

过犹不及：管理层净语调对融资约束的影响研究

许启发^{a,b}, 马静文^a, 蒋翠侠^a

(合肥工业大学 a. 管理学院; b. 过程优化与智能决策教育部重点实验室, 安徽 合肥 230009)

[摘要] 文本信息是企业信息披露的重要组成部分, 以 2010—2020 年召开业绩说明会的中国 A 股上市公司为研究对象, 利用文本分析方法进行文本信息提取, 实证检验业绩说明会管理层净语调对融资约束的影响及作用机制。研究发现, 管理层净语调能显著影响企业融资约束且两者之间呈现 U 型关系, 意味着随着管理层净语调的增加, 起初对缓解融资约束具有积极作用, 超过拐点(0.591)后具有消极作用, 存在“过犹不及”现象。机制研究发现, 管理层净语调通过影响分析师关注进而影响企业融资约束, 且明星分析师与非明星分析师的作用机制有所不同。此外, 文本信息披露质量会对管理层净语调与融资约束之间关系产生异质性影响。研究结论拓展了文本语调对融资约束影响的研究, 可以为信息使用者特别是中小投资者合理使用信息提供经验证据、为上市公司和监管部门改善信息披露质量提供决策参考。

[关键词] 管理层净语调; 融资约束; 文本分析; 分析师关注; 会计信息质量; 审计质量; 企业声誉

[中图分类号] F270 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2023)03-0054-11

一、引言

融资约束是制约企业创新与发展的世界性难题。在中国, 企业普遍面临融资约束, “融资难、融资贵”问题将长期存在。2020 年 3 月 1 日, 新《证券法》的正式实施明确了全面推行注册制改革。注册制下, 市场拥有更大的自主选择权, 企业可以通过充分的信息披露吸引投资者直接投资, 极大地方便了企业融资, 提高了融资效率, 降低了融资成本。在此背景下, 信息披露的方式、质量与效果成为多方关注的焦点。

信息不对称是企业融资约束产生的重要原因^[1-2]。由于信息不对称, 投资者对企业未来发展预期的不确定性增加, 往往会要求更高的投资回报, 从而引发被投资企业融资成本随之升高^[1,3]。因此, 一些文献从如何降低信息不对称以缓解融资约束的角度进行了研究, 认为高质量的信息披露能够有效降低企业信息不对称程度, 减少非知情交易者的投资风险, 提高股票流动性, 降低外部融资成本, 最终缓解企业融资约束^[2,4]。

信息披露制度是资本市场规范运行的有效保证, 信息披露监管规范的强化和升级是构建“以信息披露为核心”的监管机制、建设高质量资本市场生态环境的必然趋势。2021 年 5 月 1 日, 新《上市公司信息披露管理办法》正式实施, 充分彰显了证监会对上市公司信息披露制度建设的高度重视。企业披露的信息不仅有财务数字信息, 还有大量的非财务信息。Eugene 等研究发现, 非财务信息的披露有利于外部投资者了解公司状况, 缓解信息不对称, 降低投资者的不确定性^[5]。随着信息披露制度的不断规范和文本信息挖掘技术的快速发展, 年度报告、盈余公告、业绩说明会等文本信息逐渐成为投资者进行投资决策的重要参考依据。

与数字信息不同, 文本信息难以进行格式化规范, 语言的灵活性也使得文本信息披露具有更大的管理层酌情权, 即文本信息存在可信度问题^[6]。信息技术发展不仅提高了投资者获取信息的能力, 还提高了投资者解读信息的能力。当对文本信息可靠性存疑时, 投资者可以通过社交媒体平台向上市公司提出疑问, 或利用企业其他信息验证文本信息可靠性, 修正预期, 降低投资风险。在中国资本市场中, 机构投资者与个体投资者的信息解读能力有所差异。作为资本市场的重要参与者, 机构投资者的专业水平更高, 他们可以凭借自己的专业知识和投资经验更准确地解读文本信息。有关调查(如深交所《2021 年度个人投资者状况调查报告》)结果表明, 大多数个体投资者具有一定的阅读能力, 他们在投资决策时会进行信息的综合比较, 做出合理的投资决策。

[收稿日期] 2022-12-24

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目(72171070)

[作者简介] 许启发(1975—), 男, 安徽和县人, 合肥工业大学管理学院/过程优化与智能决策教育部重点实验室教授, 博士生导师, 从事金融大数据分析、金融计量、金融风险管理研究, E-mail: xuqifa@hfut.edu.cn; 马静文(1998—), 女, 安徽亳州人, 合肥工业大学管理学院硕士研究生, 从事资本市场与会计信息研究; 蒋翠侠(1973—), 女, 安徽砀山人, 合肥工业大学管理学院教授, 博士生导师, 从事数量经济理论与方法、金融计量研究。

上市公司业绩说明会是企业与投资者直接沟通的桥梁,是企业信息披露的重要补充。与其他信息披露方式相比,业绩说明会制度具有实时互动性、完全开放性等特征^[6]。研究发现,业绩说明会中的管理层语调具有信息含量,能够预测企业未来业绩、引起投资者的市场反应、影响分析师更新荐股行为、提高分析师预测准确性等^[6-9]。尽管年度业绩说明会制度在中国是强制或半强制的,但是监管机构并没有对具体说明范围和内容做出强制性规定,而是由上市公司自主决定,业绩说明会披露内容其实属于管理层自愿披露的范畴^[7]。因此,管理层语调中的增量信息究竟是管理层对企业未来发展信心的真实表达,还是“误导”投资者投资决策的披露策略,这很难分辨,为此有必要研究业绩说明会管理层净语调是否会影响以及如何影响企业融资约束。

本文以2010—2020年召开业绩说明会的全部中国A股上市公司为研究对象,实证检验业绩说明会管理层净语调对企业融资约束的影响。本文可能的贡献在于:第一,从业绩说明会文本信息角度进行了检验,证实了业绩说明会管理层净语调对企业融资约束具有显著影响,影响模式并非简单的线性关系,而是表现为复杂的U型关系。有研究认为文本信息披露能够提供增量信息,缓解信息不对称,有效降低企业融资约束^[6-7,10-13];也有研究认为由于委托代理问题的存在,管理层有动机操纵文本信息以谋取私利,不过投资者能够理性识别管理层的披露策略,并进行正确的投资决策^[14-18]。本文研究结果平衡了已有文献的不同观点,拓展了文本信息与融资约束关系的相关研究。第二,本文从多个视角区分业绩说明会文本信息质量,检验了文本信息质量对管理层净语调与融资约束关系的影响。目前,已有部分文献研究了文本信息对融资约束的影响^[4,19],但鲜有文献进一步区分文本信息质量差异带来的不同影响。本文研究发现文本信息披露质量会对管理层净语调与融资约束之间关系产生异质性影响,丰富了该领域的相关研究,同时也为上市公司提高文本信息披露质量提供了参考。

二、理论分析与研究假设

(一)管理层语调与融资约束

业绩说明会管理层语调具有丰富的信息含量,可以补充或替代企业会计盈余信息,传递关于企业未来业绩的信息^[7],缓解信息不对称,从而有助于投资者预测企业未来盈余^[6,10],提高资本资产定价效率^[12]。也就是说,管理层净语调可以向市场传递增量信息,从而影响企业融资约束。

有研究发现,管理层语调积极预示着企业未来业绩良好,能够吸引投资者投资,市场对企业证券的需求增加,证券价格也会因此升高,最终引起企业权益资本成本的降低^[10]。Li、Lee、谢德仁和林乐分别就年报管理层讨论与分析^[11]、电话会议^[20]和中国业绩说明会^[7]进行了研究,发现管理层净语调与企业未来业绩正相关。甘丽凝等基于中国创业板上市公司的业绩说明会进行了研究,发现管理层语调具有定价功能,管理层净积极语调比例的提高可以降低企业权益资本成本^[12]。赵宇亮基于上市公司年度报告进行了研究,发现管理层净语调的增加扩大了企业债务融资规模,降低了企业债务融资成本^[13]。

然而,也有研究发现由于委托代理问题的存在,管理层有动机为了自身利益而刻意操纵披露文本的语调信息,混淆投资者对企业未来发展预期的判断,导致信息不对称程度增大,资产误定价程度加剧。例如,管理层通过操纵年报或盈余公告的文本语调来掩盖其盈余管理行为,引导分析师错误预测和投资者非理性交易,并从中攫取私利^[21-22]。Huang等研究了上市公司业绩新闻发布会的文本信息,发现与数字信息相比,同期定性文本信息的基调有时可能会过于乐观或悲观,出现文本语调与实际情况不吻合的现象,表明管理层会通过语调管理行为传递不真实的信号^[18]。沈菊琴和李淑琴利用中国A股上市公司年报语调信息进行实证分析发现,年报语调与企业财务绩效之间呈现显著的“倒U型”关系,过度积极的语调信息很可能蕴含着管理层的机会主义行为,旨在掩盖企业负面消息或者营造企业经营良好的假象^[23]。然而,市场投资者能够甄别管理层的语调操作行为,并进行相应的预期修正^[14]。刘建梅和王存峰研究发现,即使投资者短期内无法识别管理层的异常积极语调,但从长期来看(120天左右)可以逐渐识别,且会对这种错误定价进行修正,由积极反应逆转为负向市场反应;当有迹象表明企业文本信息可能存在问题时,投资者会对异常语调“心存疑惑”,无论短期还是长期均无显著市场反应^[15]。邱静和杨妮也研究发现,投资者可以识别管理层的语调膨胀策略,从而降低了对积极语调的反应^[17]。可以看出,为了降低风险,投资者在进行投资决策时,往往并非只关心企业财务数据或者只关注企业披露的文本信息,而是更多地进行信息综合比较。作为企业年报信息的补充,管理层语调信息的可信性可以通过年报内容加以验证,当管理层语调信息与企业实际不相符时,投资者据此可以进行理性识别^[12,15,18]。

综上所述,本文认为业绩说明会管理层净语调与企业融资约束之间并非简单的线性关系,可能存在“过犹不及”的现象。适度乐观的管理层语调可能预示着企业目前经营状况和未来发展前景良好,能够提供增量信息、缓解信息不对称、吸引投资者关注,从而提高投资者投资意愿,最终实现减少企业融资约束的目标;过度乐观的管理层语调则可能蕴含着机会主义动机,旨在掩盖负面消息,信息可信性降低,对此投资者能够理性识别,选择用脚投票,最终引起企业融资约束的增加。基于以上分析,本文提出第一个研究假设。

H1:业绩说明会管理层净语调能显著影响企业融资约束且两者之间呈现 U 型关系,即“过犹不及”。

(二)管理层语调、分析师关注与融资约束

在资本市场中,分析师的作用主要在于:第一,解读公开的专业信息;第二,迅速获取和反馈内部或私人信息^[24]。作为资本市场中的重要信息中介,分析师专业的信息挖掘和解读能力对信息传递和监督管理发挥着关键作用。分析师的精力有限性与信息解读无限性之间的矛盾促使他们更愿意将精力分配给未来前景较好的公司,从而减少或停止对前景不佳公司的追踪^[25]。如果分析师跟踪少,则会引起信息不对称,导致股票流动性降低,企业融资成本也会随之增加^[26]。

企业召开业绩说明会进行信息披露,目的在于吸引投资者的有限关注。在中国,大多数投资者为散户,信息解读能力有限,需要借助分析师的专业知识满足信息需求。例如,Chen 等对上市公司盈余电话会议进行研究发现,投资者更加关注管理层与分析师交流过的内容,对管理层单独陈述的内容没有显著反应^[27]。管理层净语调增加会吸引投资者关注,而为了满足投资者的信息需求,分析师对该企业的关注也会随之增多。有研究发现,管理层净正面语调提高了分析师更新其荐股报告的可能性和更新人数比例^[8],降低了分析师预测偏差^[9]。分析师借助自己的专业特长解读企业披露的信息,然后以更加通俗易懂的形式传递给投资者,发挥了信息中介作用,降低了信息不对称程度,有利于投资者形成理性的投资决策。分析师关注还可以发挥外部监管作用,有助于约束管理层的利己行为,改善信息披露质量^[28]。

由以上分析可知,管理层净语调的增加会引发分析师的更多关注,分析师关注通过增加企业信息披露数量、改善信息披露质量降低了信息不对称程度,最终影响到企业融资约束。在管理层净语调未达到临界值之前,分析师关注的增多减少了信息不对称,缓解了融资约束;在超过临界值之后,分析师关注的进一步增多会使得企业信息透明度大幅提升,投资者能够了解到过度积极的管理层语调背后可能蕴藏的管理层动机,将会要求更高的投资回报作为风险补偿,导致企业融资成本上升和融资约束程度加剧。基于此,本文提出第二个研究假设。

H2:分析师关注在管理层净语调对融资约束的影响中起着中介作用,即管理层净语调通过影响分析师关注进而影响企业融资约束。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

鉴于中国创业板正式成立于 2009 年,为避免噪声信息的干扰,设定样本区间始于 2010 年;考虑到 2021 年新《上市公司信息披露管理办法》正式实施,可能会对上市公司信息披露行为产生重大影响,设定样本区间止于 2020 年。因此,本文选取 2010—2020 年间召开业绩说明会的全部中国 A 股上市公司为研究样本。业绩说明会文本语调信息数据来源于中国研究数据平台(CNRDS),分析师关注数据及相关财务数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。同时,本文对样本进行如下筛选:(1)剔除金融行业样本公司;(2)剔除当年被 ST 的样本公司;(3)剔除主要数据缺失的样本公司;(4)剔除资不抵债的样本公司。最终,本文得到 9699 个样本观测值。另外,为消除极端值的影响,本文对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾(Winsorize)处理。

(二)模型设定与变量定义

1. 模型设定

为了检验 H1,即检验管理层净语调与融资约束之间是否存在非线性 U 型关系,本文引入了语调及语调的平方项,构建如下回归模型:

$$WW_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Tone_{i,t} + \beta_2 Tone_{i,t}^2 + \sum Control + Indus + Year + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量 $WW_{i,t+1}$ 表示公司 i 在 $t+1$ 年的融资约束程度,解释变量 $Tone_{i,t}$ 表示公司 i 的 t 年年报

业绩说明会净语调, $Tone_{i,t}^2$ 为 $Tone_{i,t}$ 的平方项, $Control$ 表示控制变量, $Indus$ 和 $Year$ 分别表示行业固定效应和年份固定效应, ε 表示随机扰动项。若 $Tone_{i,t}$ 平方项的回归系数 β_2 显著为正, 则表明管理层净语调与企业融资约束之间存在 U 型关系, H1 得到验证。

为了检验 H2, 即检验分析师关注在管理层净语调与融资约束 U 型关系中的中介作用, 本文引入语调、语调的平方项及分析师关注度, 构建如下回归模型:

$$AnaAT_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Tone_{i,t} + \sum Control + Indus + Year + \varepsilon \quad (2)$$

$$WW_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Tone_{i,t} + \beta_2 Tone_{i,t}^2 + \beta_3 AnaAT_{i,t+1} + \sum Control + Indus + Year + \varepsilon \quad (3)$$

其中, $AnaAT_{i,t+1}$ 表示中介变量, 即公司 i 在 $t+1$ 年的分析师关注度。若模型(2)中 $Tone_{i,t}$ 的回归系数 β_1 以及模型(3)中 $AnaAT_{i,t+1}$ 的回归系数 β_3 都显著, 则表明分析师关注的中介效应存在; 若模型(3)中 $Tone_{i,t}^2$ 的回归系数 β_2 显著, 则说明分析师关注在管理层净语调对融资约束的影响中存在部分中介效应, 若不显著则为完全中介效应。

2. 变量定义

(1) 被解释变量

企业融资约束程度受到多种因素的影响, 很难直接度量, 只能通过代理指标间接计算。目前, 学术界具有代表性的度量方法主要有 KZ 指数、WW 指数和 SA 指数。由于 SA 与其构建指标企业年龄之间并非线性关系, 因此关于 SA 如何表征融资约束这一问题学术界存在较大争议。KZ 指数也因易混淆财务困境与融资约束情况而遭到了大量质疑。邓可斌和曾海舰指出, WW 指数更加符合融资约束的概念, 不仅能测量股权融资约束, 还能更好地代表债务融资约束^[29]。因此, 本文借鉴 Whited 和 Wu 的方法^[30], 将 WW 指数作为衡量企业融资约束的代理指标, 其取值越大表明企业融资约束程度越严重, 计算公式如下:

$$WW_{i,t} = -0.091 \times CF_{i,t} - 0.062 \times DIVPOS_{i,t} + 0.021 \times TLTD_{i,t} - 0.044 \times LNTA_{i,t} + 0.102 \times ISG_{i,t} - 0.035 \times SG_{i,t} \quad (4)$$

其中, CF 为企业现金流(现金流与总资产的比值), $DIVPOS$ 为股利分红哑变量(分红时取值为 1 的虚拟变量), $TLTD$ 为杠杆率(长期负债与总资产之比), $LNTA$ 为公司规模(总资产的自然对数), ISG 为行业销售收入增长率(企业所处行业的销售增长率), SG 为企业销售收入增长率。此外, 为了增强稳健性, 本文使用 KZ 指数进行稳健性检验。

(2) 解释变量

业绩说明会的语调信息来源于 CNRDS 数据库, 该数据库以结合中文语境翻译成中文词典的 LM 词典为基础, 对正面和负面词汇进行识别和判断。本文根据上市公司业绩说明会中的积极词汇数量和消极词汇数量, 参考谢德仁和林乐的做法^[7], 计算管理层净语调如下:

$$Tone_{i,t} = \frac{pos_{i,t} - neg_{i,t}}{pos_{i,t} + neg_{i,t}} \quad (5)$$

其中, pos 为业绩说明会中管理层回答问题时所用的积极词汇数量, neg 为消极词汇数量。 $Tone$ 为管理层净语调, 取值范围为 $[-1, 1]$, $Tone$ 的值越大, 表示业绩说明会管理层语调越积极。

(3) 中介变量

本文采用两种方式度量分析师关注度。首先, 借鉴李春涛等的做法^[28], 本文将分析师关注度定义为跟踪某上市公司的分析师所在机构(团队)的数量。一年内, 即使某上市公司被同一机构的多名分析师跟踪, 该机构分析师对此公司的关注度仍取值为 1。

$$Analyst_{i,t+1} = \ln(\text{分析师机构(团队)数量}_{i,t+1} + 1) \quad (6)$$

其次, 参考王丹等的做法^[31], 本文以单个上市公司该年度的分析师研报数量作为分析师关注度的另一代理指标。

$$Report_{i,t+1} = \ln(\text{研报数量}_{i,t+1} + 1) \quad (7)$$

(4) 控制变量

借鉴顾群和翟淑萍^[4]、谢德仁和林乐^[7-8]、魏志华等^[32]的研究, 本文选取如下控制变量: 第一, 公司财务特征变量, 包括现金流量(CF)、资产收益率(ROA)、财务杠杆水平(LEV)、账面市值比(BM)、成长能力($Growth$)、

是否亏损 (*Loss*)、流动负债率 (*Liquid*) 和经营业绩 (*ROE*)；第二,公司治理结构变量,包括股权集中度 (*FSHR*)、企业性质 (*SOE*)、董事长与总经理是否两职合一 (*Dual*)、独立董事比例 (*Indep*)、年报审计师是否属于前十大国内会计师事务所 (*Big10*)。

变量的具体定义如表 1 所示。

(三) 描述性统计分析

表 2 列出了主要变量的描述性统计结果。管理层净语调的均值和中位数分别为 0.513 和 0.529,说明净语调整体上偏积极,管理层更倾向于使用正面词语回答问题;最大值为 0.800,最小值为 0.052,说明不同公司之间管理层语调存在较大差异。融资约束代理指标 *WW* 指数的中位数为 -1.004,均值为 -1.007,标准差为 0.058,表明不同企业间由于自身条件存在差异,所受到的融资约束程度也是不同的。企业分析师跟踪数量的最大值、最小值分别为 43 和 0,分析师研报数量的最大值、最小值分别为 114 和 0,可知不同企业间的分析师关注度存在较大差异。

进一步地,按照企业当年是否被明星分析师进行过盈利预测,本文将全样本分为明星分析师组 (*STAR=1*) 和非明星分析师组 (*STAR=0*)。是否为明星分析师的划分标准参考了张宗新和姚佩怡的研究方法^[33],分析师当年被《新财富》杂志评选为“年度最佳分析师”为明星分析师,否则为非明星分析师。根据表 2 的描述性统计结果可知,明星分析师组中企业融资约束代理指标 *WW* 指数的均值为 -1.018,明显低于非明星分析师组的 -0.993。组间均值差异 *t* 检验结果显示,*t* 值为 21.926 ($p < 0.001$),即存在显著性差异,初步表明明星分析师与非明星分析师在管理层净语调对企业融资约束的影响方面存在差异,可能存在不同的作用机制,后文对此做进一步研究。

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	融资约束	<i>WW</i>	<i>WW</i> 指数作为代理指标,具体计算见式(4)
解释变量	管理层净语调	<i>Tone</i>	(积极词汇数 - 消极词汇数)/(积极词汇数 + 消极词汇数)
中介变量	分析师关注度	<i>AnaAT</i>	具体计算见式(6)、式(7)
控制变量	现金流量	<i>CF</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/总资产
	财务杠杆水平	<i>LEV</i>	总负债/总资产
	账面市值比	<i>BM</i>	账面价值/市场价值
	成长能力	<i>Growth</i>	营业收入增长率
	股权集中度	<i>FSHR</i>	第一大股东持股比例
	是否亏损	<i>Loss</i>	公司净利润为负取 1,否则取 0
	企业性质	<i>SOE</i>	国有企业取 1,否则取 0
	是否两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理为同一人取 1,否则取 0
	独立董事比例	<i>Indep</i>	董事会中独立董事所占比例
是否“十大”审计	<i>Big10</i>	年报审计师是否来自前十大会计师事务所	
流动负债率	<i>Liquid</i>	流动负债/总负债	
经营业绩	<i>ROE</i>	净利润/净资产	
行业固定效应	<i>Indus</i>	以中国证监会 2012 版行业分类为分类依据	
年度固定效应	<i>Year</i>	年份虚拟变量	

表 2 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	Q1	中位数	Q3	最大值	极差
<i>WW</i>	-1.007	0.058	-1.194	-1.041	-1.004	-0.968	-0.875	0.319
<i>WW</i> (<i>STAR=1</i>)	-1.018	0.057	-1.194	-1.051	-1.016	-0.981	-0.875	0.319
<i>WW</i> (<i>STAR=0</i>)	-0.993	0.056	-1.194	-1.028	-0.990	-0.956	-0.875	0.319
<i>Tone</i>	0.513	0.147	0.058	0.427	0.529	0.614	0.800	0.748
<i>Analyst</i>	1.638	1.151	0.000	0.693	1.792	2.565	3.784	3.784
<i>Report</i>	2.032	1.444	0.000	0.693	2.079	3.219	4.745	4.745
<i>CF</i>	0.045	0.065	-0.144	0.008	0.044	0.083	0.226	0.370
<i>ROA</i>	0.040	0.062	-0.267	0.018	0.041	0.069	0.194	0.460
<i>LEV</i>	0.364	0.190	0.043	0.209	0.349	0.502	0.819	0.775
<i>BM</i>	0.576	0.228	0.129	0.399	0.573	0.744	1.095	0.966
<i>Growth</i>	0.188	0.351	-0.475	0.000	0.130	0.298	1.971	2.445
<i>FSHR</i>	0.326	0.139	0.087	0.216	0.303	0.419	0.702	0.615
<i>Loss</i>	0.088	0.283	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>SOE</i>	0.158	0.365	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Dual</i>	0.350	0.477	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>Indep</i>	0.389	0.074	0.250	0.333	0.375	0.429	0.600	0.350
<i>Big10</i>	0.590	0.492	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
<i>Liquid</i>	0.848	0.153	0.335	0.772	0.900	0.968	1.000	0.665
<i>ROE</i>	0.058	0.115	-0.617	0.031	0.066	0.107	0.283	0.900

注:Q1 为第一四分位数,Q3 为第三四分位数。

四、实证结果及分析

(一) 基础回归分析

表 3 列示了管理层净语调与融资约束的基础回归结果。为了控制潜在的遗漏变量问题,此次回归同时控制了年度层面和行业层面的固定效应;为了消除非平衡面板可能存在的序列相关、异方差等因素的影响,保证回归结果的稳健性,本文使用稳健回归估计方法对回归模型在公司层面进行聚类调整。由列(4)结果可知,净语调平方项的回归系数 β_2 显著为正 ($\beta_2 = 0.033, p < 5\%$),意味着业绩说明会管理层净语调与企业融资约束之间存在显著的 U 型关系, $H1$ 得到支持。另外,从表 3 中还可以看出,相较于线性模型 ($Adj-R^2 = 0.5688$),非线性的 U

型模型 (Adj-R² = 0.5691) 对数据的解释力更强,对模型的拟合效果更优。

表3 业绩说明会净语调对企业融资约束影响的基础回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Tone</i>	-0.018*** (-3.077)		-0.008** (-2.151)	-0.039** (-2.566)
<i>Tone</i> ²				0.033** (2.068)
<i>CF</i>		-0.148*** (-15.991)	-0.148*** (-16.114)	-0.148*** (-16.124)
<i>ROA</i>		-0.254*** (-7.243)	-0.253*** (-7.205)	-0.254*** (-7.233)
<i>LEV</i>		-0.076*** (-15.720)	-0.076*** (-15.739)	-0.076*** (-15.771)
<i>BM</i>		-0.096*** (-23.738)	-0.096*** (-23.763)	-0.096*** (-23.761)
<i>Growth</i>		-0.045*** (-30.909)	-0.045*** (-30.907)	-0.045*** (-30.900)
<i>FSHR</i>		-0.013** (-2.054)	-0.013** (-2.019)	-0.013** (-2.010)
<i>Loss</i>		0.016*** (6.017)	0.016*** (5.934)	0.016*** (5.912)
<i>SOE</i>		-0.010*** (-3.712)	-0.010*** (-3.737)	-0.010*** (-3.740)
<i>Dual</i>		0.002 (1.154)	0.002 (1.145)	0.002 (1.147)
<i>Indep</i>		0.005 (0.656)	0.005 (0.685)	0.005 (0.670)
<i>Big10</i>		-0.004*** (-3.114)	-0.004*** (-3.111)	-0.004*** (-3.114)
<i>Liquid</i>		0.024*** (5.090)	0.024*** (5.074)	0.024*** (5.061)
<i>ROE</i>		-0.017 (-1.003)	-0.017 (-1.004)	-0.017 (-0.996)
(Intercept)	-0.997*** (-294.314)	-0.858*** (-55.427)	-0.854*** (-53.780)	-0.848*** (-51.683)
Indus	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
N	9699	9699	9699	9699
Adj-R ²	0.0019	0.5685	0.5688	0.5691

注:括号内为经企业层面聚类调整后的t值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。下同。

进一步地,我们将管理层净语调与企业融资约束之间存在的U型关系绘制在图1中,可以看出其拐点为 $Tone = 0.591$ 。U型关系结果表明,起初随着业绩说明会管理层净语调的提高,企业融资约束程度不断降低;当净语调大于临界值0.591时,净语调的作用发生反转,会增加企业融资约束。这一结果说明适度乐观的语调传达出了管理层对企业未来业绩看好的信号,且该信号是真实可信的,具有正向作用;过度乐观的语调则可能蕴含着操纵行为,即为了掩盖企业负面消息或营造企业经营良好的假象,管理层在回答问题时过多地使用了积极词汇,具有负面作用。因此,管理层净语调与企业融资约束之间呈现出显著的U型关系,存在“过犹不及”现象。进一步分析样本公司的 *Tone* 数据及其分布可以发现, *Tone* 数据大多位于拐点左侧(71.83%可能落在区间[0.058, 0.591]内),现实中更容易观测到净语调对融资约束的积极影响(拐点左侧),而忽视了过度净语调的不利影响(拐点右侧)。

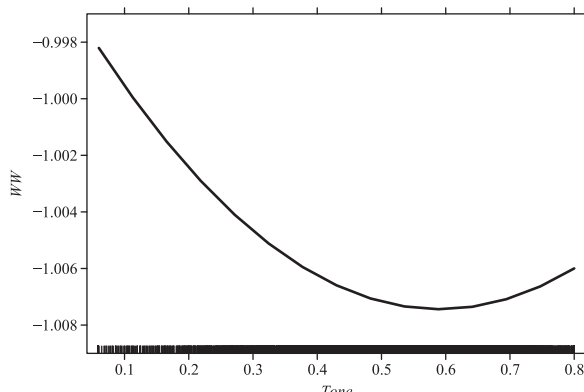


图1 业绩说明会净语调与融资约束之间的U型关系

(二) 稳健性检验

1. 更换被解释变量

参考魏志华等的研究^[32],本文利用资产负债率($LEV_{i,t}$)、股利支付率($DIV_{i,t}/AT_{i,t-1}$)、现金持有量($C_{i,t}/AT_{i,t-1}$)、经营性净现金流($CF_{i,t}/AT_{i,t-1}$)和托宾 $Q(Q_{i,t})$ 五个财务指标构建 KZ 指数,作为融资约束的代理指标,再次进行回归分析,以检验基础回归结果的稳健性。本文估计的 KZ 指数计算公式如式(8)所示,运用式(8)可以计算出每一家公司的融资约束 KZ, KZ 取值越大,意味着上市公司受到的融资约束越严重。

$$KZ_{i,t} = 0.558 \times LEV_{i,t} - 28.471 \times \left(\frac{DIV_{i,t}}{AT_{i,t-1}} \right) - 4.545 \times \left(\frac{C_{i,t}}{AT_{i,t-1}} \right) - 10.936 \times \left(\frac{CF_{i,t}}{AT_{i,t-1}} \right) + 0.412 \times Q_{i,t} \quad (8)$$

从式(8)中可以看出,负债水平高、现金分红少、现金持有量少、经营性现金流低以及投资机会较多的企业受到的融资约束通常更严重,该结果与魏志华等的结论^[32]类似。

表 4 中列(1)是以 KZ 指数为被解释变量、以管理层净语调为解释变量进行回归得到的结果。可以看出,管理层净语调平方项的回归系数仍然显著为正 ($\beta_2 = 0.874, p < 0.10$),与基础回归结果保持一致,说明管理层净语调与企业融资约束之间仍然存在 U 型关系,本文结论具有稳健性。

2. 更换解释变量

参考曾庆生等的做法^[21],本文将管理层净语调的计算方法更换为:

$$Tone_{i,t} = \frac{\text{积极词汇数量} - \text{消极词汇数量}}{\text{总词汇数量}} \quad (9)$$

本文使用重新度量的管理层净语调进行回归分析,结果如表 4 中列(2)所示。可以看出,更换解释变量后,管理层净语调平方项的回归系数在 1% 的水平下显著为正 (0.959),与基础回归结果保持一致,表明管理层净语调与企业融资约束之间存在显著的 U 型关系,验证了基础回归结果的稳健性。

3. 更换样本范围

考虑到制度等方面存在不同,本文将样本中的主板上市公司去掉重新进行回归,结果如表 4 中列(3)所示。可以看出,管理层净语调平方项的回归系数在 5% 的水平下显著为正 (0.036),表明在剔除主动召开业绩说明会的主板上市公司样本后,业绩说明会管理层净语调与企业融资约束之间仍然呈现显著的 U 型关系,再次验证了基础回归结果的稳健性。

4. 内生性检验

(1)工具变量法。由于业绩说明会管理层净语调与企业融资约束之间可能存在反向因果的内生性问题,本文使用工具变量法进行稳健性检验。参考李世刚和蒋尧明的做法^[34],本文将同一年度同一行业的业绩说明会管理层净语调的均值作为工具变量进行回归,结果如表 4 中列(4)和列(5)所示。在工具变量有效性检验中,弱工具变量(Weak instruments)检验结果($p < 1\%$)拒绝了该工具变量是弱工具变量的原假设;Wu-Hausman 检验结果为 1.470 ($p > 10\%$),说明该工具变量是外生的。这些结果进一步证明本文选取的工具变量是合理有效的。由表 4 中列(5)的结果可知,管理层净语调平方项的系数依然正向显著($\beta_2 = 0.179, p < 5\%$),即在排除了可能存在的反向因果问题后,业绩说明会管理层净语调与企业融资约束之间的 U 型关系仍然存在,基础回归结果依然得以支持。

(2)控制个体固定效应。为了控制可能存在的遗漏变量对多元回归结果的影响,本文在模型(1)的基础上加入了公司个体固定效应进行回归分析,结果如表 4 中列(6)所示。可以看出,管理层净语调平方项的系数在 10% 水平下显著为正(0.020),与前文结果保持一致,再次证明了管理层净语调与企业融资约束之间存在 U 型关系。

表 4 稳健性检验结果

变量	(1) KZ	(2) WW	(3) WW	(4) Tone	(5) WW	(6) WW
Tone	-0.869* (-1.738)	-0.187*** (-2.830)	-0.042*** (-2.690)		-0.178** (-2.141)	-0.026** (-2.175)
Tone ²	0.874* (1.674)	0.959*** (2.775)	0.036** (2.217)		0.179** (1.998)	0.020* (1.701)
MeanT				0.932*** (22.909)		
Size	0.441*** (12.551)					
DIV	-0.975*** (-19.760)					
ROA		-0.254*** (-7.237)	-0.237*** (-7.046)	0.191* (1.948)	-0.255*** (-11.406)	-0.100*** (-3.749)
LEV		-0.076*** (-15.749)	-0.074*** (-14.753)	0.005 (0.376)	-0.077*** (-27.473)	-0.033*** (-5.384)
CF	-17.282*** (-50.632)	-0.148*** (-16.020)	-0.145*** (-15.840)	-0.088*** (-3.048)	-0.148*** (-20.848)	-0.103*** (-13.680)
BM	-1.305*** (-9.360)	-0.096*** (-23.740)	-0.088*** (-21.763)	-0.003 (-0.250)	-0.096*** (-40.810)	-0.049*** (-13.752)
Growth	-0.356*** (-5.582)	-0.045*** (-30.917)	-0.046*** (-30.619)	0.009* (1.886)	-0.045*** (-37.146)	-0.046*** (-30.168)
FSHR	-0.561*** (-2.744)	-0.013** (-2.040)	-0.010 (-1.611)	0.032** (2.050)	-0.012*** (-4.023)	0.014 (1.316)
Loss	-0.401*** (-5.149)	0.016*** (5.956)	0.016*** (6.048)	-0.029*** (-3.673)	0.015*** (7.459)	0.023*** (12.184)
SOE	0.389*** (4.722)	-0.010*** (-3.720)	-0.005* (-1.890)	-0.006 (-0.894)	-0.010*** (-8.242)	0.006 (1.367)
Dual	-0.062 (-1.242)	0.002 (1.170)	0.002 (1.314)	-0.002 (-0.533)	0.002* (1.855)	-0.001 (-0.714)
Indep	0.631** (2.387)	0.005 (0.664)	0.010 (1.274)	0.026 (1.119)	0.005 (0.879)	0.004 (0.733)
Big10	-0.018 (-0.389)	-0.004*** (-3.101)	-0.003** (-2.311)	0.000 (0.125)	-0.004*** (-5.229)	-0.001 (-1.189)
Liquid	-0.663*** (-4.420)	0.024*** (5.046)	0.021*** (4.532)	-0.008 (-0.597)	0.024*** (8.466)	0.011*** (2.855)
ROE	-3.175*** (-13.688)	-0.017 (-1.007)	-0.017 (-1.040)	-0.009 (-0.190)	-0.016 (-1.409)	-0.011 (-0.907)
(Intercept)	-7.296*** (-9.042)	-0.850*** (-52.755)	-0.850*** (-51.278)	0.022 (0.393)	-0.819*** (-43.483)	-1.048*** (-58.343)
Indus	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Scode	-	-	-	-	-	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	9699	9699	9123	9699	9699	9699
Adj-R ²	0.5662	0.5689	0.5427	0.1158	0.5634	0.8100

注:经相关性检验,KZ 指数与资产收益率(ROA)、资产负债率(LEV)之间的相关系数均大于 0.5,因此在更换被解释变量的回归分析中选择将其删除,添加企业规模(Size)和现金股利哑变量(DIV)作为控制变量。

(三)影响机制分析

1. 分析师的中介作用

本文同时利用回归模型(2)和模型(3)检验分析师关注度的中介效应,结果如表5中列(1)至列(4)所示。首先,考虑分析师跟踪数量(*Analyst*)的作用,回归结果如列(1)和列(2)所示。从列(1)可以看出,管理层净语调对分析师跟踪数量具有正向影响(0.547),且在1%水平下显著,说明随着管理层净语调的增加,对企业进行跟踪的分析师数量也随之增加。在列(2)中,净语调平方项($Tone^2$)的回归系数在10%水平下显著为正(0.022),分析师跟踪数量的回归系数在1%水平下显著为负(-0.018),说明分析师跟踪数量是影响企业融资约束的重要因素,在管理层净语调对企业融资约束的影响中起到了部分中介作用,H2得到支持。其次,考虑研报数量(*Report*)的作用,回归结果如列(3)和列(4)所示,与将分析师跟踪数量作为代理指标的回归结果基本一致,H2再次得到支持。

2. 明星分析师与非明星分析师的异质作用

由于存在个体差异,分析师获取信息及利用信息的能力也有所不同,有必要进一步分析分析师个人能力差异带来的影响。相较于非明星分析师,明星分析师在资本市场上拥有更大的信息优势、更多获取私有信息的渠道,对文本信息的利用程度也更低^[35]。出于对声誉风险的考虑,明星分析师更加追求“研值”,将会充分利用自己掌握的私有信息,发布更加准确的盈利预测,做到“精益求精”,注重引导投资者进行有价值的投资^[33]。因此,在明星分析师跟踪的企业中,投资者会更加关注明星分析师发布的盈利预测数据或研究报告,可能会导致管理层净语调与企业融资约束之间不存在显著关系。

为了检验分析师个人能力是否会影响管理层净语调与融资约束之间的关系,借鉴张宗新和姚佩怡的做法^[33],本文将全样本划分为明星分析师组和非明星分析师组,并进行分组回归,结果如表5中列(5)和列(6)所示。可以看出,业绩说明会管理层净语调对融资约束的U型非线性影响仅在非明星分析师组中显著。

(四)异质性分析

不同企业的文本信息质量往往存在差别。高质量的信息披露可以增强企业信息可靠性、降低企业风险、增加投资者对企业的了解、提高投资者理性^[12],即企业融资约束程度会受到自身信息披露质量的影响^[4]。

在文本信息质量较低的情况下,如当审计质量较低^[36]、存在管理层机会主义动机^[12]或外部声誉较差^[37]时,企业文本信息可信度会降低,投资者难以辨别企业披露信息的真实性和准确性,对文本信息的依赖也会减少。可以推测,相较于低文本信息质量的企业,管理层净语调对融资约束的影响在高文本信息质量的企业中会更加显著。为此,本文从审计质量、管理层动机和企业声誉三个方面区分文本信息披露质量,并进行分组回归。

表5 影响机制分析结果

变量	(1) <i>Analyst</i>	(2) <i>WW</i>	(3) <i>Report</i>	(4) <i>WW</i>	(5) 明星分析师	(6) 非明星分析师
<i>Tone</i>	0.547*** (5.689)	-0.019 (-1.448)	0.684*** (5.694)	-0.019 (-1.459)	0.003 (0.153)	-0.050*** (-2.726)
$Tone^2$		0.022* (1.650)		0.022* (1.664)	-0.004 (-0.189)	0.047** (2.397)
<i>Analyst</i>		-0.018*** (-30.324)				
<i>Report</i>				-0.015*** (-30.443)		
<i>CF</i>	0.361 (1.516)	-0.142*** (-18.326)	0.487 (1.618)	-0.141*** (-18.301)	-0.129*** (-11.020)	-0.153*** (-13.552)
<i>ROA</i>	9.300*** (11.303)	-0.083*** (-2.922)	11.651*** (11.382)	-0.082*** (-2.873)	-0.194*** (-3.851)	-0.221*** (-6.493)
<i>LEV</i>	1.037*** (8.354)	-0.057*** (-14.475)	1.361*** (8.778)	-0.056*** (-14.190)	-0.082*** (-13.524)	-0.054*** (-10.235)
<i>BM</i>	-0.512*** (-5.218)	-0.105*** (-31.317)	-0.672*** (-5.476)	-0.106*** (-31.397)	-0.088*** (-18.590)	-0.111*** (-24.142)
<i>Growth</i>	0.176*** (5.093)	-0.042*** (-28.717)	0.253*** (5.758)	-0.041*** (-28.393)	-0.041*** (-22.053)	-0.048*** (-20.833)
<i>FSHR</i>	-0.322** (-2.123)	-0.019*** (-3.582)	-0.394** (-2.085)	-0.019*** (-3.585)	-0.008 (-1.099)	-0.021*** (-2.984)
<i>Loss</i>	0.300*** (5.006)	0.021*** (9.155)	0.376*** (5.008)	0.021*** (9.244)	0.018*** (4.155)	0.019*** (6.791)
<i>SOE</i>	-0.120* (-1.866)	-0.012*** (-5.609)	-0.166** (-2.078)	-0.012*** (-5.735)	-0.011*** (-3.661)	-0.009*** (-3.272)
<i>Dual</i>	0.023 (0.620)	0.002* (1.730)	0.032 (0.702)	0.002* (1.785)	0.002 (1.074)	0.002 (1.278)
<i>Indep</i>	-0.257 (-1.281)	0.001 (0.096)	-0.281 (-1.121)	0.001 (0.179)	-0.005 (-0.576)	0.011 (1.211)
<i>Big10</i>	0.022 (0.648)	-0.004*** (-3.500)	0.027 (0.630)	-0.004*** (-3.509)	-0.006*** (-3.610)	-0.002 (-1.587)
<i>Liquid</i>	-0.346*** (-3.051)	0.018*** (4.403)	-0.439*** (-3.088)	0.018*** (4.381)	0.021** (3.969)	0.021*** (3.569)
<i>ROE</i>	-0.695* (-1.734)	-0.030** (-2.192)	-0.820 (-1.641)	-0.029** (-2.140)	-0.069** (-2.560)	0.019 (1.192)
(<i>Intercept</i>)	1.809*** (5.272)	-0.817*** (-60.477)	2.145*** (4.844)	-0.818*** (-60.953)	-0.871*** (-54.103)	-0.822*** (-49.309)
<i>Indus</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9699	9699	9699	9699	5178	4521
<i>Adj-R²</i>	0.2770	0.6636	0.2809	0.6645	0.6082	0.5780

1. 审计质量

外部审计作为独立的第三方,是对企业行为的一项重要治理和监督机制,能改善企业信息披露环境,对企业披露的信息质量产生关键性影响。高质量的审计通常代表了较好的信息质量和较高的信息透明度,有助于提高企业信息可信度、降低信息不对称程度和约束管理层的机会主义行为^[36]。为了检验不同审计质量下管理层净语调与融资约束之间关系是否存在异质性,本文参考陈小林等的做法^[38],依据企业当年年报是否由国内“十大”会计师事务所审计,将全样本分为审计质量高、低两组进行分组回归,结果见表 6 中列(1)和列(2)。可以看出,管理层净语调平方项($Tone^2$)的回归系数仅在审计质量较高组中显著为正($\beta_2 = 0.040, p < 5\%$),表明较高质量的外部审计能够进一步促进管理层净语调对企业融资约束的显著影响。

2. 管理层动机

管理层动机会降低企业披露信息质量,即当存在管理层动机时,企业业绩说明会语调信息的可靠性将会降低^[8]。张程等研究发现,内部人行为可以作为一种辅助信号,帮助市场判断企业披露信息的真实程度,即通过管理层的“行”(内部人交易)判断其前期“言”(年报语调)的可信性,并进行相应预期修正^[14]。为了检验管理层动机对管理层净语调与融资约束之间关系的影响,本文依据企业当年管理层是否增持对全样本进行分组

回归,回归结果见表 6 中列(3)和列(4)。结果表明,净语调平方项($Tone^2$)的回归系数仅在管理层没有增持的子样本中显著为正($\beta_2 = 0.041, p < 5\%$),即管理层语调的积极程度与内部人增持后的市场反应没有显著关系。

3. 企业声誉

证监会的处罚公告作为企业负面声誉的代理变量,具有风险预警作用。被证监会处罚会引起企业声誉及文本信息可信度的大幅降低,进而导致被处罚企业的融资规模缩小、融资成本上升和融资能力下降^[37,39]。为了检验企业声誉对管理层净语调与融资约束之间关系的影响,借鉴李春涛等的做法^[28],本文按照企业当年是否被监管部门处罚将全样本分为企业声誉高、低两组进行分组回归,结果见表 6 中列(5)和列(6)。可以看出,回归结果仅在未被监管部门处罚的子样本中显著为正($\beta_2 = 0.037, p < 5\%$),说明监管处罚释放的“坏消息”能够提供增量信息,帮助投资者及时了解企业真实风险和价值,从而做出理性投资决策。

不同文本信息质量作用下业绩说明会净语调与融资约束的 U 型关系如图 2 所示。

表 6 异质性分析结果

变量	审计质量		管理层动机		企业声誉	
	(1) 较低	(2) 较高	(3) 有	(4) 无	(5) 较差	(6) 较好
$Tone$	-0.035 (-1.569)	-0.043** (-2.248)	-0.021 (-0.846)	-0.047*** (-2.696)	-0.002 (-0.044)	-0.041*** (-2.590)
$Tone^2$	0.023 (1.018)	0.040** (1.988)	0.016 (0.634)	0.041** (2.242)	-0.025 (-0.466)	0.037** (2.230)
CF	-0.148*** (-11.764)	-0.140*** (-11.319)	-0.124*** (-7.999)	-0.155*** (-15.045)	-0.134*** (-3.993)	-0.143*** (-14.556)
ROA	-0.301*** (-6.125)	-0.214*** (-4.666)	-0.269*** (-4.321)	-0.251*** (-6.663)	-0.250*** (-3.095)	-0.262*** (-6.456)
LEV	-0.078*** (-12.900)	-0.072*** (-11.314)	-0.076*** (-10.614)	-0.076*** (-14.698)	-0.077*** (-6.670)	-0.077*** (-14.727)
BM	-0.089*** (-16.399)	-0.098*** (-18.735)	-0.111*** (-17.808)	-0.091*** (-21.221)	-0.103*** (-9.710)	-0.095*** (-22.237)
$Growth$	-0.046*** (-19.390)	-0.045*** (-24.599)	-0.046*** (-18.106)	-0.045*** (-25.329)	-0.053*** (-10.150)	-0.045*** (-28.839)
$FSHR$	-0.011 (-1.301)	-0.012 (-1.498)	-0.007 (-0.736)	-0.015** (-2.390)	-0.045** (-2.497)	-0.012* (-1.775)
$Loss$	0.020*** (5.889)	0.013*** (3.432)	0.012** (2.504)	0.016*** (5.658)	0.003 (0.354)	0.018*** (6.398)
SOE	-0.009*** (-2.947)	-0.010*** (-2.867)	-0.014*** (-3.299)	-0.009*** (-3.394)	-0.004 (-0.544)	-0.011*** (-3.874)
$Dual$	0.001 (0.741)	0.002 (0.941)	0.001 (0.616)	0.002 (1.168)	0.001 (0.285)	0.002 (1.052)
$Indep$	0.022** (2.239)	-0.007 (-0.679)	-0.004 (-0.374)	0.008 (0.920)	0.026 (0.979)	0.006 (0.716)
$Big10$			-0.005** (-2.359)	-0.004*** (-2.895)	-0.005 (-1.294)	-0.004*** (-2.941)
$Liquid$	0.016** (2.410)	0.031*** (5.166)	0.026*** (3.618)	0.023*** (4.470)	0.026* (1.816)	0.024*** (4.595)
ROE	0.029 (1.305)	-0.054** (-2.294)	-0.024 (-0.713)	-0.014 (-0.776)	-0.004 (-0.116)	-0.009 (-0.418)
(Intercept)	-0.866*** (-44.872)	-0.842*** (-47.635)	-0.861*** (-64.869)	-0.842*** (-44.380)	-0.846*** (-20.169)	-0.839*** (-55.351)
$Indus$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Year$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3979	5720	2684	7015	571	8001
$Adj-R^2$	0.5678	0.5741	0.5701	0.5697	0.6344	0.5664

五、结论与启示

本文以 2010—2020 年召开业绩说明会的中国 A 股上市公司为研究对象,利用文本分析方法提取管理层净语调信息,实证检验了其是否影响以及如何影响企业融资约束。研究发现:(1)管理层净语调与企业融资约束之间存在显著的非线性关系,企业融资约束随着管理层净语调的提高呈现出先减少后增加的 U 型变化趋势,存

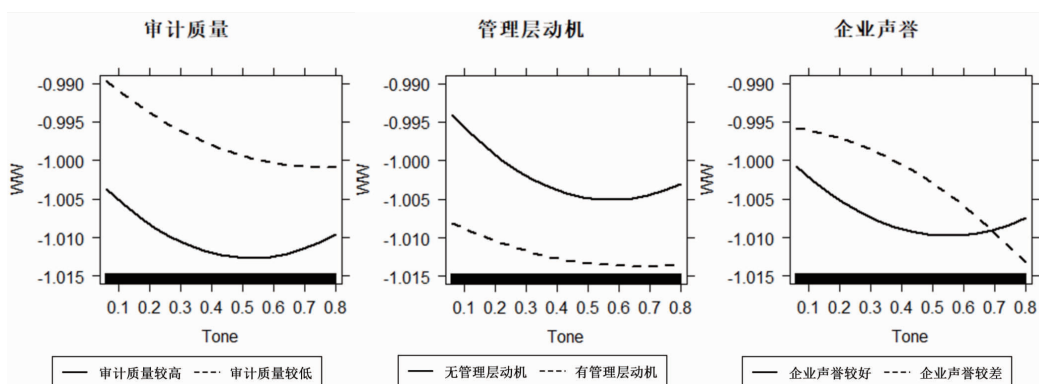


图2 不同文本信息质量作用下业绩说明会净语调与融资约束的U型关系

在“过犹不及”现象。在进行更换变量、缩减样本和内生性控制等一系列稳健性检验后,U型关系仍然显著成立。(2)中介机制检验结果表明,业绩说明会管理层净语调通过吸引分析师关注、分析师解读,增加了企业信息披露数量,提高了企业信息透明度,最终影响了企业融资约束。(3)进一步分析发现,分析师个人能力会显著影响管理层净语调与融资约束之间的关系,管理层净语调对融资约束的非线性影响仅在非明星分析师组中显著存在。(4)从文本信息质量视角深入研究发现,管理层净语调的作用存在异质性,其对融资约束的U型影响仅在文本信息质量高(审计质量较好、无管理层动机和声誉较好)的企业中显著。

本文研究结论具有一定的现实意义,可以为企业、投资者及监管部门提供如下启示:对企业来说,在进行信息披露时应以真实的经营状况为依托,使用适度积极的管理层语调,以增强投资者信心,进而缓解企业融资约束。对于投资者而言,应进一步提高自身的信息搜集和信息解读能力,更加全面客观地了解企业经营状况,准确判断企业文本语调是否“过度积极”,进行理性投资决策。对于监管部门而言,应尽快规范业绩说明会相关的监督管理规定,不仅要强化信息披露质量监管,还应加强对文本语调信息的关注与管理,减少管理层操纵文本信息的动机,帮助投资者进行合理判断。注册制下,市场监管更加依赖信息披露制度,严格的信息披露要求和监管措施对提高企业信息披露质量、改善资本市场信息披露环境至关重要。

参考文献:

[1] Fazzari S M, Hubbard R G, Petersen B C, et al. Financing constraints and corporate investment[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 1(1): 141 - 206.

[2] Diamond D W, Verrecchia R E. Disclosure, liquidity, and the cost of capital[J]. *The Journal of Finance*, 1991, 46(4): 1325 - 1359.

[3] Myers S C, Majluf N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have[J]. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(2): 187 - 221.

[4] 顾群, 翟淑萍. 信息披露质量、代理成本与企业融资约束——来自深圳证券市场的经验证据[J]. *经济与管理研究*, 2013(5): 43 - 48.

[5] Eugene F F, Arthur B L. Information and capital markets[J]. *The Journal of Business*, 1971, 44(3): 289 - 298.

[6] 林乐, 谢德仁. 投资者会听话听音吗? ——基于管理层语调视角的实证研究[J]. *财经研究*, 2016(7): 28 - 39.

[7] 谢德仁, 林乐. 管理层语调能预示公司未来业绩吗? ——基于我国上市公司年度业绩说明会的文本分析[J]. *会计研究*, 2015(2): 20 - 27 + 93.

[8] 林乐, 谢德仁. 分析师荐股更新利用管理层语调吗? ——基于业绩说明会的文本分析[J]. *管理世界*, 2017(11): 125 - 145 + 188.

[9] 钟凯, 董晓丹, 陈战光. 业绩说明会语调与分析师预测准确性[J]. *经济管理*, 2020(8): 120 - 137.

[10] Botosan C A. Disclosure level and the cost of equity capital[J]. *The Accounting Review*, 1997, 72(3): 323 - 349.

[11] Li F. The information content of forward-looking statements in corporate filings: A naïve bayesian machine learning approach[J]. *Journal of Accounting Research*, 2010, 48(5): 1049 - 1102.

[12] 甘丽凝, 陈思, 胡珉, 等. 管理层语调与权益资本成本——基于创业板上市公司业绩说明会的经验证据[J]. *会计研究*, 2019(6): 27 - 34.

[13] 赵宇亮. 年报净语调对企业债权融资的影响研究[J]. *经济管理*, 2020(7): 176 - 191.

[14] 张程, 曾庆生, 梁思源. 市场能够甄别管理层的“靖言庸违”吗? ——来自年报语调与内部人交易的经验证据[J]. *财经研究*, 2021(4): 154 - 168.

[15] 刘建梅, 王存峰. 投资者能解读文本信息语调吗[J]. *南开管理评论*, 2021(5): 105 - 117.

[16] 朱朝晖, 许文瀚. 上市公司年报语调操纵、非效率投资与盈余管理[J]. *审计与经济研究*, 2018(3): 63 - 72.

[17] 邱静, 杨妮. 情感语调信号传递与企业融资约束[J]. *中南财经政法大学学报*, 2021(5): 75 - 88.

[18] Huang X, Teoh S H, Zhang Y. Tone management[J]. *The Accounting Review*, 2014, 89(3): 1083 - 1113.

- [19] 于富生,张敏. 信息披露质量与债务成本——来自中国证券市场的经验证据[J]. 审计与经济研究,2007(5):93-96.
- [20] Lee J. Can investors detect managers' lack of spontaneity? Adherence to predetermined scripts during earnings conference calls[J]. The Accounting Review,2016,91(1):229-250.
- [21] 曾庆生,周波,张程,等. 年报语调与内部人交易:“表里如一”还是“口是心非”? [J]. 管理世界,2018(9):143-160.
- [22] 王华杰,王克敏. 应计操纵与年报文本信息语气操纵研究[J]. 会计研究,2018(4):45-51.
- [23] 沈菊琴,李淑琴. 年报语调与企业财务绩效:心口如一还是心口不一? [J]. 审计与经济研究,2022(1):69-80.
- [24] 丘心颖,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(4):1483-1506.
- [25] Patricia C O B,McNichols M F,Lin H-W. Analyst impartiality and investment banking relationships[J]. Journal of Accounting Research,2005,43(4):623-650.
- [26] Easley D,O'Hara M. Information and the cost of capital[J]. The Journal of Finance,2004,59(4):1553-1583.
- [27] Chen J V,Nagar V,Schoenfeld J. Manager-analyst conversations in earnings conference calls[J]. Review of Accounting Studies,2018,23(4):1315-1354.
- [28] 李春涛,宋敏,张璇. 分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据[J]. 金融研究,2014(7):124-139.
- [29] 邓可斌,曾海舰. 中国企业的融资约束:特征现象与成因检验[J]. 经济研究,2014(2):47-60+140.
- [30] Whited T M,Wu G. Financial constraints risk[J]. The Review of Financial Studies,2006,19(2):531-559.
- [31] 王丹,孙鲲鹏,高皓. 社交媒体上“用嘴投票”对管理层自愿性业绩预告的影响[J]. 金融研究,2020(11):188-206.
- [32] 魏志华,曾爱民,李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究,2014(5):73-80+95.
- [33] 张宗新,姚佩怡. 标新立异、“风险厌恶”还是“精益求精”? ——基于明星分析师研报观点导向的实证研究[J]. 证券市场导报,2018(1):46-53.
- [34] 李世刚,蒋尧明. 上市公司年报文本信息语调影响审计意见吗? [J]. 会计研究,2020(5):178-192.
- [35] 刘建秋,尹广英,吴静桦. 企业社会责任报告语调与分析师预测:信号还是迎合? [J]. 审计与经济研究,2022(3):62-72.
- [36] 李明辉,杨鑫. 审计师质量对上市公司融资方式选择的影响——来自中国资本市场的经验证据[J]. 会计研究,2014(11):75-82+97.
- [37] 朱沛华. 负面声誉与企业融资——来自上市公司违规处罚的经验证据[J]. 财贸经济,2020(4):50-65.
- [38] 陈小林,王玉涛,陈运森. 事务所规模、审计行业专长与知情交易概率[J]. 会计研究,2013(2):69-77+95.
- [39] 刘星,陈西婵. 证监会处罚、分析师跟踪与公司银行债务融资——来自信息披露违规的经验证据[J]. 会计研究,2018(1):60-67.

[责任编辑:王丽爱]

The More Positive Tone, the Less Amount of Financing: A Study of the Effects of Management Net Tone on Financial Constraints

XU Qifa^{a,b}, MA Jingwen^a, JIANG Cuixia^a

(a. School of Management, Hefei University of Technology;

b. Key Laboratory of Process Optimization and Intelligent Decision-making, Ministry of Education, Hefei 230009, China)

Abstract: Text information is an important enterprises' information disclosure. Empirical results on the Chinese A-share listed companies from 2010 to 2020 demonstrate that management net tone significantly affects corporate financing constraints with a U-shaped relationship, implying that it initially has a positive effect on alleviating financing constraints and then tends to be negative as the tone increases beyond the inflection point (0.591), namely “the more positive tone, the less amount of financing”. The mechanism analysis indicates that management net tone affects corporate financing constraints by attracting analyst attention. And the mechanism of the role of star analysts differs from that of non-star analysts. In addition, the quality of textual disclosure can have a heterogeneous effect on the relationship between management net tone and financing constraints. This paper extends the research on the effects of text tone on financing constraints, which can provide empirical evidence for information users, especially small and medium-sized investors, to use information rationally and offer decision-supports for listed companies and regulators to improve the quality of information disclosure.

Key Words: management net tone; financial constraints; text analysis; analyst attention; accounting information quality; audit quality; enterprise reputation