

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20251111.201

## 企业内部决策权配置与业绩预告策略性披露

潘怡麟<sup>1</sup>, 黄婷婷<sup>2</sup>, 朱 凯<sup>3</sup>

(1. 上海外国语大学 国际金融贸易学院, 上海 200083; 2. 上海立信会计金融学院 会计学院, 上海 201620;  
3. 上海财经大学 会计学院, 上海 200433)

**摘要:** 本文探讨了企业内部决策权配置如何影响管理层业绩预告披露中的策略性披露行为。在决策权集中的企业中, 高管能够获取更多的控制权私人收益, 同时需要为企业业绩承担更大的责任, 因此倾向于减少负面业绩预告披露。本文以现金流在母公司的异常集中度作为决策权集中度的度量指标, 实证发现该集中度与管理层业绩预告中利空预告的占比呈负相关。机制检验显示, 决策权集中度与过度投资、内部人交易和高管薪酬业绩敏感性均呈正相关, 说明私人利益增强效应和业绩责任集中效应是两种主要作用机制。异质性分析发现, 决策权集中度与利空预告占比的负向关系在子公司数量较多而大股东持股比例较小的企业中更强。进一步分析显示, 决策权配置主要影响企业披露利空预告的倾向, 而非具体披露数量; 对于利空预告, 集中决策权会导致披露精度下降和外部归因倾向增强。本文丰富了决策权配置经济后果的相关文献, 为优化决策权配置和提高市场信息效率提供了参考。

**关键词:** 决策权配置; 信息披露; 管理层业绩预告

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2026)02-0082-18

### 一、引言

市场化改革通过打破地区封锁与行业准入限制, 从根本上重塑了企业的发展模式。优势企业得以依托市场竞争机制扩大市场份额, 并通过积极实施跨区域及跨行业并购整合, 实现企业规模的快速扩张。数据显示, 2007年至2020年间, A股上市企业的平均子公司数量由9.28家上升至25.04家, 母子公司覆盖省份数也从2.81个增加至5.52个<sup>①</sup>。随着企业规模的扩大、组织结构复杂性的提升以及经营环境不确定性的增强, 企业如何在内部不同层级之间配置决策权已经成为影响企业经营效率和市场竞争力的关键因素。在此背景下, 全面理解决策权配置的经济后果, 对于优化企业组织结构、提升企业价值以及推动经济高质量发展具有深远意义。

收稿日期: 2025-05-08

基金项目: 国家自然科学基金重点项目(72432006); 国家自然科学基金面上项目(72072107)

作者简介: 潘怡麟(1994—), 女, 上海外国语大学国际金融贸易学院讲师;

黄婷婷(1996—), 女, 上海立信会计金融学院会计学院讲师;

朱 凯(1974—), 男, 上海财经大学会计学院教授(通信作者, [aczhu@mail.shufe.edu.cn](mailto:aczhu@mail.shufe.edu.cn))。

<sup>①</sup>基于CSMAR数据库统计。

Coase(1937)关于企业本质的开创性研究,为关于企业内部决策权配置的研究提供了理论基石。他提出的企业以权威机制替代价格机制的观点,暗示了决策权配置是企业效率的关键决定因素。长期以来,相关研究主要遵循Jensen和Meckling(1992)建立的分析框架,聚焦于决策权配置如何影响高层管理者与其下级之间的信息不对称与代理成本,进而作用于投资和决策的效率(Argyres和Silverman,2004;潘怡麟等,2018)。然而,这些研究大多隐含地假设高管与股东利益保持一致,未能充分考察决策权配置对股东和高管这一重要代理关系的影响(Scharfstein and Stein,2000;Stein,2003)。

为了弥补现有文献的不足,本文将研究视角从企业内部资源配置延伸至对外信息披露。信息披露是资本市场有效运行的基石,其质量直接影响企业的资本成本与价值。同时,企业信息披露在很大程度上受到高管动机与决策的影响。高管常常出于私人利益的考虑,策略性地选择披露的内容、形式、时机和频率,以期影响信息使用者的看法和决策。因此,考察决策权配置如何塑造信息披露行为,有助于理解其在股东与高管代理关系中的作用。具体而言,本文聚焦在管理层业绩预告披露过程中,减少负面业绩预告披露这一策略性披露行为。

披露传达负面消息的业绩预告可能引发股价波动与监管关注,从而触发治理机制,对高管的私人利益构成威胁。因此,出于个人利益考虑,高管往往倾向于减少此类预告的披露(Kothari等,2009;Baginski等,2018;Bao等,2019)。与决策权分散的情形相比,决策权集中时,高管能够获取更多的控制权和私人收益,但其个人行为与企业整体业绩的关联更为紧密,因而需对业绩承担更直接的责任。权力和责任的集中强化了高管策略性披露信息的动机,使其更倾向于避免披露负面业绩预告,以阻碍利益相关者及时、全面地了解企业状况。

本文采用中国A股上市非金融业企业集团样本,以员工薪酬、毛利和投资现金流在母公司的异常集中度作为决策权集中度的代理变量。主要回归结果显示,随着企业内部决策权趋向集中,管理层业绩预告中的利空预告减少,利好和持平预告增加。如果通过倾向得分匹配、Oster边界检验和工具变量回归等方式缓解内生性问题的影响,研究结论不变。机制分析显示,集中决策权增加了过度投资和内部人交易,从而验证了私人利益增强效应;同时,集中决策权提高了高管薪酬对企业业绩的敏感性,为业绩责任集中效应提供了证据。异质性分析表明,当企业子公司数量较多而大股东持股比例较小时,决策权集中度与利空预告占比之间的负向关系相对较强。进一步研究发现,集中决策权降低了企业披露利空预告的整体意愿,但是并未影响利空预告披露的具体数量。最后,本文考察了决策权配置对利空预告披露方式的影响,发现决策权越集中,利空预告的预告业绩区间更宽,外部归因现象更为普遍。这进一步揭示了决策权集中时高管采取的策略性信息披露行为。

本文主要丰富了关于决策权配置经济后果的文献。与现有研究不同,本文摒弃了高管与股东利益一致的假设,聚焦于决策权配置如何影响高管的一类典型自利行为——业绩预告中的策略性信息披露行为。本文对决策权配置发挥作用的机制进行了深入剖析,提供了扎实的实证证据。研究表明,集中决策权不仅影响高管与部门经理之间的信息成本和代理成本,还可能促使高管采取策略性信息披露行为,加剧企业内外部的信息不对称,从而降低股东和高管之间代理关系的效率。

本文也补充了关于管理层业绩预告披露行为的研究。现有文献主要讨论了诉讼风险(Skinner,1994)、高管对职业生涯的关注(career concerns)(Dimitrov和Jain,2011)及其股票交易动机(Cheng等,2013;李欢和罗婷,2016)如何影响管理层业绩预告的披露,本文则创新性地从企业内部决策权配置的视角开展分析。同时,关于中国上市企业管理层业绩预告策略性披露

的研究主要关注择时(张馨艺等,2012)、归因(罗玫和魏哲,2016)以及模糊策略(于剑乔和罗婷,2016;方先明和高爽,2018),而本文则聚焦于减少负面信息披露的策略。本文的研究结果表明,尽管监管部门已对应当披露业绩预告的情形作出明确规定,企业仍将减少负面信息披露作为一种常见的策略性行为。

本文的结论具有一定的实践指导意义。研究发现表明,企业在配置决策权时,除了需要权衡高管与部门经理之间的代理成本和信息成本,还应将高管的自利行为尤其是策略性信息披露行为所带来的成本纳入考量范畴。企业利益相关者应警惕集权高管可能采取的信息披露策略,在依据这些信息进行决策时保持审慎,采取必要的修正措施。尤其是在企业业务结构复杂、高管信息优势突出的情况下,利益相关者更应增强风险防范意识。

## 二、文献回顾与理论分析

### (一)决策权配置文献回顾

本文聚焦于企业内部的决策权配置,即高管与下属部门经理<sup>①</sup>之间的权力安排(Christie等,2003;Acemoglu等,2007)。在决策权分散(分权)模式下,部门经理在经营、投资、财务和人事等多项决策的提议和执行过程中享有较强的自主性;高管通常不直接干预具体过程,而是通过考察决策结果来评估部门经理的绩效。相反,在决策权集中(集权)模式下,高管在决策审批和监督过程中发挥核心作用,不仅对部门经理的提案进行严格审核,还可能直接下达指令,并密切监控执行过程以确保决策落实。以权威机制替代价格机制分配资源是企业的本质特征(Coase,1937),因此决策权配置作为企业组织结构特征的关键维度,其合理性对企业价值有直接影响(潘怡麟等,2018)。

既往研究主要探讨了企业内部的决策权配置对经营效率的影响。Jensen和Meckling(1992)指出,决策权集中时,部门经理难以实施可能损害企业价值的自利行为,因而部门经理层面的代理成本相对较低。但是,在这种情况下,高管作为决策者需要获取决策所需的专有知识。由于专有知识在“自下而上”传递的过程中可能产生损耗,还面临部门经理策略性报告信息的风险(Aghion和Tirole,1997),因此集中决策权可能带来较高的信息成本。相反,在决策权分散的情况下,部门经理凭借专有知识直接做出决策,有利于降低信息成本,但是也可能提高代理成本。以这一理论框架为基础,大量实证研究从不同角度检验了决策权配置的经济后果,涵盖投资(潘怡麟等,2018)、创新(Argyres和Silverman,2004;Arora等,2014;谭洪涛和陈瑶,2019)、银行信贷(Canales和Nanda,2012)、基金投资(Dass等,2013)、员工招聘(Deller和Sandino,2020)以及税收负担(王亮亮等,2023)等方面。这些研究大多以“高管与股东利益一致”的假设为基础,认为高管以企业价值最大化为目标。

然而,股东与高管之间实际上存在利益分歧,高管和其下级之间的决策权配置与股东和高管之间的代理问题密切相关(Stein,2003)。现有文献针对决策权配置与代理问题之间关系的探讨较为有限。在内部资本市场“阴暗面”的研究中,Scharfstein和Stein(2000)认为,为了节约现金以谋取私人利益,掌握资源分配权力的高管可能向参与寻租活动的部门经理过度地分配资源,而非提供现金补偿。潘怡麟等(2018)发现,决策权集中时企业的过度投资更多,他们认为这一现象在一定程度上体现了高管的自利动机。这些研究主要关注高管在资源分配和投资方面的行为,而本文则从管理层业绩预告的策略性披露这一新视角切入,分析决策权配置如何塑造高管动机,进而提升股东与高管之间的代理效率。

<sup>①</sup>“部门经理”可以指小型部门、分公司甚至有独立法人地位的子公司的经理,也可以指重要员工。为行文方便,参考现有文献,本文采用“部门”“部门经理”等词。

## (二)决策权配置对业绩预告策略性披露的影响

管理层业绩预告是指上市企业在正式披露财务报告前,对下一年度或下一季度盈利状况所作的预测性报告。尽管沪深交易所规定亏损、扭亏为盈、盈利大幅下降以及资不抵债等情形下,企业应当披露业绩预告,但该类规定针对的是预计年度经营业绩和财务状况,而这些预计本身依赖于企业的主观判断。因此,从本质上看,所有管理层业绩预告的披露都具有一定的自愿属性<sup>①</sup>。同时,交易所明确要求上市企业董事和高级管理人员负责判断是否应当披露业绩预告,并对其准确性承担相应责任。由此可见,业绩预告的披露决策及其具体内容,均受到高管判断和选择的重要影响。

鉴于企业的利益相关者重视业绩预告信息,业绩预告如果传达负面消息,极易引发各方对企业经营状况的密切关注,进而对高管利益产生多重负面影响。研究指出,业绩预告往往包含独特信息,能吸引投资者关注并引发市场反应(Pownall等,1993;罗玫和宋云玲,2012)。因此,如实披露包含负面消息的业绩预告可能引发股价下跌。股价下跌不仅会直接减少与企业市场表现挂钩的高管薪酬,还可能触发内部治理机制,强化高管面临的监督约束,从而制约其获取私人利益的行为,甚至危及其职位稳定性(陈胜蓝和马慧,2017)。此外,极端负面的业绩预告还可能引起监管部门关注。例如,2019年1月30日,西宁特殊钢股份有限公司(600117)披露业绩预告称,2018年预计实现归母净利润负18亿元;次日,上交所即下发问询函,要求公司说明2018年各季度业绩波动较大的原因及合理性,以及下半年以来市场形势与企业经营是否发生重大变化。此类监管关注通过向企业施加压力而对高管私人利益构成威胁。

因此,为了维护自身利益,高管可能在披露业绩预告时采取策略性行为。其中最为典型的做法是减少包含负面消息的业绩预告披露。高管采取这一做法,往往是寄希望于企业的后续事件能够帮助其“掩埋”负面消息(Kothari等,2009)。如此一来,待后续披露业绩预告或正式发布财务报告时,相关负面消息可能已不再引起利益相关者的关注。多项研究表明,在业绩预告披露中,高管倾向于减少或推迟负面消息披露,以达到维持股价、保障职位稳定等目的(Kothari等,2009;Baginski等,2018;Bao等,2019)。在不得不披露负面消息时,高管也可能采取多种措施来减轻此类预告的影响,以缓解个人可能面临的问责压力,例如选择精度较低的披露形式(Skinner,1994),策略性地选择披露时机(Dimitrov和Jain,2011;张馨艺等,2012),或者将负面消息归因于不可控的外部因素(罗玫和魏哲,2016)。

集中的决策权配置可能通过私人利益增强效应和业绩责任集中效应,促使高管策略性地减少负面业绩预告的披露。

私人利益增强效应是指,在决策权集中的情况下,高管获取控制权私人收益的能力明显增强,因而更倾向于策略性披露信息以维护既得利益。凭借集中的权力,高管可以实施多种自利行为:例如,利用对投资决策的影响力,高管可以推动规模庞大但效率低下的投资项目以“构建个人帝国”,也可以放弃某些有益但需要付出努力的投资机会以“享受平静生活”。他们还策划更多、更不公平的关联交易,从而将企业资源转移至个人利益相关方。同时,凭借对企业重大经营决策的话语权及优先获取的内部信息,集权高管能够通过证券交易牟利。此外,决策权集中时,部门经理为争取更高薪酬或为本部门获取资源,可能向高管寻租(Scharfstein和Stein,2000;Duchin和Sosyura,2013),这类行为进一步增加了高管的私人收益。因此,决策权越集中,披露负面业绩预告会使利益相关者及时了解企业状况进而对高管私人利益造成的损失越大,高管就越倾向于减少此类业绩预告的披露。

<sup>①</sup>例如,上海证券交易所规定,当企业预计实现盈利且净利润与上年同期相比上升或下降50%以上时,应当披露业绩预告。然而,在实际操作中,可能存在这样的情况:管理层虽然预期业绩变动幅度超过50%,但由于外界无法确知他们的真实预计,他们仍可能选择不披露相关预告。

业绩责任集中效应是指,在决策权集中的情况下,高管行为与企业整体业绩的关联更为紧密。由于如实披露负面消息更容易使高管被归责并承担相应后果,因此,他们更倾向于采取策略性信息披露行为。当企业决策权分散时,部门经理享有较大的自主性,企业业绩在很大程度上取决于部门经理的决策质量与执行效率;相反,在决策权相对集中的企业中,高管直接主导决策的制定和执行,其能力和行为对企业的运营效率和业绩表现往往具有决定性影响(Sah和Stiglitz,1991)。因此,一旦负面消息引发股价下跌或监管关注,企业内部治理机制更有可能将责任归咎于高管,使其承担相应后果。这种对业绩责任集中的预期,加剧了高管对于通过业绩预告及时披露负面消息的顾虑,促使他们减少此类披露,寄希望于未来出现正面消息以抵消当前负面消息的影响。

综上所述,企业内部决策权越集中,高管利用权力可获取的私人利益越多,需要为企业业绩承担的责任也越大,因此更倾向于减少负面业绩预告披露,以推迟利益相关者对企业不良状况的全面了解。本文通过考察决策权配置与管理层业绩预告中利空预告占比的关系,分析决策权配置如何影响业绩预告的策略性披露。如果集中决策权促使企业减少负面消息披露,那么在其他条件不变的情况下,业绩预告中的利空预告占比应随决策权集中度的提高而下降。由此,本文提出假说H1。

H1:企业内部决策权越集中,企业披露的管理层业绩预告中利空预告的占比越小。

### 三、研究设计

#### (一)决策权配置的度量

现有的决策权配置指标可以大致分为三类:直观指标依赖调查数据或企业内部数据(陈建安和胡蓓,2007),要求被调查者就决策的自主程度进行打分(Moers,2006),或是以企业二级部门中责任中心的分布为基础设计指标(Christie等,2003;Acemoglu等,2007)。人员委派指标认为集中人事权是企业集中决策权的关键,例如潘怡麟等(2018)认为薪酬现金流在母公司的异常集中度能体现人事权的集中度,进而反映决策权的集中度。单项指标关注特定决策相关权力的配置,如经营决策权(Liu等,2018)和投资决策权(Argyres和Silverman,2004;Seru,2014)。

以现有指标为基础,本文构造了一个旨在反映企业各类决策权配置情况的综合指标。与大多数决策权配置研究相似(Argyres和Silverman,2004;潘怡麟等,2018;Liu等,2018),本文假设企业集团内现金流的分布能反映相关决策权的分布。在其他条件不变的情况下,现金流发生在母公司的比例越大,则母公司相对于子公司拥有的决策权越多。同时,本文假设母子公司之间的决策权配置能在一定程度上反映企业集团高管与下级之间的决策权配置情况。母公司拥有的决策权越多,则位于母公司的集团高管获取的私人利益越多,需要为集团业绩承担的责任越大,因而高管倾向于策略性地披露业绩预告。本文主要关注员工薪酬、毛利和投资现金流等发生在母公司的比例。

第一,员工薪酬的分布情况可以反映人事权的配置。向子公司派驻管理人员是母公司实现对子公司控制的重要途径(苏静,2006;Chen等,2012)。根据会计准则的相关规定,如果业绩考核和薪酬决定权由母公司掌握,则被委派人员在经济实质上更接近于母公司的雇员,其薪酬费用应在母公司报表中予以体现。因此,由母公司任命、在子公司任职但在子公司领取薪酬较少的员工数量越多,则员工薪酬在母公司列支的比例就越高,这表明母公司对子公司的控制力越强,整个企业集团的决策权也就越趋集中(潘怡麟等,2018)。

第二,毛利的分布情况可以反映经营权的配置。如果企业集团的利润主要集中于母公司,那么子公司更有可能采用收入中心或成本中心模式进行核算,而非利润中心模式;反之,如果

利润更多体现在子公司,则子公司采用利润中心模式的可能性相对较大。由于二级部门中利润中心比例较低意味着经营决策权趋于集中(Christie等,2003;Acemoglu等,2007),因此毛利发生在母公司的比例大表明企业集团的决策权集中度较高。

第三,投资的分布情况可以反映财务权的配置。投资集中体现在母公司的比例大,表明母公司在投资项目及其相关资产的控制上享有更大权力,企业集团的决策权较为集中(Argyres和Silverman,2004;Seru,2014)。

本文采用以下步骤计算决策权集中度指标。

第一步,计算母公司员工薪酬、毛利和投资现金流与合并报表对应项目之比,以三个比值的均值或第一主成分<sup>①</sup>作为现金流集中度指标。其中,员工薪酬为支付给职工以及为职工支付的现金,毛利为销售商品提供劳务收到的现金与购买商品接受劳务支付的现金之差,投资为购建长期资产和取得子公司支付的现金。

第二步,通过回归取残差的方法计算现金流的异常集中度(潘怡麟等,2018)。如果企业集团中母公司规模显著大于子公司,且子公司数量较少,那么集团现金流会自然地向母公司集中,导致上述现金流集中度指标取值偏高。此外,该指标也可能呈现出行业特征,例如零售企业的毛利普遍较为分散。因此,现金流集中度不仅可能反映企业内部决策权的配置情况,还可能受到母公司相对规模以及行业固有商业模式的影响。为了控制此类干扰因素,本文对式(1)进行分年度分行业的回归,以估计残差作为决策权集中度指标CNTR。CNTR越大表示决策权越集中。因变量C为上述现金流集中度指标,自变量PAST为母公司总资产占合并报表总资产的比例,计算方式如式(2)所示。在式(2)中,母公司报表与合并报表长期股权投资的差值为母公司对子公司的投资。合并抵消后合并报表总资产不包括这一部分,所以本文从母公司总资产中剔除该部分金额以更准确地计算母公司资产占比。

$$C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PAST_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$PAST = \frac{\text{母公司总资产} - \max\{0, \text{母公司报表长期股权投资} - \text{合并报表长期股权投资}\}}{\text{合并报表总资产}} \quad (2)$$

## (二)模型与变量

本文主要采用如式(3)所示的模型检验假说H1:

$$NFC\_P_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 \times CNTR_{i,j} + \sum \beta \times CONTROLS + \varepsilon_{i,j} \quad (3)$$

其中,因变量NFC\_P为利空预告占企业披露的所有业绩预告的比例,用于反映当企业决定进行业绩预告时,在多大程度上选择披露包含负面消息的业绩预告。本文主要关注上市企业针对当年季度或年度累计利润的预告<sup>②</sup>,根据锐思RESSET数据库的分类,将类型为预亏、预警、预降和减增的业绩预告定义为利空预告,将类型为预平的业绩预告定义为持平预告,将类型为预盈、预增、减亏和减降的业绩预告定义为利好预告,计算了利空预告占比。H1预期决策权集中度与利空预告占比负相关,即主要自变量CNTR的回归系数 $\beta_1$ 显著小于0。

本文选用的控制变量见表1。本文还控制了市场板块固定效应、行业<sup>③</sup>固定效应以及年度

<sup>①</sup>基于2007年至2020年沪深交易所A股上市的非金融企业企业集团,第一主成分的计算公式为:  $C = 0.6098 \times \text{员工薪酬集中度} + 0.5904 \times \text{毛利集中度} + 0.5288 \times \text{投资集中度}$ 。

<sup>②</sup>如果仅考虑针对年度累计利润的预告,研究结论相似。如果依据交易所相关规定,基于预告业绩剔除那些疑似为满足管制要求而披露的预告,构造一个“完全自愿披露”样本,重复检验,结论保持一致。

<sup>③</sup>2012年修订的《上市公司行业分类指引》相比于2001年版本取消了制造业“门类”与“大类”之间的辅助性类别“次类”,并丰富了服务行业分类。本文主要以2012年版本指引为基础进行行业划分,将非制造非服务行业分类取至“门类”。同时,为了避免同行业企业数量过少,使回归模型更好地控制行业特征,本文参考2001年版本指引,将制造业行业“大类”合并为十个“次类”。本文还将租赁和商务服务业、科学研究和技术服务业、水利环境和公共设施服务业、居民服务、修理和其他服务业、教育以及卫生和社会工作归类为服务业。

固定效应<sup>①</sup>。其中,板块固定效应用于区分深交所主板、深交所创业板和上交所主板,以控制各板块信息披露监管的差异<sup>②</sup>。考虑到决策权配置具有刚性,而 $NFC\_P$ 变量的分布受限,本文主要采用Tobit模型,同时采用固定效应模型开展稳健性检验。为了削弱极端值对回归结果的影响,本文对所有连续型变量进行了上下1%的缩尾处理。本文在企业层面对标准误进行聚类调整。

表1 主要变量计算方式

变量	经济含义	计算方式
$NFC\_P$	利空预告占比	预亏、预警、预降和减增预告数除以业绩预告总数
$CNTR$	决策权集中度	式(1)分年度分行业估计残差,其中 $C$ 为现金流集中度均值
$CNTR\_PCA$	决策权集中度	式(1)分年度分行业估计残差,其中 $C$ 为现金流集中度第一主成分
$SIZE$	资产规模	总资产取自然对数
$OCF$	盈利水平	经营活动产生的现金流量净额/总资产
$MB$	成长性	股票市场价值除以净资产账面价值
$LVG$	财务杠杆	总负债除以总资产
$SOE$	产权性质	虚拟变量,表示国有企业
$AGE$	企业年龄	成立年数加1取自然对数
$SUB$	子公司数	子公司数加1取自然对数
$SHR1$	大股东持股	第一大股东持股比例
$BDSIZ$	董事会规模	董事人数加1取自然对数
$BDIND$	董事会独立性	独立董事人数除以董事人数
$MNGSHR$	高管持股	虚拟变量,表示高管持股
$DUAL$	两职合一	虚拟变量,表示总经理与董事长为同一人
$BIG4$	审计质量	虚拟变量,表示审计师为四大会计师事务所
$ANLYST$	分析师关注	发布研究报告的分析师团队数,加1取自然对数

### (三)样本和数据来源

本文的初始样本为2007—2020年在沪深交易所A股上市的非金融企业。新会计准则于2007年开始实施,所以研究区间始于2007年。样本筛选过程如表2所示。最终样本包含22 708个观测值<sup>③</sup>。本文的主要数据来源是国泰安CSMAR数据库,业绩预告数据来自锐思RESSET数据库。

表2 样本筛选过程

筛选标准	企业一年观测数
2007年至2020年的沪深A股上市非金融企业	36 658
剔除:净资产或销售收入小于等于0	472
上市当年	2 738
非企业集团(未披露母公司报表或未披露子公司)	1 081
未披露管理层业绩预告	7 954
主要变量缺失	1 705
本文样本	22 708

## 四、实证结果

### (一)基准回归

表3报告了模型(3)的回归结果,因变量为利空预告占比( $NFC\_P$ )。第(1)(2)列采用了双限制Tobit模型,而第(3)(4)列采用了固定效应模型。决策权集中度( $CNTR$ 和 $CNTR\_PCA$ )的回归系数均小于0,显著性水平在1%以下,说明决策权越集中,企业披露的管理层业绩预告中利

①如果进一步控制行业×年固定效应,研究结论相似。

②固定效应模型不包含板块固定效应是因为企业固定效应吸收了板块固定效应。

③后文部分检验的样本量较小是因为进一步剔除了变量缺失的观测,或者特定模型舍去了部分观测。

空预告占比越小,支持了本文的假说H1。第(1)列回归模型的边际效应估计显示,决策权集中度每提高一个标准差,企业发布利空预告的概率降低1.14个百分点。篇幅所限,后文主要报告以基于均值的决策权集中度指标(*CNTR*)为主要自变量的回归结果。如果采用基于主成分分析法的决策权集中度指标(*CNTR\_PCA*)作为主要自变量,研究结论相似。

表3 基准回归结果

变量	<i>NFC_P</i>			
	Tobit (0,1)		固定效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CNTR</i>	-0.253*** (-3.874)		-0.085*** (-3.874)	
<i>CNTR_PCA</i>		-0.050*** (-3.784)		-0.018*** (-3.942)
<i>SIZE</i>	-0.016 (-0.840)	-0.016 (-0.837)	-0.033*** (-4.099)	-0.033*** (-4.091)
<i>OCF</i>	-4.331*** (-20.398)	-4.331*** (-20.391)	-1.172*** (-20.996)	-1.172*** (-20.996)
<i>MB</i>	-0.007** (-2.122)	-0.007** (-2.115)	-0.006*** (-5.509)	-0.006*** (-5.504)
<i>LVG</i>	0.485*** (6.511)	0.486*** (6.518)	0.257*** (9.055)	0.257*** (9.058)
<i>SOE</i>	0.124*** (3.914)	0.124*** (3.921)	0.058*** (3.025)	0.059*** (3.035)
<i>AGE</i>	0.039 (1.024)	0.039 (1.018)	-0.082** (-2.022)	-0.083** (-2.031)
<i>SUB</i>	-0.037** (-2.101)	-0.038** (-2.114)	0.028*** (3.582)	0.028*** (3.567)
<i>SHRI</i>	-0.040 (-0.455)	-0.040 (-0.452)	-0.116** (-2.441)	-0.116** (-2.440)
<i>BDSIZ</i>	0.190** (2.209)	0.190** (2.209)	0.005 (0.157)	0.005 (0.153)
<i>BDIND</i>	0.615** (2.402)	0.614** (2.398)	0.165* (1.743)	0.165* (1.737)
<i>MNGSHR</i>	-0.106*** (-3.896)	-0.106*** (-3.893)	0.009 (0.914)	0.009 (0.912)
<i>DUAL</i>	-0.030 (-1.087)	-0.030 (-1.082)	-0.005 (-0.465)	-0.005 (-0.461)
<i>BIG4</i>	0.311*** (5.010)	0.311*** (5.008)	0.023 (0.833)	0.023 (0.831)
<i>ANLYST</i>	-0.362*** (-26.172)	-0.362*** (-26.174)	-0.091*** (-22.359)	-0.091*** (-22.349)
常数项	-0.340 (-0.772)	-0.341 (-0.773)	1.199*** (5.378)	1.200*** (5.381)
板块固定效应	控制	控制	未控制	未控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	未控制	未控制	控制	控制
观测数	22 708	22 708	22 708	22 708
Pseudo/Adjusted R <sup>2</sup>	0.078	0.078	0.109	0.109

注:括号中为t或z统计量;在企业层面上进行聚类稳健标准误处理;\*\*\*表示p<0.01;\*\*表示p<0.05;\*表示p<0.1。后文相同。

控制变量的回归结果显示,盈利能力强、成长性强而财务杠杆低的企业披露的利空预告比例相对较小;国有企业披露的利空预告相对较多;董事会独立性与利空预告占比正相关,而分析师跟踪会减少利空预告披露。

表4报告了以业绩预告数为因变量的回归结果,采用左侧受限点为0的Tobit模型。因变量依次为利空预告数(*MNGFC\_N*)、持平预告数(*MNGFC\_U*)、利好预告数(*MNGFC\_P*)和业绩预告总数(*MNGFC*)<sup>①</sup>。在第(1)列中,*CNTR*的回归系数显著为负,说明集中决策权减少了利空预告披露的绝对数量,与本文的预期相符。在第(2)至(4)列中,*CNTR*的回归系数均显著为正,说明集中决策权在减少利空预告披露的同时,促进了持平预告和利好预告的披露,进而增加了业绩预告的披露总数。一种可能的解释是,集中决策权能帮助高管更充分地掌握企业内部信息,从而提升其业绩预测能力;同时,通过披露业绩预告,集权高管可以使信息使用者相信其有能力预测经济环境变化并相应调整生产计划,从而获得更有利的评价(Trueman, 1986)。比较系数大小可以发现,*CNTR*的系数在第(2)列中的取值大于第(3)列,说明集中决策权对持平预告的促进作用大于利好预告。这可能是由于市场对利好预告中的误差非常敏感(Rogers和Stocken, 2005),促使高管在增加披露时更倾向于选择风险较低的持平预告。

表4 业绩预告数回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>MNGFC_N</i>	<i>MNGFC_U</i>	<i>MNGFC_P</i>	<i>MNGFC</i>
<i>CNTR</i>	-0.163*** (-3.299)	0.424*** (3.788)	0.076** (2.278)	0.031* (1.840)
控制变量	控制	控制	控制	控制
板块固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	22 708	22 708	22 708	22 708
Pseudo R <sup>2</sup>	0.078	0.148	0.066	0.403

## (二)内生性检验

关于决策权配置与管理层业绩预告策略性披露之间关系的研究,可能受到内生性问题的干扰。其中较为突出的是遗漏变量问题。例如,集中决策权可能通过提高企业的经营效率,减少“可供披露的利空预告”的数量。基准回归模型已对包括企业经营现金流和市场价值在内的诸多因素进行了控制,本节则进一步采用倾向得分匹配、Oster边界检验、变化量模型以及工具变量回归等方法,缓解遗漏变量对结论的影响。

### 1.倾向得分匹配

首先,本文采用倾向得分匹配方法,构建特征相似的集权企业和分权企业样本组,通过对比两组企业的业绩预告披露行为,进一步控制可观测变量带来的影响。具体而言,本文将*CNTR*变量大于0的企业划分为集权企业,小于0的企业划分为分权企业,然后采用一对一、无放回、卡钳值为0.01的最近邻匹配方法进行匹配,仅保留共同支撑范围内的样本进行分析。匹配后,集权企业和分权企业组特征变量的标准化偏差明显减小,包括经营现金流(*OCF*)和市场价值(*MB*)在内的特征不再存在显著差异。表5报告了倾向得分匹配样本的回归结果,因变量为利空预告占比(*NFC\_P*),主要自变量为表示集权企业的虚拟变量(*CNTR\_D*)。*CNTR\_D*的回归系数显著小于0,说明即使对可观测特征保持一致的集权企业与分权企业进行比较,集权企业的

<sup>①</sup>本文剔除了当年未披露管理层业绩预告导致*NFC\_P*变量缺失的观测值,如果在以各类管理层业绩预告数为因变量的检验中纳入这部分样本,回归结论不变。

利空预告占比也相对较小。

### 2. Oster边界检验

随后,本文参考Oster(2019)提出的边界检验方法,基于已控制的可观测变量评估不可观测的遗漏变量对估计结果可能产生的影响。本文分别采用OLS模型和固定效应模型对基准回归模型(3)进行估计,然后开展边界检验,得到的Oster's  $\delta$ 值为3.164和3.710。该结果表明,只有当不可观测变量的影响超过已控制变量影响的

3.164倍甚至3.710倍时,才可能导致CNTR变量的回归系数为0。鉴于基准回归模型已纳入了较为全面的控制变量,出现上述情况的可能性较低,因此不可观测的遗漏变量对研究结论的影响较为有限。

### 3. 变化量模型

为了消除不随时间变化的潜在遗漏变量对回归结论的影响,本文估计了以利空预告占比的变化量( $\Delta NFC\_P$ )为因变量、以决策权集中度的变化量( $\Delta CNTR$ )为主要自变量的回归模型。无论是否在模型中纳入控制变量, $\Delta CNTR$ 的回归系数均显著为负。这一结果再次说明集中决策权导致利空预告占比下降,支持了本文的假说。

### 4. 工具变量回归

最后,本文以企业所在地200公里内的明清官学数量度量地方文化的权力距离特征,作为决策权集中度的工具变量。Hofstede(2001)认为,文化的权力距离越大,则组织越有可能采取集权管理方式。本文认为,官学数量越多,地方文化的权力距离越大,原因有二:其一,官学讲授的儒学经典强调对权威的尊重(Hofstede, 2001);其二,官学作为中华帝国中央集权体制的一部分,吸引了意图进入官僚体系的人士,他们或是天生顺从,或是愿为利益遵循体制规则,从而在当地形成高权力距离的文化氛围。

本文依托古籍资源网站国学大师(guoxuedashi.com),在《四库全书》史部地理类成书时间在明清两代的书籍中检索关键字“府学”“州学”“县学”;然后人工确认官学名称与官学所在地,精确到县级单位;最终计算出企业上市时所在地200公里内的官学数(SCH)。如表6所示,第一阶段回归中,SCH的回归系数显著为正,符合预期。相关检验拒绝了“工具变量识别不足”和“工具变量为弱工具变量”的原假设<sup>①</sup>。第二阶段回归中,决策权集中度(CNTR)的回归系数显著为负,支持其与利空预告占比负相关的结论。

<sup>①</sup>为了便于开展工具变量有效性检验,本文主要采用两阶段最小二乘法进行工具变量回归。如果采用IV-Tobit模型进行估计,所得结论基本一致。

表5 倾向得分匹配样本回归结果

变量	NFC_P	
	(1)Tobit (0,1)	(2)固定效应
CNTR_D	-0.067*** (-2.589)	-0.018** (-2.204)
控制变量	控制	控制
板块固定效应	控制	未控制
行业固定效应	控制	控制
年度固定效应	控制	控制
企业固定效应	未控制	控制
观测数	17030	17030
Pseudo/Adjusted R <sup>2</sup>	0.077	0.106

表6 工具变量两阶段回归结果

变量	(1)	(2)
	第一阶段 CNTR	第二阶段 NFC_P
SCH	0.034*** (6.136)	
CNTR		-0.522** (-2.308)
控制变量	控制	控制
板块固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
年度固定效应	控制	控制
观测数	22 708	22 708
K-P rk LM stat.		37.066
K-P rk Wald F stat.		37.652

## 五、进一步研究

### (一)作用机制分析

本文认为企业内部决策权配置可能通过私人利益增强效应和业绩责任集中效应影响高管披露业绩预告的动机。相关回归结果如表7所示。

表7 机制分析回归结果

变量	OINV		INTR		$\Delta WAGE$	
	(1) 混合回归	(2) 固定效应	(3) Tobit	(4) 固定效应	(5) 混合回归	(6) 固定效应
CNTR	3.860*** (12.546)	5.301*** (11.440)	0.176*** (3.218)	0.052* (1.788)	0.026** (2.154)	0.044** (2.340)
$\Delta ROA$					0.455*** (11.029)	0.411*** (9.633)
CNTR $\times$ $\Delta ROA$					0.515*** (2.643)	0.518** (2.506)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
板块固定效应	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
观测数	21 046	21 046	22 708	22 708	22 602	22 602
Pseudo/Adjusted R <sup>2</sup>	0.034	0.036	0.159	0.020	0.031	0.032

#### 1.私人利益增强效应

与决策权分散的情况相比,决策权集中时,高管可以获取更多控制权收益,所以有动机为了维护既得利益而减少负面业绩预告披露。本文从过度投资和内部人交易两个角度验证这一作用机制。

第一,研究普遍认为高管能从过度投资中获得私人利益。因此,集中决策权增加高管私人利益的一个表现可能是,决策权越集中,企业的过度投资越多。为了防止股东识别低效的投资项目,集权高管倾向于减少利空预告的披露。参考Richardson(2006),本文以投资现金流出除以年初总资产作为因变量,以滞后一年的销售收入增长率、财务杠杆、现金持有量、企业成立时长、资产规模、市场回报以及投资作为自变量,进行分年度分行业的回归,并取残差作为过度投资指标OINV。如表7第(1)(2)列所示,CNTR的回归系数显著为正,说明集中决策权增加了过度投资,支持了本文的分析。

第二,作为企业的内部人,高管能够通过证券交易获利。在决策权集中的情况下,高管不仅能够凭借其对企业重大决策的话语权影响证券价格走势,还可以依托其优先获取的内部信息更准确地预测盈利,所以其通过证券交易获利的能力更强。因此,集中决策权增加高管私人利益的另一个表现可能是,决策权集中导致高管参与的内部人交易频率或规模增加。为了继续通过交易获利,集权高管有动机减少利空预告的披露。本文以高管持股变动(含买入和卖出)数量之和除以年末股数来度量高管交易量(INTR)。如表7第(3)(4)列所示,CNTR的回归系数显著为正,说明集中决策权增加了高管参与的内部人交易,验证了本文的观点。

#### 2.业绩责任集中效应

与决策权分散的情况相比,决策权集中时,高管行为与企业业绩表现的关联更为紧密。因此,当企业业绩不佳时,高管往往需要承担更明确的责任,这进一步促使高管策略性披露业绩

预告。本文通过考察高管薪酬业绩敏感性为这一机制提供证据,预期集中决策权将增强高管薪酬对企业业绩的敏感性。本文估计了如式(4)所示的薪酬业绩敏感性模型。

$$\Delta WAGE_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 \times \Delta ROA_{i,j} + \beta_2 \times CNTR_{i,j} + \beta_3 \times CNTR_{i,j} \times \Delta ROA_{i,j} + \sum \beta \times CONTROLS + \varepsilon_{i,j} \quad (4)$$

其中,  $WAGE$ 为薪酬前三名的高管的平均薪酬取自然对数;  $ROA$ 为经营业绩,以营业利润与总资产的比值度量。表7第(5)(6)列报告了该模型的回归结果。交乘项  $CNTR \times \Delta ROA$ 的回归系数显著为正,意味着企业内部的决策权越集中,则高管薪酬对企业业绩越敏感。这一结果验证了本文关于集中决策权导致业绩责任集中的预期。

总体而言,表7从过度投资、内部人交易和高管薪酬业绩敏感性的角度,为本文提出的决策权配置影响管理层业绩预告策略性披露的机制提供了证据。

## (二)异质性分析

本文主要考虑两类调节决策权配置与策略性信息披露之间关系的因素,分别是子公司数量和大股东持股比例。本文通过在基准回归模型(3)中纳入调节变量与  $CNTR$ 的交乘项验证预期,在表8中报告了回归结果。

表8 异质性分析回归结果

变量	NFC_P					
	(1) Tobit	(2) 固定效应	(3) Tobit	(4) 固定效应	(5) Tobit	(6) 固定效应
$CNTR$	0.236 (1.244)	0.125** (1.991)	-0.606*** (-3.793)	-0.174*** (-3.350)	-0.119 (-0.480)	0.040 (0.482)
$SUB$	-0.038** (-2.145)	0.028*** (3.639)	-0.037** (-2.065)	0.028*** (3.610)	-0.037** (-2.109)	0.028*** (3.663)
$SUB \times CNTR$	-0.198*** (-2.714)	-0.085*** (-3.632)			-0.192*** (-2.634)	-0.083*** (-3.520)
$SHRI$	-0.038 (-0.431)	-0.115** (-2.420)	-0.037 (-0.413)	-0.117** (-2.464)	-0.035 (-0.390)	-0.116** (-2.442)
$SHRI \times CNTR$			1.113** (2.374)	0.282* (1.837)	1.071** (2.292)	0.252* (1.645)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
板块固定效应	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
观测数	22 708	22 708	22 708	22 708	22 708	22 708
Pseudo/Adjusted R <sup>2</sup>	0.078	0.109	0.078	0.109	0.079	0.109

### 1.子公司数量

子公司数量影响高管相较于披露信息使用者的信息优势。企业内部的子公司越多,则业务越复杂(储一昀和谢香兵,2008),高管相较于外部信息使用者的信息优势越大。因此,子公司较多时,集权高管更有可能通过减少相应业绩预告披露,实现隐藏负面消息的目标。而在子公司较少的情况下,集权高管相对难以实现这一目标,所以其策略性披露业绩预告的动机相对较弱。表8第(1)(2)列报告了以子公司数( $SUB$ )为调节变量的回归结果。交乘项  $SUB \times CNTR$ 的回归系数显著为负,表明子公司数加强了决策权集中度与利空预告占比之间的负向关系,支持了上述分析。

### 2.大股东持股比例

大股东的持股比例直接决定了信息披露影响高管私人利益的程度。与中小股东等利益相

关者相比,大股东不仅具备更充分的动机,也拥有更强的能力搜集信息并监督管理层(Shleifer和Vishny,1997)。由于大股东通常深入了解企业的经营现状和未来发展方向,他们对公开信息披露的依赖程度较低,反而能够显著影响信息披露的质量(唐跃军等,2008;陈克兢,2018)。因此,在股权集中度较高的情况下,高管的行为主要受大股东约束,集权高管难以借助策略性披露业绩预告达到维持股价、保障职业稳定等目的。相反,当股权相对分散时,集权高管更有可能通过操纵业绩预告披露,阻止外部信息使用者及时获知企业的负面消息,从而为自利行为创造空间。表8第(3)(4)列报告了以第一大股东持股比例(*SHRI*)为调节变量的回归结果。交乘项的回归系数 $SHRI \times CNTR$ 显著为正,说明大股东持股比例越大,决策权集中度与利空预告占比之间的负向关系越弱,验证了本文的预期。

在第(5)(6)列中,本文将子公司数和大股东持股两个调节变量同时纳入模型。交乘项回归系数仍显著异于0,说明相关结论具有稳健性。

### (三)决策权配置影响披露倾向还是披露数量

一个值得探究的问题是,决策权配置是影响了企业披露利空预告的倾向,还是在企业决定披露利空预告的前提下,影响其利空预告披露数量?为了回答这个问题,本文构建了虚拟变量*NFC\_D*,表示企业当年披露了利空预告,并检验了决策权集中度(*CNTR*)对该变量的影响。同时,本文在当年利空预告披露数量不为0的子样本中,检验了*CNTR*对利空预告占比(*NFC\_P*)和利空预告数(*MNGFC\_N*)的影响。

如表9所示,当以*NFC\_D*为因变量时,*CNTR*的回归系数显著小于0;同时,以披露利空预告的子样本估计模型(3),*CNTR*的回归系数则不显著。这些结果表明,集中决策权降低了企业披露利空预告的整体意愿,但是在企业披露利空预告的前提下,并未对利空预告披露数量产生明显影响。可能的解释是,首次利空预告往往会引起信息使用者的高度关注,从而显著提高管理层丧失私人利益的风险,而后续增加的利空预告边际效应递减,给管理层带来的额外压力相对有限。因此,决策权配置主要影响的是企业披露利空预告的总体倾向。

表9 披露倾向和披露数量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>NFC_D</i> Logit	<i>NFC_P</i> Tobit	<i>MNGFC_N</i> Tobit
<i>CNTR</i>	-0.349*** (-3.766)	-0.034 (-1.138)	0.011 (0.519)
控制变量	控制	控制	控制
板块固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
观测数	22 708	11 198	11 198
Pseudo/Adjusted R <sup>2</sup>	0.115	0.117	0.091

### (四)利空预告的披露方式

集权高管倾向于减少利空预告的披露,那么在不得不披露时,他们是否会调整披露方式以削弱其负面影响呢?本文主要考察三种针对利空预告的披露策略:

第一种是模糊披露策略。高管倾向于策略性地决定业绩预告披露的精度,比如利好预告一般采用点估计或区间估计的形式,而利空预告多为定性描述(Skinner,1994),利好预告的预告业绩区间宽度通常小于利空预告(方先明和高爽,2018)。由此本文预期,决策权越集中,高管越倾向于采用相对模糊的形式披露利空预告,比如定性描述而非披露数值的方式,如果披露数值

则预测区间较宽。

第二种是外部归因策略。高管可能有倾向地解释业绩预告,将优良业绩归功于自身(Libby和Rennekamp,2012),将业绩的下降归咎于宏观因素(罗玫和魏哲,2016)。由此本文预期,决策权越集中,利空预告被归因于内部因素越少,被归因于外部因素越多。

第三种是乐观偏差策略。高管可能刻意披露准确性低、包含乐观偏差的业绩预告,比如对每股盈利进行取整(Bamber等,2010;于剑乔和罗婷,2016)。由此本文预期,决策权越集中,利空预告包含的乐观偏差越多。

本文以针对全年累计利润的首次预告为样本<sup>①</sup>,研究决策权配置对业绩预告披露方式的影响,建立模型(5)如下:

$$Y_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 \times NGTV_{i,j} + \beta_2 \times NTRL_{i,j} + \beta_3 \times CNTR_{i,j} \times PSTV_{i,j} + \beta_4 \times CNTR_{i,j} \times NGTV_{i,j} + \beta_5 \times CNTR_{i,j} \times NTRL_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (5)$$

因变量为全年累计利润首次预告的披露方式变量,包括以下四个变量。(1)有序分类变量披露形式(*FRM*),取值0至3分别表示定性、无限区间、有限区间和点值披露;(2)连续变量预告区间宽度(*WDH*),即预告利润上下限之差除以实际净利润,对于点值形式的业绩预告取值为0;(3)有序分类变量预告原因(*RSN*),如果预告原因<sup>②</sup>包含内部生产经营但不包含外部市场与行业则取1,如果预告原因包含外部市场与行业但不包含内部生产经营则取3,否则取2;(4)虚拟变量预告乐观性(*OPM*),如果预告业绩优于实际业绩则取1,否则取0。其中,*FRM*和*WDH*用于检验模糊披露策略,*RSN*用于检验外部归因策略,*OPM*用于检验乐观偏差策略。

自变量中,*PSTV*、*NGTV*和*NTRL*分别为表示全年累计利润首次预告为利好预告、利空预告和持平预告的虚拟变量。为了避免完全共线性,模型中略去了*PSTV*以及*CNTR*变量。交乘项的回归系数 $\beta_3$ 、 $\beta_4$ 和 $\beta_5$ 分别表示决策权配置对利好预告、利空预告和持平预告披露方式的影响。根据因变量的分布特征,本文采用了有序Logistic、混合回归、Logistic和固定效应等回归方法。

表10报告了模型(5)的回归结果。第(1)(2)列的因变量为预告披露形式(*FRM*)。*NGTV*和*NTRL*的回归系数均显著为负,说明与利好预告相比,利空预告和持平预告的披露精度较差。交乘项*CNTR*×*NGTV*的回归系数与0无显著差异,说明集中决策权并未导致高管通过降低披露精度的方式实现对利空预告的模糊披露。

第(3)(4)列的因变量为预告区间宽度(*WDH*)<sup>③</sup>。*NGTV*和*NTRL*的回归系数均显著为正,说明与利好预告相比,利空预告和持平预告的预告业绩区间宽度更大,尤其是后者。交乘项*CNTR*×*PSTV*的回归系数显著为负,交乘项*CNTR*×*NGTV*的回归系数显著为正,而交乘项*CNTR*×*NTRL*的回归系数不显著。这些结果说明决策权越集中,利好预告的预告业绩区间宽度越小,利空预告的预告业绩区间宽度越大,而持平预告的区间宽度不受影响,证明集权高管主要通过增加预告区间宽度的方式模糊披露利空预告。

第(5)(6)列的因变量为预告原因(*RSN*)。*NGTV*和*NTRL*的回归系数均显著为正,说明与利好预告相比,利空预告和持平预告更多地被归因于外部因素而非内部因素。交乘项*CNTR*×*NGTV*的回归系数在第(5)列中显著为正,在第(6)列中大于0但不显著,为决策权集中时利空预告披露的外部归因策略提供了一定的证据。

第(7)(8)列的因变量为预告乐观性(*OPM*)。*NGTV*和*NTRL*的回归系数均显著为正,说明

<sup>①</sup>由于只有部分企业披露预告修正,因此与考虑预告修正相比,仅采用首次预告样本能更好地保证不同企业的可比性。

<sup>②</sup>锐思数据库将业绩预告原因分为外部市场与行业、内部生产经营、会计处理、担保诉讼、投资项目、证券投资、资产重组、税负、债务以及其他共10类。

<sup>③</sup>由于只能基于披露形式为有限区间或点值的预告计算预告业绩区间,相关回归的样本量较小。如果仅采用以有限区间形式披露的业绩预告样本,重复检验,结论不变。

与利好预告相比,利空预告和持平预告包含的乐观偏差更大,尤其是利空预告。然而,交乘项  $CNTR \times NGTV$  的回归系数并不显著,说明决策权配置并没有影响利空预告包含乐观偏差的可能性。一个可能的解释是,如果在预告中作出过度乐观的业绩预测而最终未能实现,高管可能面临问责压力(Rogers和Stocken,2005)。与直接减少利空预告披露或对于利空预告采用模糊披露策略相比,使用乐观偏差策略的成本较高,因而集权高管倾向于避免采用该披露策略。

表 10 决策权配置与利空预告披露方式回归结果

变量	FRM		WDH		RSN		OPM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	有序Logit	固定效应	混合回归	固定效应	有序Logit	固定效应	Logit	固定效应
NGTV	-0.439*** (-10.341)	-0.097*** (-8.247)	0.766*** (9.083)	0.734*** (7.761)	1.240*** (38.211)	0.452*** (36.155)	0.474*** (12.621)	0.127*** (14.392)
NTRL	-0.339*** (-9.277)	-0.041*** (-3.665)	1.374*** (14.435)	1.224*** (10.960)	0.821*** (12.602)	0.298*** (12.079)	0.186*** (2.783)	0.048*** (2.855)
CNTR×PSTV	0.073 (0.524)	0.125*** (2.714)	-0.672*** (-3.943)	-0.905*** (-3.534)	-0.006 (-0.055)	-0.125** (-2.573)	-0.071 (-0.562)	-0.096*** (-2.596)
CNTR×NGTV	-0.357 (-1.541)	0.060 (0.912)	2.282*** (5.668)	2.148*** (4.584)	0.345*** (2.650)	0.080 (1.327)	-0.015 (-0.087)	-0.021 (-0.486)
CNTR×NTRL	0.222 (1.128)	0.088 (1.306)	-0.341 (-0.594)	-0.713 (-1.072)	-0.377 (-0.987)	-0.194 (-1.357)	-0.119 (-0.333)	-0.061 (-0.653)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
板块固定效应	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
观测数	20060	20060	17092	17092	20060	20060	17092	17092
Pseudo/Adjusted R <sup>2</sup>	0.069	0.026	0.062	0.037	0.081	0.137	0.040	0.034

表10的结果表明,在决策权集中的情况下,高管除了倾向于减少利空预告披露,还会策略性地选择利空预告的披露方式,采用模糊披露和外部归因等策略。

## 六、结 论

### (一)总结

本文探讨了企业内部决策权配置如何影响管理层业绩预告的策略性披露行为。本文认为,决策权集中的企业中,高管能够获取更多的控制权和私人收益,同时需要为企业业绩承担更大的责任,因此倾向于减少负面业绩预告披露,以阻碍利益相关者全面了解企业的不良状况。本文基于员工薪酬、毛利和投资现金流在母公司的异常集中度来度量上市企业集团的决策权集中度。实证结果显示,随着企业内部决策权趋向集中,管理层业绩预告中的利空预告减少,利好和持平预告增加。机制检验显示,集中决策权增加了过度投资与内部人交易,提高了高管薪酬对企业业绩的敏感性,表明决策权配置通过私人利益增强效应和业绩责任集中效应作用于业绩预告披露。异质性分析显示,决策权集中度与利空预告占比的负向关系在子公司数量较多而大股东持股比例较小的企业中更强。最后,关于业绩预告披露方式的分析显示,决策权越集中,利空预告的预告业绩区间越宽,外部归因现象越普遍。

### (二)启示

本文从策略性信息披露的角度分析了决策权配置对股东和高管之间代理关系的影响,对管理实践有如下启示:第一,企业应当认识到集中决策权可能带来的风险,尤其是高管利用权

力获取私人利益并隐瞒信息的风险。在配置决策权的过程中,除了权衡高管与部门经理之间的代理成本与信息成本,关注决策权配置对内部组织效率的影响,还应考虑高管自利行为导致的成本例如决策性信息披露相关的成本,从而避免决策权过于集中或过于分散,通过决策权配置最大化企业价值。第二,企业应当建立有效的内部控制和监督机制,保证信息透明度,从而减小决策权集中时高管的策略性信息披露行为给企业造成的成本。

投资者应当对企业的决策权配置给予高度关注。第一,在决定资金投向的过程中,投资者应当将决策权配置作为重要的考虑因素。决策权集中时,投资者应对管理层的策略性披露行为保持警惕,并在使用信息进行决策时进行适当的修正,尤其是在企业经营活动复杂而高管信息优势较大的情况下,从而提高投资决策的效率。第二,投资者应积极参与企业治理,通过投票和提问等方式行使股东权力,优化企业的决策权配置,并促使企业披露高质量信息。

本文对监管部门也有一定的启示作用。第一,在信息披露监管中有关部门应将企业的决策权配置纳入考量,重点加强对集权企业的监管,明确管理层的义务和责任,确保企业披露的信息真实、准确且完整。第二,可以鼓励企业采取措施确保决策权的合理配置,避免权力过度集中可能造成的问题。

### (三)研究展望

本文主要有两个方面局限性。第一,本文提出的决策权配置指标能利用中国资本市场双重披露制提供的研究契机,综合反映多类决策权的配置情况,但是该指标包含一定的度量误差。未来研究如果能够深入企业开展调研,采用准确性更高的方法度量企业的决策权配置,将能为本文的研究指标提供有力的支持,并能更精确地量化决策权配置对企业信息披露的影响。

第二,研究决策权配置和信息披露之间的关系可能面临内生性挑战,尤其是可能受到遗漏变量问题的影响。为了缓解该问题,本文已经在基准回归模型中控制了诸多因素,并在进一步分析中采用了倾向得分匹配样本,开展了Oster边界检验,估计了变化量模型,以地方文化中的权力距离作为工具变量进行了两阶段回归。未来研究如果能以对决策权配置的外生冲击为基础开展实证检验,将能更好地建立企业内部决策权配置与信息披露之间的因果关系。

## 主要参考文献

- [1]陈建安,胡蓓.决策权配置的界定与测量[J].外国经济与管理,2007,29(2):2-9.
- [2]陈克兢.退出威胁与公司治理——基于盈余管理的视角[J].财经研究,2018,44(11):18-32.
- [3]陈胜蓝,马慧.卖空压力与公司并购——来自卖空管制放松的准自然实验证据[J].管理世界,2017,33(7):142-156.
- [4]储一昀,谢香兵.业务复杂度、股权特征与董事会结构[J].财经研究,2008,34(3):132-143.
- [5]方先明,高爽.上市公司管理层修正公告披露策略的市场反应[J].中国工业经济,2018,(2):176-192.
- [6]李欢,罗婷.管理层业绩预测的机会主义行为——来自高管股票交易的证据[J].南开管理评论,2016,19(4):63-74.
- [7]罗玫,宋云玲.中国股市的业绩预告可信吗?[J].金融研究,2012,(9):168-180.
- [8]罗玫,魏哲.股市对业绩预告修正一视同仁吗?[J].金融研究,2016,(7):191-206.
- [9]潘怡麟,朱凯,陈信元.决策权配置与公司价值——基于企业集团的经验证据[J].管理世界,2018,34(12):111-119.
- [10]苏静.派驻财务总监与企业集团内控的实施——基于代理理论的视角[J].会计研究,2006,(1):63-68.
- [11]谭洪涛,陈瑶.集团内部权力配置与企业创新——基于权力细分的对比研究[J].中国工业经济,2019,(12):134-151.
- [12]唐跃军,吕斐适,程新生.大股东制衡、治理战略与信息披露——来自2003年中国上市公司的证据[J].经济学(季刊),2008,7(2):647-664.
- [13]王亮亮,施超,阮语,等.企业集团的决策权配置与实际税负[J].中国工业经济,2023,(6):156-173.
- [14]于剑乔,罗婷.业绩预告的取整行为研究[J].金融研究,2016,(10):190-206.
- [15]张馨艺,张海燕,夏冬林.高管持股、择时披露与市场反应[J].会计研究,2012,(6):54-60,93.

- [16]Acemoglu D, Aghion P, Lelarge C, et al. Technology, information, and the decentralization of the firm[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(4): 1759-1799.
- [17]Aghion P, Tirole J. Formal and real authority in organizations[J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(1): 1-29.
- [18]Argyres N S, Silverman B S. R&D, organization structure, and the development of corporate technological knowledge[J]. *Strategic Management Journal*, 2004, 25(8-9): 929-958.
- [19]Arora A, Belenzon S, Rios L A. Make, buy, organize: The interplay between research, external knowledge, and firm structure[J]. *Strategic Management Journal*, 2014, 35(3): 317-337.
- [20]Baginski S P, Campbell J L, Hinson L A, et al. Do career concerns affect the delay of bad news disclosure?[J]. *The Accounting Review*, 2018, 93(2): 61-95.
- [21]Bamber L S, Hui K W, Yeung P E. Managers' EPS forecasts: Nickeling and diming the market?[J]. *The Accounting Review*, 2010, 85(1): 63-95.
- [22]Bao D C, Kim Y, Mian G M, et al. Do managers disclose or withhold bad news? Evidence from short interest[J]. *The Accounting Review*, 2019, 94(3): 1-26.
- [23]Canales R, Nanda R. A darker side to decentralized banks: Market power and credit rationing in SME lending[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 105(2): 353-366.
- [24]Chen C J P, Li Z Q, Su X J, et al. Delegation and sensitivity of CEO turnover to firm performance within business groups: Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2012, 31(6): 553-574.
- [25]Cheng Q, Luo T, Yue H. Managerial incentives and management forecast precision[J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(5): 1575-1602.
- [26]Christie A A, Joye M P, Watts R L. Decentralization of the firm: Theory and evidence[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2003, 9(1): 3-36.
- [27]Coase R H. The nature of the firm[J]. *Economica*, 1937, 4(16): 386-405.
- [28]Dass N, Nanda V, Wang Q H. Allocation of decision rights and the investment strategy of mutual funds[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 110(1): 254-277.
- [29]Deller C, Sandino T. Who should select new employees, headquarters or the unit manager? Consequences of centralizing hiring at a retail chain[J]. *The Accounting Review*, 2020, 95(4): 173-198.
- [30]Dimitrov V, Jain P C. It's showtime: Do managers report better news before annual shareholder meetings?[J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, 49(5): 1193-1221.
- [31]Duchin R, Sosyura D. Divisional managers and internal capital markets[J]. *The Journal of Finance*, 2013, 68(2): 387-429.
- [32]Kothari S P, Shu S S, Wysocki P D. Do managers withhold bad news?[J]. *Journal of Accounting Research*, 2009, 47(1): 241-276.
- [33]Libby R, Rennekamp K. Self-serving attribution bias, overconfidence, and the issuance of management forecasts[J]. *Journal of Accounting Research*, 2012, 50(1): 197-231.
- [34]Liu Y Y, Luo T, Yue H. Allocation of decision rights between the parent company and its subsidiaries[J]. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 2018, 33(3): 355-381.
- [35]Moers F. Performance measure properties and delegation[J]. *The Accounting Review*, 2006, 81(4): 897-924.
- [36]Oster E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37(2): 187-204.
- [37]Pownall G, Wasley C, Waymire G. The stock price effects of alternative types of management earnings forecasts[J]. *The Accounting Review*, 1993, 68(4): 896-912.
- [38]Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(2-3): 159-189.
- [39]Rogers J L, Stocken P C. Credibility of management forecasts[J]. *The Accounting Review*, 2005, 80(4): 1233-1260.
- [40]Sah R K, Stiglitz J E. The quality of managers in centralized versus decentralized organizations[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(1): 289-295.
- [41]Scharfstein D S, Stein J C. The dark side of internal capital markets: Divisional rent-seeking and inefficient investment[J]. *The*

*Journal of Finance*, 2000, 55(6): 2537-2564.

- [42]Seru A. Firm boundaries matter: Evidence from conglomerates and R&D activity[J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 111(2): 381-405.
- [43]Shleifer A, Vishny R W. A survey of corporate governance[J]. *The Journal of Finance*, 1997, 52(2): 737-783.
- [44]Skinner D J. Why firms voluntarily disclose bad news[J]. *Journal of Accounting Research*, 1994, 32(1): 38-60.
- [45]Stein J C. Agency, information and corporate investment[J]. *Handbook of the Economics of Finance*, 2003, 1: 111-165.
- [46]Trueman B. Why do managers voluntarily release earnings forecasts?[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1986, 8(1): 53-71.

## Intra-firm Decision Rights Allocation and Strategic Disclosure of Earnings Forecasts

Pan Yilin<sup>1</sup>, Huang Tingting<sup>2</sup>, Zhu Kai<sup>3</sup>

- (1. *School of Economics and Finance, Shanghai International Studies University, Shanghai 200083, China*;  
2. *School of Accounting, Shanghai Lixin University of Accounting and Finance, Shanghai 201620, China*;  
3. *School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

**Abstract:** This paper examines how intra-firm decision rights allocation affects the strategic disclosure of management earnings forecasts. The study shows that, in firms with centralized decision rights, top managers can obtain more private benefits of control while bearing greater responsibility for corporate performance. As a result, they are inclined to reduce the disclosure of earnings forecasts that convey negative news. Utilizing the abnormal concentration of cash flows in parent companies as a proxy for decision rights centralization in Chinese business groups, this paper uncover a negative correlation between this measure and the proportion of negative earnings forecasts disclosed by the management. Mechanism testing reveals that centralized decision rights is positively associated with over-investment, insider trading, and management pay-performance sensitivity, suggesting the presence of two primary mechanisms: the private benefit enhancement effect and the performance accountability concentration effect. Heterogeneity analysis shows that the negative relationship between centralization and the proportion of negative forecasts is more pronounced in firms with more subsidiaries and less shareholding by major shareholders. Further analysis reveals that decision rights allocation mainly affects firms' inclination to disclose negative forecasts rather than the quantity of disclosures. For negative forecasts, centralization leads to reduced disclosure precision and a stronger tendency toward external attribution. This paper enriches the literature on the economic consequences of decision rights allocation, offering insights for optimizing decision rights allocation and enhancing information efficiency.

**Key words:** decision rights allocation; information disclosure; management earnings forecasts

(责任编辑:王 孜)