

核心竞争力信息披露与分析师关注

黎来芳¹, 张 洁¹, 孙昌玲²

(1. 中国人民大学商学院, 北京 100872;

2. 北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875)

摘 要:基于 2007—2021 年中国 A 股上市公司的数据, 实证检验核心竞争力信息披露对分析师关注的影响。研究发现, 企业核心竞争力信息披露与分析师关注呈正相关关系。机制检验表明, 核心竞争力信息披露通过降低分析师获取信息的成本, 提高了分析师关注度。进一步研究发现: 技术和品牌类核心竞争力信息更能吸引分析师关注; 核心竞争力信息披露对分析师关注的正向影响, 在公司治理水平更高的样本中更显著; 核心竞争力信息披露同时还能够降低分析师盈余预测偏差和盈余预测分歧度。研究结论有助于丰富核心竞争力信息披露经济后果和分析师关注影响因素方面的文献, 并对监管部门进一步完善相关信息披露要求具有一定借鉴作用。

关键词:核心竞争力; 信息披露; 分析师关注

中图分类号: F062.5

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2023)03-0108-15

Core competence information disclosure and analyst following

LI Laifang¹, ZHANG Jie¹, SUN Changling²

(1. Business School, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. Business School, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: Based on Chinese A-share listed companies from 2007 to 2021, this paper empirically tests the impact of core competence information disclosure on analyst following. We find that there is a significant positive correlation between the disclosure of core competence information and the analyst following. Mechanism test shows that the disclosure of core competence information improves the attention of analysts by reducing information acquisition costs. Further research shows that technology and brand core competence information can attract more attention from analysts. The positive impact of core competence information disclosure on analyst following is more significant in higher corporate governance level samples. Besides, core competence information disclosure can also reduce the deviation and divergence of analysts' earnings forecast. The research conclusions of this paper are helpful to enrich the literature on the economic consequences of the disclosure of core competence information and the influencing factors of analysts' following, and have a certain reference for the regulatory authorities to further improve the requirements of relevant information disclosure.

Key words: core competence; information disclosure; analyst following

收稿日期: 2022-10-30 修回日期: 2023-02-21

基金项目: 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“数字经济发展对财务管理决策的影响机理研究”(2022NTSS02)。

作者简介: 黎来芳(1976—), 女, 重庆人, 中国人民大学商学院财务与金融系副教授, 博士, 研究方向为公司财务、管理会计。通信作者: 孙昌玲。

随着经济全球化的深入发展和数字经济时代的到来,企业所处的竞争环境日益激烈,培育核心竞争力关系着一个企业最终的生存与发展,同时也对一个国家的可持续发展具有深远的战略意义^[1-2]。着眼于国家层面,中国在经济“新常态”阶段避免陷入“中等收入陷阱”的关键和实现经济跨台阶的必然要求同样是提升企业核心竞争力^[3]。党的二十大报告指出,“提升企业核心竞争力”“形成具有全球竞争力的开放创新生态”,这充分体现了核心竞争力在加快企业发展、促进经济增长和提升国家全球竞争力中的重要作用。

随着企业核心竞争力受到广泛的关注,核心竞争力信息的披露在企业信息披露中的地位也日益提升。图1展示了2007—2021年企业核心竞争力披露水平的变化趋势。从图1可以看出,自2012年以来,核心竞争力信息披露水平逐年上升。核心竞争力信息的披露有助于搭建起企业内部与外部的信息桥梁,对于企业外部信息使用者而言,核心竞争力信息可以提供丰富的企业内部特征信息,帮助他们对企业的可持续发展能力进行正确的评估,作出正确的决策。

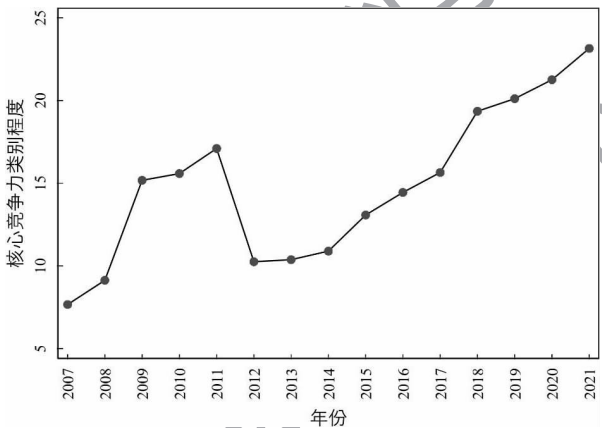


图1 核心竞争力信息披露水平的逐年变化趋势

证券分析师作为企业外部利益相关者之一,在资本市场的信息传递中扮演着重要的中介角色^[4-5],分析师的关注是一切分析师行为的起点,因此分析师对上市公司核心竞争力信息披露将有何种反应,是一个值得探讨的问题。具体而言,分析师既是企业信息的使用者,又是市场信息的提供者,他们利用自身专业知识和技能定期对上市

公司相关信息进行研究、分析并预测,分析师的判断不仅是投资者作出投资决策的重要参考,还在促进资本市场有效运行等方面起到了积极的作用^[6-7]。已有研究认为,相比获取成本更高的私有信息而言,分析师进行盈余预测的一个重要信息来源是上市公司所发布的公开信息,上市公司信息披露水平越高,意味着分析师可以获得的与盈余预测相关的信息数量越多、准确性越高^[4-5]。核心竞争力信息作为公司战略信息不可分割的一部分,其公开披露有助于降低分析师获取信息的成本,丰富分析师的信息集合,帮助分析师正确评估企业的可持续发展能力。因此,企业核心竞争力信息披露会对分析师关注产生何种影响,是本文关注的重点问题。

基于此,本文参考戚聿东等^[9]以及Sun等^[10]的研究方法,根据2007—2021年我国A股上市公司年报的披露结果,利用文本分析法构建了企业核心竞争力信息披露水平的度量指标,实证检验了核心竞争力信息披露对分析师关注的影响。研究发现:第一,企业核心竞争力信息披露水平与分析师关注呈显著正相关关系,该结论在一系列稳健性检验下仍然成立;第二,核心竞争力信息披露对分析师关注的影响主要是通过降低分析师获取企业信息的成本来实现的,且该影响在公司治理水平更高的样本中更加显著;第三,对核心竞争力类别进行区分后,技术和品牌类核心竞争力信息的披露对分析师关注的影响更加显著;第四,企业核心竞争力信息披露还可以降低分析师的盈余预测偏差和盈余预测分歧度。

一、文献回顾与假说提出

(一)核心竞争力相关文献

本文借鉴孙昌玲^[11]的观点,将核心竞争力定义为“能够为企业带来可持续竞争优势的、有价值的、稀缺的、难以模仿的、不可替代的资源和能力”。

核心竞争力与企业业绩。Wang等^[12]利用中国高新技术企业,研究了核心竞争力对企业绩效的影响,发现营销能力、技术能力和整合能力3种核心能力都对企业绩效有重要影响;Liang等^[13]研

究了机场购物中心的核心竞争力、不可观察的人力资本和组织绩效行为的关系,结果表明,核心竞争力与组织绩效呈现出正相关的关系;孙昌玲等^[14]利用中国 A 股上市公司,研究了核心竞争力对企业业绩的影响,结果表明,核心竞争力越强,企业业绩表现越好。

核心竞争力与融资成本。戚聿东等^[9]发现企业核心竞争力越强,企业的权益资本成本越低,该影响主要通过降低经营风险、降低信息不对称程度以及缓解代理问题 3 条路径实现;Sun 等^[10]研究表明,核心竞争力越强,债务成本越低,该影响主要通过降低违约风险和缓解代理问题来实现;孙昌玲等^[15]则从供应链融资的角度出发,发现核心竞争力越强,企业为供应链上下游企业提供的商业信用支持净额越高。

核心竞争力与资本市场定价效率。Sun 等^[16]运用文本分析法构建了核心竞争力测度指标,实证检验了核心竞争力对股价同步性的影响。结果发现,核心竞争力越强,股价同步性越低,该影响主要通过提高公司信息透明度来实现。

核心竞争力与企业社会责任。Sun 等^[17]考察了核心竞争力强的企业是否有能力和动力履行更多的企业社会责任,研究发现,核心竞争力越强,企业社会责任越高。

鉴于企业核心竞争力在企业成长和资本市场发展中的重要地位,企业内外部信息使用者对企业核心竞争力相关信息进行深入的了解和分析显得尤为重要。

(二) 分析师关注的影响因素

分析师关注是分析师行为的逻辑起点^[18-19], Bhushan^[20]认为,对一家公司进行跟踪的分析师数量是由分析师的供给和对分析师的需求两方面共同决定的,后续有关分析师关注的讨论大都在此框架下展开。现有研究主要对公司规模、股权结构、业绩表现、投融资活动以及信息获取等方面较为关注。

在公司规模方面,大部分研究一致认为,分析师关注与公司规模呈正相关关系^[20-21];在股权结构方面,分析师关注与内部人持股比例呈负相关

关系^[22-23],与机构投资者持股比例显著相关但方向存在争议^[20,24],分析师关注与股权集中度也呈负相关关系^[25];在业绩表现方面,分析师关注与公司成长性、权益收益率、净利润增长率、产品市场势力等呈正相关关系^[23,26-27];在投融资活动方面,分析师关注与研发创新的投入、公司并购重组数量、借壳上市等均呈负相关关系^[28-30]。

此外,由于获取与分析企业信息是分析师进行预测并完成报告的基础,因而现有文献也从各个角度对企业的信息获取展开了广泛研究。本文所关注的核心竞争力信息披露也正属于信息获取这一分支。已有研究发现,分析师关注度与信息透明度、内部控制质量、年报可读性、信息披露程度等方面均有显著关系。如丘心颖等^[31]发现年报复杂性与分析师跟进度存在显著正相关关系;董望等^[32]发现内控质量越高的公司,吸引跟随的分析师越多。

近年来,文本分析的方法在检验上市公司公开信息披露对分析师行为的影响中得到越来越广泛的应用,Merkley^[33]发现研发信息的披露会影响到分析师关注,表现为研发信息披露越多,分析师关注度越高;何捷等^[34]聚焦于供应链风险披露,运用文本分析的方法研究了定性的未来供应链风险披露对分析师关注行为的影响,发现该披露也吸引了更多分析师关注。根据 Bhushan^[20]提出的框架,上述研究结果的原因可能是信息披露透明度的提高降低了分析师的成本,从而增加了分析师的供给,也有可能是投资者对公开信息的理解依赖于分析师的研判,因而需要更多的分析师来解读披露的信息,从而增加了分析师的需求。

(三) 核心竞争力信息披露与分析师关注

核心竞争力信息作为公司战略信息的重要组成部分,其公开披露会对分析师关注产生何种影响?这是一个值得探讨但尚未被关注的问题。因此在本文的框架下,研究的核心问题便是上市公司核心竞争力信息披露如何影响分析师关注度。基于 Bhushan^[20]提出的分析师供给与需求理论,本文认为核心竞争力信息披露对分析师关注度的影响也取决于供给和需求两个方面。

从供给角度来看,核心竞争力信息的披露将向分析师提供丰富的企业内部特征信息,展示其资源和能力的价值性、稀缺性、难以模仿性和不可替代性。由于公开信息相比私有信息更具有成本优势^[4],上市公司核心竞争力信息披露水平提高,分析师就可以在在一定程度上减少对私有信息的获取,有助于分析师以更低的成本获取更高质量的核心竞争力信息,故而分析师供给会增加,供给曲线右移。

从需求角度来看,则有两种可能的情况。第一,如果分析师发布的预测等信息与上市公司公开的核心竞争力信息是一种“互补关系”,即投资者对上市公司核心竞争力信息的理解需要依赖于分析师的专业化解读,那么随着公开信息增加,分析师的盈余预测报告将更有价值,市场对分析师的需求也应该增加^[35]。第二,如果分析师发布的信息与上市公司的公开信息是一种“替代关系”,当企业核心竞争力信息公开披露后,投资者分析信息的成本也会降低,投资者从公司的披露中可能足以得到其所需的信息,此时上市公司的公开披露将对分析师发布的信息产生“替代效应”,导致市场对分析师需求的减少。

企业核心竞争力信息披露对分析师关注度的影响将由供给与需求两方面的变动共同决定。当核心竞争力信息披露水平提高时,如果分析师供给的增加程度大于上市公司公开信息对分析师需求的替代效应,或者存在分析师发布的信息与上市公司公开信息的“互补关系”,则分析师关注度会增加;如果分析师供给增加的程度小于公开信息对需求的替代效应,则分析师关注度会减小。上述分析可以通过图2直观地体现。

图2中①:上市公司披露更多公开信息使得分析师供给曲线右移,分析师均衡数量增加。

图2中②:分析师发布的信息与公开信息是“互补关系”,需求曲线右移。

图2中③:分析师发布的信息与公开信息是“替代关系”,需求曲线左移,但供给增加大于公开信息对需求的替代。

图2中④:分析师发布的信息与公开信息是

“替代关系”,需求曲线左移,且供给增加小于公开信息对需求的替代。

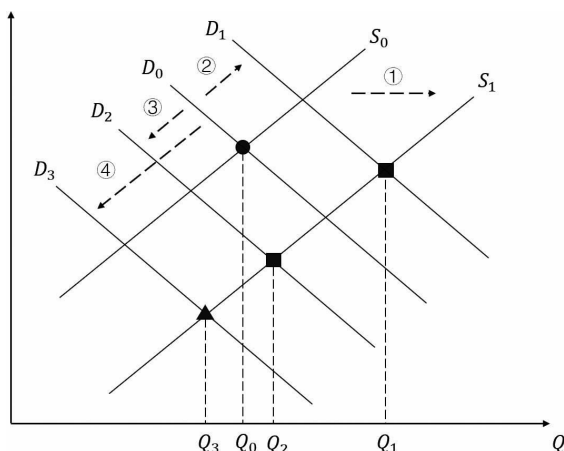


图2 分析师供给与需求变化

现有研究为第一种情况提供了大量的证据^[34,36]。此外,自2012年证监会强制要求所有上市公司对核心竞争力信息进行披露以来,我国上市公司核心竞争力信息披露虽然取得了可观的进展,但由于缺乏规范的核心竞争力信息披露框架,少部分上市公司年报披露内容和格式尚不规范,信息的相关性、可靠性、可理解性和可比性等方面仍有待提升^[37],因此投资者对上市公司披露的核心竞争力信息的理解,在一定程度上可能仍需依赖分析师的专业化解读与分析。鉴于此,本文提出假说H:企业核心竞争力信息披露与分析师关注度呈正相关关系。

二、数据选取与研究设计

(一)数据来源及样本筛选

本文选取2007—2021年中国A股上市公司作为研究样本,核心竞争力信息披露数据来源于文本分析和手工整理,其余数据来自CSMAR数据库和CNRDS数据库,同时对样本进行如下处理:①剔除金融行业上市公司;②剔除ST/*ST公司;③删除存在缺失值的样本数据;④对所有连续型变量进行双侧1%的缩尾处理以排除异常值影响。本文的最终样本为26975个公司一年度观测值。

(二)模型构建

为检验企业核心竞争力信息披露对分析师关注的影响,本文借鉴蔡卫星等^[19]、王彪华等^[38]的

研究,构建了如下回归模型进行实证检验:

$$\begin{aligned} anaat/reportat_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 core_{i,t} + \\ & \sum control_{i,t} + industry + year + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{1}$$

式中, *anaat* 和 *reportat* 为分析师关注度的代理变量, *core* 为企业核心竞争力信息披露的代理变量,如果系数 β_1 显著大于 0,则表明企业核心竞争力信息披露与分析师关注度为显著正相关关系,进而支持了本文的假说。

(三) 变量定义

1. 被解释变量:分析师关注度 (*anaat*, *reportat*)

本文将分析师关注度相关数据的选取期间限制在企业 *t* 年度年报发布后至 *t* + 1 年度年报发布前。在此基础上,选取关注该上市公司的分析师团队数量 (*anaat*) 以及研报发布数量 (*reportat*),并进行对数化处理后,作为分析师关注度的度量指标。在稳健性检验中,本文还以机构数量 (*instiat*) 作为替代变量进行检验,实证结果依然与主回归一致。

2. 解释变量:核心竞争力信息披露 (*core*)

核心竞争力信息披露数据来源于中国上市公司年报,通过文本分析及手工搜集获取。年报提及核心竞争力的段落中,有两种阐述公司核心竞争力类别的方式:一种是以小标题分点论述,这种方式是公司在年报相应部分归纳好了核心竞争力类别,无需人工判断;另一种是整段论述,这种方式是公司没有在年报中归纳相应的核心竞争力类别,需要人工判断。参考 Sun 等^[10]、孙昌玲等^[14-15]的研究,本文以人工整理的词典爬虫的“核心竞争力类别程度”结果来度量企业核心竞争力信息披露。

具体而言,假设文本分析结果显示某公司有两种核心竞争力——品牌和技术,核心竞争力段落中体现品牌这种核心竞争力的词汇有 3 个,体现技术核心竞争力的词汇有 4 个,那么该公司的“核心竞争力类别”为 2,“核心竞争力类别程度”则为 7。为了使数据结果更便于分析,本文以 ln(核心竞争力类别程度 + 1) 来衡量公司的核心竞争力信息披露,在稳健性检验中,本文也以 ln(核心竞争力类别 + 1)、核心竞争力类别、核心竞争力类别程度分别替代核心自变量进行检验,实证结果依然

与主回归一致。

3. 控制变量

本文控制了其他可能影响分析师关注度的变量,包括企业规模 (*size*)、资产负债率 (*lev*)、成长能力 (*growth*)、公司年龄 (*age*)、产权性质 (*soe*)、总资产报酬率 (*roa*)、盈利状况波动性 (*roesd*)、是否亏损 (*loss*)、账面市值比 (*bm*)、托宾 Q 值 (*tobin*) 和年报字数 (*charnum*)。

由于上市公司年报发布于下年度,按照本文的数据选取方式,分析师相关数据相应地也来自于下年度,即本文的被解释变量来自于下年度,解释变量和控制变量来自于本年度,这在一定程度上可以缓解内生性问题。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量类别	变量名称	变量标识	变量说明
被解释变量	分析师团队数量	<i>anaat</i>	ln(企业 <i>t</i> 年度年报发布后至 <i>t</i> + 1 年度年报发布前分析师团队数量 + 1)
	研报发布数量	<i>reportat</i>	ln(企业 <i>t</i> 年度年报发布后至 <i>t</i> + 1 年度年报发布前研报发布数量 + 1)
解释变量	核心竞争力信息披露	<i>core</i>	ln(核心竞争力类别程度 + 1)
控制变量	企业规模	<i>size</i>	上市公司总资产的自然对数
	资产负债率	<i>lev</i>	负债总额/资产总额
	成长能力	<i>growth</i>	营业收入增长率
	公司年龄	<i>age</i>	ln(公司上市年龄 + 1)
	产权性质	<i>soe</i>	国有企业取 1,非国有企业取 0
	总资产报酬率	<i>roa</i>	税后利润/平均总资产
	盈利状况波动性	<i>roesd</i>	上市公司近 3 年净资产收益率的标准差
	是否亏损	<i>loss</i>	虚拟变量,当年发生亏损则取 1,否则取 0
	账面市值比	<i>bm</i>	权益账面价值与权益市场价值的比值
	托宾 Q 值	<i>tobin</i>	总市值/总资产
	年报字数	<i>charnum</i>	上市公司年报“管理层分析与讨论”部分的文字数量

三、实证分析

(一) 描述性统计

表 2 列示了本文相关变量的描述性统计结果。具体来看,被解释变量 (*anaat*、*reportat*) 的均值分别为 1.39 和 1.70,中位数分别为 1.39 和 1.61,表明样本整体分布较为均匀;解释变量 (*core*) 的均值和中位数分别为 2.66 和 2.77,与已有文献计算结果

基本一致,其他变量不再赘述。

表 2 描述性统计

变量	N	Mean	SD	Median	Min	Max
anaat	26 975	1. 390	1. 190	1. 390	0. 000	3. 830
reportat	26 975	1. 700	1. 470	1. 610	0. 000	4. 710
core	26 975	2. 660	0. 710	2. 770	0. 690	3. 850
size	26 975	22. 21	1. 300	22. 03	19. 74	26. 18
lev	26 975	0. 420	0. 210	0. 410	0. 050	0. 920
growth	26 975	0. 390	1. 000	0. 140	-0. 700	7. 140
roa	26 975	0. 040	0. 100	0. 040	-3. 16	7. 450
loss	26 975	0. 100	0. 300	0. 000	0. 000	1. 000
roesd	26 975	0. 080	0. 170	0. 030	0. 000	1. 400
age	26 975	2. 030	0. 940	2. 200	0. 000	3. 300
soe	26 975	0. 320	0. 470	0. 000	0. 000	1. 000
tobin	26 975	2. 060	1. 360	1. 620	0. 860	8. 950
bm	26 975	0. 620	0. 250	0. 620	0. 110	1. 170
charnum	26 975	16 000	11 000	13 000	11. 00	300 000

(二)相关性分析

表 3 列示了本文有关变量的相关系数。结果显示,代表企业核心竞争力信息披露的变量 *core* 和代表分析师关注度的变量 *anaat*、*reportat* 呈显著正相关关系,初步支持了本文的假说;公司规模 (*size*)、资产负债率 (*lev*)、盈利状况波动性 (*roesd*)

表 3 相关性分析

变量	anaat	reportat	core	size	lev	growth	roa	age	loss	roesd	tobin	bm	soe	charnum
anaat	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
reportat	0. 99 ***	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
core	0. 08 ***	0. 07 ***	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
size	0. 33 ***	0. 33 ***	-0. 03 ***	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
lev	-0. 03 ***	-0. 03 ***	-0. 12 ***	0. 52 ***	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—
growth	-0. 04 ***	-0. 04 ***	-0. 07 ***	0. 01 **	0. 09 ***	1	—	—	—	—	—	—	—	—
roa	0. 25 ***	0. 25 ***	0. 07 ***	0	-0. 24 ***	-0. 01	1	—	—	—	—	—	—	—
age	-0. 09 ***	-0. 09 ***	-0. 26 ***	0. 43 ***	0. 40 ***	0. 06 ***	-0. 15 ***	1	—	—	—	—	—	—
loss	-0. 04 ***	-0. 04 ***	-0. 25 ***	0. 35 ***	0. 29 ***	0. 05 ***	-0. 05 ***	0. 45 ***	1	—	—	—	—	—
roesd	-0. 22 ***	-0. 22 ***	-0. 06 ***	-0. 04 ***	0. 19 ***	-0. 02 ***	-0. 49 ***	0. 13 ***	0. 02 ***	1	—	—	—	—
tobin	-0. 16 ***	-0. 16 ***	-0. 07 ***	-0. 10 ***	0. 24 ***	0. 01 **	-0. 32 ***	0. 08 ***	0	0. 34 ***	1	—	—	—
bm	0. 11 ***	0. 11 ***	-0. 04 ***	-0. 37 ***	-0. 25 ***	0. 01	0. 10 ***	-0. 01	-0. 12 ***	0. 01 *	0. 09 ***	1	—	—
soe	-0. 13 ***	-0. 13 ***	-0. 01 **	0. 54 ***	0. 37 ***	0. 01	-0. 12 ***	0. 14 ***	0. 22 ***	0. 01 **	-0. 07 ***	-0. 81 ***	1	—
charnum	-0. 04 ***	-0. 04 ***	-0. 25 ***	0. 35 ***	0. 29 ***	0. 05 ***	-0. 05 ***	0. 45 ***	1	0. 02 ***	0	-0. 12 ***	0. 22 ***	1

注:***, **, * 分别代表在 $p < 0. 01$, $p < 0. 05$, $p < 0. 10$ 有统计学意义。

表 4 差异性检验

变量	核心竞争力信息披露程度低组		核心竞争力信息披露程度高组		均值检验
	N	Mean	N	Mean	
anaat	13488	1. 331	13487	1. 442	-0. 110 ***
reportat	13488	1. 630	13487	1. 761	-0. 130 ***

注:*** 代表在 $p < 0. 01$ 有统计学意义。

(四)主回归分析

表 5 列示了模型 (1) 的回归结果,结果显示,企业核心竞争力信息披露与分析师团队数量和研报发布数量均显著正相关。具体来看,第 (1) 列和第 (2) 列既没有加入控制变量,也没有控制行业和

等控制变量也与分析师关注度变量显著相关,表明公司规模越大、资产负债率越低、盈利状况波动性越小的公司分析师关注度越高。

(三)差异性检验

表 4 列示了各主要变量差异性检验的结果。本文按照企业核心竞争力信息披露 (*core*) 的高低将样本划分为两组,并对两组进行了均值差异检验。结果表明,从分析师团队数量 (*anaat*) 来看,核心竞争力信息披露程度低的组平均关注数量为 1. 331,核心竞争力信息披露程度高的组平均关注数量为 1. 442,差值为 -0. 110,在 1% 的水平下显著;从研报发布数量 (*reportat*) 来看,核心竞争力信息披露程度低的组平均发布数量为 1. 630,核心竞争力信息披露程度高的组平均发布数量为 1. 761,差值为 -0. 130,在 1% 的水平下显著。均值差异检验的结果表明,核心竞争力信息披露程度高的公司,分析师关注度显著高于核心竞争力信息披露程度低的公司,与本文的假说基本一致。

年度固定效应;第 (3) 列和第 (4) 列在前两列的基础上加入了行业和年度固定效应;第 (5) 列和第 (6) 列则同时包含了控制变量和行业年度固定效应。在上述 6 列回归结果中,核心竞争力信息披露 (*core*) 的系数均显著为正,最后两列的结果显示,在进行了相关控制之后,核心竞争力信息披露 (*core*) 的系数分别为 0. 066 和 0. 081, t 值分别为 4. 24 和 4. 23,表明企业核心竞争力信息披露程度越高,分析师团队数量和研报发布数量越多,即分析师关注度越高,支持了本文提出的假说。

表 5 核心竞争力信息披露与分析师关注度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	anaat	reportat	anaat	reportat	anaat	reportat
core	0.130 *** (6.70)	0.154 *** (6.49)	0.198 *** (9.07)	0.245 *** (9.10)	0.066 *** (4.24)	0.081 *** (4.23)
lev	-	-	-	-	-0.594 *** (-8.71)	-0.725 *** (-8.60)
size	-	-	-	-	0.752 *** (59.51)	0.917 *** (58.76)
growth	-	-	-	-	-0.001 (-0.17)	-0.002 (-0.17)
roa	-	-	-	-	1.023 *** (2.90)	1.259 *** (2.90)
loss	-	-	-	-	-0.285 *** (-6.03)	-0.347 *** (-5.94)
age	-	-	-	-	-0.296 *** (-20.11)	-0.358 *** (-19.73)
roesd	-	-	-	-	-0.113 * (-1.84)	-0.129 * (-1.68)
tobin	-	-	-	-	0.002 (0.16)	0.002 (0.17)
bm	-	-	-	-	-2.239 *** (-31.98)	-2.719 *** (-31.82)
soe	-	-	-	-	-0.183 *** (-6.19)	-0.244 *** (-6.73)
charnum	-	-	-	-	0.000 (1.32)	0.000 (1.55)
Constant	1.042 *** (18.90)	1.285 *** (18.92)	0.859 *** (13.98)	1.046 *** (13.86)	-13.232 *** (-55.39)	-16.145 *** (-54.56)
Observations	26 975	26 975	26 975	26 975	26 975	26 975
R ²	0.006	0.005	0.070	0.071	0.438	0.432
year FE	NO	NO	YES	YES	YES	YES
ind FE	NO	NO	YES	YES	YES	YES

注:括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值;***, * 分别代表在 p<0.01, p<0.10 有统计学意义。

(五)稳健性检验

1. 更换解释变量度量指标

参考孙昌玲等^[15]的研究,本文采用 $core1 = \ln(\text{核心竞争力类别} + 1)$ 、 $core2 = \text{核心竞争力类别}$ 、 $core3 = \text{核心竞争力类别程度}$ 这三个指标作为主回归中核心竞争力信息披露($core$)的替代变量对模型(1)重新进行了回归。表 6 的结果表明,核心竞争力信息披露($core1$ 、 $core2$ 、 $core3$)与分析师关注的回归系数均仍然显著为正,进一步支持了本文的结论。

2. 更换被解释变量度量指标

本文使用“关注上市公司的机构数量”($instiat$)作为分析师关注度的替代变量进行稳健性检验。具体计算方法为:采用企业 t 年度年报发布后至 $t + 1$ 年度年报发布前的机构数量总和加 1,并取对数处理后作为分析师关注度的度量指标。将该指标带入模型(1)中进行回归,结果如表 7 所示,回归结果表明企业核心竞争力信息披露($core$)的系数仍然显著为正,与主回归结论一致。

表 6 稳健性检验——更换解释变量

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	anaat	reportat	anaat	reportat	anaat	reportat
core1	0.078 *** (3.76)	0.100 *** (3.91)	-	-	-	-
core2	-	-	0.011 *** (3.87)	0.014 *** (4.00)	-	-
core3	-	-	-	-	0.005 *** (4.28)	0.006 *** (4.26)
lev	-0.594 *** (-8.70)	-0.725 *** (-8.60)	-0.596 *** (-8.73)	-0.728 *** (-8.63)	-0.598 *** (-8.77)	-0.730 *** (-8.66)
size	0.752 *** (59.29)	0.917 *** (58.56)	0.752 *** (59.35)	0.917 *** (58.62)	0.754 *** (59.80)	0.919 *** (59.06)
growth	-0.001 (-0.10)	-0.001 (-0.10)	-0.001 (-0.11)	-0.001 (-0.11)	-0.001 (-0.20)	-0.002 (-0.20)
roa	1.020 *** (2.90)	1.255 *** (2.89)	1.018 *** (2.90)	1.253 *** (2.89)	1.019 *** (2.90)	1.255 *** (2.89)
loss	-0.286 *** (-6.06)	-0.348 *** (-5.97)	-0.286 *** (-6.06)	-0.347 *** (-5.96)	-0.285 *** (-6.05)	-0.347 *** (-5.95)
age	-0.299 *** (-20.44)	-0.361 *** (-20.05)	-0.298 *** (-20.45)	-0.360 *** (-20.06)	-0.296 *** (-20.24)	-0.358 *** (-19.87)
roesd	-0.118 * (-1.91)	-0.133 * (-1.75)	-0.117 * (-1.91)	-0.133 * (-1.74)	-0.113 * (-1.84)	-0.129 * (-1.68)
tobin	0.001 (0.06)	0.001 (0.07)	0.001 (0.05)	0.001 (0.06)	0.001 (0.13)	0.002 (0.13)
bm	-2.245 *** (-32.09)	-2.726 *** (-31.93)	-2.247 *** (-32.11)	-2.728 *** (-31.95)	-2.240 *** (-31.96)	-2.720 *** (-31.80)
soe	-0.184 *** (-6.22)	-0.245 *** (-6.75)	-0.183 *** (-6.16)	-0.243 *** (-6.69)	-0.182 *** (-6.13)	-0.243 *** (-6.67)
charnum	0.000 (1.48)	0.000 (1.69)	0.000 (1.40)	0.000 (1.61)	0.000 (1.21)	0.000 (1.45)
Constant	-13.197 *** (-55.18)	-16.108 *** (-54.42)	-13.128 *** (-54.63)	-16.019 *** (-53.87)	-13.158 *** (-54.81)	-16.054 *** (-54.02)
Observations	26 975	26 975	26 975	26 975	26 975	26 975
R ²	0.438	0.432	0.438	0.432	0.438	0.432
year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
ind FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值;***, * 分别代表在 p<0.01, p<0.10 有统计学意义。

表 7 稳健性检验——更换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)
	instiat	instiat	instiat
core	0.119 *** (6.77)	0.182 *** (9.15)	0.061 *** (4.27)
lev	-	-	-0.553 *** (-8.90)
size	-	-	0.686 *** (59.80)
growth	-	-	-0.000 (-0.03)
roa	-	-	0.924 *** (2.90)
loss	-	-	-0.263 *** (-6.15)
age	-	-	-0.272 *** (-20.37)
roesd	-	-	-0.104 * (-1.87)
tobin	-	-	0.003 (0.28)
bm	-	-	-2.038 *** (-32.02)
soe	-	-	-0.165 *** (-6.16)
charnum	-	-	0.000 (1.29)
Constant	0.959 *** (19.08)	0.792 *** (14.17)	-12.046 *** (-55.59)
Observations	26 975	26 975	26 975
R ²	0.006	0.073	0.442
year FE	NO	YES	YES
ind FE	NO	YES	YES

注:括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值;***, * 分别代表在 p<0.01, p<0.10 有统计学意义。

3. 更换样本期间

自 2012 年起,中国证监会才开始强制要求企业对核心竞争力信息披露,因此在本文的样本中,2007—2011 年期间的核心竞争力信息披露数据存在较多的缺失值。在稳健性检验中,本文将样本期间更换为 2012—2021 年后对模型(1)重新进行回归,结果如表 8 所示。可以看到,在新的样本期间内,核心竞争力信息披露(*core*)的系数仍显著为正,回归结果依然可靠。

表 8 稳健性检验——更换样本期间

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>anaat</i>	<i>reportat</i>	<i>anaat</i>	<i>reportat</i>	<i>anaat</i>	<i>reportat</i>
<i>core</i>	0.131 *** (6.78)	0.157 *** (6.57)	0.201 *** (9.12)	0.248 *** (9.15)	0.066 *** (4.16)	0.081 *** (4.15)
<i>lev</i>	-	-	-	-	-0.599 *** (-8.75)	-0.730 *** (-8.63)
<i>size</i>	-	-	-	-	0.752 *** (59.22)	0.917 *** (58.45)
<i>growth</i>	-	-	-	-	-0.002 (-0.26)	-0.002 (-0.25)
<i>roa</i>	-	-	-	-	1.008 *** (2.89)	1.242 *** (2.89)
<i>loss</i>	-	-	-	-	-0.286 *** (-6.12)	-0.348 *** (-6.02)
<i>age</i>	-	-	-	-	-0.295 *** (-19.98)	-0.357 *** (-19.60)
<i>roesd</i>	-	-	-	-	-0.117 * (-1.89)	-0.133 * (-1.73)
<i>tobin</i>	-	-	-	-	0.002 (0.21)	0.002 (0.20)
<i>bm</i>	-	-	-	-	-2.229 *** (-31.78)	-2.706 *** (-31.62)
<i>soe</i>	-	-	-	-	-0.183 *** (-6.16)	-0.244 *** (-6.71)
<i>charnum</i>	-	-	-	-	0.000 (1.40)	0.000 (1.63)
<i>Constant</i>	1.028 *** (18.64)	1.268 *** (18.65)	0.843 *** (13.61)	1.026 *** (13.49)	-13.240 *** (-55.15)	-16.154 *** (-54.29)
<i>Observations</i>	26 561	26 561	26 561	26 561	26 561	26 561
<i>R²</i>	0.006	0.006	0.066	0.068	0.436	0.431
<i>year FE</i>	NO	NO	YES	YES	YES	YES
<i>ind FE</i>	NO	NO	YES	YES	YES	YES

注:括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值;***, ** , * 分别代表在 p<0.01, p<0.10 有统计学意义。

4. 更换样本规模

由于被出具了非标准意见审计报告的样本中,分析师相关数据存在较多缺失值,本文在主回归分析的样本中,将分析师关注度相关变量缺失的情况视为该公司在该年度无分析师关注,统一取 0 处理。为了增强结论的稳健性,本部分将分析师相关数据存在缺失值的样本全部剔除,使用剔除缺失值后的 18 772 个公司-年度观测值重新对模型(1)进行回归,表 9 的结果表明,核心竞争力信息披露(*core*)的系数仍显著为正,进一步支持了本文的结论。

表 9 稳健性检验——更换样本规模

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>anaat</i>	<i>reportat</i>	<i>anaat</i>	<i>reportat</i>	<i>anaat</i>	<i>reportat</i>
<i>core</i>	0.051 *** (3.07)	0.056 *** (2.73)	0.059 *** (3.03)	0.076 *** (3.12)	0.030 ** (2.09)	0.037 ** (2.07)
<i>lev</i>	-	-	-	-	-0.088 (-1.47)	-0.104 (-1.41)
<i>size</i>	-	-	-	-	0.511 *** (45.46)	0.624 *** (44.28)
<i>growth</i>	-	-	-	-	-0.004 (-0.52)	-0.005 (-0.49)
<i>roa</i>	-	-	-	-	3.347 *** (15.57)	4.169 *** (15.57)
<i>loss</i>	-	-	-	-	0.062 * (1.94)	0.085 ** (2.09)
<i>age</i>	-	-	-	-	-0.189 ** (-14.72)	-0.225 *** (-14.15)
<i>roesd</i>	-	-	-	-	-0.189 * (-1.83)	-0.227 * (-1.70)
<i>tobin</i>	-	-	-	-	-0.005 (-0.47)	-0.006 (-0.49)
<i>bm</i>	-	-	-	-	-1.745 *** (-26.00)	-2.106 *** (-25.61)
<i>soe</i>	-	-	-	-	-0.150 *** (-5.46)	-0.213 *** (-6.31)
<i>charnum</i>	-	-	-	-	0.000 (1.04)	0.000 (1.35)
<i>Constant</i>	1.858 *** (39.43)	2.288 *** (39.17)	1.834 *** (32.96)	2.235 *** (32.47)	-8.205 *** (-37.09)	-10.039 *** (-36.02)
<i>Observations</i>	18 772	18 772	18 772	18 772	18 772	18 772
<i>R²</i>	0.001	0.001	0.017	0.015	0.365	0.349
<i>year FE</i>	NO	NO	YES	YES	YES	YES
<i>ind FE</i>	NO	NO	YES	YES	YES	YES

注:括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值;***, ** , * 分别代表在 p<0.01, p<0.05, p<0.10 有统计学意义。

(六) 内生性检验

1. 控制公司层面固定效应

为了排除公司的个体差异对实证结果的干扰,本文采用固定效应模型控制不随时间变化但随个体变化的因素以解决遗漏变量问题。在控制了公司层面固定效应后,本文对模型(1)重新进行回归,结果如表 10 所示,前两列为不加入控制变量时的结果,后两列为加入控制变量的结果。回归结果显示,核心竞争力信息披露(*core*)的系数仍显著为正,本文的检验结果依然稳健。

2. 安慰剂检验

为了确保本文所得出的结论是由核心竞争力信息披露所引起的,排除其他未知因素的干扰,本文借鉴王彪华等^[38]的研究,进行了安慰剂检验(*placebo test*)。具体操作方式:首先,在所有样本中随机生成核心竞争力信息披露(*core*)这一变量取值范围内的虚拟自变量(*pseudo-core*);然后,将其带入模型(1)中进行回归检验,将上述过程重复

500 次,保留回归系数和标准误并计算 t 值,最后画出 t 值的核密度分布图。图 3 分别展示了企业核心竞争力信息披露(*pseudo-core*)与分析师团队数量(*anaat*)和研报发布数量(*reportat*)回归结果的 t 值核密度分布。

表 10 内生性检验——公司层面固定效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>anaat</i>	<i>reportat</i>	<i>anaat</i>	<i>reportat</i>
<i>core</i>	0.062 *** (3.79)	0.075 *** (3.69)	0.024 * (1.69)	0.032 * (1.79)
<i>lev</i>	—	—	-0.334 *** (-4.57)	-0.385 *** (-4.16)
<i>size</i>	—	—	0.438 *** (19.74)	0.505 *** (18.07)
<i>growth</i>	—	—	0.028 *** (4.78)	0.037 *** (4.99)
<i>roa</i>	—	—	0.386 *** (3.06)	0.460 *** (3.06)
<i>loss</i>	—	—	-0.213 *** (-9.59)	-0.260 *** (-9.54)
<i>age</i>	—	—	-0.282 *** (-10.68)	-0.344 *** (-10.40)
<i>roesd</i>	—	—	-0.156 *** (-3.15)	-0.198 *** (-3.19)
<i>tobin</i>	—	—	-0.012 (-1.48)	-0.017 (-1.72)
<i>bm</i>	—	—	-1.625 *** (-26.25)	-1.961 *** (-25.36)
<i>soe</i>	—	—	—	—
<i>channum</i>	—	—	0.000 (0.13)	-0.000 (-0.09)
Constant	1.225 *** (28.31)	1.500 *** (27.96)	-6.660 *** (-14.29)	-7.480 *** (-12.74)
Observations	26 556	26 556	26 556	26 556
R^2	0.717	0.712	0.753	0.745
year FE	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES

注:括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值;***, * 分别代表在 $p < 0.01$, $p < 0.10$ 有统计学意义。

对比前文核心竞争力信息披露(*core*)与分析师关注度(*anaat*、*reportat*)的主回归结果中我们得到的 t 值(4.24 和 4.23),安慰剂检验的结果显示,在进行了随机处理之后,核心竞争力信息披露(*pseudo-core*)与分析师关注度(*anaat*、*reportat*)的大部分 t 值都落在 $[-0.5, 0.5]$ 区间内,表明在这 500 次抽样中,核心竞争力信息披露对分析师关注度都没有显著影响。安慰剂检验进一步验证了本文实证结果的可靠性。

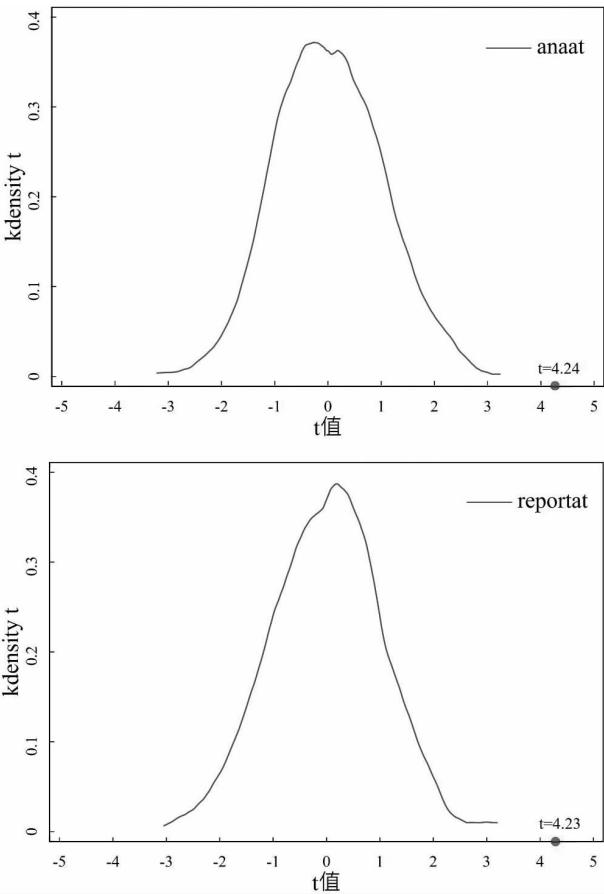


图 3 核心竞争力信息披露与分析师团队数量(上)和研报发布数量(下)核密度分布

四、机制检验

前文的结果表明,企业核心竞争力信息披露与分析师关注度呈显著正相关关系。企业核心竞争力信息披露程度提高可以增强企业的信息透明度,缓解上市公司与外部利益相关者之间的信息不对称水平,有助于降低分析师获取信息的成本,从而使得分析师有更高的关注动机。基于上述分析,若分析师获取某家公司私有信息的难度较高,而企业核心竞争力信息披露又恰好会降低分析师获取信息的成本,进而吸引分析师的关注,那么将预期观察到,在私有信息获取难度较高的组中,核心竞争力信息披露对分析师关注的影响更加显著。

鉴于此,本文借鉴罗党论等^[39]的研究,使用“管理层对分析师调研的重视程度”作为私有信息获取难易的代理变量,以此对样本进行分组。具体包括以下两个指标。

(1)接待分析师团队的人员中是否有董事长

(*chairman*):董事长作为一家公司的最高领导者,统领着公司的发展方向和经营策略。当分析师在进行实地调研时,如果董事长能够作为接待团队的成员,往往意味着该公司管理层对分析师调研的重视程度非常高。此外,董事长不仅了解企业的财务信息,通常还掌握着企业财务基本面信息之外的私有信息,在这种情况下,董事长的参与会更大程度地降低分析师获取私有信息的难度。

本文使用虚拟变量度量董事长的参与情况,*chairman* = 1 表示接待的阵容中包括董事长,*chairman* = 0 表示接待的阵容中不包括董事长。

(2)管理层接待分析师团队的阵容人数(*mgrnum*):这是一个度量管理层对分析师调研重视程度的更直观的指标。管理层参与调研越多,分析师所能获取的信息就越全面,分析师则可以在与不同职

位的管理层交流的过程中形成信息的相互补充,有助于其获取更多有价值的企业优质信息。

本文首先将接待阵容人数进行对数化处理,即 $\ln(\text{管理层接待阵容人数} + 1)$,然后按照行业年份中位数划分为两组,当该指标高于行业年份中位数时,*mgrnum* 取 1,表明管理层对分析师调研的重视程度更高,否则取 0。

表 11 列示了机制检验的结果,第(1)列至第(4)列是以分析师团队数量(*anaat*)作为因变量回归的结果,第(5)列至第(8)列是以研报发布数量(*reportat*)作为因变量回归的结果。可以看出,在私有信息获取难度较高的组中,企业核心竞争力信息披露对分析师关注的影响更显著,即企业核心竞争力信息披露确实通过降低分析师获取企业信息的成本,提高了分析师关注度。

表 11 机制检验

变量	Dependent Var: <i>anaat</i>				Dependent Var: <i>reportat</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>chariman</i> = 1	<i>chariman</i> = 0	<i>mgrnum</i> = 1	<i>mgrnum</i> = 0	<i>chariman</i> = 1	<i>chariman</i> = 0	<i>mgrnum</i> = 1	<i>mgrnum</i> = 0
<i>core</i>	0.070 (1.62)	0.064 ** (2.22)	0.073 (1.32)	0.070 ** (1.99)	0.025 (0.57)	0.077 *** (2.59)	0.033 (0.59)	0.083 ** (2.26)
<i>lev</i>	-0.347 * (-1.87)	-0.225 (-1.62)	-0.448 * (-1.92)	-0.251 (-1.47)	-0.365 * (-1.88)	-0.129 (-1.01)	-0.508 ** (-2.13)	-0.135 (-0.86)
<i>size</i>	0.624 *** (19.99)	0.712 *** (26.10)	0.765 *** (19.53)	0.868 *** (25.92)	0.713 *** (19.52)	0.688 *** (28.47)	0.878 *** (19.21)	0.837 *** (28.45)
<i>growth</i>	-0.016 (-0.59)	-0.003 (-0.15)	-0.015 (-0.45)	-0.002 (-0.07)	-0.001 (-0.04)	-0.001 (-0.06)	0.001 (0.03)	0.001 (0.06)
<i>roa</i>	2.074 *** (4.48)	2.507 *** (2.89)	2.391 *** (4.17)	3.196 *** (2.92)	2.818 *** (4.88)	3.370 *** (8.75)	3.370 *** (4.75)	4.303 *** (9.01)
<i>loss</i>	-0.252 ** (-2.32)	-0.187 (-1.51)	-0.325 * (-2.38)	-0.211 (-1.35)	0.013 (0.09)	-0.119 * (-1.77)	-0.012 (-0.07)	-0.111 (-1.31)
<i>age</i>	-0.255 *** (-5.12)	-0.315 *** (-8.11)	-0.321 *** (-5.17)	-0.389 *** (-8.14)	-0.291 *** (-4.91)	-0.288 *** (-7.74)	-0.358 *** (-4.93)	-0.353 *** (-7.71)
<i>roesd</i>	-0.259 (-0.88)	-0.038 (-0.23)	-0.334 (-0.90)	-0.010 (-0.05)	-0.208 (-0.61)	0.092 (0.59)	-0.256 (-0.60)	0.159 (0.83)
<i>tobin</i>	0.045 (1.38)	-0.023 (-1.18)	0.049 (1.23)	-0.022 (-0.90)	0.035 (0.92)	-0.027 (-1.57)	0.037 (0.79)	-0.030 (-1.39)
<i>bm</i>	-1.821 *** (-8.20)	-2.314 *** (-15.39)	-2.283 *** (-8.29)	-2.757 *** (-14.90)	-1.892 *** (-7.70)	-2.254 *** (-16.42)	-2.355 *** (-7.85)	-2.697 *** (-16.00)
<i>soe</i>	-0.037 (-0.47)	-0.055 (-0.95)	-0.051 (-0.51)	-0.091 (-1.26)	-0.073 (-0.83)	-0.053 (-0.90)	-0.119 (-1.11)	-0.085 (-1.18)
<i>charnum</i>	-0.000 (-0.69)	0.000 (0.10)	-0.000 (-0.42)	0.000 (0.08)	-0.000 (-0.57)	0.000 (0.16)	-0.000 (-0.23)	0.000 (0.15)
<i>Constant</i>	-10.740 *** (-16.88)	-12.251 *** (-24.04)	-13.059 *** (-16.33)	-14.939 *** (-23.92)	-12.468 *** (-16.67)	-11.924 *** (-25.28)	-15.342 *** (-16.44)	-14.496 *** (-25.25)
<i>Observations</i>	4 565	6 147	4 565	6 147	4 988	5 723	4 988	5 723
<i>R</i> ²	0.410	0.401	0.402	0.394	0.410	0.414	0.410	0.407
<i>year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>ind FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值;***, **, * 分别代表在 $p < 0.01$, $p < 0.05$, $p < 0.10$ 有统计学意义。

五、进一步分析

结合前文的研究结果,本部分将从公司层面和分析师层面对本文的研究内容展开进一步分析。

(一)公司层面

1. 区分企业核心竞争力类别

王化成等^[37]的研究表明,自 2012 年以来,技术和品牌是公司年报披露最多的两类核心竞争力类别,其余核心竞争力类别与这两类核心竞争力的年报披露数量有一定的差距,表明技术和品牌是受到中国上市公司最广泛认可的、对公司而言最有价值的核心竞争力类别。因此,本部分在前文研究的基础上,将核心竞争力信息分解为“技术和品牌类核心竞争力”(tec-brand)和“其他类别核心竞争力”(others)两类,并替代模型中的核心竞争力信息披露(core)对模型(1)重新进行回归,以探究不同类别核心竞争力信息披露对分析师关注的影响。

表 12 列示了相应的回归结果。其中,第(1)列和第(4)列的结果列示了与技术和品牌相关的核心竞争力信息披露对分析师关注度的影响,第(2)和第(5)列的结果列示了其他类别核心竞争力信息披露对分析师关注度的影响,第(3)列和第(6)列的结果列示了两种情况同时存在时对分析师关注度的影响。

结果显示,在上述 6 列回归结果中,tec-brand 和 others 的系数均显著为正,表明技术和品牌类核心竞争力和其他类别核心竞争力均是影响分析师关注的重要因素;由第(3)列和第(6)列的结果可知,在控制相关变量后,tec-brand 的系数分别为 0.104 和 0.124,t 值分别为 3.16 和 3.05,others 的系数分别为 0.034 和 0.046,t 值分别为 1.88 和 2.06,表明相对而言,与技术和品牌相关的核心竞争力信息的披露对分析师关注度的影响更加显著。

2. 公司治理水平的调节作用

公司治理水平可能对企业核心竞争力信息披露与分析师关注的关系具有调节作用。伍燕然等^[40]的研究表明,公司治理水平越高,代理成本就

越小,信息披露质量越高。当企业内部治理较差的时候,内部环境往往不稳定,即便企业拥有较强的核心竞争力,也可能无法被很好地识别并得到充分的披露。而当企业内部治理较好时,内部环境和内部控制往往越完善和稳定,核心竞争力可以被有效地识别、培育以及发挥作用,与之相关的信息披露质量也会更高。因此,预期在治理水平更高的公司,企业核心竞争力信息披露的准确度和可信度更高,分析师会给予更高的关注度。

表 12 进一步分析——区分核心竞争力类别

变量	Dependent Var.: anaat			Dependent Var.: reportat		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
tec-brand	0.124 *** (3.97)	-	0.104 *** (3.16)	0.151 *** (3.91)	-	0.124 *** (3.05)
others	-	0.053 *** (3.08)	0.034 * (1.88)	-	0.069 *** (3.25)	0.046 ** (2.06)
lev	-0.589 *** (-8.61)	-0.592 *** (-8.66)	-0.593 *** (-8.67)	-0.719 *** (-8.50)	-0.723 *** (-8.56)	-0.724 *** (-8.57)
size	0.754 *** (59.89)	0.752 *** (59.31)	0.753 *** (59.51)	0.920 *** (59.15)	0.917 *** (58.59)	0.918 *** (58.77)
growth	-0.001 (-0.13)	-0.001 (-0.15)	-0.001 (-0.09)	-0.001 (-0.14)	-0.001 (-0.15)	-0.001 (-0.09)
rou	1.026 *** (2.91)	1.021 *** (2.90)	1.023 *** (2.90)	1.263 *** (2.90)	1.257 *** (2.90)	1.259 *** (2.90)
loss	-0.289 *** (-6.12)	-0.286 *** (-6.07)	-0.287 *** (-6.09)	-0.352 *** (-6.02)	-0.348 *** (-5.98)	-0.349 *** (-5.99)
age	-0.302 *** (-20.75)	-0.301 *** (-20.62)	-0.299 *** (-20.48)	-0.365 *** (-20.36)	-0.363 *** (-20.22)	-0.361 *** (-20.09)
roesd	-0.112 * (-1.81)	-0.121 ** (-1.97)	-0.111 * (-1.80)	-0.127 * (-1.66)	-0.138 * (-1.81)	-0.126 (-1.64)
tobin	0.001 (0.11)	-0.000 (-0.01)	0.002 (0.15)	0.001 (0.11)	0.000 (0.00)	0.002 (0.16)
bm	-2.238 *** (-31.95)	-2.247 *** (-32.13)	-2.239 *** (-31.97)	-2.717 *** (-31.79)	-2.729 *** (-31.97)	-2.719 *** (-31.82)
soe	-0.189 *** (-6.40)	-0.185 *** (-6.25)	-0.186 *** (-6.28)	-0.252 *** (-6.94)	-0.246 *** (-6.78)	-0.247 *** (-6.80)
channum	0.000 (1.62)	0.000 (1.61)	0.000 (1.45)	0.000 * (1.85)	0.000 * (1.81)	0.000 * (1.66)
Constant	-13.198 *** (-54.94)	-13.141 *** (-54.76)	-13.217 *** (-55.26)	-16.103 *** (-54.13)	-16.038 *** (-54.00)	-16.128 *** (-54.45)
Observations	26 975	26 975	26 975	26 975	26 975	26 975
R ²	0.438	0.437	0.438	0.432	0.432	0.432
year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
ind FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值;***, **, * 分别代表在 p<0.01, p<0.05, p<0.10 有统计学意义。

本文采用模型(2)来检验公司治理的调节作用。借鉴 Wang 等^[41]以及孙昌玲等^[14]的研究,本文以前五大股东持股比例度量公司治理水平,设置 gover 虚拟变量,当公司前五大股东持股比例高于行业年份中位数时取 0,表明公司治理较差,否则取 1。

$$anaat/reportat_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 core_{i,t} + \beta_2 gover_{i,t} + \beta_3 core \times gover_{i,t} + \sum Control_{i,t} + industry + year + \varepsilon_{i,t}$$

(2)

表 13 列示了模型(2)的回归结果,这里本文主要关注交互项 $core \times gover$ 的回归系数 β_3 。结果显示,交互项的系数均显著为正,表明公司治理水平越高,核心竞争力信息披露对分析师关注度的影响越大。

表 13 进一步分析——公司治理水平的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	anaal	reportal	anaal	reportal	anaal	reportal
core	-0.040 (-1.41)	-0.052 (-1.50)	0.038 (1.26)	0.050 (1.34)	0.029 (1.38)	0.038 (1.47)
gover	-1.047 *** (-10.60)	-1.283 *** (-10.54)	-0.971 *** (-10.09)	-1.185 *** (-9.98)	-0.151 ** (-2.20)	-0.186 ** (-2.19)
core-gover	0.292 *** (8.37)	0.355 *** (8.28)	0.265 *** (7.82)	0.321 *** (7.68)	0.068 *** (2.82)	0.080 *** (2.67)
size	-	-	-	-	0.752 *** (59.10)	0.916 *** (58.26)
lev	-	-	-	-	-0.593 *** (-8.67)	-0.721 *** (-8.54)
growth	-	-	-	-	-0.002 (-0.22)	-0.002 (-0.22)
roa	-	-	-	-	1.032 *** (2.91)	1.268 *** (2.90)
loss	-	-	-	-	-0.287 *** (-5.03)	-0.348 *** (-5.94)
age	-	-	-	-	-0.305 *** (-19.85)	-0.365 *** (-19.37)
roesd	-	-	-	-	-0.112 * (-1.80)	-0.127 * (-1.65)
tobin	-	-	-	-	0.003 (0.26)	0.003 (0.25)
bm	-	-	-	-	-2.237 *** (-32.03)	-2.715 *** (-31.86)
soe	-	-	-	-	-0.178 *** (-6.01)	-0.240 *** (-6.58)
churnum	-	-	-	-	0.000 (1.21)	0.000 (1.46)
Constant	1.636 *** (19.98)	2.013 *** (19.90)	1.426 *** (16.45)	1.739 *** (16.26)	13.134 *** (-52.81)	-16.011 *** (-51.87)
Observations	26 975	26 975	26 975	26 975	26 975	26 975
R ²	0.026	0.026	0.088	0.090	0.438	0.433
year FE	NO	NO	YES	YES	YES	YES
ind FE	NO	NO	YES	YES	YES	YES

注:括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值;***, **, * 分别代表在 $p < 0.01$, $p < 0.05$, $p < 0.10$ 有统计学意义。

(二) 分析师层面

企业核心竞争力信息披露与分析师关注度显著正相关,即分析师能够感知到上市公司核心竞争力信息披露所传递出的重要信息并给予关注。那么,核心竞争力信息披露既然吸引了更多分析师的关注,又是否会进一步影响到分析师的预测行为呢?本部分拟进一步检验企业核心竞争力信息披露对分析师盈余预测偏差和盈余预测分歧度的影响,回归模型如下:

$$ferr_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 core_{i,t} + \sum Control_{i,t} + industry + year + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

$$dispersion_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 core_{i,t} + \sum Control_{i,t} + industry + year + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

式中, $ferr$ 表示分析师盈余预测偏差,为跟踪公司 i 的所有分析师 j 在第 t 年每股收益预测值的中位数与每股收益实际值之差的绝对值除以每股收益实际值的绝对值; $dispersion$ 表示分析师盈余预测分歧度,为跟踪公司 i 的所有分析师 j 对该公司第 t 年每股收益预测值的标准差除以每股收益预测平均值的绝对值。模型(3)和模型(4)使用的控制变量在模型(1)的基础上增加了分析师团队数量。 $ferr$ 和 $dispersion$ 的具体计算方法如下:

$$ferr_{i,t} = |Med(Forecast_{i,j,t}) - Aeps_{i,t}| / |Aeps_{i,t}| \tag{5}$$

$$dispersion_{i,t} = Std(Forecast_{i,j,t}) / |Mean(Forecast_{i,j,t})| \tag{6}$$

式中, $Forecast_{i,j,t}$ 表示分析师 j 对公司 i 第 t 期每股收益的预测值。借鉴周开国等^[5]和董望等^[32]的做法,如果分析师 j 在第 t 期实际每股收益公布之前进行过多次预测,则取最新一次预测值。 $Med(Forecast_{i,j,t})$ 、 $Std(Forecast_{i,j,t})$ 和 $Mean(Forecast_{i,j,t})$ 分别表示公司 i 的所有分析师在第 t 期每股收益预测值的中位数、标准差和均值。 $Aeps_{i,t}$ 表示公司 i 在第 t 期的实际每股收益。

$ferr$ 反映了分析师盈余预测值与实际值的偏差,数值越大,表明分析师盈余预测偏差越大,即准确度越低; $dispersion$ 反映了分析师盈余预测的离散水平,数值越大,表明分析师盈余预测分歧度越大。

1. 核心竞争力信息披露与分析师盈余预测偏差

高质量的信息披露有助于分析师获得更有价值的公开信息,从而提高分析师盈余预测准确度^[36]。据此,表 14 列示了模型(3)的回归结果,检验了核心竞争力信息披露与分析师盈余预测偏差的关系。从核心竞争力信息披露($core$)的系数可以看出,在加入控制变量以及行业年度固定效应之后,各列系数无较大差异,均显著为负。第(3)列中核心竞争力信息披露($core$)的系数为 -0.045 , t 值为 -2.29 ,表明企业核心竞争力信息披露程度越高,分析师盈余预测偏差越低,即盈余预测准确度越高。

表 14 核心竞争力信息披露与分析师盈余预测偏差

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ferr</i>	<i>ferr</i>	<i>ferr</i>
<i>core</i>	-0.045 ** (-2.51)	-0.042 ** (-2.10)	-0.045 ** (-2.29)
<i>lev</i>	-	-	0.228 *** (2.62)
<i>size</i>	-	-	0.055 *** (3.37)
<i>growth</i>	-	-	0.016 (0.98)
<i>roa</i>	-	-	-2.066 *** (-5.28)
<i>loss</i>	-	-	0.086 (0.95)
<i>age</i>	-	-	0.006 (0.40)
<i>roesd</i>	-	-	1.060 *** (3.93)
<i>tobin</i>	-	-	0.026 (1.40)
<i>bm</i>	-	-	-0.440 *** (-3.87)
<i>anatum</i>	-	-	-0.020 *** (-16.47)
<i>soe</i>	-	-	-0.131 *** (-4.38)
<i>charnum</i>	-	-	0.000 *** (2.79)
<i>Constant</i>	0.675 *** (13.35)	0.667 *** (11.98)	-0.174 (-0.58)
<i>Observations</i>	13 692	13 692	13 692
<i>R²</i>	0.001	0.009	0.054
<i>year FE</i>	NO	YES	YES
<i>ind FE</i>	NO	YES	YES

注:括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值;***, ** 分别代表在 $p < 0.01$, $p < 0.05$ 有统计学意义。

进一步地,借鉴董望等^[32]的研究,本文将全部样本按照分析师是否高估企业实际每股收益分为分析师高估组和分析师低估组,分析核心竞争力信息披露是否对两种类型的分析师行为产生不同的影响。如果 $Med(Forecast_{i,j,t})$ 大于 $Aeps_i$, 则表明分析师高估了企业的每股收益,这部分样本划分为分析师高估组,反之划分为分析师低估组。然后,利用模型(3)分别对两组进行回归,结果如表 15 所示。

由表 15 列示的回归结果可以发现,核心竞争力信息披露只在分析师高估组中与分析师盈余预测偏差呈显著负相关关系,在分析师低估组中虽然系数为负,但不显著。王彪华等^[38]的研究结果表明,会计信息披露质量的提高降低了信息不对称水平,导致分析师乐观度的降低。因此,本文的结果可能是由于核心竞争力信息披露在一定程度上降低了分析师预测的乐观度,从而使得在分析师高估组中,可以看到分析师盈余预测偏差更显著的降低。

表 15 核心竞争力信息披露与分析师盈余预测偏差

变量	<i>Dependent Var: ferr</i>			
	分析师高估组		分析师低估组	
	<i>ferr</i>	<i>ferr</i>	<i>ferr</i>	<i>ferr</i>
<i>core</i>	-0.061 ** (-2.38)	-0.058 ** (-2.32)	-0.015 (-1.58)	-0.003 (-0.31)
<i>lev</i>	-	0.321 *** (2.80)	-	0.068 ** (2.03)
<i>size</i>	-	0.047 ** (2.19)	-	0.019 * (1.71)
<i>growth</i>	-	0.012 (0.57)	-	0.000 (0.02)
<i>roa</i>	-	-2.769 *** (-5.13)	-	-0.374 *** (-2.70)
<i>loss</i>	-	0.134 (1.11)	-	0.216 *** (2.71)
<i>age</i>	-	0.014 (0.65)	-	0.000 (0.05)
<i>roesd</i>	-	1.337 *** (3.88)	-	0.143 (1.21)
<i>tobin</i>	-	0.049 * (1.84)	-	0.016 *** (3.28)
<i>bm</i>	-	-0.428 *** (-2.77)	-	-0.016 (-0.32)
<i>anatum</i>	-	-0.024 *** (-14.26)	-	-0.003 *** (-4.10)
<i>soe</i>	-	-0.165 *** (-4.14)	-	0.021 (1.46)
<i>charnum</i>	-	0.000 ** (2.51)	-	-0.000 (-0.11)
<i>Constant</i>	0.881 *** (12.28)	0.140 (0.35)	0.147 *** (5.61)	-0.324 (-1.50)
<i>Observations</i>	10 046	10 046	3 646	3 646
<i>R²</i>	0.011	0.063	0.013	0.075
<i>year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>ind FE</i>	YES	YES	YES	YES

注:括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值;***, **, * 分别代表在 $p < 0.01$, $p < 0.05$, $p < 0.10$ 有统计学意义。

2. 核心竞争力信息披露与分析师盈余预测分歧度

有关分析师盈余预测分歧度的理论认为,信息披露对盈余预测分歧度的影响源于获取信息的来源差异或者是所使用的预测模型差异^[42]。具体来说,如果分析师拥有同样的公开信息和预测模型,但私有信息不同,那么随着上市公司信息披露程度的提高,公开信息增多,会使得分析师盈余预测分歧度降低;如果分析师拥有同样的公开信息和私有信息,但是使用不同的盈余预测模型,那么公开信息的增加则会扩大分析师盈余预测分歧度。

表 16 列示了模型(4)的回归结果,检验了核心竞争力信息披露与分析师盈余预测分歧度之间的关系。从第(3)列中我们可以看到,在加入了控制变量以及行业年度固定效应之后,核心竞争力信息披露(*core*)的系数为 -0.011,在 10% 的水平下显著,说明企业核心竞争力信息披露有助于降低分析师盈余预测分歧度。

表 16 核心竞争力信息披露与分析师盈余预测分歧度

变量	(1)	(2)	(3)
	dispersion	dispersion	dispersion
core	-0.038 *** (-5.69)	-0.016 ** (-2.26)	-0.011 * (-1.73)
lev	-	-	0.047 (1.59)
size	-	-	0.011 * (1.70)
growth	-	-	-0.001 (-0.24)
roa	-	-	-0.997 *** (-6.86)
loss	-	-	0.179 *** (4.97)
age	-	-	0.004 (0.71)
roesd	-	-	0.476 *** (5.68)
tobin	-	-	0.010 ** (2.03)
bm	-	-	0.021 (0.55)
anatum	-	-	-0.002 *** (-5.36)
soe	-	-	-0.021 * (-1.86)
charnum	-	-	0.000 ** (2.04)
Constant	0.360 *** (18.40)	0.300 *** (15.29)	0.029 (0.23)
Observations	13 691	13 691	13 691
R ²	0.004	0.037	0.092
year FE	NO	YES	YES
ind FE	NO	YES	YES

注：括号内是经过公司层面聚类调整后的 t 值；***、**、* 分别代表在 p<0.01、p<0.05、p<0.10 有统计学意义。

六、结语

研究发现,企业核心竞争力信息披露与分析师关注呈显著正相关关系,上述结论在一系列稳健性检验下仍然成立。机制检验表明,核心竞争力信息披露通过降低分析师获取信息的成本,提高了分析师关注度。进一步研究发现,当区分企业核心竞争力类别时,技术和品牌类核心竞争力信息的披露更能吸引分析师的关注;核心竞争力信息披露对分析师关注的正向影响,在公司治理水平更高的样本中更加显著。此外,核心竞争力信息披露还降低了分析师盈余预测偏差和盈余预测分歧度,且核心竞争力信息披露对分析师盈余预测偏差的影响在分析师高估每股收益的组中更加显著,可能的原因是由于核心竞争力信息披露水平的提高缓解了分析师盈余预测的乐观度。

本文的研究意义体现在理论贡献与实践启示两个方面。在理论贡献方面,本文以中国 A 股上市公司年报为基础,采用文本分析法提取了上市

公司年报中提及企业核心竞争力的段落,构造了企业核心竞争力信息披露的度量指标,实证检验了核心竞争力信息披露对分析师关注的影响,这不仅丰富了核心竞争力信息披露经济后果的相关文献,而且为后续核心竞争力信息披露话题的实证研究提供了有益借鉴,拓展了管理学与财务学交叉学科的研究视野。在实践启示方面,鉴于企业核心竞争力信息披露能够提高分析师关注度,进而降低分析师盈余预测偏差和盈余预测分歧度,是连接企业内部管理者与外部利益相关者的重要信息桥梁,而目前企业对于核心竞争力的披露仍有相当大的自由裁量权,缺乏规范的信息披露框架,政府及证券监管相关部门应加强对核心竞争力信息披露的要求,避免无意义的、模糊的信息披露,进一步完善企业核心竞争力信息披露制度,提高披露的信息含量和有用性。

参考文献：

[1]周星,张文涛. 企业核心能力培育与创造持续竞争优势[J]. 经济与管理研究,1999(1):37-40.

[2]张可,高庆昆. 基于突破性技术创新的企业核心竞争力构建研究[J]. 管理世界,2013(6):180-181.

[3]郑之杰. 跨越“中等收入陷阱”的国际经验教训[J]. 红旗文稿,2014(19):17-19.

[4]方军雄. 我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测[J]. 金融研究,2007(6):136-148.

[5]周开国,应千伟,陈晓娴. 媒体关注度、分析师关注度与盈余预测准确度[J]. 金融研究,2014(2):139-152.

[6]何熙琼,尹长萍. 企业战略差异度能否影响分析师盈余预测——基于中国证券市场的实证研究[J]. 南开管理评论,2018,21(2):149-159.

[7]胡奕明,林文雄. 信息关注深度、分析能力与分析质量——对我国证券分析师的调查分析[J]. 金融研究,2005(2):46-58.

[8]朱红军,何贤杰,陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J]. 金融研究,2007(2):110-121.

[9]戚聿东,孙昌玲,王化成. 企业核心竞争力能够降低权益资本成本吗——基于文本分析的经验证据[J]. 会计研究,2021(8):94-106.

[10]SUN C, WANG H, QI Y, et al. Can core competence help enterprises to deleverage? —empirical evidence based on text analysis[J]. Personal and ubiquitous computing, 2021, 26(4):1053-1065.

[11]孙昌玲. 核心竞争力对企业融资的影响机制研究——基于文本分析的经验证据[D]. 北京:中国人民大学

- 学,2020.
- [12] WANG Y, LO H P, YANG Y. The constituents of core competencies and firm performance: evidence from high-technology firms in China [J]. *Journal of engineering and technology management*, 2004, 21(4): 249-280.
- [13] LIANG C J, LIN Y L, HUANG H F. Effect of core competence on organizational performance in an airport shopping center[J]. *Journal of air transport management*, 2013(31): 23-26.
- [14] 孙昌玲,王化成,高升好. 核心竞争力能够提升企业业绩吗?——基于文本分析的经验证据[J]. *东南大学学报(哲学社会科学版)*, 2021, 23(6): 72-82, 146.
- [15] 孙昌玲,王化成,王芃芃. 企业核心竞争力对供应链融资的影响:资金支持还是占用? [J]. *中国软科学*, 2021(6): 120-134.
- [16] SUN C, SUN H, LI N, et al. Can core competence help reduce stock price synchronicity? empirical evidence based on text analysis[J]. *Plos one*, 2021, 16(11): e0259409.
- [17] SUN C, SKAPA S, LIU J, et al. Does core competence affect corporate social responsibility? [J]. *Journal of competitiveness*, 2021, 13(4): 132-150.
- [18] 王爱群,李静波,萧朝兴,等. 股价崩盘风险与分析师关注:“趋之若鹜”还是“退避三舍”[J]. *上海财经大学学报*, 2019, 21(5): 65-84.
- [19] 蔡卫星,曾诚. 公司多元化对证券分析师关注度的影响——基于证券分析师决策行为视角的经验分析[J]. *南开管理评论*, 2010(4): 125-133.
- [20] BHUSHAN R. Firm characteristics and analyst following [J]. *Journal of accounting and economics*, 1989, 11(2/3): 255-274.
- [21] MARSTON C. Firm characteristics and analyst following in the UK [J]. *British accounting review*, 1997, 29(4): 335-347.
- [22] MOYER R C, CHATFIELD R E, SISNEROS P M. Security analyst monitoring activity: agency costs and information demands [J]. *The journal of financial and quantitative analysis*, 1989, 24(4): 503.
- [23] LANG M H, LINS K V, MILLER D P. Concentrated control, analyst following, and valuation: do analysts matter most when investors are protected least? [J]. *Journal of accounting research*, 2004, 42(3): 589-623.
- [24] ROCK S, SEDO S, WILLENBORG M. Analyst following and count-data econometrics [J]. *Journal of accounting and economics*, 2000, 30(3): 351-373.
- [25] OLE-KRISTIAN H. Analyst following and the influence of disclosure components, IPOs and ownership concentration [J]. *SSRN electronic journal*, 2003.
- [26] 林小驰,欧阳婧,岳衡. 谁吸引了海外证券分析师的关注[J]. *金融研究*, 2007(1): 84-98.
- [27] 谢珺,陈航行. 产品市场势力、行业集中度与分析师预测活动——来自中国上市公司的经验证据[J]. *经济评论*, 2016(5): 38-51, 67.
- [28] HUANG Y, ZHANG G. The informativeness of analyst forecast revisions and the valuation of R&D-intensive firms [J]. *Journal of accounting and public policy*, 2011, 30(1): 1-21.
- [29] CHANEY P K, HOGAN C E, JETER D C. The effect of reporting restructuring charges on analysts' forecast revisions and errors [J]. *Journal of accounting and economics*, 1999, 27(3): 261-284.
- [30] 程子健,陈韵竹,白雪莲. 借壳上市还是 IPO: 上市方式影响分析师预测行为吗? [J]. *会计与经济研究*, 2022, 36(3): 111-128.
- [31] 丘颖,郑小翠,邓可斌. 分析师能有效发挥专业解读信息的作用吗?——基于汉字年报复杂性指标的研究[J]. *经济学(季刊)*, 2016, 15(4): 1483-1506.
- [32] 董望,陈俊,陈汉文. 内部控制质量影响了分析师行为吗?——来自中国证券市场的经验证据[J]. *金融研究*, 2017(12): 191-206.
- [33] MERKLEY K J. Narrative disclosure and earnings performance: evidence from R&D disclosures [J]. *The accounting review*, 2014, 89(2): 725-757.
- [34] 何捷,陆正飞. 定性的未来供应链风险披露与分析师关注行为研究[J]. *会计研究*, 2020(6): 36-48.
- [35] 李丹蒙. 公司透明度与分析师预测活动[J]. *经济科学*, 2007(6): 107-117.
- [36] 白晓宇. 上市公司信息披露政策对分析师预测的多重影响研究[J]. *金融研究*, 2009(4): 92-112.
- [37] 王化成,王芃芃,孙昌玲,等. 中国上市公司核心竞争力信息披露:现状、问题与改进建议[J]. *会计研究*, 2022(8): 14-29.
- [38] 王彪华,唐凯桃,陈凯歌. 签字审计师超额配置与分析师关注[J]. *中国软科学*, 2021(11): 117-125.
- [39] 罗党论,李晋杰. “近水楼台先得月”吗?——来自分析师调研的经验证据[J]. *南方经济*, 2022(2): 106-122.
- [40] 伍燕然,江婕,谢楠,等. 公司治理、信息披露、投资者情绪与分析师盈利预测偏差[J]. *世界经济*, 2016, 39(2): 100-119.
- [41] WANG K, XIAO X. Controlling shareholders' tunneling and executive compensation: evidence from China [J]. *Journal of accounting and public policy*, 2011, 30(1): 89-100.
- [42] KANDEL E, PEARSON N D. Differential interpretation of public signals and trade in speculative markets [J]. *Journal of political economy*, 1995, 103(4): 831-872.

(本文责编:海 洋)