

控股股东股权质押与企业违规行为 ——兼论内部控制与外部监督何以解忧？*

郑维伟 瞿茜 安玲林 刘耀彬

[摘要] 文章以 2013—2021 年 A 股上市公司为样本，探讨了控股股东股权质押对企业违规行为的影响。研究发现，控股股东股权质押显著增加了企业违规倾向，且对信息披露违规的影响更大；对于融资约束较高和股权制衡度较低的企业，这种影响更为明显。此外，内部控制和外部监督能够有效缓解控股股东股权质押引发的企业违规风险，且内部控制的作用效果更大。

[关键词] 股权质押；企业违规；内部控制；外部监督

[文章编号]

[JEL 分类号]G32

[文献标识码]A

DOI:

How Controlling Shareholders' Equity Pledge Impacts Corporate Fraud? The Roles of Internal Control and External Audit

ZHENG Wei-wei QU Xi AN Ling-lin LIU Yao-bin

[Abstract] Taking Chinese A-share listed companies from 2013 to 2021 as samples, this paper qualifies the effects of controlling shareholders' equity pledges on corporate frauds. The results show that controlling shareholders' equity pledges significantly induces firms to engage in non-compliance and increased the pledge ratio, and disclosure fraud has a greater impact. This positive effect is more obvious in firms with a higher financing constraint and lower equity check and balance. Internal control and external audit can effectively mitigate the risk of controlling shareholders' equity pledges on corporate frauds, and the former is more pronounced.

[Key words] equity pledge; corporate fraud; internal control; external audit

一、引言

近年来中国面临着经济增速放缓、产业结构转型升级、国际环境复杂多变等内外部挑战，企业融资成本明显提高。特别是在金融去杠杆背景下，市场资金面偏紧，进一步加剧了企业的融资需求。自 1995 年《担保法》和 2007《物权法》在中国资本市场建立起股票质押的担保制度；2013 年 5 月上海证券交易所发布《股票质押式回购交易及登记结算业务办法（试行）》，正式建立起标准化的场内股权质押交易机制后，凭借操作简便、使用效率高、可变现性强、资金用途不受限制等诸多优势，股权质押方式受到上市公司股东的广泛关注，并逐渐成为控股股东获取现金流的常见手段。

尽管股权质押在一定程度可以缓解企业的融资约束，但其潜在风险同样不容小觑。这

[作者简介] 郑维伟，上海交通大学安泰经济与管理学院，博士生；瞿茜（通讯作者），上海交通大学安泰经济与管理学院，副院长、教授（上海，200030），E-mail: xiqu@sjtu.edu.cn；安玲林，中国工商银行恩施分行，硕士；刘耀彬，江西财经大学应用经济学院、南昌大学经济管理学院，校党委书记、教授。

[基金项目] 国家自然科学基金优秀青年项目“空间计量经济学建模与分析”（72222007）、国家自然科学基金面上项目“基于时变空间系数和内生权重空间面板模型的地方政府策略互动研究”（71973097）、国家社会科学基金重大项目“中国式现代化进程中的区域协调发展路径优化研究”（23&ZD034）。

主要是由于当控股股东^①向银行或券商质押所拥有的股份时，作为资金融出方的金融机构通常会设置合同警戒线以保证资金安全，这就要求当质押股票的价格下跌时，控股股东需及时追加保证金或提升股价至稳定范围。然而，现实情况通常更为复杂。一方面，股价跌幅越大，控股股东所需追加的保证金压力也越大，特别是选择股权质押的控股股东本身就普遍存在着融资约束难题；另一方面，当股价持续暴跌直至平仓线，而控股股东仍无法提供足够资金或质押物时，便存在被强制平仓风险，意味着控股股东面临控制权的潜在丧失。

因此，当控股股东进行股权质押后，其具有强烈的动机采取隐藏“坏消息”、正向盈余管理、操作经营数据以及避税等一系列信息披露（钱爱民、张晨宇，2018；张军华，2022）和经营违规（王敏、何杰，2020）手段进行市值管理，以达到稳定乃至刺激股价、避免控制权丧失目的。然而，一旦控股股东采取上述一系列操作，也会更大几率诱发所属上市公司发生违规行为（谢德仁等，2016；李常青、幸伟，2017；于连超等，2022）。对此，多个监管部门于2018年共同发布“最严”股票质押新规《股票质押式回购交易及登记结算业务办法（2018年修订）》，以期加强对股权质押的规范和信息披露要求，但近年来控股股东股权质押可能引发的企业违规行为仍然不容小觑。

上市公司违规行为不但会对自身形象造成负面影响，进一步造成融资约束难题，也会冲击中小投资者信心，影响资本市场良性发展。为保护市场参与主体的合法权益，值得本文重点探讨的问题在于：控股股东股权质押是否会加剧上市公司违规行为？其对信息披露和经营违规两种不同类型的影响是否存在明显差异？为缓解控股股东股权质押下企业违规行为，基于企业内部控制和外部监督的两种途径究竟谁更有效？为此，文章通过构建2013—2021年中国A股上市公司的面板数据，深入探讨了控股股东股权质押对企业违规行为的影响，以及内部控制质量与外部监督程度对于缓解企业信息披露与经营违规行为的积极作用，为上市公司治理过程中存在的问题提出可行性建议和启示。研究发现，控股股东股权质押会显著增加企业违规行为；相较于经营违规，更倾向于操纵企业进行信息披露违规；相较于外部监督，企业内部控制质量提升可以更大程度缓解企业违规行为。

本文可能的边际贡献在于：第一，传统研究大多聚焦于公司股权结构（王敏、何杰，2020）、董事会治理（逯东等，2017）及外部监督（周开国等，2016；汪昌云等，2023）对企业违规行为的影响，本文不仅探讨了控股股东股权质押对企业总体违规行为的影响，还厘清了其对企业信息披露与经营违规的影响机制差异，拓展了该领域理论研究视角。第二，文章关于控股股东股权质押后更倾向于信息披露违规的研究发现，有助于提升监管部门的违规稽查效率，促进上市公司规范信息披露行为。并且，该研究结论对投资者、金融机构等资本市场参与者增强信息辨别能力也具有启示意义。第三，从内部控制与外部监督两个维度，通过系统探讨缓解控股股东股权质押后企业违规行为的机制，本文为上市公司提升内部控制质

① 指对企业的重大经营决策拥有实际控制权的股东。

量、外部市场主体针对性关注存在控股股东股权质押的企业提供了实践参考，有助于提高市场透明度和公平性，促进资本市场规范化发展。

二、文献回顾与理论假说

（一）控股股东股权质押与企业违规行为

当企业面临财务困境时，其股东可在不失去公司控制权情况下抵押所持股权，从而快速获取资金，缓解融资约束。对于控股股东而言，只要所属公司股票价格在股权质押期间保持在平仓线以上，便不会失去对企业的控制权和决策权。少许研究认为控股股东股权质押会增加企业违规被稽查的可能性，从而降低了企业的违规倾向（吕晓亮，2017）。但大部分研究都认为控股股东股权质押会增加企业的违规倾向。这是因为，一旦股价持续暴跌至平仓线，控股股东便面临控制权丧失风险。因此，控股股东股权质押后通常会导致所属公司向上操纵真实盈余管理程度（Huang and Xue, 2016）、改变公司股利政策（廖珂等，2018）、引发股价操纵（Chan et al., 2018）和崩盘风险（谢德仁等，2016）等经济后果。换句话说，出于经济学“理性人”假设，为规避控制权转移风险，控股股东极有可能出现机会主义倾向，具有强烈的动机实施违规行为。如通过盈余管理或操纵会计政策等短视行为提升公司经营绩效（陆蓉、兰袁，2021），以此减少质押期间的风险；又或者利用企业内外部信息不对称，向外界隐藏不利消息，甚至传递扭曲信息（王秀丽等，2020），达到维护股价稳定和自身利益目的。

根据违规成本与收益分析理论，企业是否发生违规行为，主要取决于控股股东股权质押后其违规可得收益与违规成本的差额。其中，违规收益包括以违规行为掩饰企业困境，通过金融机构风险评估，达到融资目的、掩盖负面信息或美化会计业绩，维持甚至抬升股价，以获得更大融资规模，以及保护控股股东的控制权等；违规成本由违规后被监管机构发现的可能性与因违规行为而面临的罚款、声誉损失、行政和刑事处罚等乘积所决定（李瑞涛、酒莉莉，2018）。一旦违规可得收益大于违规成本，上市公司便具有较强的违规动机。从公开的违规处罚案例看，即便 2021 年颁布的新《证券法》将上市公司信息披露违法行为处罚，从原来最高处以 60 万元罚款提高至 1000 万元，但相对于股权质押动辄上百亿的融资规模罚款数额仍然过低。并且，此类惩罚的对象主要为上市公司，对控股股东自身的惩罚成本较低；加之违规行为的隐蔽性，使得监管部门稽查企业违规的成本和难度较大。上述一系列原因综合导致在面对极高的违规收益和极低的违规成本时，控制股东更有可能通过侵占、欺诈等行为引发企业违规。

不仅如此，根据“双重委托代理理论”^①，在大股东和中小股东的第二类委托代理关系

^① 上市公司的股权结构高度集中时，在内部存在企业管理层、控股股东和中小股东三个利益主体。“双重委托代理理论”主要探讨股东和经理层、控股股东和中小股东层之间两种类型的委托关系。

中，由于控股股东拥有更多话语权，这种“一股独大”的现象极有可能在控股股东股权质押时，为其利用自身控制权操纵上市公司进行市值管理或其他调节手段创造机会，以此刺激股价和增强流动性，避免因股价波动而被强制平仓后失去控制权，最终形成侵吞企业财富和掠夺中小股东权益的侵占效应，甚至出现违规行为。特别地，当上市公司控股股东股权质押比例较高时，其控股股东所面临的公司控制权和现金流权发生偏离风险越大，越具有强烈动机利用控股权操纵公司从事更多的违规行为（Huang and Xue, 2016; 许晓芳等, 2021）。基于上述理论分析，本文提出如下假说：

H1a: 控股股东存在股权质押行为时，更容易引发上市企业违规行为。

H1b: 控股股东股权质押比例越高，上市公司产生违规行为越多。

（二）控股股东股权质押与企业违规类型

一般地，企业违规行为可分为信息披露与经营违规两种类型。从概念上看，信息披露违规通常指企业违反相关信息披露的法律法规和监管要求，未能及时、准确、完整地向市场和投资者披露相关信息的行为；经营违规主要包括企业在日常运营、管理决策、财务管理、市场竞争等活动中违反国家法律、法规、行业规范、道德准则的行为（吕晓亮, 2017）。股权质押作为一种向市场发出公司现金流受限、资金不足信号的融资方式，通常会使市场投资者不看好该公司的经营状况和发展前景，引发股价崩盘风险，进而引发公司控制权转移（张晨宇、武剑锋, 2020）。此时，拥有公司实际控制权的控股股东极有可能产生机会主义倾向，出现操纵财务数据和干扰公司董事会的相关决策等违规行为。

不同违规行为在调查程序、处罚力度和对市场的影响程度等方面均存在较大差异，控股股东在发生股权质押行为并试图进行违规操纵时，会尽可能规避过大的违规风险。一方面，公开的信息披露作为资本市场健康发展的基石，是外部投资者了解公司运作状况并对其进行评价的重要渠道，也是影响股票价格的重要因素。然而，在现行监管体系下，企业可以自主选择信息披露时机和内容，加之当前监督管理体系不够健全，临时公告在发布时间、形式、内容等方面没有强制性要求，综合导致控股股东在发生股权质押行为后，更有可能使信息操纵的空间变大，向外界传递错误的信息或进行会计舞弊，加大企业违规披露信息的可能性（张晨宇、武剑锋, 2020），以达到维持股价稳定目的。换句话说，控股股东股权质押行为促使企业更倾向于采取利己的信息披露策略，降低公司信息披露质量，即往往只透露好消息，而隐藏坏消息（于连超等, 2022），以此维持债权人及投资者的信心。

另一方面，上市公司经营违规被稽查的成本普遍高于信息披露违规。从经济后果看，信息披露违规主要涉及证券市场和财务报告的透明度问题，通常由证券监管机构负责调查，一般仅以企业声誉受损和处以罚金为主，只有情况特别严重时才会面临刑拘处罚，违规成本较低（李常青、幸伟, 2017）；而经营违规行为涵盖财务违规、市场操纵、反竞争行为、环境保护违规、劳动法违规等较多范围，其调查、起诉和执行程序涉及工商、税务、环保等在

内的多个监管部门，一般包括巨额罚款、行政处分、责令改正、停产整顿等处罚，情节严重者甚至构成刑事犯罪。可见，相较经营违规行为，存在控股股东股权质押的企业更有可能采取信息披露机制作为市值管理的主要手段（张晨宇、武剑锋，2020）。综上，本文提出如下理论假说：

H2：相较于经营违规，存在控股股东股权质押的公司发生信息披露违规的概率更高。

（三）内部控制质量缓解控股股东股权质押下企业违规行为的机理

根据信息不对称理论，在经济活动中掌握信息丰富的一方通常处于有利地位，有机会获得更多利益，使得拥有信息较少的一方有较强的动机努力获取信息，降低信息不对称性。由于公司经营管理者与股东间存在信息不对称，前者在缺乏监督情况下极有可能出现松懈现象、滋生机会主义并引发道德风险，进而出现侵占公司利益行为。特别是存在控股股东股权质押时，这一现象往往更加突出。在股权相对集中情况下，控股股东掌握着企业实际控制权，为其利用自身优势地位加大信息不对称性，进而侵犯中小股东权益和侵吞公司财产等创造有利条件。因此，为维护公司利益，确保管理层做出最优决策，由股东大会、董事会和管理层构成的内部治理机制应运而生。

具体而言，当企业内控制度存在严重漏洞时，管理者更容易出现投机性行为，显著增加“双重委托代理理论”中两类委托代理成本，使企业更容易出现违规行为（Järvinen and Myllymäki, 2016）。内部治理强调利用相关约束制度对控股股东进行监督和约束，推动组织决策和治理标准化。通过避免控股股东个人目标与企业利益出现较大偏差，可以有效减轻由于企业内部治理结构失衡引起的利益冲突问题，降低企业出现财务危机的可能性。换句话说，通过建立相对完善的内部控制机制，能够对公司潜在的违规行为进行事前识别、事后补救，遏制控股股东机会主义行为发生，最终降低企业违规行为（宫义飞、谢元芳，2018）。

总体而言，以企业股权结构（王敏、何杰，2020）、高管特征（乔菲等，2021）等为体现，科学、高效的内部控制可以有效监督并限制上市公司控股股东的投机主义行为，减轻由信息不对称所导致的第二类委托代理问题。事实上，较高的内部控制质量不仅可以有效维护中小股东与质权人的利益，而且能够通过提升企业信息公开透明度使投资者及时掌握其真实经营状况，进而降低企业出现违规行为的可能性。因此，本文提出如下理论假说：

H3：高质量的内部控制机制可有效降低控股股东股权质押对企业违规行为的诱发效应。

（四）外部监督程度遏制控股股东股权质押下企业违规行为的作用机理

从资本市场看，公司管理者与资本市场信息使用者之间同样存在信息不对称关系。其主要原因在于，上市公司对外发布信息的方式和渠道较单一，导致资本市场信息使用者往往无法及时获取最新消息，甚至所获取到的消息经过了公司管理者的刻意筛选。从而，公司管理者具有较强的激励利用该信息差，向外部投资者传递失真信息，使其对公司实际价值出现

误判，造成逆向选择问题。与内部控制质量强调企业内部治理不同，外部治理机制更倾向于运用其他市场机制，如产品市场、资本市场、经理人市场等，达到对企业进行监督与约束的目的。特别是当内部治理不能完全解决企业管理过程中存在的问题时，外部治理便扮演着制止企业产生违规行为“最后把关人”的角色。这主要是由于，当控股股东存在股权质押行为时，为规避控制权转移的风险，其极有可能凭借其掌握的公司实际控制权，通过向外界投资者传递错误信息、隐藏负面信息或延迟披露等违规行为操纵信息披露，达到稳定乃至提升股价目的。

以分析师关注为代表的外部监督可有效降低信息不对称，缓解因控股股东股权质押所导致的企业违规行为。其中，作为专业的信息收集者与传播者，证监会监管强度能够较好地通过法律和政府力量弥补企业治理的不足；上市公司的违规意愿强度还受到投资者对行业的信心程度等影响（Aggarwal et al., 2015）。最为重要的是，分析师盈余预测也对上市公司的信息披露情况较为敏感（刘瑶瑶、路军伟，2023）。作为资本市场的信息中介和外部监督者，分析师及其团队凭借其专业能力，不仅可以通过长期跟踪、走访及调研等方式搜集和分析特定上市公司的信息，对企业的经营管理进行直接监督（谭松涛、崔小勇，2015），还可利用证券研究报告进一步提高公司的信息透明度，促使公司股价更加准确地反映其实际经营情况，形成上市公司一旦出现违规就容易被发现的“威慑效应”。此外，出于提升个人声誉和职业前景考虑，分析师也有较强的动机揭发所关注企业的违规行为（汪弘等，2013）。综上，企业受到以证券分析师关注度为代表的外部监督程度越高，就越有可能规范其控股股东行为和提高信息披露质量，并倒逼企业经营者减少违规行为（李志辉等，2023）。基于上述分析，本文提出以下假说：

H4：提高外部监督程度可以有效遏制控股股东股权质押引发的企业违规行为。

三、研究设计与样本说明

（一）面板 Probit 模型

为识别控股股东股权质押行为以及程度是否对企业违规行为施加重要影响，本文参考相关研究（钱爱民、张晨宇，2018；汪先珍、马成虎，2022；于连超等，2022），建立如下面板 Probit 模型：

$$Y_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 Pled_{it} + \sum_{j=1}^m \alpha_j X_{ijt} + \sum_{j=1}^n \gamma_j Z_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{if } Y_{it}^* \leq 0 \\ 1 & \text{if } Y_{it}^* > 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$P(Y_{it} = 1 | Pled_{it}, \mathbf{X}, \mathbf{Z}) = \Phi \left(\alpha_0 + \alpha_1 Pled_{it} + \sum_{j=1}^m \alpha_j X_{ijt} + \sum_{j=1}^n \gamma_j Z_{ijt} \right) \quad (3)$$

其中， Y^* 为不可观测的企业违规潜变量， Y 为公司存在违规且被稽查的情况，分别以公

司是否存在总体、信息披露以及经营违规行为衡量； $Pled$ 为核心解释变量，分别为控股股东股权质押行为以及股权质押比例； X 为其他潜在影响因素； Z 为反映个体和时间层面异质性控制变量； $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布的累积概率密度函数； i 为公司， t 为年份， ε 为误差。

（二）变量说明

被解释变量：对于企业是否存在违规行为的度量，本文借鉴已有研究（孟庆斌等，2019；汪先珍、马成虎，2022），采用上市公司当年是否发生违规行为的虚拟变量（ $Total_dum$ ）衡量，并进一步将其分为是否存在信息披露违规（ $Infor_dum$ ）与经营违规（ $Oper_dum$ ）两种类型^①。后文替换为公司当年年末内累计被披露的违规行为次数（ $Total_times$ 、 $Infor_times$ 和 $Oper_times$ ），即上市公司的违规程度，进行稳健性检验。一般地，公司发生违规行为次数越高，表明其违规行为越严重。

核心解释变量：参考已有文献（陆蓉、兰袁，2021；叶莹莹等，2022），分别采用控股股东是否存在股权质押（ $Pled_dum$ ）以及控股股东累计质押比例（ $Pled_ratio$ ）衡量上市公司控股股东股权质押的意愿和程度。具体而言，若上市公司控股股东在当年存在股权质押行为，则 $Pled_dum$ 赋值为 1，否则为 0。 $Pled_ratio$ 为上市公司当年控股股东累计质押股数与控股股东年末所持股份数量比值。一般而言，该比值越大，说明控股股东累计参与股权质押的规模越高，亦意味着所面临的风险越大。

控制变量：为有效分离其他潜在因素的影响，参考相关文献（许晓芳等，2021；汪先珍、马成虎，2022），将资产负债率（ Lev ）、资产收益率（ Roa ）、市账率（ BM_ratio ）、产权性质（ SOE ）、两职合一（ $Dual$ ）、资本密集度（ $Capint$ ）、托宾 Q 值（ $TobinQ$ ）、董事会规模（ $Board$ ）以及独立董事比例（ InD_ratio ）等纳入回归模型，以排除潜在遗漏变量所导致的参数估计有偏问题。

个体和时间层面控制变量：当被解释变量为二值分类变量时，面板 Probit 模型无法采用固定效应（ $Fixed\ Effect$ ）消除个体或时间特征^②。因此，与孟庆斌等（2019）思路类似，本文并不直接控制公司和时间的固定效应，而通过控制公司规模（ $Size$ ）和上市年限（ Age ）等表征上市企业个体和时间异质性的特征变量剔除个体和时间层面的影响，并在后文采用固定效应面板回归模型等进行稳健性检验。最终各主要变量定义及度量见表 1。

表 1 变量定义及度量

① 本文按如下标准划分两种违规类型：信息披露违规包括虚构利润（P2501）、虚列资产（P2502）、虚假记载（误导性陈述）（P2503）、推迟披露（P2504）、重大遗漏（P2505）、披露不实（其它）（P2506）以及一般会计处理不当（P2515）等类别；经营违规包括欺诈上市（P2507）、出资违规（P2508）、擅自改变资金用途（P2509）、占用公司资产（P2510）、内幕交易（P2511）、违规买卖股票（P2512）、操纵股价（P2513）、违规担保（P2514）等类别。

② 这主要是因为面板 Probit 模型的非线性形式所出现的伴生参数问题（ $Incidental\ Parameters\ Problem$ ）会导致固定效应模型估计结果非一致。

变量说明	符号	变量名称	经济含义
被解释变量	<i>Total_dum</i>	是否存在违规行为	若公司当年年末存在违规取 1，否则为 0
	<i>Infor_dum</i>	是否存在信息披露违规行为	若公司当年年末存在信息披露违规行为取 1，否则为 0
	<i>Oper_dum</i>	是否存在经营违规行为	若公司当年年末存在经营违规行为取 1，否则为 0
	<i>Total_times</i>	总体违规次数	公司截至当年年末总体出现违规次数
	<i>Infor_times</i>	信息披露违规次数	公司截至当年年末出现信息披露违规次数
	<i>Oper_times</i>	经营违规次数	公司截至当年年末出现经营违规次数
核心解释变量	<i>Pled_dum</i>	控股股东股权质押行为	若当年控股股东存在股权质押行为取 1，否则为 0
	<i>Pled_ratio</i>	控股股东股权质押比例	年末控股股东股权质押数量/控股股东所持总量
控制变量	<i>Size</i>	公司规模	总资产取对数
	<i>Lev</i>	资产负债率	公司期末总负债/期末总资产
	<i>Roa</i>	资产收益率	公司期末净利率/期末净资产
	<i>MB_ratio</i>	市账率	每股市场价格/每股账面价值
	<i>SOE</i>	产权性质	若最终控制人为政府或国有企业取值为 1，否则为 0
	<i>Dual</i>	两职合一	若当年公司董事长兼任总经理取值 1，否则为 0
	<i>Capint</i>	资本密集度	行业总固定资产/职工人数
	<i>TobinQ</i>	托宾 Q 值	企业市价/企业的重置成本
	<i>Board</i>	董事会规模	董事会人数取对数
	<i>InD_ratio</i>	独立董事比例	独立董事人数/董事会人数
个体和时间	<i>Size</i>	公司规模	总资产取对数
层面控制变量	<i>Age</i>	上市年限	公司上市年数取对数

（三）数据来源与处理

直到 2013 年 5 月上海证券交易所发布《股票质押式回购交易及登记结算业务办法（试行）》后，股权质押才由场外交易逐步转向标准化的场内股权质押交易机制，并随之呈现出股权质押上市公司数量以及质押规模均持续增长态势。因此，结合数据的可得性，本文以 2013—2021 年 A 股上市公司为样本。其中，企业违规行为数据来源于 CSMAR 数据库，股权质押数据及其他财务数据来源于 Wind 资讯，并进行以下处理：（1）剔除金融和保险类公司样本；（2）剔除有退市风险或已退市的样本；（3）剔除数据缺失严重的样本；（4）剔除当年进行 IPO 上市的样本；（5）剔除资产负债率大于 100%以及股权性质不确定的股票；（6）对非比例数据的各控制变量均取对数处理。最终选取各变量描述性统计见表 2。

表 2 变量的描述性统计

变量	指标含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Total_dum</i>	是否存在违规行为	24648	0.108	0.310	0.000	1.000
<i>Infor_dum</i>	是否存在信息披露违规行为	24648	0.104	0.306	0.000	1.000
<i>Oper_dum</i>	是否存在经营违规行为	24648	0.017	0.128	0.000	1.000
<i>Total_times</i>	总体违规次数	24648	0.192	0.640	0.000	7.000
<i>Infor_times</i>	信息披露违规次数	24648	0.173	0.576	0.000	6.000
<i>Oper_times</i>	经营违规次数	24648	0.019	0.149	0.000	3.000
<i>Pled_dum</i>	控股股东股权质押行为	24648	0.363	0.481	0.000	1.000
<i>Pled_ratio</i>	控股股东股权质押比例	24648	0.184	0.303	0.000	1.000
<i>Lev</i>	资产负债率	24648	0.427	0.202	0.046	0.949
<i>Roa</i>	资产收益率	24648	0.035	0.069	-0.581	0.233
<i>MB_ratio</i>	市账率	24648	0.649	0.515	0.000	25.772
<i>SOE</i>	产权性质	24648	0.357	0.479	0.000	1.000
<i>Dual</i>	两职合一	24648	0.277	0.447	0.000	1.000

<i>TobinQ</i>	托宾 Q 值	24648	2.121	1.460	0.809	15.550
<i>Capint</i>	资本密集度	24648	2.551	2.169	0.378	19.504
<i>Board</i>	董事会规模	24648	2.118	0.199	1.099	2.890
<i>InD_ratio</i>	独立董事比例	24648	0.377	0.056	0.143	0.800
<i>Age</i>	上市年限	24648	2.229	0.763	0.000	3.466
<i>Size</i>	公司规模	24648	22.306	1.304	19.013	26.430

四、实证结果分析

(一) 控股股东股权质押对企业总体违规行为的影响

表 3 第 (1) 和 (4) 列分别报告了的控制其他潜在因素, 并截断个体和时间层面特征变量的影响后, 控股股东股权质押行为和比例对企业总体违规行为的影响效应。

第一, 控股股东股权质押显著增加企业总体违规行为发生概率。表 3 列 (1) 中, 控股股东股权质押行为对企业总体是否产生违规行为的影响显著为正 (系数为 0.139), 且通过了 1% 显著性水平检验, 即上市公司控股股东股权质押行为的确会诱导企业产生违规行为。当控股股东进行股权质押时, 为规避因股价低于平仓线而引发额外增加抵押物和控制权变更, 控股股东往往倾向于利用其企业控制权, 采取多种手段缓解股价下跌压力, 从而在一定程度上增加企业产生违规行为的概率。因此, 上述研究发现证实了理论假说 H1a 的合理性。

第二, 企业发生违规行为的概率随着控股股东股权质押比例的增加而增加。表 3 列 (4) 中, 控股股东股权质押比例对企业总体违规行为发生概率的影响显著为正 (系数为 0.2946), 并通过了 1% 显著性水平检验, 即上市公司控股股东股权质押越高, 致使企业产生违规行为的概率也越大。这主要是由于不同股权质押比例下, 控股股东所面临的控制权转移风险亦必然有所不同。特别是控股股东股权质押比例越高, 其所面临的潜在风险越大, 便越有动机影响公司决策, 从而越可能导致企业产生违规行为。上述结果表明, 控股股东股权质押比例越高, 上市公司产生违规行为越多, 故理论假说 H1b 的合理性得到证实。

(二) 控股股东股权质押对企业不同类型违规行为的影响差异分析

为验证假说 H2 的合理性, 本文进一步考察控股股东股权质押对上市公司信息披露和经营违规不同类型的影响。第一, 控股股东股权质押行为对企业产生信息披露和经营违规均存在显著正向诱导效应, 且对于信息披露违规行为的发生概率影响更大。首先, 控股股东股权质押行为无论对于企业信息披露违规还是对经营违规的影响系数均显著为正, 且分别通过了 1% 和 5% 的显著性水平检验。这意味着上市公司控股股东一旦出现了股权质押行为, 将会综合采用信息披露和经营违规的方式进行市值管理, 以确保股价稳定和避免对企业的控制权丧失。其次, 对比表 3 列 (2) 和 (3) 企业信息披露和经营违规两种类型的影响系数差异发现, 控股股东存在股权质押使企业产生信息披露违规行为的概率增加 0.1517, 使企业产生经营违规行为的概率仅增加 0.0972, 两者系数相差 0.56 倍。其原因在于: 一方面, 违规披露相关公开信息可以在较短期内快速稳定股价, 帮助企业避免股价崩盘风险, 以此达到维护控股股东自身控制权的目的; 另一方面, 相较于经营违规这一涉嫌严重违法违纪的行为, 在控股股东

进行股权质押操作后，其更倾向于采取违法行为的情节、造成的损害以及处罚力度均相对较弱的信息披露违规行为。综上，研究假说 H2 的合理性得到证实。

第二，控股股东股权质押比例显著增加了企业产生信息披露和经营违规行为的概率，且对于信息披露违规行为的诱导效应更加明显。首先，控股股东股权质押比例对企业信息披露以及经营违规行为均存在显著正向影响，且分别在 1%和 5%的显著性水平显著。结果表明，控股股东股权质押比例越高，其对于后续所能够及时补充的质押物越少，故其通过操控公司综合采取信息披露和经营违规行为达到提升股价至稳定范围的动机便越强。其次，从表 3 列（5）和（6）对企业两种类型违规行为的影响系数看，平均而言，控股股东股权质押比例每增加 1%，企业发生信息披露违规行为的概率将增加 0.317，而发生经营违规行为的概率仅增加 0.1718，两者相差 0.845 倍。这意味着控股股东股权质押比例越高，其对于诱导企业进行信息披露违规的动机显著高于经营违规。其背后的原因在于：相较经营违规所面临的高风险、高处罚、长周期而言，采用信息披露的方式进行股价操纵能够更快取得“立竿见影”的效果，而控股股东股权质押比例越高，意味着其面临的股价压力越大，故运用自身控制权操纵信息披露内容和时机，以期对上市公司进行市值管理的违规动机越强。因此，研究假说 H2 的合理性再次得到佐证。

表 3 控股股东股权质押对企业不同类型违规行为的影响效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Total_dum	Infor_dum	Oper_dum	Total_dum	Infor_dum	Oper_dum
<i>Pled_dum</i>	0.1390*** (0.025)	0.1517*** (0.025)	0.0972** (0.047)			
<i>Pled_ratio</i>				0.2946*** (0.037)	0.3170*** (0.037)	0.1718** (0.068)
<i>Lev</i>	0.6722*** (0.068)	0.6694*** (0.068)	0.4799*** (0.122)	0.6497*** (0.068)	0.6453*** (0.068)	0.4684*** (0.122)
<i>Roa</i>	-2.1872*** (0.158)	-2.1987*** (0.159)	-1.6388*** (0.217)	-2.1067*** (0.159)	-2.1129*** (0.160)	-1.5917*** (0.218)
<i>MB_ratio</i>	0.0072 (0.020)	0.0048 (0.020)	0.0026 (0.027)	0.0045 (0.020)	0.0019 (0.021)	0.0011 (0.028)
<i>SOE</i>	-0.2635*** (0.030)	-0.2540*** (0.031)	-0.2625*** (0.060)	-0.2338*** (0.031)	-0.2227*** (0.031)	-0.2509*** (0.060)
<i>Dual</i>	0.0083 (0.026)	0.0074 (0.026)	-0.0194 (0.048)	0.0119 (0.026)	0.0114 (0.026)	-0.0169 (0.048)
<i>Capint</i>	0.0201*** (0.005)	0.0185*** (0.005)	0.0170** (0.007)	0.0190*** (0.005)	0.0173*** (0.005)	0.0163** (0.007)
<i>TobinQ</i>	-0.0018 (0.009)	-0.0004 (0.009)	-0.0310* (0.017)	0.0015 (0.009)	0.0032 (0.009)	-0.0290* (0.017)
<i>Board</i>	-0.0993 (0.070)	-0.0904 (0.071)	-0.1788 (0.133)	-0.0974 (0.070)	-0.0888 (0.071)	-0.1751 (0.133)
<i>InD_ratio</i>	-0.2405 (0.240)	-0.1937 (0.242)	-0.3151 (0.477)	-0.2437 (0.241)	-0.1972 (0.243)	-0.3122 (0.477)
<i>Age</i>	0.1856** (0.019)	0.1870** (0.019)	0.1788** (0.037)	0.1719** (0.019)	0.1722** (0.019)	0.1706** (0.037)
<i>Size</i>	-0.1099*** (0.012)	-0.1135*** (0.012)	-0.0695*** (0.021)	-0.1048*** (0.012)	-0.1080*** (0.012)	-0.0658*** (0.021)
<i>_cons</i>	0.8174***	0.8370***	-0.6185	0.7200**	0.7318**	-0.6915

	(0.295)	(0.299)	(0.560)	(0.296)	(0.300)	(0.557)
<i>N</i>	24648	24648	24648	24648	24648	24648
LR Chi2	857.56	856.85	205.26	900.38	904.20	211.34
Prob > Chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别代表通过 10%、5%和 1%的显著性水平检验。下同。

(三) 内生性探讨^①

1. 考虑无法观测异质性的动态面板 Probit 模型

为缓解潜在序列相关引起的内生性问题，本文引入被解释变量的一阶滞后项，并将无法观测的异质性特征纳入考量，建立如下动态面板 Probit 模型：

$$Y_{it}^* = \alpha_0 + \rho Y_{it-1} + \alpha_1 Pled_{it} + \sum_{j=1}^m \alpha_j X_{ijt} + \sum_{j=1}^n \gamma_j Z_{ijt} + c_i + u_{it} \quad (4)$$

$$c_i = \beta_0 + \beta_1 Y_{i0} + \sum_{j=1}^n \beta_j Z_{ij0} + \sum_{j=1}^n \theta_j \bar{Z}_{ij} + a_i \quad (5)$$

其中， ρ 衡量被解释变量的动态效应； c 为个位无法观测的异质性效应，分别包括常数项 (β_0)、因变量样本初期的初始情况 (Y_0)、个体和时间层面控制变量的初始情况 (Z_0) 及其在样本期内的个体内部平均值 ($\bar{Z}_{ij} = 1/T \sum_{t=1}^T Z_{ijt}$)、个体特定非时变误差项 (a)； u 为特定误差项；其他变量含义同式 (1)。

表 4 报告了考虑无法观测的异质性特征后，采用动态面板 Probit 模型的实证结果。在控制了潜在的序列相关问题后，无论是控股股东股权质押行为还是股权质押比例，两者均对于上市公司产生总体违规、信息披露违规以及经营违规行为存在显著正向诱导效应。进一步从系数大小差异看，以控股股东股权质押行为为例，其平均意义上将导致企业产生信息披露和经营违规行为的概率分别增加 0.1582 和 0.1003，两者系数相差 0.58 倍，且分别通过了 1%和 10%的显著性水平检验，结果再次证实了理论假说 H1a、H1b 以及 H2 的合理性。

表 4 控股股东股权质押对企业不同类型违规行为的动态影响效应

	(1) Total dum	(2) Infor dum	(3) Oper dum	(4) Total dum	(5) Infor dum	(6) Oper dum
<i>L.Total_dum</i>	0.5249*** (0.041)			0.5285*** (0.041)		
<i>L.Infor_dum</i>		0.5308*** (0.042)			0.5338*** (0.042)	
<i>L.Oper_dum</i>			0.8337*** (0.114)			0.8473*** (0.114)
<i>Pled_dum</i>	0.1402*** (0.028)	0.1582*** (0.028)	0.1003* (0.053)			
<i>Pled_ratio</i>				0.2990*** (0.042)	0.3282*** (0.042)	0.2247*** (0.074)
控制变量及常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21262	21262	21262	21262	21262	21262
Wald Chi2	976.29	981.63	290.98	1,031.43	1,039.70	298.97
Prob > Chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

① 篇幅所限，完整回归结果未展示，留存备索。下同。

2. 控股股东“首次股权质押”准自然实验避免反向因果问题

上市公司控股股东“首次股权质押”事件理论上只会影响企业未来短期内的违规行为决策，且企业违规行为不太可能反过来影响控股股东是否进行首次股权质押，故这是一个相对外生的准自然实验，其识别策略如下：

$$P(Y_{it} = 1 | Pled_First_{it}, \mathbf{X}, \mathbf{Z}) = \Phi \left(\alpha_0 + \alpha_1 Pled_First_{it} + \sum_{j=1}^m \alpha_j X_{ijt} + \sum_{j=1}^n \gamma_j Z_{ijt} \right) \quad (6)$$

其中， $Pled_First$ 为企业“首次股权质押”事件虚拟变量，即若企业 i 在样本期内第 t 年首次出现控股股东股权质押行为则取值为 1，否则为 0；其他变量含义同式 (1)。

从表 5 回归结果看，无论对于企业总体是否发生违规行为、信息披露违规还是经营违规行为，上市公司控股股东“首次股权质押”事件均显著引发了企业后续产生违规行为，且对于信息披露违规的诱导效应明显大于经营违规行为，其显著性水平分别为 1%、1%和 5%。结果表明，在排除了潜在的反向因果情况下，上市公司控股股东股权质押的确会显著加剧企业发生违规行为，再次证实了理论假说 H1a、H1b 和 H2 的合理性。

表 5 控股股东首次股权质押对企业违规行为的影响效应

	(1) Total dum	(2) Infor dum	(3) Oper dum
<i>Pled_First</i>	0.1901*** (0.031)	0.1899*** (0.031)	0.0972** (0.047)
控制变量及常数项	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	24648	24648	24648
Wald Chi2	642.66	640.40	205.26
Prob > Chi2	0.000	0.000	0.000

3. 引入更多控制变量缓解遗漏变量偏误

为缓解因遗漏变量导致的内生性问题，本文进一步控制了可能导致企业产生违规行为的影响因素，具体包括控股股东性质、是否存在一控多情况、实际控制人拥有上市公司所有权比例、实际控制人拥有上市公司控制权比例、实际控制人两权分离率、管理层持股比例、机构投资者持股比例、董监高是否具有金融背景，回归结果如表6所示。可见，在排除了可能存在的遗漏变量问题后，上市公司控股股东股权质押对企业违规行为仍然具有显著诱导效应，且对信息披露违规的影响效应更大，即理论假说H1a、H1b和H2具有合理性。

表6 引入更多控制变量的回归结果

	(1) Total dum	(2) Infor dum	(3) Oper dum	(4) Total dum	(5) Infor dum	(6) Oper dum
<i>Pled_dum</i>	0.1172*** (0.031)	0.1328*** (0.031)	0.1258** (0.061)			
<i>Pled_ratio</i>				0.2939*** (0.047)	0.3230*** (0.048)	0.2322*** (0.085)
控制变量及常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22008	22008	22008	22008	22008	22008
Wald Chi2	552.076	551.108	134.554	594.161	596.242	140.499
Prob > Chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

4. Oster 系数稳定性检验

尽管前文尽可能控制了更多潜在可观测因素的影响，但不可观测遗漏变量也会潜在增

加研究结论的不确定性。为此，本文参考 Oster（2019）提出的系数稳定性检验方法，探讨给定既有控制变量情况下，不可观测因素影响关键系数的可能性大小。其中， δ 和 R_{max} 是两个核心参数：前者刻画可观测变量与不可观测变量对核心变量影响程度的比例选择关系（Proportional Selection Relationship），后者则为假定模型纳入不可观测遗漏变量的最大拟合优度。根据拇指法则， R_{max} 通常为基准模型拟合优度的 1.3 倍且不超过 1。 R_{max} 按拇指法则确定后，该方法主要有两种检验方式：其一，假定核心解释变量的系数 $\beta=0$ ，检验 δ 是否大于 1；其二，假定 $\delta=1$ ，检验 β 的取值范围是否包含 0。

鉴于 Oster 检验只适用于线性回归模型，表 7 报告了引入更多控制变量情况下采用面板年份和行业双固定效应的估计结果。结果表明，控股股东股权质押行为和比例均对企业不同违规行为具有显著诱导效应。并且，相较于经营违规，控股股东股权质押更有可能导致企业产生信息披露违规行为，这与前文研究结论基本保持一致。

表 7 面板固定效应回归模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Total_dum	Infor_dum	Oper_dum	Total_dum	Infor_dum	Oper_dum
<i>Pled_dum</i>	0.0178*** (0.005)	0.0196*** (0.005)	0.0039** (0.002)			
<i>Pled_ratio</i>				0.0600*** (0.008)	0.0635*** (0.008)	0.0127*** (0.003)
控制变量及常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind Fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22008	22008	22008	22008	22008	22008
Within R ²	0.051	0.051	0.016	0.053	0.053	0.017

表 8 汇报了采用两种检验方式的 Oster 检验结果。第一行 δ 的估计结果意味着只有不可观测因素产生的影响超过已控制变量的 1 倍以上时，本研究面临的遗漏变量偏误问题才值得担忧；第二行中 β 取值范围均未包括 0，表明本文受不可观测因素影响关键系数的可能性较小，结论稳健。

表 8 Oster 系数稳定性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Total_dum	Infor_dum	Oper_dum	Total_dum	Infor_dum	Oper_dum
δ	1.3332	1.4811	1.8135	1.7052	1.7816	2.3401
β 取值范围	[0.010, 0.035]	[0.012, 0.038]	[0.007, 0.012]	[0.022, 0.044]	[0.024, 0.047]	[0.001, 0.027]

（四）稳健性检验

1. 采用面板 Logit 模型估计

为确保前文结果可靠，本文进一步采用面板 Logit 模型进行稳健性检验。结果表明（见表 9），控股股东股权质押行为和比例均对企业产生总体违规、信息披露违规以及经营违规行为均具有显著的诱导效应。并且，相较于经营违规，控股股东股权质押导致上市公司信息披露违规的概率更大。可见，在替换了分布假定和估计方法后，实证结果仍与前文高度一致，再次佐证了本文理论假说 H1a、H1b 以及 H2 的合理性。

表 9 控股股东股权质押对企业不同类型违规行为的影响效应 (Logit 回归)

	(1) Total dum	(2) Infor dum	(3) Oper dum	(4) Total dum	(5) Infor dum	(6) Oper dum
<i>Pled_dum</i>	0.2735*** (0.047)	0.2998*** (0.048)	0.2249* (0.118)			
<i>Pled_ratio</i>				0.5470*** (0.068)	0.5914*** (0.069)	0.3837** (0.169)
控制变量及 常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	24648	24648	24648	24648	24648	24648
Wald Chi2	863.266	861.749	252.628	904.673	908.165	260.112
Prob > Chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

2. 采用面板负二项回归模型估计

为确保结果的合理性和可靠性, 本文进一步采用上市公司违规行为次数进行稳健性检验。鉴于上市公司的违规次数具有典型的“有限范围非负整数”特征, 对于此类计数变量, 采用泊松回归和负二项回归等计数模型最为合适。根据表 2 可知, 上市公司总体、信息披露以及经营违规次数各自的期望和方差均存在较大差异, 不满足泊松分布基本假定。因此, 本文建立如下面板负二项回归模型:

$$P(Y_{it} = y_{it} | \lambda_{it}, \theta) = \frac{\Gamma(\theta^{-1} + y_{it})}{\Gamma(\theta^{-1})\Gamma(y_{it} + 1)} \left(\frac{\theta^{-1}}{\theta^{-1} + \lambda_{it}} \right)^{\theta^{-1}} \left(\frac{\lambda_{it}}{\theta^{-1} + \lambda_{it}} \right)^{y_{it}} \quad (7)$$

$$\lambda_{it} = \exp \left(\alpha_0 + \alpha_1 Pled_{it} + \sum_{j=1}^m \alpha_j X_{ijt} + \sum_{j=1}^n \gamma_j Z_{ijt} \right) \quad (8)$$

其中, y_{it} 为上市公司 i 在 t 年被稽查的不同类型违规程度, 分别以当年总体违规、信息披露违规以及经营违规次数衡量; Γ 为伽马函数, θ 为离散参数^①; 其他变量含义同式 (1)。

表 10 采用计数变量模型的回归结果与前文高度一致。以控股股东股权质押比例的回归结果为例, 其对企业经营违规行为次数的系数为 0.2935 (通过 10%显著性水平检验), 而对企业信息披露违规行为次数的增加更加明显 (系数为 0.4882, 且通过了 1%显著性水平检验)。意味着控股股东股权质押比例越高, 控股股东所面临的企业控制权丧失风险越大, 越会频繁影响企业决策, 进而显著增加企业违规 (尤其是信息披露违规) 次数, 研究结论稳健。

表 10 控股股东股权质押对企业不同类型违规次数的影响效应

	(1) Total times	(2) Infor times	(3) Oper times	(4) Total times	(5) Infor times	(6) Oper times
<i>Pled_dum</i>	0.2306*** (0.044)	0.2501*** (0.045)	0.1934* (0.115)			
<i>Pled_ratio</i>				0.4538*** (0.063)	0.4882*** (0.064)	0.2935* (0.158)
控制变量及 常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	24648	24648	24648	24648	24648	24648
Wald Chi2	1013.056	960.163	211.398	1066.090	1013.525	213.860
Prob > Chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

① 当 θ 趋近于 0 时, 式 (7) 由负二项分布转换为泊松分布。

五、控股股东股权质押诱发企业违规的机制探讨

(一) 融资约束

通过考察融资约束是否在控股股东股权质押诱发企业违规中存在显著调节作用，以检验融资约束是否会加剧上市公司控股股东股权质押后产生违规行为。具体而言，与张盼盼等（2020）以及舒长江和罗梦婷（2022）研究类似，本文采用 SA 指数衡量企业的相对融资约束。一般地，该指数值越大，说明企业面临的融资约束越大。表 11 结果表明，当融资约束越高时，上市公司控股股东股权质押后引发总体违规和信息披露违规行为的概率和次数均显著更高，但对于经营违规行为的调节效应并不明显。以列（1）为例，其交互项系数（0.1092）明显大于控股股东股权质押的直接影响系数（0.0751），且均通过 5%显著性水平检验。总体而言，受融资约束影响，存在控股股东股权质押的企业的确更容易产生违规行为。

表 11 融资约束对控股股东股权质押引发企业违规的调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Total dum	Infor dum	Oper dum	Total times	Infor times	Oper times
<i>Pled_dum</i>	0.0751** (0.035)	0.0860** (0.035)	0.1174* (0.066)	0.1657*** (0.054)	0.1763*** (0.055)	0.2617* (0.140)
<i>Pled_dum</i> × <i>SA</i>	0.1092** (0.055)	0.1235** (0.056)	-0.0784 (0.102)	0.1804** (0.084)	0.2077** (0.086)	-0.1858 (0.216)
<i>SA</i>	-0.0259 (0.052)	-0.0374 (0.053)	0.0814 (0.094)	-0.0584 (0.082)	-0.0751 (0.084)	0.1721 (0.213)
控制变量及常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	24648	24648	24648	24648	24648	24648
Wald Chi2	624.13	625.57	171.65	1,016.55	964.55	212.13
Prob > Chi2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

(二) 股权制衡度

当上市公司股权过度集中在控股股东手中时，其更有可能使用自身对企业的控制权进行违规行为操纵，故股权制衡度是影响控股股东股权质押后企业出现违规行为的另一个重要因素。本文采用 CSMAR 数据库中根据“第二到五位大股东持股比例的和除以第一大股东持股比例”的测度方法定义股权制衡度（Balance）。表 12 结果表明，当股权制衡度越高时，上市公司控股股东股权质押后引发总体违规和信息披露违规行为的概率和次数均显著更低，但对于经营违规行为的调节效应并不明显。总体而言，企业股权制衡度越低，其控股股东股权质押后更容易引发违规行为。

表 12 股权制衡度对控股股东股权质押引发企业违规的调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Total dum	Infor dum	Oper dum	Total times	Infor times	Oper times
<i>Pled_dum</i>	0.1957*** (0.038)	0.2104*** (0.038)	0.1503** (0.072)	0.3534*** (0.069)	0.3785*** (0.071)	0.3367* (0.180)
<i>Pled_dum</i> × <i>Balance</i>	-0.0621* (0.035)	-0.0641* (0.035)	-0.0513 (0.061)	-0.1314** (0.062)	-0.1380** (0.063)	-0.1298 (0.152)
<i>Balance</i>	0.1047*** (0.022)	0.1081*** (0.022)	0.1337*** (0.041)	0.2197*** (0.042)	0.2275*** (0.043)	0.3378*** (0.104)
控制变量及常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	24648	24648	24648	24648	24648	24648

Wald Chi2	871.19	872.29	209.00	1,036.65	983.77	222.17
Prob > Chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

（三）进一步讨论：内审与外察缓解控股股东股权质押引发企业违规的机制

1. 不同内部控制质量缓解控股股东股权质押下企业违规行为的作用机制

为检验企业内部控制质量的提高是否有助于减少控股股东股权质押后的企业违规行为，本文选取“迪博·中国上市公司内部控制指数”^①（徐细雄等，2021；李蒙等，2023）作为企业内部控制质量的代理变量，并按高、低内审两组别进行回归分析^②。

表 13 汇报了不同企业内部控制质量下，控股股东股权质押和比例对企业违规行为的影响差异。以 Panel A 的回归结果为例：一方面，无论对于企业整体违规、信息披露违规还是经营违规，对于低内部控制质量组的上市公司而言，其控股股东股权质押引发企业违规行为概率均显著高于高内部控制质量企业；另一方面，即便企业存在较高的内部控制质量，仍无法避免控股股东股权质押后操控企业发生信息披露违规行为（系数为 0.141，且在 1% 显著性水平下显著），但对于杜绝企业产生经营违规行为则起到了较好的规避效应（系数为 0.0925，但并不显著）。上述结果表明，企业内部控制质量越高，各部门相互制约、相互监督的作用机制越强，越能有效抑制控股股东和经理层的利己行为；当控股股东出现股权质押行为后，企业内部控制机制可以对异常行为进行快速识别，并及时采取相应措施显著降低企业发生违规行为的概率和次数。反之，企业内部审查体系存在严重缺陷为控股股东违规操作提供了实施条件，导致企业发生信息披露和经营违规行为的可能性上升，故理论假说 H3 具有合理性。

表 13 不同内部控制质量下控股股东股权质押对企业违规行为的影响差异

	(1) 低内审	(2) 高内审	(3) 低内审	(4) 高内审	(5) 低内审	(6) 高内审
Panel A: 控股股东股权质押行为与企业是否违规（面板Probit回归）						
<i>Pled_dum</i>	0.1698*** (0.035)	0.1276*** (0.034)	0.1822*** (0.036)	0.1410*** (0.035)	0.1143* (0.065)	0.0925 (0.066)
控制变量及 常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel B: 控股股东股权质押比例与企业是否违规（面板Probit回归）						
<i>Pled_ratio</i>	0.3705*** (0.054)	0.2756*** (0.051)	0.3925*** (0.055)	0.2999*** (0.051)	0.2528*** (0.097)	0.1152 (0.096)
控制变量及 常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel C: 控股股东股权质押行为与企业违规次数（面板负二项回归）						
<i>Pled_dum</i>	0.2833*** (0.058)	0.2545*** (0.065)	0.3005*** (0.060)	0.2792*** (0.066)	0.2539 (0.155)	0.2118 (0.170)
控制变量及 常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel D: 控股股东股权质押比例与企业违规次数（面板负二项回归）						
<i>Pled_ratio</i>	0.5839*** (0.084)	0.4822*** (0.089)	0.6087*** (0.085)	0.5260*** (0.091)	0.4606** (0.212)	0.2248 (0.237)

① 该指数由迪博风险管理技术有限公司发布，收录于DIB内部控制与风险管理数据库，能够较客观反映中国上市公司内部控制水平与风险管理能力。该数值越大，表明上市公司的内部控制质量越高、内部治理制度相对越完善。

② 调节效应模型要求所有控制变量系数在组间无显著差异，且两组的干扰项具有相同分布，采用分组回归则放松了以上假定。

控制变量及 常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	10247	14401	10247	14401	10247	14401

2. 不同外部监督程度缓解控股股东股权质押下企业违规行为的作用机制

为考察外部市场主体监督的治理角色，即外部监督程度是否有助于缓解上市公司控股股东股权质押后的违规行为，本文参考廖佳和苏冬蔚（2021）以及李志辉等（2023）成果，采用被分析师关注度^①衡量企业被外部监督程度，并按高、低外察两组别进行回归分析。

以表 14 中 Panel A 的回归结果为例：一方面，相较于受到更多分析师关注的上市企业，低外部监督程度的上市公司控股股东股权质押后，引发不同类型企业违规行为的概率均明显更高；另一方面，即便上市企业面临着较高的被分析师关注度，控股股东股权质押后采取信息披露违规的概率仍然显著为正（系数为 0.0857，并在 5% 显著性水平下显著），但对于经营违规行为的概率则不再显著。此外，采用控股股东股权质押比例或企业违规次数进行回归的结果大体一致，总体表明随着外部市场主体监督程度提高，的确有利于缓解上市企业控股股东股权质押后引发的企业违规行为，且规避企业经营违规行为的效果更加理想。可能的原因在于：一方面，出于提升个人声誉和职业发展需要，分析师（团队）拥有较强的动机披露企业违规行为；另一方面，分析师（团队）通过长期跟踪、走访和调研等方式，相较普通市场参与者能够更加全面了解企业实际经营情况，凭借及时发现并披露企业违规行为的能力和动机，通过出具的专业研究报告等途径，对上市公司领导层施加了“无形”的外部监督压力，可有效降低企业和市场参与者间的信息不对称，最终缓解控股股东股权质押后企业产生违规行为。反之，当某上市公司较少被分析师关注时，控股股东更有动机凭借在企业内部与市场间的信息不对称优势，操控企业进行更多的违规行为，以避免自身利益受损。总体而言，较高的外部监督程度的确有利于缓解控股股东股权质押下企业发生违规行为，故理论假说 H4 得到验证。

表 14 不同被分析师关注度下控股股东股权质押对企业违规行为的影响差异

	(1) 低外察	(2) 高外察	(3) 低外察	(4) 高外察	(5) 低外察	(6) 高外察
Panel A: 控股股东股权质押行为与企业是否违规（面板Probit回归）						
<i>Pled_dum</i>	0.1943*** (0.034)	0.0751** (0.035)	0.2088*** (0.034)	0.0857** (0.036)	0.1327** (0.062)	0.0468 (0.072)
控制变量及 常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel B: 控股股东股权质押比例与企业是否违规（面板Probit回归）						
<i>Pled_ratio</i>	0.3769*** (0.051)	0.1961*** (0.054)	0.3997*** (0.051)	0.2185*** (0.054)	0.2532*** (0.090)	0.0424 (0.106)
控制变量及 常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel C: 控股股东股权质押行为与企业违规次数（面板负二项回归）						
<i>Pled_dum</i>	0.3273*** (0.059)	0.1482** (0.065)	0.3511*** (0.060)	0.1624** (0.067)	0.2766* (0.146)	0.1127 (0.181)
控制变量及	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

① 数据来源于 Wind 资讯。由于对某上市公司进行盈余预测的同一家券商的分析师大多属于同一团队，本文采取各上市公司每年被分析师（或团队）跟踪分析的数量加 1 的对数表示被外部监督程度。

常数项						
Panel D: 控股股东股权质押比例与企业违规次数 (面板负二项回归)						
<i>Pled_ratio</i>	0.5913*** (0.082)	0.3470*** (0.094)	0.6228*** (0.083)	0.3803*** (0.096)	0.4787** (0.195)	0.0890 (0.264)
控制变量及常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	11805	12843	11805	12843	11805	12843

3. 基于二分四象限法缓解企业违规行为的机制再分析

表 15 基于二分四象限法的结果显示：第一，相较于其他组别样本，处于“低内审—低外察”组别的上市公司控股股东股权质押行为，引发企业发生不同类型违规行为的概率均显著更高；第二，对比列（2）和（3）结果，相较于“低内审—高外察”组别样本，“高内审—低外察”情形对于缓解控股股东股权质押下企业违规行为的作用效果更加明显；第三，“高内审—高外察”与“高内审—低外察”两个组别下，控股股东股权质押对企业违规行为的影响差异不大，且前者甚至略高于后者。

上述结果说明，尽管外部监督机制能够有效降低信息不对称，从而缓解控股股东股权质押所导致的企业违规行为，但不及企业内部控制质量提升所发挥的作用。事实上，企业实际发生违规行为与被披露违规之间本身便存在着非完美信息，作为一种间接的、补充的外部治理与监督手段，外部监督机制仅能对控股股东行为形成一定的约束作用。因此，上市公司有必要重点提高内部的审查质量，而外部市场参与主体应重点关注已经发生过“不良行为”的企业，从而达到市场资源配置效率的最大化。

表 15 二分四象限法框架下内审与外察缓解企业违规行为的作用机制

	(1) 低内审—低外察	(2) 高内审—低外察	(3) 低内审—高外察	(4) 高内审—高外察
Panel A: 控股股东股权质押比例与企业总体是否违规 (面板Probit回归)				
<i>Pled_ratio</i>	0.4710*** (0.071)	0.2084** (0.086)	0.3195*** (0.073)	0.2316*** (0.071)
控制变量及常数项	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel B: 控股股东股权质押比例与企业是否信息披露违规 (面板Probit回归)				
<i>Pled_ratio</i>	0.4878*** (0.071)	0.2382*** (0.086)	0.3521*** (0.073)	0.2479*** (0.071)
控制变量及常数项	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel C: 控股股东股权质押比例与企业是否经营违规 (面板Probit回归)				
<i>Pled_ratio</i>	0.4225*** (0.120)	-0.0675 (0.173)	0.0672 (0.137)	0.1852 (0.134)
控制变量及常数项	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	5511	4736	6294	8107

六、基本结论与启示

文章以 2013—2021 年中国 A 股上市公司为样本，深入分析了控股股东股权质押对企业违规行为的影响及其作用机制，主要结论如下：

第一，控股股东股权质押行为和比例均会显著诱导上市公司发生违规行为。在控股股东股权质押后，为避免股价崩盘导致自身股权稀释等风险，控股股东倾向于利用控股权采取一系列违规行为操纵和稳定股价。

第二，控股股东股权质押行为和比例均会显著增加企业信息披露和经营违规行为，且对于信息披露违规行为的诱导效应更加明显。相较于提高企业经营业绩提升股价，利用信息披露策略能在短时间内更快速提升股价，故在控股股东进行股权质押后，为降低市场信息透明度，其更倾向于操纵企业进行信息披露违规操纵。

第三，融资约束和股权制衡度均是引发上市公司控股股东股权质押，并加剧企业产生违规行为的重要因素。企业面临的融资约束越高，控股股东股权质押后引发总体违规和信息披露违规的可能性和次数也越高；股权制衡度越高，控股股东对企业运营决策的决定权越低，当控股股东发生股权质押后，其引发总体违规和信息披露违规行为的概率和次数均显著更低。

第四，内部和外部双重监督机制均能够有效缓解控股股东股权质押所导致的企业违规行为，但企业内部控制质量的作用效果更加明显。主要原因在于，外部监督仍然存在较大的信息非对称性，其仅能对控股股东行为形成一定的约束作用，而企业内部审查机制可对控股股东异常行为进行快速识别，并及时采取相应措施进行控制。

基于上述研究结论，为有效解决控股股东股权质押下的企业信息披露和经营违规问题，构建并强化内部控制与外部监督多层次的监管体系，文章提出以下建议：

第一，进一步加强对上市公司控股股东股权质押行为的监管与规范。证监会等证券监管机构应进一步细化控股股东股权质押的信息披露要求，确保其能够充分、准确、及时披露股权质押的目的、比例、风险等关键信息，以增强市场透明度，减少信息不对称。同时，积极建立健全股权质押风险的动态监测和预警系统，对质押比例较高、财务状况不佳的上市公司进行重点监控，及时发现潜在风险。对于存在控股股东股权质押引发企业违规的行为，监管机构应依法依规进行严厉处罚，提高违规成本，形成有效的震慑作用。

第二，上市公司应进一步强化内部控制机制的有效性。一方面，上市公司需要进一步完善公司治理结构，并优化股权结构，减少控股股东对公司的过度控制，增强董事会和监事会的独立性及监督职能，形成有效的权力制衡机制；另一方面，上市公司还应建立健全内部控制制度，在财务、信息披露等关键环节强化内部控制的执行力度，确保公司运营合规。

第三，进一步加强外部审计独立性，并积极引导提高多元化市场主体的外部监督效能。监管机构应加强对会计师事务所的监管，确保其在对上市公司进行审计时保持独立性和公正性，提高审计报告的质量和可信度。同时，积极鼓励个人投资者、金融机构、分析师团队等市场主体主动监督，通过发布研究报告、揭示风险等方式，提高市场监督的有效性。

第四，加强对企业的金融政策支持，优化融资环境，缓解上市公司的融资约束。政府和相关金融机构应积极推动多层次资本市场建设，拓宽上市公司融资渠道，降低融资成本并缓解资金压力，以减少因融资需求引发控股股东股权质押的潜在风险。

[参考文献]

宫义飞、谢元芳, 2018. 内部控制缺陷及整改对盈余持续性的影响研究——来自A股上市公司的经验证据. 会

- 计研究, (5):75-82.
- 何雁、孟庆玺、常语萱, 2023. 公司违规是否影响地区声誉——基于地区内上市公司市场反应的研究. 外国经济与管理, (11):79-96.
- 李常青、幸伟, 2017. 控股股东股权质押与上市公司信息披露. 统计研究, (12):75-86.
- 李蒙、李秉祥、张涛涛, 2023. 融券卖空机制能够约束控股股东股权质押行为吗?——基于“准自然实验”的经验证据. 系统管理学报, (3):634-650.
- 李瑞涛、酒莉莉, 2018. 控股股东股权质押会“诱发”上市公司违规吗?. 产业经济评论, (1):95-116.
- 李志辉、陈海龙、魏斌、刘英特, 2023. 内部控制能抑制股票市场操纵吗. 证券市场导报, (5):49-59.
- 廖佳、苏冬蔚, 2021. 上市公司负面声誉与分析师关注: “趋之若鹜”抑或“避之若浼”. 会计研究, (8):38-53.
- 廖珂、崔宸瑜、谢德仁, 2018. 控股股东股权质押与上市公司股利政策选择. 金融研究, (4):172-189.
- 刘瑶瑶、路军伟, 2023. 前瞻性信息披露与分析师盈余预测——基于文本分析和机器学习的证据. 外国经济与管理, (10):101-115.
- 逯东、谢璇、杨丹, 2017. 独立董事官员背景类型与上市公司违规研究. 会计研究, (8):55-61.
- 陆蓉、兰袁, 2021. 大股东股权质押与上市公司资本运作. 金融研究, (4):169-186.
- 吕晓亮, 2017. 控股股东股权质押与公司违规. 山西财经大学学报, (11):84-96.
- 孟庆斌、邹洋、侯德帅, 2019. 卖空机制能抑制上市公司违规吗?. 经济研究, (6):89-105.
- 钱爱民、张晨宇, 2018. 股权质押与信息披露策略. 会计研究, (12):34-40.
- 乔菲、文雯、徐经长, 2021. 纵向兼任高管能抑制公司违规吗?. 经济管理, (5):176-191.
- 舒长江、罗梦婷, 2022. MLF对小微企业融资约束的靶向调控效果. 金融论坛, (9):50-59.
- 谭松涛、崔小勇, 2015. 上市公司调研能否提高分析师预测精度. 世界经济, (4):126-145.
- 汪昌云、李运鸿、王行健、田睿, 2023. 监管强度预期与上市公司盈余管理——基于证监会随机抽查威慑作用的研究. 审计研究, (3):123-135.
- 汪弘、罗党论、林东杰, 2013. 行业分析师的研究报告对投资决策有用吗?——来自中国A股上市公司的经验证据. 证券市场导报, (7):36-43.
- 王敏、何杰, 2020. 大股东控制权与上市公司违规行为研究. 管理学报, (3):447-455.
- 汪先珍、马成虎, 2022. 股权质押与公司估值: 理论与实证. 金融研究, (12):187-206.
- 王秀丽、齐荻、吕文栋, 2020. 控股股东股权质押与年报前瞻性信息披露. 会计研究, (12):43-58.
- 谢德仁、郑登津、崔宸瑜, 2016. 控股股东股权质押是潜在的“地雷”吗?——基于股价崩盘风险视角的研究. 管理世界, (5):128-140.
- 徐细雄、占恒、李万利, 2021. 卖空机制、双重治理与公司违规——基于市场化治理视角的实证检验. 金融研究, (10):190-206.
- 许晓芳、汤泰劫、陆正飞, 2021. 控股股东股权质押与高杠杆公司杠杆操纵——基于我国A股上市公司的经验证据. 金融研究, (10):153-170.
- 叶莹莹、杨青、胡洋, 2022. 股权质押引发机构投资者羊群行为吗——基于信息质量的中介效应. 会计研究,

- (2):146-163.
- 于连超、董晋亭、毕茜, 2022. 控股股东股权质押与企业策略性环境信息披露——基于控制权转移风险的防范视角. 会计研究, (12):60-76.
- 张晨宇、武剑锋, 2020. 大股东股权质押加剧了公司信息披露违规吗?. 外国经济与管理, (5):29-41.
- 张军华, 2022. 控股股东股权质押与业绩预告的策略性披露. 管理科学, (3):101-115.
- 张盼盼、张胜利、陈建国, 2020. 融资约束、金融市场化与制造业企业出口国内增加值率. 金融研究, (4):48-69.
- 周开国、应千伟、钟畅, 2016. 媒体监督能够起到外部治理的作用吗?——来自中国上市公司违规的证据. 金融研究, (6):193-206.
- Aggarwal, R., Hu, M., and Yang, J., 2015. Fraud, market reaction, and role of institutional investors in Chinese listed firms[J]. *Journal of Portfolio Management*, 41(2):92-109.
- Chan, K., Chen, H., Hu, S., and Liu, Y., 2018. Share pledges and margin call pressure[J]. *Journal of Corporate Finance*, (52):96-117.
- Huang, Z., and Xue, Q., 2016. Re-examination of the effect of ownership structure on financial reporting: evidence from share pledges in China[J]. *China Journal of Accounting Research*, 9(2):137-152.
- Järvinen, T., and Myllymäki, E., 2016. Real earnings management before and after reporting sox 404 material weaknesses[J]. *Accounting Horizons*, 30(1):119-141.
- Oster E., 2019. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 37(2): 187-204.