分行业信息披露与高管薪酬契约有效性

—基于行业信息披露指引发布的证据

张晓琪[1]，程邓康[1]

（1.复旦大学管理学院，上海 200433）

摘要：近年来，资本市场改革不断深入，分行业信息披露作为其中的一个重要举措，得到了越来越多的关注。传统上，关于信息披露的研究大多集中在对外部投资者和分析师等信息使用者的影响上，然而对于分行业信息披露对公司内部治理、特别是高管薪酬契约有效性的影响，研究仍显不足。本文从分行业信息披露对高管薪酬契约有效性的影响角度出发，探讨了行业信息披露如何通过提升薪酬业绩敏感度来优化高管薪酬契约的设计。具体而言，本文基于 2008 年至 2023 年间中国沪深 A 股上市公司数据，结合分行业信息披露指引实施的准自然实验场景，构建了双重差分模型（DiD），分析行业信息披露对高管薪酬契约有效性的影响。研究发现，分行业信息披露显著提升了高管薪酬的业绩敏感度，尤其在同行业信息供给的可比性和及时性更高时，其影响更加显著。回归结果表明，同行业信息披露对于薪酬契约设计的影响主要通过信息溢出效应和外部治理效应两种途径实现。信息溢出效应强调同行企业经营信息的披露有助于目标公司提升薪酬契约的制定精准度，而外部治理效应则表明信息披露能够吸引机构投资者的监督，从而增强薪酬契约的约束力和有效性。稳健性检验表明，结果在更换样本和变量定义等方面依然成立，且该结论在不同市场环境下具有较强的稳定性。本文的研究意义在于扩展了分行业信息披露的经济后果，尤其是其对公司内部治理机制的影响，提供了高管薪酬契约优化的实践参考。同时，本文为中国资本市场分行业监管政策的进一步完善提供了理论依据，具有较强的现实意义。

关键词：信息披露；行业指引；薪酬契约有效性；信息溢出；外部治理

中图分类号：F272.91；F272.92　　**文献标识码：A**

一、引言

自 2013 年起，我国开始了长达十年的监管模式改革，分批出台了一系列披露指引，旨在引导上市公司根据行业特点披露经营信息，通过提升透明度来更好地保护投资者利益。上交所和深交所借鉴发达资本市场经验，结合本土监管实践，逐步推出并修订了 60 项行业指引。这些指引规定了行业经营性信息的披露要求，涵盖了与公司业务相关的行业特征、经营信息及业务数据。指引要求上市公司拆分披露各个环节的业绩驱动因素及其动态变化，旨在从行业视角审视公司经营状况和盈余信息。例如，汽车制造业指引要求披露在手订单的基本信息和履行情况，以便投资者预测未来营业收入的稳定性；光伏行业指引要求披露产品的关键指标，如转换效率，帮助投资者判断毛利率水平的合理性。

行业经营信息的披露不仅提升了经营透明度，也为资本市场提供了更多经营信息，进而影响投资者和其他信息使用者的决策行为(王钟阳和唐松，2024；罗宏等，2024a；He et al., 2025)。许多研究探讨了行业指引实施对外部信息使用者决策行为的影响，尤其在审计、分析、投资和供应链管理等方面的作用。公司治理中，管理层与董事会等核心治理主体同样受到行业经营信息的影响（Durnev & Mangen, 2020）。例如，2024 年 1 月 7 日，茅台集团的高层赴古井集团进行技术交流，反映出同行业信息对公司管理层决策的重要性。董事会作

为公司治理层的核心组成部分，对信息披露的接收和利用至关重要，而行业经营信息的披露可能会影响董事会及股东对管理层的评估与激励。

在高效的薪酬激励方面，它能够优化人才配置并促进公司长期发展。随着我国经济转型和人口红利的变化，如何探索有效的人才激励机制成为了重要课题。尽管薪酬制度改革不断推进，但“天价薪酬”、“零薪酬”以及“穷庙富方丈”等现象依然屡见不鲜，成为学术界和实务界关注的焦点。高管薪酬背后的问题，主要是上市公司薪酬激励效能低下。尽管经济环境波动，A 股上市公司高管薪酬整体呈逐年增长趋势。近年来，市场薪酬总额超过 300 亿元，高管薪酬的中位数接近 450 万元，这一现象凸显了薪酬制度合理性、尤其是薪酬契约有效性的问题。

我国上市公司普遍存在两权分离的代理问题，高管往往拥有较大的薪酬自定权，这可能导致薪酬激励失效。同时，薪酬激励不足可能会削弱管理层的经营决策积极性，因此薪酬契约的优化设计一直是关注的焦点。信息不对称使得董事会和股东在薪酬决策中面临较高的监督成本，这也限制了薪酬契约的有效性（张列柯等，2019）。在这种背景下，董事会和股东获取充分的行业和公司信息以制定合理薪酬契约显得尤为重要（朱佳立等，2023）。行业内的经营信息披露对薪酬契约的影响已经引起了部分学者的关注，研究表明同行业信息的获取有助于优化薪酬决策，如程新生等（2023）、Chen（2024）、Darrough et al.（2017）等的研究均强调了外部信息对薪酬契约的优化作用。

基于上述背景，本文将研究视角聚焦于分行业信息披露指引实施所带来的经营信息增量及其对薪酬契约的影响。本文旨在填补该领域的研究空白，并探讨高管薪酬与公司业绩之间的关系。高管薪酬的设计通常与公司业绩挂钩，这是解决代理问题的次优选择，可以促使高管将个人利益与股东财富最大化目标对齐。薪酬业绩敏感度常用于衡量薪酬契约的有效性（张列柯等，2019；何慧华和方军雄，2021；Göx & Michaeli, 2023）。本文基于信息溢出效应和外部治理效应的双重视角，探讨分行业信息披露对薪酬契约的影响。前者关注同行业上市公司披露的经营信息对目标公司薪酬契约的影响，后者则强调公司自身经营信息披露的外部治理效应。

信息溢出效应认为，行业指引发布后，同行业公司必须披露与经营业绩相关的详细信息，这些信息的可靠性和可比性有助于提高薪酬业绩敏感度（De Franco et al., 2013; Chen, 2024）。外部治理效应认为，信息披露可以降低内部外部信息不对称，吸引机构投资者关注并加强对公司治理的监督（罗宏等，2024a）。机构投资者通过专业性和监督动机，能够有效识别薪酬契约的合理性，并对管理层的机会主义行为进行约束，从而提升薪酬契约的效率。基于这一理论框架，本文将通过准自然实验方法，探讨分行业经营信息披露对高管薪酬契约的治理效应。

本文以 2008-2023 年间中国沪深 A 股上市公司为研究对象，利用行业指引分批实施的准自然实验场景，构建双重差分模型，探讨分行业信息披露对薪酬契约有效性的影响。研究发现：分行业信息披露显著提升了高管薪酬与公司业绩之间的敏感度。该结论经平行趋势检验等方式验证具备稳健性。进一步分析表明：（1）行业信息供给方面，当同行业公司披露信息的可比性和及时性更高时，分行业信息披露对薪酬业绩敏感度的影响更为显著；（2）行业信息需求方面，上市公司信息复杂度和经营不确定性较高时，行业信息披露对薪酬契约的影响更大；（3）治理效应方面，在机构投资者持股比例较低的公司中，分行业信息披露对薪酬契约的影响尤为显著，表明外部监督机制的增强有助于提升薪酬契约的有效性。

本文的理论意义主要体现在拓宽了专有信息披露的经济后果研究，尤其是对公司内部薪酬激励决策的影响。尽管已有文献探讨了分行业经营性信息披露对外部利益相关者决策的影响，但对薪酬契约有效性的研究较为稀缺。本文从高管薪酬契约的角度，进一步丰富了同行

信息溢出效应的研究，特别是在中国资本市场环境下，探索了同行经营信息披露对董事会与股东主导的薪酬决策的作用。最后，本文补充了高管薪酬契约有效性领域的研究，尤其是从“经营信息”披露的视角，提供了新的实证证据。

在现实意义方面，本文深化了经营信息使用者的视角，为薪酬契约实践提供了理论指导和实践依据。研究表明，分行业经营信息不仅提升了公司透明度，还在薪酬契约制定中发挥了重要作用，尤其是在信息披露监管逐步完善的背景下，有助于缓解代理问题。此外，本文强调了分行业经营信息披露的重要性，尤其是在资本市场改革不断深化的当下，行业特征的经营信息披露亟需提高质量，才能为投资者提供更直观的行业内比较标准。最后，本文从薪酬契约的角度评价了信息披露政策的有效性，为行业监管制度的完善提供了新的视角和实践指导。

后续章节安排如下：第二部分回顾制度背景与相关文献；第三部分设计实证研究；第四部分报告实证结果；第五部分进行异质性检验，第六部分总结研究成果并提出政策建议。

二、制度背景与文献回顾

2.1 中国制度背景下的分行业信息披露

自 2013 年起，为了提高监管效率、便于投资者获取和理解上市公司信息，交易所开始陆续出台分行业信息披露指引（见附录 A1），要求上市公司披露差异化的信息，突出了“信息披露为中心”的监管理念。深交所于 2013 年 1 月发布了创业板 1 号与 2 号指引，随后上交所也针对房地产、煤炭和石油天然气行业发布了相关指引，且在 2015 年正式调整了上市公司监管披露模式，自此分行业监管模式正式启动。到 2021 年，两大交易所陆续出台了不同行业的指引，覆盖了近 50%的上市公司行业（Liu et al., 2025）（见附录 A2）。上交所的指引适用于主板上市公司，深交所则分别为传统行业和新兴行业发布了两套指引。2022 年和 2023 年，交易所发布了修订版的《自律监管指引——行业信息披露》，进一步加强了“事中事后监管”和问题导向型的“医生式监管”理念。通过统一行业经营信息披露口径，监管专业化水平得到了整体提升。

在披露内容方面，两大交易所明确指出，行业经营性信息是指与上市公司业务相关的行业和经营性信息。因此，指引总体上以核心经营信息披露为主，主要涵盖年度报告和临时报告两个部分（见附录 A3）。在年度报告中，指引要求披露行业、经营和业务三个层面的信息。具体而言，行业层面要求披露经济形势、行业法规和竞争格局等信息，帮助投资者了解宏观行业情况；经营层面则要求披露公司经营模式、战略等信息，便于投资者了解公司运营情况；业务层面要求披露具体的业绩组成和产品数据等，帮助投资者理解公司的盈余信息。部分指引还规定了披露的频率，要求核心经营数据如销售量和产量等进行定期披露，以提高信息的及时性。总体而言，分行业信息披露指引有效改善了行业经营信息披露口径不统一、准确性和规范性不足的问题，提高了上市公司信息透明度和行业可比性。

尽管上交所和深交所都对分行业信息披露给予了高度重视，并引导上市公司进行规范性披露，但指引的执行情况仍然是评估政策有效性的一个重要前提。已有研究表明，行业指引的整体执行效果较为理想，尽管存在部分条款执行不完全或不准确的情况，但绝大多数公司已严格按照核心条款进行披露。具体而言，陈蔚恒和李杲（2018）对深交所的行业指引进行了研究，分析结果显示指引的执行效果良好；石桂峰（2022）也通过数据分析发现，行业指引的披露情况整体较为理想。本文则通过量化分析方法，选取了上交所 K70 房地产行业作为样本，通过提取年度报告中的经营信息披露相关文本进行检验。结果显示，实际披露的经营信息与应披露的公司数量接近，表明指引的执行效果较好（见附录 B）。

在具体执行层面，上交所与深交所的分行业信息披露格式和内容存在一定差异。上交所主要集中披露在“行业经营性信息分析”板块，而深交所则在年度报告中声明是否适用于具体指引，并主要集中在“管理层讨论与分析”部分。相较于文本性的说明和分析，上市公司在指引实施后，更多使用数据性和图表性方式呈现行业经营信息，提升了信息的规范性和可理解性。

2.2 文献回顾

2.2.1 分行业信息披露的经济后果

资本市场的高效运行离不开信息透明度的保障，监管部门通过信息披露制度对上市公司的信披活动进行管制，以减少投资者与公司之间的信息不对称，因此信息披露是否能够带来增量信息成为学术研究的关键议题（Liu et al., 2025）。随着分行业信息披露指引的出台，上市公司自愿披露的经营信息得以强制披露，从而改善了行业信息环境。当市场参与者可以使用更多的相关信息时，基于这些信息的决策行为也发生了改变。已有的研究表明，信息披露的增加改变了投资者、分析师、审计师等信息使用者的决策行为，涉及到投资决策、企业创新、市场定价等多个方面。然而，关于自愿披露的研究存在一定的样本选择偏差问题（Liu et al., 2023）。行业指引的强制性披露要求为研究提供了良好的准自然实验场景，有助于进一步验证信息披露的经济后果。

在审计师层面，已有研究对分行业信息披露的影响存在不同观点。在审计费用方面，李晓等（2022）发现，分行业信息披露指引发布后，审计风险提升，审计费用随之增加；然而，王钟阳和唐松（2024）发现，经营性信息披露有助于审计师更有效地评估审计风险、分配审计资源，从而提高审计效率，降低审计费用。在审计质量方面，Qiao et al.（2023）通过研究发现，分行业信息披露通过提高审计师的独立性和专业性，进而提升了审计质量。分析师层面的研究表明，行业指引增量信息的披露对分析师的预测能力产生了影响。罗宏等（2024b）和林钟高与朱杨阳（2021）发现，行业指引提高了分析师处理信息的能力，减少了信息披露的噪音，从而增强了分析师预测的精准性。Liu et al.（2025）通过文本分析和机器学习发现，分行业信息披露显著增加了分析师报告中的行业特质信息，且报告文本的相似度下降，深度和特质性更强。

投资者在分行业信息披露后也受到了影响。Gao et al.（2024）发现，指引实施后，管理层讨论与分析部分新增了更多与行业指引相关的公司特质信息，这些信息更好地融入了股价之中。

在企业层面，分行业信息披露也对创新和融资产生了显著影响。Liu et al.（2023）发现，分行业信息披露显著促进了企业的创新活动，尤其是在缓解融资约束的背景下，信息披露通过提高透明度推动了企业的创新。石桂峰（2022）进一步指出，行业信息的披露有助于降低与供应商之间的信息不对称，增强了供应链的融资能力，进一步支持了企业的发展。

2.2.2 同行业信息的溢出效应

已有研究表明，同行业上市公司不仅是信息披露的主体，其内部决策行为同样受到同行业公司信息的影响，形成“同侪效应”（Manski, 1993）。例如，Cho & Muslu（2021）发现，当同行业公司的管理层讨论与分析（MD&A）部分变得更为乐观时，目标公司的资本投资和库存水平也会相应增加。李姝等（2021）基于沪深 A 股数据表明，同行业公司更积极的 MD&A 语调能够激励其他公司增加创新投资。Durnev & Mangen（2020）进一步探讨了同行公司 MD&A 信息对目标公司投资效率的影响，发现同行企业信息对目标公司投资决策产生了正向溢出效应。

此外，同行信息不仅影响投资决策，还影响企业的信息披露策略。Capkun et al.（2023）发现，同行企业的临床试验结果披露影响了企业的研发行为和后续的披露决策。Breuer et al.（2022）则指出，强制披露的监管企业对非监管企业自愿披露的溢出效应，影响了整体市场的信息环境。

在薪酬决策方面，同行信息的披露对优化薪酬契约设计有重要作用。例如，程新生等（2023）发现，同行企业披露的创新信息有助于企业采取更加长效的激励措施。Chen（2024）通过跨国数据实证发现，非上市公司信息披露能够增加上市公司盈余反映管理层努力的有效性，进而促进薪酬业绩敏感度的提升。Bakke & Mahmudi（2021）指出，独立薪酬顾问能够为董事会提供同行公司信息，从而帮助董事会更准确地制定 CEO 薪酬，减少薪酬受到运气因素的影响，并提高 CEO 薪酬与业绩的敏感度。

2.2.3 薪酬业绩敏感度的影响因素

高管薪酬契约的有效性是公司治理研究中的一个重要议题。薪酬业绩敏感度的相关文献起源于对高管薪酬与公司绩效、股东财富之间关系的研究（Murphy, 1985；Jensen & Murphy, 1990）。薪酬业绩敏感度的研究脉络主要围绕“最优薪酬契约理论”和“管理层权力理论”展开（Cornett et al., 2008）。研究表明，良好的公司治理结构有助于提升薪酬业绩敏感度，尤其是通过减少盈余管理和高管行为操控。

董事会和高管特征也会影响薪酬契约的制定和有效性。研究表明，董事会的监督能力、管理层的权力以及高管任期等因素都会对薪酬契约产生影响。股东特征，特别是股东结构，也对薪酬契约的激励方式和效果产生重要作用。例如，中小股东的参与有助于增强董事会的监督功能，从而提高薪酬业绩敏感度（Wang & Qiu，2023）。此外，非国有股东对国有企业薪酬契约的监督作用，PE 投资者的监督作用等也被发现能够提升薪酬契约的有效性（蔡贵龙等，2018；王会娟和张然，2012）。

在信息披露方面，已有研究表明，盈余质量的提高有助于增强薪酬业绩敏感度（Carter et al., 2009；Ozkan et al., 2012）。会计信息的质量和透明度对薪酬契约的有效性有着直接影响。会计信息的可比性、稳健性和异质性等特征也会影响薪酬契约的有效性。例如，Choi & Suh（2019）发现，会计信息的可比性提高了薪酬契约的有效性。

此外，信息透明度在薪酬契约中的作用也不容忽视。研究表明，增加信息披露有助于缓解委托代理问题，提高薪酬契约的激励效果（Fu & Trigilia，2024；朱春艳和罗炜，2019）。De Franco et al.（2013）认为，信息披露通过提升透明度，增强了董事会对管理层的监督，进而提高了薪酬业绩的敏感度。

2.3 研究假设

根据前文的理论基础和文献综述，本文将从信息溢出效应和外部治理效应两个角度，分析分行业信息披露对高管薪酬业绩敏感度（pay-performance sensitivity，PPS）的影响，研究假设逻辑框架图 1 所示。

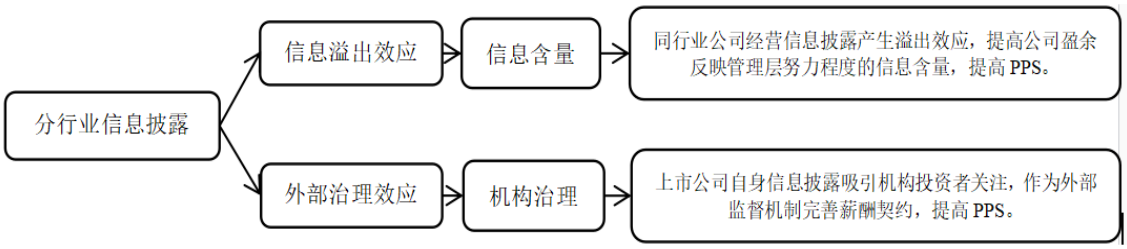


图 1：研究假设逻辑框架

信息溢出效应认为，行业指引增加了同行业公司经营信息的披露，提供了有用的行业经营业绩信息，有助于提高公司盈余反映管理层努力程度的准确性，从而改善薪酬契约效率。具体而言，行业指引要求披露的信息具有更高的相关性、可靠性、可比性和可理解性，这些信息能够为董事会和股东提供宏观行业系统性风险和管理层贡献的增量信息，进而提高薪酬契约的有效性（De Franco et al., 2013；Chen, 2024）。因此，分行业信息披露能通过提供更精准的增量信息，提升高管薪酬业绩敏感度。外部治理效应则认为，管理层有较大权力干预薪酬契约的制定，而机构投资者等外部利益相关者可以充当有效的外部监督机制，提高薪酬契约效率。分行业信息披露通过提高公司透明度，降低信息不对称，吸引机构投资者关注，并加强其监督作用。机构投资者通过监督和治理，能够促进薪酬契约更有效地与业绩挂钩，从而增强薪酬契约的激励效果（Chen et al., 2007；李维安和李滨，2008）。因此，本文认为，分行业信息披露通过吸引机构投资者的监督，进一步优化薪酬激励机制。

综上，基于信息溢出效应和外部治理效应的分析，本文提出如下假设：

H1：分行业信息披露显著提高高管薪酬-业绩敏感度。

三、研究设计

3.1 样本选择与数据来源

根据制度背景部分的描述可知，自 2013-2021 年上交所与深交所共发布 60 个分行业信息披露指引，因此本文参考王钟阳和唐松（2024）等的做法，通过从交易所网站下载对应指引，逐个阅读并手工梳理出每个指引所适用的行业、公司和年份。本文所使用的数据均来源于国泰安 CSMAR 数据库、CNRDS 数据库和 Wind 数据库，所采用的数据分析过程通过 Excel 和 Stata 完成。

考虑到 2007 年开始我国实施新的会计准则以及模型中变量滞后一期的做法，本文选取 2008-2023 年沪深 A 股非金融上市公司作为研究样本，参考石桂峰（2022）、李晓等（2022）等的做法，本文对样本进行如下剔除：

（1）剔除金融行业上市公司样本，因财务报表存在特殊性；

（2）剔除 ST、ST*的上市公司样本，因存在经营异常；

（3）剔除上市未满一年、资不抵债的公司样本；

（4）剔除行业内生变化引致披露义务变化的样本，因不满足外生性；

（5）剔除主要研究变量存在缺失的样本。

具体样本的筛选过程如表 1 所示，经过如上方式的剔除和筛选，本文最终得到沪深 A 股非平衡面板数据集，合计包括 34,875 个企业-年度有效样本，样本年份分布如表 2 所示，整体分布较为均衡。为了减少极端值对文章结论的影响，本文对基准回归中所有连续型变量在 1%和 99%的分位数进行 Winsorize 缩尾处理。

表 1：样本筛选过程

筛选过程	剔除样本	剩余样本
2008-2023 年的原始沪深 A 股样本	-	46,852

筛选过程	剔除样本	剩余样本
剔除：金融类上市公司	1,056	45,796
剔除：ST、ST*的样本	1,767	44,029
剔除：上市不足一年、资不抵债的样本	3,719	40,310
剔除：因行业变化导致信息披露义务发生变化的样本	2,230	38,080
剔除：主要变量存在缺失值的样本	3,205	34,875
最终样本	**-**	**34,875**

表 2：样本年份分布

年份	样本数量	占样本比例（%）
2008	973	2.79
2009	1,074	3.08
2010	1,180	3.38
2011	1,247	3.58
2012	1,640	4.70
2013	1,980	5.68
2014	2,106	6.04
2015	1,996	5.72
2016	2,107	6.04
2017	2,311	6.63
2018	2,476	7.10
2019	2,826	8.10
2020	2,869	8.23
2021	2,921	8.38
2022	3,379	9.69
2023	3,790	10.87
总计	**34,875**	**100.00**

3.2 变量设计

本文的主要解释变量为政策变量 *Policy* 与绩效变量 *Perf* 的交乘项。参考王钟阳和唐松（2024）、罗宏等（2024a）等已有研究的衡量方式，本文对政策变量 *Policy* 的定义为：若

上市公司在 t 年适用分行业信息披露指引，则 t 年及之后的年度取值为 1，否则为 0。是否适用行业指引依据证监会行业分类、上市公司主营业务进行判断，并结合实际披露情况交叉验证，具体详见附录 C。政策变量 *Policy* 的实质为 *Treat***Post*。其中，*Treat* 为处理组虚拟变量，若上市公司在样本期内适用于行业指引，则为处理组（*Treat*=1），否则为对照组（*Treat*=0）。*Post* 为时间虚拟变量，分行业信息披露指引实施时间之后取值为 1，实施之前取值为 0。

目前与薪酬契约相关的研究对业绩指标的衡量口径包括两类：会计指标和市场指标（Chen et al., 2015），国内研究大多采用前者。根据姜付秀等（2014）的观点，我国股票市场存在效率低下的特征，无法较好地反映公司经营情况，因此使用市场指标制定薪酬契约易存在偏差。本文参考唐雪松等（2019）、陈宋生等（2020）等薪酬业绩敏感度研究的做法，使用 *ROA* 作为企业经营业绩的代理变量，衡量方式为净利润与总资产的比值。本文在稳健性检验部分使用 *ROE* 衡量企业经营业绩。

本文的被解释变量为薪酬变量 *LnPay*。与美国相比，中国股权激励远不那么普遍（Lennox & Wu, 2022），大多以中国上市公司为研究样本的学术文献基于货币薪酬开展分析，衡量方式主要包括前三名董监高薪酬总额、前三名高管薪酬总额和 CEO 薪酬等，本文参考袁蓉丽等（2022）、马惠娴和佟爱琴（2019）等文献的做法，使用前三名高管的薪酬总额对数值进行衡量，并在后续章节使用 CEO 薪酬进行稳健性检验。

通过梳理薪酬-业绩敏感度的相关文献，本文参考 Rhodes（2016）、唐雪松等（2019）、马惠娴和佟爱琴（2019）、袁蓉丽等（2022）、陈婧和方军雄（2023）等研究，从企业财务状况、治理结构、管理层特征等角度选取以下控制变量：首先，公司规模（Size）衡量为公司总资产的自然对数，反映公司管理体量。研究表明，规模较大的公司通常有更复杂的经营情况，因而支付给高管的薪酬较高。其次，资产负债率（Lev）衡量为总负债与总资产的比值，反映企业的偿债能力，高资产负债率可能导致企业降低高管薪酬以缓解财务压力。营业收入增长率（Growth）作为公司成长能力的指标，反映公司经营状况，通常收入增长较快的公司会给予更高薪酬。产权性质（SOE）为是否国有企业，国有企业通常面临更多薪酬管制，非国有企业薪酬水平可能更高。董事会规模（BoardSize）通过董事会人数的自然对数衡量，较大的董事会可能增加协调成本，影响薪酬决策的效率。第一大股东持股比例（Large）控制股权集中度，股权集中度较高的公司可能更有效地约束管理层自定薪酬。管理费用率（Mfee）用于衡量代理成本，管理费用较高可能导致较高的高管薪酬。股权激励强度（MgtHold）衡量高管持股比例，该变量可能影响薪酬契约的制定。是否两职合一（Dual）为董事长和 CEO 是否兼任的哑变量，兼任可能增强高管权力并影响薪酬总额。最后，是否四大审计（Big4）为公司是否接受四大会计事务所审计的变量，影响审计质量与薪酬决策。这些控制变量的选择有助于确保研究结果的准确性与严谨性，并排除其他因素对薪酬-业绩敏感度的影响。

基本回归和后文分析所使用的变量如表 3 所示。

表 3：变量定义

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义	数据来源
解释变量	政策变量	*Policy*	若上市公司在 t 年适用分行业信息披露指引，则 t 年及之后的年度取值为 1，否则为 0	交易所官网手动收集整理
	绩效变量	*Perf*	资产收益率 *ROA*，净利润与总资产的比值	CSMAR

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义	数据来源
被解释变量	前三大高管薪酬	*LnPay*	公司当年度前三名高管薪酬总额的对数值	数据库
控制变量	公司规模	*Size*	公司总资产的对数值	CSMAR 数据库 Wind 数据库
	资产负债率	*Lev*	总负债与总资产的比值	
	营业收入增长率	*Growth*	（本年金额-上年同期金额）/上年同期金额	
	产权性质	*SOE*	哑变量，国有企业取值为 1，非国有企业取值为 0	
	董事会规模	*BoardSize*	董事会人数的对数值	
	第一大股东持股	*Large*	第一大股东持股占总股数的比例	
	管理费用率	*Mfee*	管理费用与营业收入的比值	
	股权激励强度	*MgtHold*	高管持股数占总股数的比例	
	是否两职合一	*Dual*	哑变量，董事长与总经理为同一人兼任取 1，否则为 0	
	是否四大审计	*Big4*	哑变量，若公司为四大会计师事务所（安永、普华永道、德勤、毕马威）审计取值为 1，否则为 0	
稳健性检验	地区经济发展水平	*LnAveGDP*	上市公司所在省份人均 GDP 取对数值	CSMAR 数据库
	管理层特征变量	*Tenure* *CEOage* *CEOGender*	分别对应 CEO 在上市公司的任职年份、CEO 年龄以及 CEO 性别	
	CPI 调整薪酬	*Adjust_Pay*	以 2008 年 CPI 为基准计算的前三大高管薪酬总额对数，剔除通货膨胀因素的影响	
	净资产收益率	*ROE*	净利润与净资产的比值	
	总经理薪酬	*CEOPay*	CEO 薪酬的对数值	CNRDS 数据库
	最低工资	*Minwage*	上市公司所在城市的最低月工资取对数值	
进一步分析	战略可比性	*Strategy*	战略差异度，参考余怒涛等（2024）构建	CSMAR 数据库构建
	业务可比性	*EI*	多元化经营，分行业收入的熵指数	Wind 数据库
	信息及时性	*Timely*	所处行业是否需要披露季度/月度经营信息，按照上市公司所处行业大类进行划分	依据行业指引细则手动整理

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义	数据来源
	信息复杂度-指标 1	*Bias*	分析师预测偏差	CSMAR 数据库
	信息复杂度-指标 2	*Disper*	分析师预测分歧度	
	经营不确定性-指标 1	*CashVOL*	现金流波动率，t-2 到 t 年的经营活动现金流净额与总资产比值的标准差	
	经营不确定性-指标 2	*IncomeVOL*	营业收入波动率，t-2 到 t 年的营业收入与总资产比值的标准差	
	机构监督	*Inst*	机构投资者持股占总股数的比例	

3.3 模型设计

根据制度背景分析可知，分行业信息披露指引为分批次发布且为强制性信息披露要求，该设置为本文研究构建了一个良好的错层外生事件场景，有助于克服信息自愿性披露所存在的样本自选择偏差问题，因此本文构建 DiD 双重差分模型对假设 H1 进行检验，如模型（1）所示。后文将使用薪酬业绩敏感度的差分模型以及更严格的模型进行稳健性检验。

$$LnPay_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_{i,t\text{-}1} \times Perf_{i,t\text{-}1} + \alpha_2 Policy_{i,t\text{-}1} + \alpha_3 Perf_{i,t\text{-}1} + \Sigma Controls_{i,t\text{-}1} + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

模型（1）中，*LnPay* 为前三大高管薪酬总额的自然对数，*Policy* 为政策实施变量，*Perf* 为业绩变量，使用 *ROA* 衡量，*Controls* 包含了前文所述的控制变量。此外，为了控制企业和年份层面的不可观测因素，本文在模型中包含了个体固定效应 Σ*Firm* 和时间固定效应 Σ*Year*，ε 为随机误差项。由于年度报告披露时间为会计年度结束之日起 4 个月内，企业当年度披露的行业经营信息对薪酬契约有效性的影响存在时间滞后性，同时为了缓解公司业绩与高管薪酬间的潜在反向因果问题，文中参考滕蕙阳和陈冬华（2024）等的做法，将模型中解释变量和控制变量做滞后一期处理。此外，本文进一步考虑同一公司不同年份数据潜在的自相关性，在模型中采用了聚类到公司层面的标准误（Cluster）。本文关心的核心变量为交乘项 *Policy*×*Perf*，该变量的系数为分行业信息披露对高管薪酬业绩敏感度的影响，若研究假设 H1 成立，则预期符号为正。

四、实证结果

依据前文所构建的基准回归模型，本部分对研究假设进行检验，包括文章变量的描述性统计以展示变量的分布情况、样本行业分布以呈现指引适用的整体情况、相关性检验以阐述模型变量选取的合理性、基准回归结果以验证研究假设 H1 是否成立、平行趋势检验等以进一步检验基准回归的可靠性。

4.1 描述性统计与相关性分析

表 4 呈现了基准回归模型中所有变量的描述性统计结果。被解释变量 *LnPay* 的平均值为 14.469，中位数为 14.467，标准差为 0.740，原始数据显示样本期内前三大高管薪酬总额的平均值约为 254 万元，标准差为 223 万元，整体而言我国上市公司高管薪酬水平较高且差距较大。政策变量 *Policy* 的平均值为 0.261，表明样本期内大约 26%的观测值受到分

行业信息披露指引的影响，该变量在相同年份的数据与李晓等（2022）、黄昊和赵玲（2023）、王钟阳和唐松（2024）分布基本一致。控制变量方面，整体数据的分布情况与已有研究类似，表明本文不存在明显的数据偏差问题。

表 4：变量描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	p25	中位数	P75	最大值
LnPay	34875	14.469	0.740	12.612	13.998	14.467	14.921	16.450
Pay（原值，万元）	34875	254.312	223.034	30.000	120.060	191.860	302.000	1394.130
Policy	34875	0.261	0.439	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
ROA	34875	0.037	0.061	-0.233	0.013	0.036	0.066	0.198
Size	34875	22.110	1.258	19.847	21.200	21.925	22.825	26.067
Lev	34875	0.430	0.202	0.056	0.269	0.425	0.582	0.884
Growth	34875	0.170	0.393	-0.567	-0.025	0.110	0.275	2.378
SOE	34875	0.369	0.483	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
BoardSize	34875	2.130	0.200	1.609	1.946	2.197	2.197	2.708
Large	34875	0.342	0.146	0.091	0.228	0.320	0.441	0.738
Mfee	34875	0.087	0.070	0.008	0.042	0.069	0.109	0.424
MgtHold	34875	0.069	0.134	0.000	0.000	0.001	0.060	0.592
Dual	34875	0.275	0.446	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Big4	34875	0.057	0.232	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

按照证监会二级行业分类的标准，本文在表 5 中列示了适用分行业信息披露指引的观测值比例（指引主要覆盖行业）以及占总样本观测值比例（国民经济重要行业）均靠前的十大行业分布情况。从制度背景部分可知，上交所与深交所对诸如房地产行业、矿产资源行业、汽车制造业、建筑行业等传统行业都出台了相关指引，因此这一类行业适用指引的观测值占比也更高，数据分布符合指引出台的情况。同时也可以看出，我国与 SEC 针对矿产、房地产等重点行业的分类监管思路存在异曲同工之处。

表 5：前十行业分布情况

行业代码	行业名称	观测值数量			观测值占比（%）		
		Policy=0	Policy=1	合计	Policy=0	Policy=1	合计
K70	房地产业	564	794	1,358	41.53	58.47	100.00
C32	有色金属冶炼和压延加工业	355	371	726	48.90	51.10	100.00
E48	土木工程建筑业	202	309	511	39.53	60.47	100.00

C36	汽车制造业	624	571	1,195	52.22	47.78	100.00
F52	零售业	581	487	1,068	54.40	45.60	100.00
C26	化学原料和化学制品制造业	1,465	946	2,411	60.76	39.24	100.00
B06	煤炭开采和洗选业	112	180	292	38.36	61.64	100.00
C27	医药制造业	1,359	837	2,196	61.89	38.11	100.00
E50	建筑装饰和其他建筑业	62	148	210	29.52	70.48	100.00
D44	电力、热力生产和供应业	477	332	809	58.96	41.04	100.00

为检验基准回归是否存在多重共线性，本文对回归中所使用的变量进行相关系数检验和方差膨胀因子检验。Pearson 相关系数检验结果如表 6 所示，所有相关系数的绝对值均小于 0.5，表明基准回归模型不存在明显的多重共线性问题。此外，*ROA* 与 *LnPay* 的相关系数为 0.18，在 1%的统计水平上正显著，表明高管薪酬与公司会计业绩正向相关，与薪酬业绩敏感度相关研究的结果一致。

表 6：相关性检验

	LnPay	*Policy*	*ROA*	*Size*	*Lev*	*Growth*	*SOE*	*BoardSize*	*Large*	*Mfee*	*MgtHold*	*Dual*	*Big4*
LnPay	1												
Policy	0.22***	1											
ROA	0.18***	-0.00	1										
Size	0.43***	0.21***	-0.00	1									
Lev	0.04***	0.05***	-0.35***	0.47***	1								
Growth	0.06***	-0.03***	0.25***	0.02***	0.04***	1							
SOE	-0.06***	-0.01**	-0.07***	0.32***	0.28***	-0.04***	1						
BoardSize	0.02***	-0.03***	0.02***	0.25***	0.16***	-0.00	0.31***	1					
Large	-0.01***	0.02***	0.14***	0.19***	0.05***	0.02***	0.21***	0.03***	1				
Mfee	-0.14***	-0.12***	-0.21***	-0.34***	-0.26***	-0.15***	-0.11***	-0.08***	-0.15***	1			
MgtHold	0.02***	-0.01**	0.11***	-0.25***	-0.25***	0.04***	-0.37***	-0.19***	-0.04***	0.06***	1		
Dual	0.05***	0.01	0.02***	-0.16***	-0.14***	0.01***	-0.31***	-0.20***	-0.06***	0.06***	0.49***	1	
Big4	0.20***	0.03***	0.04***	0.33***	0.09***	-0.01*	0.12***	0.09***	0.13***	-0.08***	-0.08***	-0.05***	1

注： *代表在 10%的统计水平上显著，**代表在 5%的统计水平上显著，***代表在 1%的统计水平上显著。

4.2 基准回归

本文采用双重差分模型（模型（1））以检验分行业信息披露对高管薪酬-业绩敏感度的影响，在回归模型中选取了 *Size*、*Lev*、*Growth*、*SOE*、*BoardSize*、*Large*、*Mfee*、*MgtHold*、*Dual*、*Big4* 作为控制变量，回归结果如表 7 所示。为了更直观展现控制变量及固定效应对于主效应的影响，本文分为以下步骤检验：第（1）列为未加入控制变量并控制公司、年份固定效应的回归结果；第（2）列为加入控制变量并控制行业、年份固定效应的回归结果，按照证监会行业分类标准，制造业取两位代码，非制造业取一位代码；第（3）列为加入控制变量并控制公司、年份固定效应的回归结果，也是本文的主效应检验。在后文检验中，为同时控制企业层面以及年份层面因素对基准回归结果的影响，本文选取第（3）列作为检验的模型。

回归结果显示，未加入控制变量时，政策变量与业绩变量的交乘项 *Policy×ROA* 的回归系数为 0.612，在 1%的统计水平上显著；当控制行业与年份固定效应时，*Policy×ROA* 回归系数为 0.424，在 5%的统计水平上显著；当控制公司和年份固定效应时，*Policy×ROA* 回归系数为 0.368，在 1%的显著性水平上显著，且调整 R^2 较前两列均有所提高，说明模型解释力度有所提高。前三列结果表明，分行业信息披露显著提高了高管薪酬业绩敏感度，验证了研究假设 H1。此外，基准回归中控制变量的系数及显著性与变量定义部分所分析的基本一致。

表 7：基准回归结果

Variables	(1)	(2)	(3)
	$LnPay_{i,t}$	$LnPay_{i,t}$	$LnPay_{i,t}$
$Policy_{i,t-1} \times ROA_{i,t-1}$	**0.612*****	**0.424****	**0.368*****
	(4.65)	**(2.40)**	**(2.92)**
$ROA_{i,t-1}$	1.119***	2.304***	1.131***
	(14.16)	(19.84)	(14.22)
$Policy_{i,t-1}$	-0.066***	-0.059***	-0.056***
	(-4.42)	(-3.58)	(-4.05)
$Size_{i,t-1}$		0.250***	0.203***
		(29.89)	(17.79)
$Lev_{i,t-1}$		-0.079*	-0.077*
		(-1.78)	(-1.95)
$Growth_{i,t-1}$		0.061***	0.067***
		(6.27)	(9.90)
$SOE_{i,t-1}$		-0.081***	-0.052*
		(-3.99)	(-1.70)
$BoardSize_{i,t-1}$		0.123***	0.087**
		(3.27)	(2.47)

Variables	(1)	(2)	(3)
	$LnPay_{i,t}$	$LnPay_{i,t}$	$LnPay_{i,t}$
$Large_{i,t-1}$		-0.217***	-0.172**
		(-3.94)	(-2.44)
$Mfee_{i,t-1}$		0.522***	0.363***
		(4.30)	(4.22)
$MgtHold_{i,t-1}$		-0.052	-0.178***
		(-0.95)	(-3.14)
$Dual_{i,t-1}$		0.066***	0.027**
		(4.10)	(2.19)
$Big4_{i,t-1}$		0.265***	0.094**
		(6.83)	(2.28)
Constant	13.550***	7.797***	9.162***
	(784.50)	(40.48)	(37.43)
Firm FE	Yes	No	Yes
Industry FE	No	Yes	No
Year FE	Yes	Yes	Yes
Firm Cluster	Yes	Yes	Yes
Observation	34875	34875	34875
Adj. R^2	0.477	0.448	0.511

注：括号中数字为按企业聚类标准误计算的 t 值，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

4.3 平行趋势检验

DiD 模型在学术研究中常被用于检验政策实施的效果，该模型成立的基础是满足平行趋势检验。平行趋势检验常使用时间趋势图以及事件研究法。时间趋势图通过绘制政策实施前后处理组与对照组的变化趋势判断政策效果，该方法较为简单直观。事件研究法通过生成年份虚拟变量与处理组变量的交互项，加入模型中进行回归，能够更准确、科学地呈现处理组和对照组在统计意义上的差异。因此本文采用事件研究法进行平行趋势检验，旨在考察分行业信息披露前高管薪酬业绩敏感度变化趋势是否存在显著差异以及评估政策实施后的动态效应。

考虑样本期间内针对上市公司的信息披露政策存在变迁，为了在类似的情境中研究是否存在事前趋势和动态效应，本文在政策实施前后一定窗口内探讨该影响。具体地，本文参考 De Franco et al.（2024）、李晓等（2022）、石桂峰（2022）、Na（2020）、Bertrand & Mullainathan（2003）等的做法，定义了 5 个年份虚拟变量 *Year*，以 $Year_{-2}$、$Year_{-1}$、$Year_0$、$Year_1$、、$Year_{2+}$分别代表适用分行业信息披露指引的前 2 年、前 1 年、当年、后 1 年、后 2 年（及以上），模型选取的基期为前三年及之前，将上述五个年份虚拟变量分别与 $Treat_i$ 变量相乘，生成变量 $Policy_{i,j}$（j=-2,-

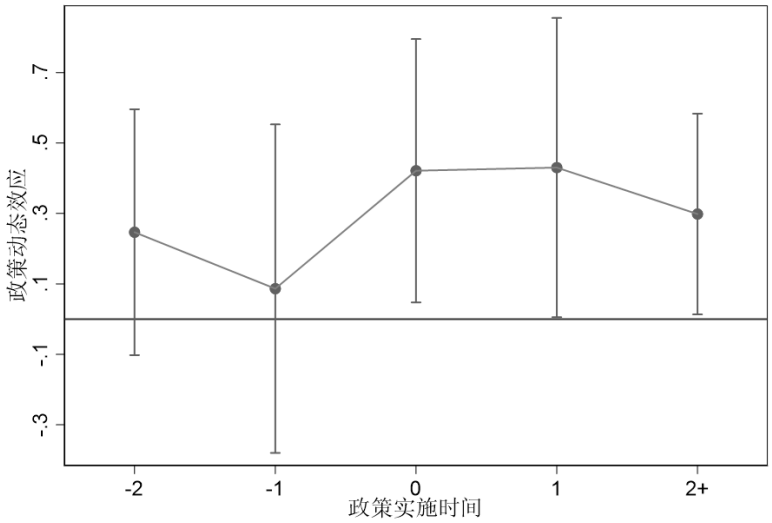
1,0,1,2+），在回归模型中加入五个新变量以及这些新变量与 *ROA* 的交乘项

表 8 列示了平行趋势检验的回归结果，回归中控制个体与年份固定效应。结果可见，在政策实施前 2 年和前 1 年，$Policy_{i,j}$ 对于薪酬-业绩敏感度不存在显著影响，说明分行业信息披露指引实施前高管薪酬业绩敏感度不存在显著的组间差异。在政策实施当年度及后两年，样本公司薪酬-业绩敏感度显著上升。具体地，$Policy_{i,0} \times ROA$ 回归系数为 0.421，在 5%的统计水平上显著；政策实施后第一期的效应增大，$Policy_{i,1} \times ROA$ 回归系数为 0.430，在 5%的统计水平上显著，说明政策实施后一期行业经营信息被更充分地运用于薪酬契约中；$Policy_{i,2+} \times ROA$ 回归系数为 0.298，在 5%的统计水平上显著，表明第二年及之后影响效应减弱，整体可见行业信息披露对高管薪酬业绩具备一定的持续性，基准回归模型通过平行趋势检验。

表 8：平行趋势检验

Variables	(1) $LnPay_{i,t}$
$Policy_{i,-2} \times ROA_{i,t-1}$	0.247
	(1.39)
$Policy_{i,-1} \times ROA_{i,t-1}$	0.087
	(0.36)
$Policy_{i,0} \times ROA_{i,t-1}$	0.421**
	(2.21)
$Policy_{i,1} \times ROA_{i,t-1}$	0.430**
	(1.99)
$Policy_{i,2+} \times ROA_{i,t-1}$	0.298**
	(2.05)
Controls	Yes
Firm FE	Yes
Year FE	Yes
Firm Cluster	Yes
Observation	34875
Adj. R^2	0.510

注：括号中数字为按企业聚类标准误计算的 t 值，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。



注：平行趋势检验使用 95%的置信区间。

图 2：平行趋势检验

4.4 稳健性检验

前文通过基准回归、平行趋势检验证实了文章的基本结论及其可靠性。进一步地，本章节通过增加约束条件、更换变量、样本与模型、使用 PSM-DID 方法以及考虑其他政策影响的方式，对可能干扰本文研究结论的因素进行考虑，以夯实文章结论的稳健性。

（一）增加约束条件

首先，由于高管的薪酬水平可能受到所在地经济发展情况的影响（朱佳立等，2023），为了缓解潜在的遗漏变量问题，本文控制了地区经济发展水平的变量，具体使用上市公司所在省份人均 GDP 的对数值（*LnAveGDP*）进行衡量。此外，已有研究表明管理层多维度特征可能影响高管薪酬契约（Cao et al., 2019），故本文在回归中加入更多管理层特征变量，包括 CEO 任期（*Tenure*）、CEO 年龄（*CEOage*）、CEO 性别（*CEOGender*）作为控制变量。回归结果如表 9 列（1）所示，*Policy×ROA* 回归系数为 0.358 正显著，考虑地区经济因素和 CEO 特征因素后分行业信息披露依旧显著提高高管薪酬业绩敏感度。

其次，尽管基准回归加入了主流控制变量，但是本文的结论仍然可能受到遗漏变量的干扰。为了缓解这一问题，本文参考 Rhodes（2016）、袁蓉丽等（2022）的做法在模型中加入控制变量与 *ROA* 的交乘项，以缓解公司治理层面的因素对薪酬业绩敏感度的影响。回归结果如表 9 列（2）所示，*Policy×ROA* 回归系数为 0.286 正显著，基准回归结论依旧成立。

再者，在基准回归模型基础上，本文增加了更多约束条件，具体参考 Correa & Lel（2016）、Sani et al.（2023）的做法，在模型中加入 *Treat*×*ROA*、*YearFE*×*ROA* 以及 *IndFE*×*ROA*，以分别考虑处理因素、年份因素、行业因素对于薪酬业绩敏感度的影响，为排除共线性问题在模型中删除 *ROA* 变量。回归结果见表 9 第（3）列，*Policy×ROA* 回归系数为 0.453 正显著。结果均显示，在控制上述因素后，基准回归结果仍然成立，表明遗漏变量的潜在内生性问题并未干扰本文结论，分行业信息披露对高管薪酬业绩敏感度的影响效应稳健。

表 9：稳健性检验-增加约束条件

Variables	(1)	(2)	(3)
	控制地区经济因	加入控制变量与	控制更严格

	素与管理层特征变量	ROA的交乘项	的模型
	$LnPay_{i,t}$	$LnPay_{i,t}$	$LnPay_{i,t}$
$Policy_{i,t-1}$×$ROA_{i,t-1}$	**0.358*** **	**0.286** **	**0.453** **
	(2.85)	**(2.25)**	**(2.48)**
$Policy_{i,t-1}$	**-0.055*** **	**-0.050*** **	**-0.049*** **
	(-3.96)	**(-3.68)**	**(-3.36)**
$ROA_{i,t-1}$	**1.131*** **	**-2.430* **	
	(14.23)	(-1.67)	
Constant	8.481***	9.232***	9.068***
	(15.47)	(37.19)	(36.42)
Controls	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Firm Cluster	Yes	Yes	Yes
Controls×ROA	No	Yes	Yes
Treat×ROA	No	No	Yes
Year FE×ROA	No	No	Yes
Ind FE×ROA	No	No	Yes
Observation	34628	34875	34875
Adj. R^2	0.511	0.516	0.520

注：括号中数字为按企业聚类标准误计算的 t 值，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

（二）更换变量定义

为缓解潜在的变量测量误差问题，本文对主要变量采用其他的衡量方式，并重新回归以观察结果的稳健性。被解释变量层面，首先，本文参考袁蓉丽等（2022）等的做法使用 CEO 薪酬的对数值 *CEOPay* 作为管理层薪酬的代理变量，进一步反映分行业信息披露对公司核心管理层薪酬契约有效性的影响。再者，参考滕蕙阳和陈冬华（2024），为了剔除通货膨胀因素的影响以增强不同年份的可比性，本文以样本初期 2008 年为基础，对各年份的高管薪酬按照 CPI 指数进行调整，得到经 CPI 调整的前三大高管薪酬 *Adjust_Pay*，回归结果如表 10 中第（1）和（2）列所示，结果显示分行业信息披露对薪酬-业绩敏感度的影响依旧显著。

解释变量方面，本文参考袁蓉丽等（2022）的做法，使用 *ROE* 作为公司业绩的代理变量，计算方式为净利润与净资产的比值，从股东权益的角度衡量公司经营业绩，结果如表 10 第（3）列所示，*Policy*×*ROE* 的回归系数为 0.094，在 10%的统计水平上正显著，表明基准回归结论成立。上述结果表明文章结论在更换变量衡量方式后依旧稳健。

表 10：稳健性检验-更换变量定义

Variables	(1) 使用CEO报酬 *CEOPay* $_{i,t}$	(2) 使用CPI调整薪酬 *Adjust_Pay* $_{i,t}$	(3) 使用ROE *LnPay* $_{i,t}$
$Policy_{i,t-1} \times ROA_{i,t-1}$	0.351**	0.371***	
	(2.00)	(2.97)	
$Policy_{i,t-1} \times ROE_{i,t-1}$			0.094*
			(1.93)
$ROA_{i,t-1}$	1.206***	1.127***	
	(11.61)	(14.29)	
$ROE_{i,t-1}$			0.405***
			(13.41)
$Policy_{i,t-1}$	-0.057***	-0.056***	-0.047***
	(-3.12)	(-4.09)	(-3.45)
Constant	8.983***	9.195***	9.246***
	(28.53)	(37.87)	(37.65)
Controls	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Firm Cluster	Yes	Yes	Yes
Observation	32219	34875	34875
Adj. R^2	0.310	0.392	0.509

注：括号中数字为按企业聚类标准误计算的 t 值，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

（三）更换样本和区间

自 2021 年开始，上交所与深交所分别就行业指引进行了不同程度的修订和整合，上交所于 2021 年对指引中的 11 项进行了删除，主要原因在于部分行业的模式变化快、业务个性强以及覆盖的公司家数较少；深交所 2022 年起对指引开展修订，修订内容围绕指引披露细则，不涉及指引的删除，两大交易所修订版本整体的监管思路与最初版本一脉相承。

本文认为，尽管样本期间内部分指引涉及删改，但是在实践中部分上市公司对于行业经营信息已经形成披露习惯，同时 2021 年前披露的行业经营信息仍然可以为后续年份董事会和股东评估管理层、制定薪酬契约提供参考，因此本文在基准回归中仍然将样本期确定为 2008-2023 年（对应 *Policy* 区间为 2007-2022 年），同时为了排除上述因素的干扰，本文使用以下检验进行稳健性测试。一方面，本文将样本期间更换为 2008-2021 年（对应 *Policy* 区间为 2007-2020 年），另一

方面将样本替换为深交所上市公司并保持样本区间与基准回归相同，结果分别列示于表 6-3 的第（1）和（2）列，结果显示，分行业信息披露依旧显著提升薪酬-业绩敏感度，说明基准回归结论稳健，不受指引删改与修订的影响。

（四）PSM-DID

由于监管机构在选取特定行业出台披露指引时可能会纳入其他方面的考量因素，使得适用行业指引的企业与不适用指引的企业在业务特征、经营情况等方面存在差异，即上文的模型可能存在样本选择偏差的问题。为了减少以上因素带来的内生性问题影响，本文基于倾向得分匹配法再次进行检验，构建倾向得分匹配—双重差分(PSM—DID) 模型。其基本逻辑在于，通过倾向得分寻找一个与适用行业指引企业相近的、但是不适用于行业指引的企业，此时两类企业的差异仅在于是否披露行业信息，观察其薪酬业绩敏感度的差异。

具体地，本文使用基准回归中的控制变量作为倾向得分匹配的特征变量，包括 *Size*、*Lev*、*Growth*、*SOE*、*BoardSize*、*Large*、*Mfee*、*MgtHold*、*Dual*、*Big4*，参考 Qiao（2023）等的做法，采取 1:2 匹配的方式，设置匹配半径为 0.05，并使用 Logit 模型计算出倾向得分值，对处理组和对照组按照倾向得分值进行配对。表 11 列示了匹配前后协变量的均值和偏差变动情况，可以发现，匹配前处理组与对照组在协变量均值方面存在显著差异，在匹配完成后所有变量的标准化偏差均明显下降，绝对值均小于 3%，大部分变量在处理组和对照组间不存在显著性差异，因此该匹配方法较为可靠。

最终，本文通过倾向得分匹配共获得 26,881 个样本，并再次使用模型（1）进行回归，结果显示，核心变量对薪酬业绩敏感度的影响系数为 0.279，在 5%的统计水平上显著，分行业信息披露显著提升高管薪酬业绩敏感度，PSM-DID 的结论再次印证了基准回归模型的稳健性（见表 11）。

表 11：稳健性检验-PSM-DID

Variables	(1) $LnPay_{i,t}$	(2) $LnPay_{i,t}$
$Policy_{i,t-1} \times ROA_{i,t-1}$	0.534***	0.279**
	(3.67)	(2.01)
$Policy_{i,t-1}$	-0.050***	-0.040***
	(-3.13)	(-2.68)
$ROA_{i,t-1}$	1.195***	1.213***
	(13.81)	(14.10)
Constant	13.553***	8.944***
	(697.10)	(34.25)
Controls	Yes	Yes
Firm FE	Yes	No
Year FE	Yes	Yes
Firm Cluster	Yes	Yes

Observation	26881	26881
Adj. R^2	0.480	0.516

注：括号中数字为按企业聚类标准误计算的 t 值，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

（五）考虑其他政策的影响

在本文的样本期间内，可能存在其他政策影响薪酬-业绩敏感度，其中对上市公司高管薪酬具有显著影响的主要政策包括“限薪令”和“最低工资制度”。“限薪令”包括 2009 年出台的《关于进一步规范中央企业负责人薪酬管理的指导意见》和 2014 年通过的《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》，主要针对中央企业负责人制定，即该政策影响主体主要包括国有企业。根据已有研究，“最低工资制度”影响企业的经营风险和税收规避程度（刘行和赵晓阳，2019），可能加剧公司内部代理成本并影响高管薪酬契约，因此本文同样对该政策的实施加以考虑。

本文参考魏志华等（2022）的做法，对上述两项政策进行讨论。具体地，为考虑“限薪令”的影响，本文剔除国有企业样本，仅使用非国有企业样本进行回归，并去除原模型控制变量的 *SOE* 以避免多重共线性问题，结果如表 6-6 第（1）列所示，回归系数为 0.638，在 1%的统计水平上显著。此外，考虑“最低工资制度”的影响，本文在基准回归中加入上市公司所处城市的最低工资标准，结果如表 6-6 第（2）列所示，回归系数为 0.459，在 1%的统计水平上显著。从结果可见，在考虑其他政策影响后，分行业信息披露对高管薪酬-业绩敏感度的提升作用依然成立，本文的结论稳健，见表 12。

表 12：稳健性检验-考虑其他政策的影响

Variables	(1) 考虑“限薪令”影响 $LnPay_{i,t}$	(2) 考虑“最低工资制度”影响 $LnPay_{i,t}$
$Policy_{i,t-1} \times ROA_{i,t-1}$	0.638***	0.459***
	(4.47)	(3.42)
$Policy_{i,t-1}$	-0.064***	-0.063***
	(-3.64)	(-4.34)
$ROA_{i,t-1}$	0.699***	1.139***
	(7.53)	(13.52)
Constant	8.792***	8.667***
	(27.20)	(18.32)
Controls	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Firm Cluster	Yes	Yes
Observation	21995	31480

Adj. R^2	0.507	0.507

注：括号中数字为按企业聚类标准误计算的 t 值，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

五、异质性检验

前文已证实分行业信息披露显著提升了薪酬业绩敏感度。为进一步揭示其作用机理，本节基于信息溢出效应（信息供给与需求）和外部治理效应的逻辑框架，考察不同情境下的异质性表现。

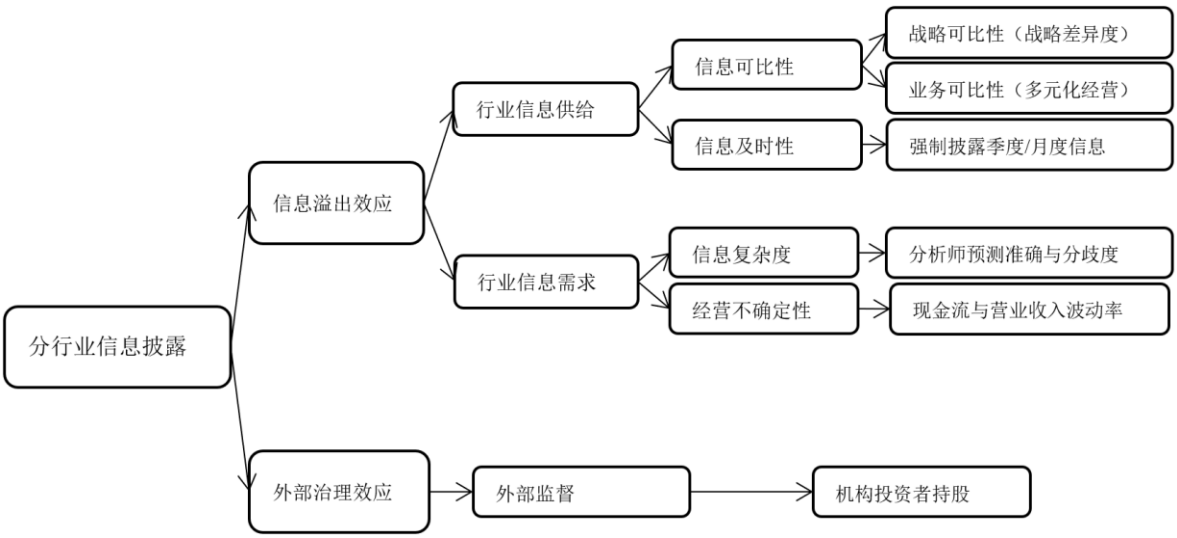


图 3：进一步分析思路

5.1 基于行业信息供给视角的检验

根据信息溢出理论，同行业公司提供的经营信息质量越高（可比性越强、及时性越高），越有助于董事会和股东获取有效参照，从而优化薪酬契约。

（一）信息可比性：战略与业务维度

同行业信息的可比性受公司战略差异和经营多元化程度的影响。若公司战略与行业趋同（战略差异度低）或聚焦主业（业务多元化程度低），其与同行业信息的可比性更强，信息溢出效应应更显著。

表 13 的结果显示，在“战略可比性高”和“业务可比性高”的组别中，Policy×ROA 的系数分别为 0.548 和 0.456，且均在统计上显著；而在可比性较低的组别中，系数较小或不显著。组间差异检验表明，高可比性的行业信息更能发挥溢出效应，提升薪酬契约有效性。

表 13：信息可比性的异质性检验

变量	战略可比性高	战略可比性低	业务可比性高	业务可比性低
Policy×ROA	0.548***	0.349**	0.456**	0.264
	(2.68)	(2.26)	(2.52)	(1.55)
Policy	-0.060***	-0.046**	-0.060***	-0.030
ROA	1.242***	0.910***	1.055***	1.082***

变量	战略可比性高	战略可比性低	业务可比性高	业务可比性低
Constant	8.825***	9.366***	9.555***	9.115***
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed Effects	Firm & Year	Firm & Year	Firm & Year	Firm & Year
Adj. R^2	0.506	0.477	0.460	0.494
组间差异 P 值	0.002***		0.189	

注：限于篇幅，控制变量回归结果未列示。括号中数字为按企业聚类标准误计算的 t 值，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。组间系数差异 P 值为 Chow 检验结果（下均同）。

（二）信息及时性

披露频率影响信息的时效性。部分行业指引强制要求披露季度或月度经营数据，提供了更细致的高频信息。按是否强制披露季度/月度信息分组，表 14 显示，在信息披露及时性高的组别中，Policy×ROA 系数为 0.361（显著），显著高于及时性低组，验证了高频行业信息披露有助于增强契约有效性。

表 14：信息及时性的异质性检验

变量	(1)信息披露及时性高	(2)信息披露及时性低
Policy×ROA	0.361**	0.359
	(2.41)	(1.50)
Policy	-0.018	-0.015
Controls	Yes	Yes
Fixed Effects	Firm & Year	Firm & Year
Adj. R^2	0.430	0.531
组间差异 P 值	0.000***	

5.2 基于行业信息需求视角的检验

当上市公司面临较高的信息不确定性时，自身盈余信息噪音较大，对同行业信息的依赖度（需求）增强。本节从信息复杂度和经营不确定性两个维度进行检验。

（一）信息复杂度

信息复杂度高意味着分析师和投资者更难解读公司信息。参考 Huang & Hilary (2018)，使用分析师预测偏差（Bias）和分歧度（Disper）衡量信息复杂度。表 15 结果表明，在分析师预测偏差大和分歧度大的组别中，交乘项系数分别为 0.507 和 0.671（均在 1% 水平显著），说明当公司内部信息环境较差时，同行业经营信息提供了关键的增量信息，显著改善了薪酬契约效率。

表 15：信息复杂度的异质性检验

	(1)预测偏差大	(2)预测偏差小	(3)预测分歧大	(4)预测分歧小
Policy×*ROA*	0.507***	0.106	0.671***	-0.067
	(3.13)	(0.33)	(3.78)	(-0.24)
Policy	-0.060***	-0.034	-0.056***	-0.021
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed Effects	Firm & Year	Firm & Year	Firm & Year	Firm & Year
Adj. R^2	0.470	0.532	0.461	0.515
组间差异 P 值	0.000***		0.000***	

（二）经营不确定性

较高的经营波动性降低了盈余信息的契约有用性。参考 Chen et al. (2021)，利用现金流波动率和营业收入波动率衡量经营不确定性。表 16 显示，在经营不确定性较高的组别中，分行业信息披露对薪酬业绩敏感度的提升作用更为显著，进一步支持了信息溢出效应在弥补内部信息噪音方面的作用。

表 16：经营不确定性的异质性检验

变量	(1)现金流波动高	(2)现金流波动低	(3)营收波动率高	(4)营收波动率低
Policy×*ROA*	0.351**	0.311	0.438***	0.301
	(2.11)	(1.54)	(2.71)	(1.53)
Policy	-0.062***	-0.059***	-0.072***	-0.039**
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed Effects	Firm & Year	Firm & Year	Firm & Year	Firm & Year
Adj. R^2	0.472	0.516	0.495	0.503
组间差异 P 值	0.008***		0.004***	

5.3 基于外部治理效应的检验

分行业信息披露通过提高透明度引入外部监督。若公司缺乏强有力的外部治理（如机构投资者持股低），信息披露的边际治理贡献应更大。按机构投资者持股比例中位数分组，表 17 结果显示，Policy×ROA 在机构持股比例低组的系数为 0.501（显著），而在高持股组不显著。这表明分行业信息披露发挥了替代性的外部治理功能，在监督机制薄弱时更能有效抑制管理层机会主义行为。

表 17：外部治理效应检验（机构持股）

变量	(1)机构持股比例低	(2)机构持股比例高
Policy×*ROA*	0.501***	0.309

变量	(1)机构持股比例低	(2)机构持股比例高
	(3.23)	(1.62)
Policy	-0.054***	-0.047**
Controls	Yes	Yes
Fixed Effects	Firm & Year	Firm & Year
Adj. R^2	0.474	0.475
组间差异 P 值	0.000***	

六、研究结论与建议

本文研究了分行业信息披露对上市公司高管薪酬契约有效性的影响，基于 2008-2023 年 A 股上市公司数据，主要结论如下：1) 提升薪酬-业绩敏感度：分行业信息披露显著提高了高管薪酬与公司业绩的关联度，多项稳健性检验验证了这一结论的可靠性；2) 信息溢出效应：同行业公司经营信息的战略可比性、业务可比性和信息及时性越高，分行业信息披露对薪酬契约的影响越显著。同时，当公司信息复杂性和经营不确定性较高时，信息披露的契约治理效应更为明显；3) 外部治理效应：在外部监督较弱的情况下，分行业信息披露能有效提高薪酬契约的有效性，增强外部监督对高管机会主义行为的约束。

分行业信息披露不仅提高了公司治理效率，还为薪酬契约设计提供了新的参考，强调同行业经营信息的重要性，建议公司在制定高管薪酬契约时充分考虑行业信息，以制定更合理的激励方案。

本文还提供了一些政策建议。首先，监管机构应持续完善分行业信息披露指引，适时调整强制性和自愿性披露内容，尤其要降低披露成本并优化行业分类。为提高监督效率，监管机构应加强与其他部门的信息共享，利用大数据和人工智能提升信息披露监控的智能化水平。此外，监管机构应鼓励上市公司将行业经营信息作为薪酬契约的重要参考，以实现薪酬制度的公开性和合理性。

其次，上市公司应重视行业经营信息在公司治理中的运用，通过对比同行公司信息，更有效监督管理层决策，减少管理层借行业波动为借口的行为。同时，上市公司应提升自身的经营信息披露质量，增强市场信任。对于未涵盖在行业指引内的公司，应参考现有披露标准完善薪酬激励机制，减少信息不对称，促进管理层与股东利益的协同。

参考文献

[1] Badertscher B, Shroff N, White H D. Externalities of Public Firm Presence: Evidence from Private Firms' Investment Decisions [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(3): 682-706.

[2] Baginski S P, Hinson L A. Cost of Capital Free-Riders [J]. The Accounting Review, 2016, 91(5): 1291-1313.

[3] Bakke T E, Mahmudi H. Does Independent Advice to the Board Affect CEO Compensation? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2021, 56(2): 693-744.

[4] Beatty A, Liao S, Yu J J. The Spillover Effect of Fraudulent Financial Reporting on Peer Firms' Investments [J]. Journal of Accounting and Economics, 2013, 55(2): 183-205.

[5] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences [J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(5): 1043-1075.

[6] Breuer M, Hombach K, Müller M A. When You Talk, I Remain Silent: Spillover Effects of Peers' Mandatory Disclosures on Firms' Voluntary Disclosures [J].The Accounting Review, 2022, 97(4): 155-186.

[7] Burns N, Minnick K, Smith A H. The Role of Directors with Related Supply Chain Industry Experience in Corporate Acquisition Decisions [J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 67: 101911.

[8] Cao X, Lemmon M, Pan X, et al. Political Promotion, CEO Incentives, and the Relationship Between Pay and Performance [J]. Management Science, 2019, 65(7): 2947-2965.

[9] Capkun V, Lou Y, Otto C A, et al. Do Firms Respond to Peer Disclosures? Evidence from Disclosures of Clinical Trial Results [J]. The Accounting Review, 2023, 98(3): 71-108.

[10] Carter M E, Choi J, Sedatole K L. The Effect of Supplier Industry Competition on Pay-for-Performance Incentive Intensity [J]. Journal of Accounting and Economics, 2021, 71(2): 101389.

[11] Carter M E, Lynch L J, Zechman S L C. Changes in Bonus Contracts in the Post-Sarbanes－Oxley Era [J]. Review of Accounting Studies, 2009, 14(4): 480-506.

[12] Chen F. Private Firm Disclosure and Public Firm Pay-for-Performance Sensitivity: International Evidence[D]. Hong Kong: The Hong Kong Polytechnic University, 2024.

[13] Chen H, Jeter D, Yang Y W. Pay-Performance Sensitivity Before and After SOX [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2015, 34(1): 52-73.

[14] Chen X, Harford J, Li K. Monitoring: Which Institutions Matter? [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 86(2): 279-305.

[15] Chen Y, Ng J, Yang X. Talk Less, Learn More: Strategic Disclosure in Response to Managerial Learning from the Options Market [J]. Journal of Accounting Research, 2021, 59(5): 1609-1649.

[16] Chircop J, Collins D W, Hass L H, et al. Accounting Comparability and Corporate Innovative Efficiency [J]. The Accounting Review, 2020, 95(4): 127-151.

[17] Cho H, Muslu V. How Do Firms Change Investments Based on MD&A Disclosures of Peer Firms? [J]. The Accounting Review, 2021, 96(2): 177-204.

[18] Choi H, Suh S. The Effect of Financial Reporting Quality on CEO Compensation Structure: Evidence from Accounting Comparability [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2019, 38(5): 106681.

[19] Cornett M M, Marcus A J, Tehranian H. Corporate Governance and Pay-for-Performance: The Impact of Earnings Management [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 87(2): 357-373.

[20] Correa R, Lel U. Say on Pay Laws, Executive Compensation, Pay Slice, and Firm Valuation Around the World [J]. Journal of Financial Economics, 2016, 122(3): 500-520.

[21] Darrough M N, Shi L, Wang P. Do Peer Warnings Affect CEO Compensation? [J]. Accounting Horizons, 2017, 31(4): 71-91.

[22] De Franco G, Guan Y, Zhou Y, et al. The Impact of Credit Market Development on Auditor Choice: Evidence

from Banking Deregulation [J]. Journal of Accounting Research, 2024, 62(2): 589-634.

[23] De Franco G, Hope O K, Larocque S. The Effect of Disclosure on the Pay-Performance Relation [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2013, 32(5): 319-341.

[24] Durnev A, Mangen C. Corporate Investments: Learning from Restatements [J]. Journal of Accounting Research, 2009, 47(3): 679-720.

[25] Durnev A, Mangen C. The Spillover Effects of MD&A Disclosures for Real Investment: The Role of Industry Competition [J]. Journal of Accounting and Economics, 2020, 70(1): 101299.

[26] Faleye O, Hoitash R, Hoitash U. Industry Expertise on Corporate Boards [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2018, 50(2): 441-479.

[27] Fiechter P, Landsman W R, Peasnell K, et al. Do Industry-Specific Accounting Standards Matter for Capital Allocation Decisions? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2024, 77(2): 101670.

[28] Fu S, Trigilia G. Voluntary Disclosure, Moral Hazard, and Default Risk [J]. Management Science, 2024, 70(6): 3447-3469.

[29] Gao C, Lyu M, Zhang X. Disclosure Regulation and Price Informativeness: Evidence from Industry-Information Disclosure Guidelines in China [J]. European Accounting Review, 2024, 33(5): 1787-1812.

[30] Gibbons B. The Financially Material Effects of Mandatory Nonfinancial Disclosure [J]. Journal of Accounting Research, 2024, 62(5): 1711-1754.

[31] Glaeser S. The Effects of Proprietary Information on Corporate Disclosure and Transparency: Evidence from Trade Secrets [J]. Journal of Accounting and Economics, 2018, 66(1): 163-193.

[32] Göx R F, Michaeli B. Private Pre-Decision Information and the Pay-Performance Relation [J]. The Accounting Review, 2023, 98(2): 177-199.

[33] Hartzell J C, Starks L T. Institutional Investors and Executive Compensation [J]. The Journal of Finance, 2003, 58(6): 2351-2374.

[34] He Y, Wang J, Meng Q. The Impact of Mandatory Operating Information Disclosure on Related-Party Transactions: Evidence From China [J]. Corporate Governance: An International Review, 2025, 33(1): 103-124.

[35] Huang S, Hilary G. Zombie Board: Board Tenure and Firm Performance [J]. Journal of Accounting Research, 2018, 56(4): 1285-1329.

[36] Jensen M C, Murphy K J. Performance Pay and Top-Management Incentives [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(2): 225-264.

[37] Lennox C, Wu J S. A Review of China-Related Accounting Research in the Past 25 years [J]. Journal of Accounting and Economics, 2022, 74(2): 101539.

[38] Liu H, Song Y, Zhang L, et al. Crowding-Out or Calling-Out? The Influence of Mandatory Industry-Related Firm-Specific Information Disclosure on Analyst Reports [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2025, 49: 107266.

[39] Liu J, Ye K, Liu Y. Mandatory Information Disclosure and Innovation: Evidence from the Disclosure of Operational Information [J]. China Journal of Accounting Research, 2023, 16(2): 100294.

[40] Lobo G J, Neel M, Rhodes A. Accounting Comparability and Relative Performance Evaluation in CEO

Compensation [J]. Review of Accounting Studies, 2018, 23(3): 1137-1176.

[41] Lobo G J, Song M, Stanford M. Accruals Quality and Analyst Coverage [J]. Journal of Banking & Finance, 2012, 36(2): 497-508.

[42] Manski C F. Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem [J]. The Review of Economic Studies, 1993, 60(3): 531-542.

[43] Murphy K J. Corporate Performance and Managerial Remuneration: An Empirical Analysis [J]. Journal of Accounting and Economics, 1985, 7(1): 11-42.

[44] Na K. CEOs' Outside Opportunities and Relative Performance Evaluation: Evidence from a Natural Experiment [J]. Journal of Financial Economics, 2020, 137(3): 679-700.

[45] Nam J. Financial Reporting Comparability and Accounting-Based Relative Performance Evaluation in the Design of CEO Cash Compensation Contracts [J]. The Accounting Review, 2020, 95(3): 343-370.

[46] Ozkan N, Singer Z, You H. Mandatory IFRS Adoption and the Contractual Usefulness of Accounting Information in Executive Compensation [J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50(4): 1077-1107.

[47] Qiao C. Can Industry Information Disclosure Improve Audit Quality? [J]. China Journal of Accounting Research, 2023.

[48] Rhodes A. The Relation Between Earnings-Based Measures in Firm Debt Contracts and CEO Pay Sensitivity to Earnings [J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61(1): 1-22.

[49] Sani J, Shroff N, White H. Spillover Effects of Mandatory Portfolio Disclosures on Corporate Investment [J]. Journal of Accounting and Economics, 2023, 76(2): 101641.

[50] Wang Q, Qiu M. Strength in Numbers: Minority Shareholders' Participation and Executives' Pay-Performance Sensitivity [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2023, 79: 102015.

[51] Wu W, Zhang X, Zhou Z. Institutional Investors' Corporate Site Visits and Pay-Performance Sensitivity [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2022, 76: 101875.

[52] 蔡贵龙, 柳建华, 马新啸. 非国有股东治理与国企高管薪酬激励 [J]. 管理世界, 2018, 34(5): 137-149.

[53] 陈婧, 方军雄. 利润项目重分类与薪酬业绩指标权重调整 [J]. 会计研究, 2023(4): 45-58.

[54] 陈宋生, 严文龙, 李文颖. 年报审计与薪酬契约优化 [J]. 会计研究, 2020(10): 177-192.

[55] 陈蔚恒, 李杲. 深市公司执行行业信息披露指引情况研究 [J]. 证券市场导报, 2018(11): 60-65.

[56] 程新生, 杜舒康, 程昱. 行业信息助推下的长效激励决策与创新绩效跃升研究 [J]. 管理世界, 2023, 39(8): 172-202.

[57] 何慧华, 方军雄. 交易所问询函监管会影响高管薪酬业绩敏感性吗 [J]. 经济管理, 2021, 43(8): 177-192.

[58] 黄昊, 赵玲. 分行业信息披露与审计质量——基于一项"准自然实验"的研究 [J]. 审计研究, 2023(3): 136-147.

[59] 姜付秀, 朱冰, 王运通. 国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗? [J]. 管理世界, 2014(9): 143-159.

[60] 李昊然, 刘诗源, 康润琦. 普惠金融与小微企业破产风险——来自小微支行设立的准自然实验 [J]. 经济研究, 2023, 58(11): 153-171.

[61] 李姝, 杜亚光, 张晓哲. 同行 MD&A 语调对企业创新投资的溢出效应 [J]. 中国工业经济, 2021(3): 137-155.

[62] 李维安, 李滨. 机构投资者介入公司治理效果的实证研究——基于 CCGINK 的经验研究 [J]. 南开管理评论, 2008(1): 4-14.

[63] 李晓, 张家慧, 王彦超. 分行业信息披露监管对审计师的溢出效应——基于行业信息披露指引发布的证据 [J]. 审计研究, 2022(5): 95-105.

[64] 连立帅, 朱松, 陈关亭. 资本市场开放、非财务信息定价与企业投资——基于沪深港通交易制度的经验证据 [J]. 管理世界, 2019, 35(8): 136-154.

[65] 刘行, 赵晓阳. 最低工资标准的上涨是否会加剧企业避税? [J]. 经济研究, 2019, 54(10): 121-135.

[66] 刘珍瑜, 刘浩. 季度经营信息披露与会计信息质量提升——基于监管创新的信息间作用研究 [J]. 财经研究, 2021, 47(4): 139-153.

[67] 罗宏, 吴丹, 郭一铭. 分行业信息披露与分析师预测——基于行业信息披露指引发布的证据 [J]. 财贸研究, 2024b, 35(2): 97-110.

[68] 罗宏, 吴丹, 郭一铭. 分行业信息披露与企业创新——来自行业信息披露指引的准自然实验 [J]. 财贸经济, 2024a: 1-18.

[69] 马惠娴, 佟爱琴. 卖空机制对高管薪酬契约的治理效应——来自融资融券制度的准自然实验 [J]. 南开管理评论, 2019, 22(2): 61-74.

[70] 石桂峰. 行业经营性信息披露能提升商业信用融资吗 [J]. 会计研究, 2022(12): 77-90.

[71] 苏治, 金昕, 邵婧婷, 等. 上市公司经营月报对定价效率的影响——基于预期调整的分析视角 [J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(8): 200-220.

[72] 唐雪松, 蒋心怡, 雷啸. 会计信息可比性与高管薪酬契约有效性 [J]. 会计研究, 2019(1): 37-44.

[73] 滕蕙阳, 陈冬华. 公司掉队与相对业绩评价使用 [J]. 南开管理评论, 2024, 27(1): 75-88.

[74] 王化成, 侯粲然, 刘欢. 战略定位差异、业绩期望差距与企业违约风险 [J]. 南开管理评论, 2019, 22(4): 4-19.

[75] 王会娟, 张然. 私募股权投资与被投资企业高管薪酬契约——基于公司治理视角的研究 [J]. 管理世界, 2012(9): 156-167.

[76] 王钟阳, 唐松. 行业经营性信息强制披露与审计费用 [J]. 会计研究, 2024(3): 164-178.

[77] 魏志华, 王孝华, 蔡伟毅. 税收征管数字化与企业内部薪酬差距 [J]. 中国工业经济, 2022(3): 152-170.

[78] 杨兴全, 任小毅, 杨征. 国企混改优化了多元化经营行为吗? [J]. 会计研究, 2020(4): 58-75.

[79] 余怒涛, 王涵, 张华玉, 等. 连锁股东与企业战略定位：差异化竞争抑或趋同管理 [J]. 南开管理评论, 2024, 27(4): 101-115.

[80] 袁蓉丽, 李瑞敬, 夏圣洁. 战略差异度与企业避税 [J]. 会计研究, 2019(4): 74-80.

[81] 袁蓉丽, 李育昆, 党素婷. ERP 系统与高管薪酬业绩敏感性 [J]. 会计研究, 2022(5): 174-189.

[82] 张列柯, 张倩, 刘斌. 会计信息可比性影响高管薪酬契约的有效性吗? [J]. 中国软科学, 2019(2): 110-127, 142.

[83] 张敏, 姜付秀. 机构投资者、企业产权与薪酬契约 [J]. 世界经济, 2010, 33(8): 43-58.

[84] 张永冀, 金昕, 苏治. 言多未必失：经营月报对审计费用的影响研究 [J]. 会计研究, 2024(8): 178-192.

[85] 赵玲, 黄昊. 基于同侪压力效应的分行业信息披露与企业费用粘性行为研究 [J]. 管理学报, 2021, 18(12): 1851-1859.

[86] 朱春艳, 罗炜. 上市公司自愿信息披露与高管薪酬绩效敏感度 [J]. 会计研究, 2019(5): 51-58.

[87] 朱佳立, 沈弋, 吕明晗, 等. 中小股东参与治理会提升薪酬契约有效性吗——来自高管薪酬粘性的证据 [J]. 南开管理评论, 2023, 26(4): 180-192.

Industry-Specific Information Disclosure and the Effectiveness of Executive Compensation Contracts: Evidence from the Industry Information Disclosure Guidelines

ZHANG Xiao-qi[1], CHENG Deng-kang[1]

([1] School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Recent capital market reforms in China have emphasized industry-specific information disclosure, yet its impact on corporate governance, particularly executive compensation contract effectiveness, remains underexplored. This paper investigates how such disclosure affects the alignment between executive pay and performance. Using data from Chinese A-share listed companies (2008-2023) and a Difference-in-Differences (DiD) model based on the staggered implementation of industry-specific disclosure guidelines, we find that industry-specific disclosure significantly improves pay-performance sensitivity, with a stronger effect when industry information is more comparable and timely. The impact is mediated by two mechanisms: information spillover effects, where peer disclosures improve compensation contract precision, and external governance effects, where disclosure attracts institutional investors, enhancing oversight. Robustness checks confirm the validity of these results across different models and samples. This study contributes to the literature on the economic consequences of industry-specific disclosure, offering practical insights for optimizing executive compensation contracts and supporting regulatory reforms in China.

Key words: Industry-specific information disclosure; executive compensation contracts; pay-performance sensitivity; information spillover effects; external governance

附录

附录 A1：分行业信息披露指引发布情况

发布时间	上交所主板	深交所	创业板
涉及行业指引数量	28	18	15
适应公司	上交所主板	深交所通用	深交所创业板
2013/1/7			广播电影电视业务、药品与生物制品
2013/12/26	《上市公司日常信息披露工作备忘录第十二号－上市公司分行业经营性信息披露》，房地产、煤炭、石油和天然气开采		
2015/7/2			光伏产业链、节能环保
2015/9/2			互联网游戏、互联网视频、电子商务
2015/9/11	一般规定、电力、零售、汽车制造、医药制造		
2015/12/11	钢铁、建筑、光伏、服装、新闻出版		
2015/12/28		畜禽、水产养殖、固体矿产资源、房地产	
2016/9/19			互联网营销
2016/11/14		种业、种植、工程机械、装修装饰	
2016/12/2	酒制造、广播电视传输服务、环保服务、水的生产与供应、化工、航空运输、农林牧渔		
2017/3/13			LED 产业链、医疗器械
2017/5/19		土木工程建筑	
2017/10/20		零售、快递服务	

2018/5/11		民用爆破、珠宝、软件与信息技术服务	
2018/12/28	集成电路、航空船舶铁路运输设备制造、医疗器械、食品制造、黄金珠宝饰品、影视、家具制造、有色金属		
2019/11/3		非金属建材	工业机器人、集成电路、锂电池
2021/1/6		食品及酒制造、电力、汽车制造、纺织服装、化工行业	
2021/1/7			通信、网络安全
2021/1/11	《上海证券交易所上市公司自律监管规则适用指引第 5 号——行业信息披露》		
2022/1/7	《上海证券交易所上市公司自律监管指引第 3 号——行业信息披露》	《深圳证券交易所上市公司自律监管指引第 3 号——行业信息披露》	《深圳证券交易所上市公司自律监管指引第 4 号——创业板行业信息披露》

注：信息来源为沪深交易所官网手动整理。

附录 A2：上交所部分行业指引披露要求与覆盖：

指引	指引要求	对应证监会二级行业
房地产	房地产行业上市公司	K70 房地产业
煤炭	煤炭开采和洗选行业上市公司	B06 煤炭开采和洗选业
电力	电力上市公司	D44 电力、热力生产和供应业
零售	零售业上市公司	F52 零售业
汽车制造	汽车制造业上市公司	C36 汽车制造业
医药制造业	医药制造行业上市公司	C27 医药制造业
石油和天然气开采	石油和天然气开采行业上市公司	B07 石油和天然气开采业
钢铁	中国证监会行业分类（2012 年版）黑色金属冶炼和压延加工业中从事钢铁生产和销售的上市公司	C31 黑色金属冶炼和压延加工业
建筑	从事土木工程施工、房屋建设、装饰及其附属物安装的行业，包括房屋建设、基建工程、专业工程、建筑装饰等细分行业。	E48 土木工程建筑业 E50 建筑装饰和其他建筑业 E49 建筑安装业 E47 房屋建筑业
服装	从事鞋帽、假发、提包等服装服饰类产品生产和销售的上市公司	C18 纺织服装、服饰业 C19 皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业
新闻出版	图书出版发行以及新闻传媒业务	R85 新闻和出版业
酒制造	酒制造业上市公司、饮料和精制茶制造业	C15 酒、饮料和精制茶制造业
光伏	从事对应业务达到营收 10%基准线或净利润 10%基准线	主营业务识别
集成电路	从事对应业务达到营收 30%基准线或净利润 30%基准线	主营业务识别
医疗器械	从事对应业务达到营收 30%基准线或净利润 30%基准线	主营业务识别

附录 A3：分行业信息披露指引主要内容

报告类型	所属类型	主要内容
年度报告	行业信息	宏观形势：如行业所处宏观经济环境走势，对行业的整体影响 产业政策：行业相关的政策、法规及其变动情况和影响 发展趋势：行业的发展方向、新兴业态、技术发展趋势等 竞争格局：行业内竞争对手、市场地位、市场份额分布等
	经营信息	经营模式：采购模式、生产模式、销售模式等及其变化情况和影响 经营板块：各板块的经营情况，包括业务范围、经营成果等 经营区域：业务开展的区域分布，不同区域的经营状况差异 品牌建设：品牌运营、品牌合作、品牌影响力等方面的情况 发展战略：公司的发展战略、经营计划及其调整情况
	业务信息	业绩明细：按类别、区域、业务模式等维度分类的业绩组成 业绩驱动因素：公司业绩信息发生变动的情况以及原因 产品服务情况：产品种类及特点、生产技术、服务内容、标准等 项目动态：新建产能项目、投资项目、达产情况、资金等 合作情况：合作协议、重大合同，如合作方、交易对手、合同金额等
	财务信息	数据明细：分产品国家地区列示财务指标、成本构成、费用构成等 会计政策：报表附注中会计政策细化说明
临时报告	重大事项	具有重大影响的股权收购、投资项目、影响公司经营活动的重大事件等
	季度报告	产量、销售量、销售价格、门店变动情况、拟增加门店情况、按地区及经营业态披露营业收入、毛利率及同比变动等
	经营月报	新增房地产储备、开工面积、竣工面积、签约面积、签约金额及其同比变化情况、上月产品产销数据和本年累计产销数据等

注：信息来源为指引文件手动整理。

附录 B：指引执行情况举例（汽车制造业指引）

本部分通过列举上交所和深交所部分披露情况，阐述分行业信息披露指引出台后，分行业经营信息披露的执行有效性。其中，上交所以汽车制造业指引下的上汽集团（600104.SH）为例。指引出台后，上汽集团开始在年报中新增“汽车制造行业经营性信息分析”板块，包含如下信息的披露：（1）产能状况，对不同工厂的现有产能和在建产能列表说明，对应指引第五条；（2）整车产销量，按车型类别、地区对销售情况列表说明，对应指引第七条；（3）零部件产销量，本年度不适用，对应指引第八条；（4）新能源汽车业务，分工厂、车型类别列表说明产能情况和产销量、汽车收入和补贴，对应指引第九条。此外，指引要求按照车型类别披露月度产销数据和变动情况，公司同样遵守该指引要求发布月度产销快报。

(四) 行业经营性信息分析

汽车制造行业经营性信息分析

1. 产能状况

√适用□不适用

现有产能

√适用□不适用

主要工厂名称	设计产能（辆）	报告期内产能（辆）	产能利用率（%）
上汽大众汽车有限公司	155 万	178 万	115
上汽通用汽车有限公司	151 万	170 万	113
上汽集团乘用车分公司	28 万	17 万	61
上汽通用五菱汽车股份有限公司	165 万	200 万	121
上汽大通汽车有限公司	5.2 万	3.6 万	69
上海申沃客车有限公司	0.27 万	0.23 万	85
上汽依维柯红岩商用车有限公司	2.8 万	0.97 万	35
南京依维柯汽车有限公司	20 万	7.7 万	39
上汽正大有限公司	2 万	0.49 万	25

上述产能数据为截至 2015 年 12 月 31 日的数据，报告期内产能指报告期产量。

在建产能

√适用□不适用

单位：万元　币种：人民币

在建产能工厂名称	计划投资金额	报告期内投资金额	累积投资金额	预计投产日期	预计产能（辆）
乘用车公司南京工厂（产能提升）	120,800	16,504	16,580	2017 年	240,000
上汽大通无锡制造基地（改扩建）	217,679	100,031	146,136	2017 年	100,000
上汽通用金桥扩能	800,000	100,600	279,200	2016 年	160,000
上汽通用武汉北厂	354,000	68,000	68,000	2017 年	240,000
上汽通用五菱宝骏二期	225,800	150,000	170,000	2016 年	120,000
上汽大众宁波工厂二期	637,314	250,462	310,031	2017 年	240,000

2. 整车产销量

√适用□不适用

按车型类别

√适用□不适用

	销量（辆）			产量（辆）		
车型类别	本年累计	去年累计	累计同比增减（%）	本年累计	去年累计	累计同比增减（%）
轿车	2,978,974	3,138,724	-5.1	2,982,320	3,143,123	-5.1
SUV	825,837	472,775	74.7	791,073	464,989	70.1
MPV	1,132,119	991,642	14.2	1,116,868	1,025,864	8.9
交叉型乘用车	615,798	653,770	-5.8	602,416	611,899	-1.5
客车	61,773	64,626	-4.4	62,836	64,035	-1.9
载货汽车	287,387	298,661	-3.8	285,772	302,080	-5.4
合计	**5,901,888**	**5,620,198**	**5.0**	**5,836,156**	**5,610,558**	**4.0**

按地区

√适用□不适用

	境内销量（辆）			境外销量（辆）		
车型类别	本年累计	去年累计	累计同比增减（%）	本年累计	去年累计	累计同比增减（%）
轿车	2,920,879	3,076,650	-5.1	58,095	62,074	-6.4
SUV	824,256	472,774	74.3	1,581	1	158,000.0
MPV	1,130,737	991,634	14.0	1,382	8	17,175.0
交叉型乘用车	599,616	638,907	-6.1	16,182	14,863	8.9
客车	57,054	61,532	-7.3	4,719	3,094	52.5
载货汽车	284,191	292,882	-3.0	3,196	5,779	-44.7
总计	**5,816,733**	**5,534,379**	**5.1**	**85,155**	**85,819**	**-0.8**

新能源汽车收入及补贴

√适用□不适用

单位：万元　币种：人民币

车型类别	收入	新能源汽车补贴金额	补贴占比（%）
荣威 E50	7, 794	3, 389	43. 49
荣威 E550	240, 973	68, 669	28. 50
大通 V80	48, 897	38, 477	78. 69

图 4：上汽集团（600104. SH）经营信息披露情况

整体而言，分行业信息披露指引实施后，指引覆盖范围内的上市公司在定期报告中显著增加了与经营情况相关的信息内容。信息披露的完善不仅体现在信息增量上，而且体现在信息披露格式上对数据、表格的重视，不再仅仅使用泛泛而谈、缺乏实质参考性的文字形式，这些客观上对于横向和纵向的可比性均起到提升作用。

附录 C：Policy 识别方式说明

本部分以上交所部分指引为例，阐述分行业信息披露指引适用变量 *Policy* 识别过程。上交所推出的分行业信息披露指引明确指出，适用指引的公司应当按照证监会行业分类标准进行归属，如果实际业务与所属行业分类标准存在差异，可以按照实际经营情况选择适用的指引类型，深交所同理。因此，本文按照以下步骤识别 *Policy* 变量：

首先，本文将上交所与深交所合计 60 个指引的披露要求进行汇总，区分出其中能与证监会二级行业分类相对应的指引，根据《上市公司行业分类指引（2012 年修订）》的分类标准与行业指引要求对应，

该部分样本使用证监会行业分类进行匹配，如表 8-1 所示。其次，对于与证监会二级行业不匹配的指引，本文使用主营业务的方法进行判断识别，主营业务数据来源于 wind 数据库。再者，为了确定上述方式识别的准确性，本文使用 Python 将上市公司年度报告中与分行业信息披露相关的文本进行提取，例如，深交所公司年度报告中关于“公司需遵守…指引”的描述、上交所主板公司年度报告中关于“行业经营性信息分析”的描述，交叉复核上述匹配方式的准确性。整体而言，A 股上市公司遵守指引的情况以及披露行业经营信息的情况良好。