文献:

- [1] PARK K. Pay disparities within top management teams and earning management[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2017, 36(1): 59-81.
- [2] 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.
- [3] TAN Y. Industry tournament incentives and audit fees[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2021, 48(3/4): 587-612.
- [4] COLES J L, LI Z, WANG A Y. Industry tournament incentives[J]. *The Review of Financial Studies*, 2018, 31(4): 1418-1459.
- [5] 梁上坤. 股权激励强度是否会影响公司费用黏性[J]. *世界经济*, 2016(6): 168-192.
- [6] 梅春, 赵晓菊, 颜海明, 程飞. 行业锦标赛激励与企业创新产出[J]. *外国经济与管理*, 2019(7): 25-41.
- [7] 朱辰, 华桂宏. 行业锦标赛与企业绿色创新关系研究[J]. *现代经济探讨*, 2021(11): 74-85.
- [8] 王虹, 何佳, 万旭仙. 行业锦标赛激励是否刺激了企业金融化[J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2021(6): 3-19.
- [9] 邓鸣茂, 梅春, 颜海明. 行业锦标赛激励与公司股价崩盘风险[J]. *上海财经大学学报*, 2020(5): 79-93.
- [10] 李文贵, 余明桂. 所有权性质、市场化进程与企业风险承担[J]. *中国工业经济*, 2012(12): 115-127.
- [11] LI K, GRIFFIN D, YUE H, et al. How does culture influence corporate risk-taking[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2013, 23: 1-22.
- [12] NAKANO M, NGUYEN P. Board size and corporate risk taking: further evidence from Japan[J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2012, 20(4): 369-387.
- [13] 何威风, 刘巍, 黄凯莉. 管理者能力与企业风险承担[J]. *中国软科学*, 2016(5): 107-118.
- [14] 周泽将, 马静, 胡刘芬. 高管薪酬激励体系设计中的风险补偿效应研究[J]. *中国工业经济*, 2018(12): 152-169.
- [15] KATO T, LONG C. Tournaments and managerial incentives in China's listed firms: new evidence[J]. *China Economic Review*, 2011, 22(1): 1-10.
- [16] FACCIO M, MARCHICA M T, MURA R. Large shareholder diversification and corporate risk-taking[J]. *Review of Financial Studies*, 2011, 24(11): 3601-3641.
- [17] 余明桂, 李文贵, 潘红波. 管理者过度自信与企业风险承担[J]. *金融研究*, 2013(1): 149-163.
- [18] 王熹, 陈雪. 薪酬管制、高管薪酬参照点效应与国有企业风险承担[J]. *安徽大学学报(哲学社会科学版)*, 2022(4): 118-130.
- [19] 牛枫, 张刘臻, 肖作平. 国有股权参股对民营企业风险承担水平的影响——基于上市民营企业的数据研究[J]. *商业经济与管理*, 2022(9): 72-89.
- [20] 周泽将, 罗进辉, 李雪. 民营企业身份认同与风险承担水平[J]. *管理世界*, 2019(11): 193-208.
- [21] COLES J L, DANIEL N D, NAVEEN L. Managerial incentives and risk-taking[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2): 431-468.
- [22] 许永斌, 张爱兰. “逐利”还是“重情”: 家族企业代际传承中的目标研究[J]. *商业经济与管理*, 2023(3): 50-69.
- [23] TANG Y, MACK D Z, CHEN G. The differential effects of CEO narcissism and hubris on corporate social responsibility[J]. *Strategic Management Journal*, 2018, 39(5): 1370-1387.
- [24] KING T, SRIVASTAV A, WILLIAMS J. What's in an education? Implications of CEO education for bank performance[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 37: 287-308.
- [25] 吕文栋, 刘巍, 何威风. 管理者异质性与企业风险承担[J]. *中国软科学*, 2015(12): 120-133.
- [26] 于李胜, 李文涛, 王艳艳, 等. 薪酬—职务倒挂是否具有“黑色嫉妒”效应? ——基于国有企业薪酬激励对企业行为的影响研究[J]. *会计研究*, 2019(3): 47-54.
- [27] 孟庆斌, 李昕宇, 张修平. 卖空机制、资本市场压力与公司战略选择[J]. *中国工业经济*, 2019(8): 155-173.
- [28] KINI O, WILLIAMS R. Tournament incentives, firm risk, and corporate policies[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 103(2): 350-376.

