

监管信息公开与上市公司违规*

李文贵 邵毅平

(浙江财经大学会计学院, 浙江 杭州 310018)



内容提要: 论文通过手工收集中国证监会各派出机构 2009—2019 年的监管信息公开数据, 检验发现, 监管信息公开越多, 上市公司涉及违规的可能性越小, 违规次数显著更少; 这种抑制效应主要存在于民营企业。区分监管信息类型后发现, 前述抑制效应主要源自规范性监管信息公开, 而不是行政许可、行政处罚和监管措施类信息公开。区分违规主体后发现, 监管信息公开能显著抑制公司和大股东的违规行为, 但对高管人员违规没有显著影响; 同时, 监管信息公开能显著减少公司经营违规, 但对信息披露违规没有显著影响。大股东行为、内部控制在监管信息公开和公司违规之间具有部分中介效应, 但监管信息公开未能通过改善信息披露质量而影响公司违规行为。相关影响后果检验还发现, 监管信息公开在抑制公司违规的基础上能显著增加公司专利申请的数量。

关键词: 监管信息公开 公司违规 内部控制 大股东行为 信息披露质量

中图分类号: F272.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2022)02—0141—18

一、引言

政府信息公开不仅能便利公众了解行政机关履职情况, 更有助于公众对政府行为予以直接监督(田禾和吕艳滨, 2020)^[1]。国务院《政府信息公开条例》明确规定, “行政机关应当及时、准确地公开政府信息”。中国证监会是资本市场最重要的监管者, 其核心职责在于维护资本市场平稳运行并推动资本市场高质量发展。证监会十分重视监管信息公开工作, 于 2008 年颁布并实施《中国证券监督管理委员会证券期货监督管理信息公开办法(试行)》。截至 2019 年底, 中国证监会及其派出机构累计主动公开监管信息 135538 条, 依申请公开 5553 项^①。

合规经营是上市公司高质量发展的基础, 违规行为不仅会严重打击投资者信心并损害股东价值, 更会增加资本市场的稳定性, 影响资源配置效率(Khanna 等, 2015)^[2]。理论上, 监管信息公开能使公司更准确地把握政策文件并及时掌握监管动态(Porumbescu 等, 2017)^[3], 使公司大股东更明晰其权利和义务, 并通过明确违法违规的高昂成本增强法律法规威慑力, 弱化大股东因获取控制权私利而诱发公司违规的动机。监管信息公开还能降低上市公司与监管者之间的信息不对称, 约束监管者的自由裁量权以减少权力寻租, 使市场参与主体对监管行为形成更有效的预期, 进而促使其建立健全内部控制, 弱化公司通过模糊信息披露以规避监管甚至寻求偏袒的动机和机会, 提升

收稿日期: 2021-10-11

* 基金项目: 浙江省哲学社会科学规划一般项目“浙江民营企业创始人的企业家精神配置效应及其经济后果研究”(20NDJC126YB); 国家自然科学基金面上项目“社会信任视角下的决策权配置与民营企业创新: 理论分析与实证检验”(72072155)。

作者简介: 李文贵, 女, 教授, 研究领域为公司治理与公司财务, 电子邮箱: syswenwen@126.com; 邵毅平, 女, 教授, 研究领域为资本市场与会计信息质量, 电子邮箱: shaoyip118@163.com。通讯作者: 李文贵。

①数据来源: 根据中国证监会网站发布的“政府信息公开工作年度报告”计算整理所得。

公司的经营规范度,抑制违规行为。基于此,本文拟深入探讨我国证监会监管信息公开对上市公司行为合规性的影响效应及其具体作用机制。

本文根据中国证监会各派出机构 2009—2019 年的监管信息公开数据,研究发现,监管信息公开越多,上市公司涉及违规行为的可能性越低、违规次数也显著更少,且这种抑制效应主要存在于民营企业;规范大股东行为并促使企业完善内部控制是监管信息公开影响上市公司违规的重要作用机制。本文的边际贡献主要体现在两个方面:一是不同于 Prat (2005)^[4]、Boehm 和 Olaya (2006)^[5]、于文轩(2013)^[6]以及于文超等(2020)^[7]主要着眼于整体政府透明度分析信息公开的影响,以及邓淑莲和朱颖(2017)^[8]、Choi 和 Hashimoto(2018)^[9]、杨万平和赵金凯(2018)^[10]有关财政、货币或环境政策等具体领域信息公开影响的研究,本文从资本市场监管信息公开视角,探讨信息公开对上市公司违规行为的影响效应及其具体作用机制,为政府信息公开的积极效应提供了新证据,深化了有关政府信息公开后果的研究。二是不同于陆瑶等(2012)^[11]、李从刚和许荣(2020)^[12]以及李世辉等(2021)^[13]关于机构投资者、审计师、保险机构等市场主体对公司违规行为影响的分析,本文着眼于证监会这一监管主体,揭示监管信息公开对公司违规行为的抑制作用及其在不同产权性质企业之间的异质性,为上市公司违规行为的影响因素提供了新解释,拓展了相关研究。

二、文献回顾与研究假设

1. 有关政府信息公开的文献回顾

现有文献主要在两个层面探讨政府信息公开的影响效应。一是将政府部门视为一个整体,分析政府信息公开的影响。增强行政工作的透明度是政府公开信息最直接的目的。一般认为,信息公开能缓解政府与公众的信息不对称,规范政府权力边界进而减少官员腐败,有效提升公众对政府的信任度(Islam, 2006^[14];于文轩, 2013^[6])。同时,信息公开能促使公众参与社会治理,有助于国家审计更有效地实现监督功能(崔雯雯和张立民, 2019)^[15]。政府信息公开还能降低企业开展经营活动所面临的“事前”和“事后”政策不确定性,显著提升企业尤其是非国有企业和管制行业企业的投资效率(于文超等, 2020)^[7]。然而, Bac (2001)^[16]和 Prat (2005)^[4]却认为,政府信息公开尤其是对行政工作过程的公开,可能会因明晰了贿赂机会而恶化腐败。基于英国《信息自由法》的实施, Worthy (2010)^[17]发现,信息公开并未改善政府决策的有效性,也没有提升公众的政治信任程度。采用世界银行对中国企业的主观调查数据,马亮(2014)^[18]发现,尽管政府信息公开对腐败水平具有一定抑制作用,但片面和浅层次的信息公开对政府腐败的抑制作用非常有限。利益导向型信息公开机制还会进一步加剧搭便车行为(周燕等, 2014)^[19]。

二是着眼于某具体部门政府信息公开考察其经济或社会影响。例如,由于及时阐明货币政策意图有助于引导公众预期,增强市场主体的经济预测能力,各国央行自 20 世纪 90 年代以来不断通过数据和决策程序公开等方式提高货币政策透明度。对此, Chortareas 等(2003)^[20]、Dai 和 Spyromitros(2012)^[21]、马勇(2015)^[22]以及 Choi 和 Hashimoto(2018)^[9]先后分析了中央银行等机构的货币政策透明度在抑制通货膨胀、降低经济不确定性和波动性以及稳定金融产品价格等方面的作用。基于财政部公开全国财政预算数据的制度背景,王少飞等(2011)^[23]研究发现,地方国有企业投资效率受地方政府财政透明度的显著影响,更透明的财政治理能极大地抑制地方国有企业过度投资。邓淑莲和朱颖(2017)^[8]则进一步从企业“主观”和“被动”两类投资偏误视角,揭示了财政透明度对企业产能利用率的效应。除此之外, Li 等(2017)^[24]、杨万平和赵金凯(2018)^[10]以及张志彬(2021)^[25]还验证了环境信息公开对改善生态环境质量和激励公众参与环境治理的重要作用。

2. 有关公司违规的文献回顾

对于公司违规行为的影响因素,学者们主要从内部治理机制、高管个人特征和外部制度环境等方面展开了分析。关于内部治理机制方面,有研究认为,更高的独立董事比例和纵向兼任高管等均有助于缓解管理者的代理问题,进而减少公司违规(王敏和何杰,2020^[26];乔菲等,2021^[27])。通过增强内部制衡和提高监督效力,董事会断裂带能显著抑制公司违规(梁上坤等,2020)^[28]。周泽将等(2019)^[29]揭示了监事会治理在降低公司违规方面的重要作用。Shi等(2020)^[30]还发现,国有股东的政治治理效应能有效减少公司违规行为。但是,股权结构与公司违规之间的关系并不显著(Chen等,2006)^[31],股权激励会显著增加高管违规倾向(Hass等,2016)^[32],而且公司管理者还可能以履行社会责任的形式来掩盖实质上的违规行为(Liao等,2019)^[33]。同时,李从刚和许荣(2020)^[12]发现,为董监高购买责任保险能有效削弱公司违规倾向,并提升违规行为被稽查的概率;李世辉等(2021)^[13]还发现,高审计收费策略能弱化企业管理者的违规动机。关于高管特征方面,现有研究发现,CEO与董事之间的关联特征(Khanna等,2015)^[2]、老乡等裙带关系(陆瑶和胡江燕,2016)^[34]、是否拥有官员背景以及官员背景的类型(逯东等,2017)^[35]等,均会对公司违规倾向和违规概率产生显著影响。关于外部制度环境方面,Chen等(2016)^[36]、Liu(2016)^[37]、孟庆斌等(2019)^[38]以及李文佳和朱玉杰(2021)^[39]则先后研究了投资者保护、腐败文化、卖空机制以及儒家文化对公司违规行为的影响效应及其作用机理。

3. 监管信息公开与上市公司违规行为

遵循舞弊三角理论的分析思路,公司违规行为是违规动机、机会和自我合理化三个因素共同作用的结果。证监会公开监管信息能降低公司与监管机构之间的信息不对称,强化监管透明度以促进市场参与主体明晰监管信息并提升经营规范度,进而弱化违规动机、减少违规机会并降低自我合理化的倾向,最终抑制公司的违规行为发生。具体地,下面从大股东行为、公司内部控制和信息披露质量等方面展开理论推演。

第一,公开监管信息能规范大股东行为。中国上市公司的股权结构普遍比较集中,很多公司更是呈现出“一股独大”现象。在此背景下,大股东凭借其持股优势掌握着公司的重要经营决策。为了谋取控制权私有收益,大股东实施利益侵占会扭曲公司决策(Jiang和Kim,2015)^[40],导致公司经营涉及违规,并利用内部人的信息优势掩盖相关违规行为(Chen等,2006)^[31]。例如,中国上市公司的关联交易、违规担保等违规行为多与大股东相关。监管上市公司大股东的证券市场行为是证监会的重要职责之一。公开监管信息,不仅有助于上市公司及其大股东更明晰各自的权利和义务,也能促进中小股东对大股东行为的有效监督和评价。同时,证监会及时公开有关行政许可、监管和行政处罚事项,能让公司大股东更明确违法违规的高昂成本,提高法律法规的威慑力,进而弱化其违规动机。

第二,公开监管信息能促使公司完善内部控制。内部控制是保证公司合规经营的重要机制,但是,公司内部控制构建及运行有效性依赖于外部制度环境(刘启亮等,2012)^[41]。监管信息不透明,监管行为不明晰,可能滋生监管机构对公司的不恰当干预,公司难以形成合规经营的预期进而缺乏构建内部控制的动力。相反,及时公开监管信息,让公司能更准确地了解政策文件,更及时地掌握监管动态,对监管行为形成更有效的预期以降低外部监管环境的不确定性(于文超等,2020)^[7],有助于强化公司建立健全内部控制的动机。同时,监管信息公开能促使公司更恰当地根据监管要求评估自身内部控制存在的隐患和缺陷,适时对内部控制进行优化,减少违规机会以保证公司经营活动的规范性。

第三,公开监管信息能改善公司信息披露质量。公司信息透明度越高,违规倾向越弱(孟庆斌等,2019)^[38]。在腐败的环境中,企业会热衷于机会主义行为而大肆进行盈余管理,损害信息质量

(Liu,2016)^[37]。监管信息公开能够向市场更全面准确地传递监管机构的行为信息,加强市场主体对监管机构的监督,通过约束监管者的自由裁量权来划清监管者的权力边界,减少权力寻租并抑制腐败(马亮,2014)^[18],进而弱化公司通过模糊信息披露以实现规避监管甚至寻求偏袒的动机。另一方面,监管机构主动积极地公开监管信息,使监管工作更透明,不仅能改善公众对政府的信任,提升市场主体的规则意识(于文轩,2013)^[6],还能为公司增强信息透明度提供直接的示范引领,推动公司更积极地改善信息披露,降低其将违规行为自我合理化的倾向。因此,本文提出如下假设:

H₁:证监会的监管信息公开越多,上市公司违规可能性越低、违规行为越少。

4. 产权性质、监管信息公开与上市公司违规行为

于文超等(2020)^[7]发现,政府信息公开对非国有企业投资效率的影响要显著强于国有企业。相对于非国有企业,国有企业与政府部门具有天然的紧密联系,许多国有企业的管理者均来自于政府任命(廖冠民和沈红波,2014)^[42],国有企业能更便捷地与监管者沟通交流,更及时全面地获取监管动态、更深入准确理解政策要求,国有企业和监管者之间的信息不对称程度更低。鉴于此,监管信息公开对违规行为的影响在产权性质不同的上市公司间可能存在重要差异。

由于国有企业受各级国资管理部门的管辖和考核,在政府大力推动企业内部控制建设的背景下,国有企业管理者往往有更强的动力构建和完善内部控制体系,进而保证企业经营行为的规范性(刘启亮等,2012)^[41]。作为国有企业控股股东,政府目标具有多元性,包括保证经济增长、减少失业以及维持社会稳定等多方面。这些经济目标和社会目标的实现都依赖于国有企业持续稳定发展。政府在根本上总是期望国有企业实现高效发展,为顺利达成相应政治需求提供保证。所以,即便政府会赋予国有企业诸如增加就业、提升员工福利或税收水平等政策性负担,但其以大股东身份直接侵占公司利益的动机并不充足,作为大股东的政府与中小股东之间实质上不存在严重的利益冲突(廖冠民和沈红波,2014)^[42]。而且,为了实现社会目标,政府虽然会对国有企业施加一定的政策负担,但也会给予国有企业许多资源支持,缓解国有企业面临的市场压力,进而弱化国有企业操纵信息披露的动机,降低盈余管理水平(薄仙慧和吴联生,2009)^[43]。实际上,Shi等(2020)^[30]发现,国有股东能发挥积极的治理作用,通过政治治理机制约束和激励具有政治身份并追求行政升迁的管理者,使其经营决策更加合规,进而显著减少企业的违规行为。换个角度看,即使国有企业可能因承担政策性负担而发生违规,但监管信息公开本身并不能有效弱化政府对国有企业承担政策性负担的固有需求,对抑制国有企业因承担更多政策性负担而发生违规行为的作用十分有限。因此,本文提出如下假设:

H₂:相对于国有上市公司,证监会监管信息公开对民营上市公司违规行为的抑制作用更强。

三、研究设计

1. 样本与数据来源

本文以2009—2019年中国沪深两市A股上市公司为初始研究对象^①。对样本数据进行了如下筛选:(1)删除银行和保险等金融业样本公司;(2)删除资产负债率大于1的观测值;(3)删除主要变量缺失的观测值。最后,共获得19017个样本观测值。从中国证监会及其派出机构网站手工收集整理有关公开监管信息数据。上市公司财务数据主要来自于同花顺iFind金融数据库,有关上市公司违规行为等其他数据来自于CSMAR数据库。地区城镇人口占比数据来自于国家统计局发布的年度《中国统计年鉴》。

① 将2009年设为样本期间起始年份的原因在于能获取的证监会监管信息公开数据始自2009年。

2. 模型设计和变量说明

为了考察监管信息公开对公司违规行为的影响,本文构建了如下模型:

$$Violation_{it+1} = \alpha + \beta_1 Publicity_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 *Violation* 表示公司违规行为,根据 Liao 等(2019)^[33] 和乔菲等(2021)^[27],分别以公司是否违规(*Viowear*)和违规次数(*Vion*)予以衡量。变量 *Viowear* 定义为公司当年度是否发生违规,若当年度发生违规,则取值1,否则,取值0;变量 *Vion* 定义为公司当年度被披露的违规行为次数。考虑到监管信息公开对公司违规行为的影响可能存在滞后性,并为在一定程度上缓解内生性问题,检验时主要使用未来一期的公司违规数据。

解释变量 *Publicity* 表示监管信息公开。证监会各派出机构每年均会发布年度《政府信息公开工作年度报告》。该《年度报告》对该机构当年信息公开总体情况、主动公开信息情况、收到和处理政府信息公开申请情况等内容进行总结。考虑到各派出机构并非每年都会发生依申请公开信息情形,本文主检验部分以各派出机构主动公开的信息数量衡量证监会的监管信息公开情况,将变量 *Publicity* 定义为公司注册地所在地区相应证监会派出机构当年主动公开的信息数量取自然对数。在稳健性检验部分,采用依申请公开的信息数量作为监管信息公开的替代变量进行相应检验。

X 代表一系列可能影响公司违规行为的控制变量。根据 Khanna 等(2015)^[2] 和梁上坤等(2020)^[28],模型中加入反映公司财务特征的变量:(1)公司规模(*Size*),定义为公司期末资产总额的自然对数。公司规模越大,受到的社会关注越多,进而促使公司具有更强的动机完善内部治理,降低发生违规的可能性。(2)资产负债率(*Leverage*),定义为公司期末总负债除以期末总资产。更高的负债率会增加公司财务风险,管理者可能铤而走险,通过违规行为掩盖或缓解公司过高的财务风险。(3)公司盈利能力(*Roa*),定义为净资产利润率。盈利能力越强,表明公司经营状况和发展前景越明朗,企业实施违规的动机越弱,更不可能发生违规行为。(4)成长性(*Gsales*),定义为公司年度销售收入增长率。处于快速成长期间的公司,往往经营不确定性更高,更多的成长机会也会增加企业现金流短缺等财务风险,为此,企业更可能实施违规行为以迎合市场对企业的高增长预期并降低财务风险。(5)市账比(*MB*),定义为公司期末市值除以资产总额。随着资本市场发展,上市公司越来越重视市值管理。尽管有效的市值管理能降低市场对公司估值的偏误,但现实中却有大量企业通过扭曲的市值管理操纵公司股价(徐莉萍等,2021)^[44]。因此,市账比越高的企业,越可能存在违规行为。(6)上市年限(*Listyear*),定义为公司上市年数加1取自然对数。新上市的公司因刚经历 IPO 辅导和审核不久,其内部治理及经营状况往往比较合规。随着上市年限增加,公司内部治理和经营过程中的一些沉积性问题会越来越凸显,这会加大公司发生违规的概率。

公司经营合规性也受到治理机制的直接影响(周泽将等,2019^[29];Shi 等,2020^[30]),因此,模型还控制了反映公司内部治理状况的变量:(1)第一大股东持股比例(*Fholder*)。这是反映公司控制权集中度的重要指标,更集中的控制权既可能降低管理者代理问题,也可能为大股东寻求控制权私利提供便利,进而使得大股东的持股比例对公司违规具有重要影响(王敏和何杰,2020)^[26]。(2)两职合一(*Dual*),若当年度公司董事长兼任总经理,取值1,否则,取值0。董事长兼任总经理将弱化董事会对管理层的监督效果,可能增强公司违规动机,并为其实施违规行为提供便利。(3)董事会规模(*Board*),定义为当年度董事会总人数的自然对数。董事会规模越小,越可能被内部人操纵进而增加公司的违规机会。(4)独立董事比例(*Indep*),定义为公司独立董事占董事会人数的比例。作为公司从外部聘请的董事,独立董事不仅难以从公司违规中获得收益,更会在公司违规行为被发现时遭受严重的行政处罚(逯东等,2017)^[35],因而,更高独董比例应有助于董事会监督职能的发挥,降低公司违规概率。除此之外,检验时还控制行业(*Industry*)和年度(*Year*)虚拟变量。

为了揭示公司产权性质对监管信息公开与公司违规行为之间关系的异质性影响,本文根据公

司最终控制人性性质对全样本进行分组,再采用模型(1)对各个子样本组分别进行检验。

3. 主要变量描述性统计

为了消除极端值的可能影响,对反映财务特征的连续变量进行了上下1%水平的Winsorize处理。经对数化处理后,表1中变量*Publicity*的均值和中位数分别为5.6678和5.7366。就原值而言,2009年以来,中国证监会各派出机构主动公开监管信息数中位数为310,最大值和最小值分别为3967和27;2019年,中位数为194,最大值和最小值分别为969和62。可见,总体上,各派出机构间主动公开监管信息数差异较大,近年来,这种差异逐渐缩小。公司违规变量*Vioyear*的均值和中位数分别为0.1984和0,表明在19017个观测值中大约有19.84%的样本观测值存在违规行为,但多数样本公司在样本期间并不涉及违规。这与周泽将等(2019)^[29]的数据比较一致。变量*Vion*的最大值为10,表明有样本公司在一年中被披露的违规次数最多达到了10次。

表1 主要变量描述性统计

变量	观测值	最大值	最小值	中位数	均值	标准差
<i>Publicity</i>	19017	7.7209	3.9703	5.7366	5.6678	0.7425
<i>Vioyear</i>	19017	1.0000	0.0000	0.0000	0.1984	0.3988
<i>Vion</i>	19017	10.0000	0.0000	0.0000	0.3031	0.7551
<i>Size</i>	19017	26.0936	19.5235	21.9559	22.1203	1.2858
<i>Leverage</i>	19017	0.9060	0.0535	0.4261	0.4337	0.2109
<i>Roa</i>	19017	0.2191	-0.2426	0.0378	0.0417	0.0586
<i>Gsales</i>	19017	1.9970	-0.5856	0.1121	0.1643	0.3552
<i>MB</i>	19017	9.5335	0.8775	1.6445	2.1115	1.4251
<i>Listyear</i>	19017	3.3673	0.6931	2.3026	2.1569	0.7648
<i>Fholder</i>	19017	74.8200	8.6600	33.4700	35.4174	14.8133
<i>Dual</i>	19017	1.0000	0.0000	0.0000	0.2578	0.4374
<i>Board</i>	19017	2.8904	1.0986	2.1972	2.1394	0.1988
<i>Indep</i>	19017	0.8000	0.1818	0.3333	0.3738	0.0549

资料来源:作者整理

四、实证检验结果

1. 单变量分析

根据每年监管信息公开情况的中位数,将总样本划分为公开监管信息较多和较少两个子样本组,分别对违规行为进行单变量分析,结果如表2所示。从表2可以看出,公开监管信息较少组*Vioyear*和*Vion*均值分别显著高于公开监管信息较多组均值。这初步表明,在监管信息公开较多省份或地区,样本公司更少被揭露出存在违规行为且违规次数也更少。

表2 单变量分析

变量	组别	样本量	均值	T值(p值)	中位数	Z值(p值)
<i>Vioyear</i>	公开监管信息较少组	9905	0.2054	4.3305*** (0.0000)	0.0000	4.3290*** (0.0000)
	公开监管信息较多组	9112	0.1805		0.0000	
<i>Vion</i>	监管信息公开较少组	9905	0.3241	3.3391*** (0.0000)	0.0000	3.8670*** (0.0000)
	监管信息公开较多组	9112	0.2875		0.0000	

资料来源:作者整理

2. 监管信息公开对公司违规行为影响实证检验

监管信息公开影响公司违规的多元回归结果如表3所示。表3中的相关检验标准误均经过White异方差修正。表3中(1)~(3)列以 $Vioyear_{i+1}$ 为被解释变量,采用Probit回归。结果显示,变量 $Publicity$ 系数在1%的水平上显著为负。表3中(4)~(6)列以 $Vion_{i+1}$ 为被解释变量,采用OLS回归。可以看到,变量 $Publicity$ 系数也在1%或5%的水平上高度显著为负。这表明,证监会监管信息公开对上市公司违规行为具有抑制作用,相应派出机构监管信息公开越多,其所辖地区上市公司涉及违规的可能性越低,违规次数也显著更少,支持本文的假设 H_1 。

控制变量的回归结果反映出,公司规模越大、净资产利润率越高、第一大股东持股比例越高以及独立董事占比越高的公司,更不可能涉及违规行为且违规次数更少;而资产负债率越高、董事长和总经理两职合一的公司,则发生违规的可能性和违规次数显著更高,与前文的理论分析以及梁上坤等(2020)^[28]和Shi等(2020)^[30]等现有文献的检验结果基本一致。

表3 监管信息公开对公司违规行为的影响多元回归结果

变量	$Vioyear_{i+1}$			$Vion_{i+1}$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Publicity$	-0.0549*** (-3.75)	-0.0506*** (-3.40)	-0.0394*** (-2.61)	-0.0301*** (-3.87)	-0.0237*** (-3.12)	-0.0193** (-2.47)
$Size$		-0.0688*** (-5.83)	-0.0574*** (-4.49)		-0.0245*** (-4.23)	-0.0210*** (-3.47)
$Leverage$		0.4177*** (6.47)	0.3793*** (5.58)		0.1880*** (5.16)	0.1823*** (4.76)
Roa		-2.3704*** (-11.28)	-2.4690*** (-11.44)		-1.3654*** (-10.95)	-1.3734*** (-10.86)
$Gsales$		0.0787** (2.56)	0.0843*** (2.69)		0.0236 (1.27)	0.0244 (1.30)
MB		0.0070 (0.81)	-0.0042 (-0.43)		0.0107** (2.18)	0.0054 (1.00)
$Listyear$		0.0329* (1.95)	-0.0163 (-0.93)		0.0133 (1.54)	-0.0062 (-0.70)
$Fholder$		-0.0079*** (-9.94)	-0.0085*** (-10.54)		-0.0036*** (-9.66)	-0.0037*** (-9.96)
$Dual$		0.1166*** (4.66)	0.1267*** (5.03)		0.0652*** (4.72)	0.0685*** (4.93)
$Board$		-0.0917 (-1.38)	-0.1439** (-2.12)		-0.0331 (-0.99)	-0.0501 (-1.47)
$Indep$		-0.8409*** (-3.53)	-0.8877*** (-3.73)		-0.3677*** (-3.29)	-0.3822*** (-3.42)
常数项	-0.0073 (-0.05)	1.6366*** (5.59)	1.9696*** (5.94)	0.6686*** (8.07)	1.2740*** (9.77)	1.3791*** (9.22)
年份和行业效应	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
N	19017	19017	19017	19017	19017	19017
Pseudo R^2/R^2	0.0100	0.0302	0.0389	0.0084	0.0280	0.0347

注:***、**和*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号中的数字为z值或t值,下同

资料来源:作者整理

3. 基于产权性质的分组检验

本文依据公司最终控制人的性质,将全部样本观测值分为国有企业组和民营企业组两个子样

本组,分别采用模型(1)对假设 H_2 进行检验,以揭示监管信息公开对公司违规行为的影响在不同产权性质公司是否存在差异,检验结果如表 4 所示。表 4 的第(1)列和第(2)列以公司是否发生违规为被解释变量,第(3)列和第(4)列以公司违规次数为被解释变量。从表 4 可以看出,国有企业组中变量 *Publicity* 系数虽然为负,但均不具有统计意义上的显著性;民营企业组中变量 *Publicity* 系数均在 5% 的水平上显著为负。针对 *Publicity* 系数在两个子样本中的差异性执行 Chow 检验,表明监管信息公开对国有企业的影响显著小于民营企业。这意味着,证监会监管信息公开对公司违规行为的抑制作用主要存在于民营企业,而在国有企业并不显著,支持了假设 H_2 。

表 4 产权性质、监管信息公开与公司违规行为

变量	$Vioyear_{t+1}$		$Vion_{t+1}$	
	国有企业 (1)	民营企业 (2)	国有企业 (3)	民营企业 (4)
<i>Publicity</i>	-0.0392 (-1.55)	-0.0468** (-2.41)	-0.0135 (-1.34)	-0.0273** (-2.38)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	2.8306*** (5.29)	-0.1612 (-0.33)	1.4634*** (7.39)	0.6916*** (2.59)
年份和行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7428	11583	7433	11584
Pseudo R^2/R^2	0.0630	0.0362	0.0435	0.0375
Chi^2/F 值(p 值)	19.87(0.0000)***		2.94(0.0531)*	

注:限于篇幅,控制变量回归结果未列示,备案,下同

资料来源:作者整理

4. 区分违规主体和违规行为类别的检验

前文将公司违规视为整体予以探讨,然而,公司违规行为既可能源自不同主体,也可能来自不同领域。监管信息公开对不同主体和不同违规类别的影响可能存在差异。为此,本文针对监管信息公开与上市公司违规的关系,区分违规主体和违规类别进行更深入检验。

基于违规主体差异,本文将违规行为分为公司违规、大股东违规和高管人员违规^①,据此分别利用模型(1)进行检验,回归结果如表 5 所示。从表 5 可以看出,监管信息公开能显著减少上市公司和大股东的违规行为。但是,表 5 第(5)列和第(6)列中 *Publicity* 系数虽然为负,却不显著,表明监管信息公开对公司高管人员违规不具有显著影响。这可能是因为,高管人员的违规行为主要体现在违规买卖股票、未遵循股份减持或增持承诺以及内幕交易等方面。这些行为更多是高管甚至是其家属的个体行为,而监管信息公开对企业内部治理机制的改善效应难以有效作用于高管及其家属的类似个体行为。

表 5 区分违规主体的检验结果

变量	公司违规		大股东违规		高管人员违规	
	$Vioyear_{t+1}$	$Vion_{t+1}$	$Vioyear_{t+1}$	$Vion_{t+1}$	$Vioyear_{t+1}$	$Vion_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Publicity</i>	-0.0716*** (-3.42)	-0.0112*** (-3.17)	-0.0401* (-1.81)	-0.0047* (-1.77)	-0.0340 (-1.42)	-0.0027 (-1.12)

① 根据相关处罚公告,本文所提及的大股东主要是指持股 5% 以上股东(包括一致行动人);高管人员包括上市公司董事、监事和其他高管人员。

续表 5

变量	公司违规		大股东违规		高管人员违规	
	$Vioyear_{t+1}$	$Vion_{t+1}$	$Vioyear_{t+1}$	$Vion_{t+1}$	$Vioyear_{t+1}$	$Vion_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.6416 (1.37)	0.3507*** (5.11)	0.5420 (1.07)	0.2349*** (3.06)	-1.8353*** (-3.64)	0.0694 (1.46)
年份和行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	19016	19017	19016	19017	18897	19017
Pseudo R ² /R ²	0.0447	0.0207	0.0536	0.0252	0.0378	0.0115

资料来源:作者整理

参考孟庆斌等(2019)^[38],本文将公司违规行为类别分为信息披露违规和经营违规^①,据此分别利用模型(1)进行检验,回归结果如表6所示。从表6可以看出,在针对信息披露违规的检验中,Publicity系数为负,却并不显著;而在针对经营违规的检验中,Publicity系数分别在5%和1%的水平上显著为负。这表明,证监会公开监管信息能有效地减少上市公司的经营违规,却未能显著抑制其信息披露违规。原因可能在于,上市公司实施不同类别违规行为所受处罚力度与相应违规收益之间的不对称性存在重要差异。在2020年以前,根据《中华人民共和国证券法》,公司因信息披露违规所受的罚款额最高仅为60万元,绝大多数情况下只是受到警告、谴责或责令整改等处罚,但公司因此所获得的收益往往十分巨大,处罚力度与巨额收益之间极不对称(孟庆斌等,2019)^[38];相比之下,公司因经营违规所受到的处罚力度与相应违规所获收益之间的不对称性较小^②。因此,监管信息公开对企业实施信息披露违规的威慑力弱于经营违规,导致其对公司信息披露违规不具有显著的抑制作用。

表 6 区分违规行为类别的检验结果

变量	信息披露违规		经营违规	
	$Vioyear_{t+1}$	$Vion_{t+1}$	$Vioyear_{t+1}$	$Vion_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
Publicity	-0.0083 (-0.38)	-0.0084 (-0.64)	-0.0363** (-2.31)	-0.0259*** (-3.57)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	1.9063*** (3.99)	1.1748*** (4.86)	0.8956*** (2.64)	0.8181*** (5.81)
年份和行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	19016	19017	19016	19017
Pseudo R ² /R ²	0.0502	0.0517	0.0408	0.0392

资料来源:作者整理

① 孟庆斌等(2019)^[38]将公司违规分为信息披露违规、经营违规和领导人违规。其中,领导人违规即是高管人员违规,本文将将其纳入基于违规主体的违规分类。

② 魏芳和耿修林(2018)^[45]指出,中国上市公司因违规而受处罚力度总体较弱,2006—2015年间没有任何公司因违规被取消营业许可或市场禁入等惩罚,只有10.94%的违规行为受到实质性经济处罚,大部分违规仅仅是受到批评、警告、谴责等比较轻的惩罚,承担民事或刑事责任案例更少。本文样本中,当仅存在信息披露违规时,约20.34%的处罚为警告或谴责,15.22%为罚款且平均罚款额约54.51万元,被罚没违法收入比例为0.17%,责令限期整改、规范企业经营行为或主要负责人受罚等其他处罚比例约为65.82%;但当仅存在经营违规时,约5.37%为警告或谴责,16.01%为罚款且平均罚款额约1480万元,被罚没违法收入比例为2.32%,其他处罚比例大约为82.76%(相关比例之和大于100%的原因是有些情形下企业会受到多种类型的处罚)。相比之下,总体上公司因经营违规所受处罚要重于信息披露违规。

5. 区分监管信息公开类型的检验

根据公开的监管信息属性,本文将证监会主动公开的监管信息细分为规范性信息类(*Publicgf*)、行政许可类(*Publicxk*)以及行政处罚和监管措施类(*Publicjc*)三个类别。规范性信息包括各类监管通知公告、市场统计数据、规范性监管文件、投资者保护信息和辅导公司信息等,相关信息公开主要反映监管透明度。行政许可信息反映的是证监会对是否准予相关申请人从事特定活动而依法做出的审查情况。行政处罚是证监会及各派出机构稽查执法态势的体现,行政监管措施则是证监会及各派出机构快速反应以及及时矫正市场参与主体违法违规行为的日常监管手段。行政处罚和监管措施类信息涵盖每年度企业受监管机构行政处罚和被出具警示函、责令改正或监管谈话等接受行政监管措施情况,主要体现了监管强度。那么,证监会监管信息公开对公司违法行为的抑制效应究竟更多源自反映监管透明度的规范性监管信息,还是更多源自体现监管强度的行政处罚和监管措施类信息?

本文将三类监管信息公开变量 *Publicgf*、*Publicxk* 以及 *Publicjc* 同时加入模型(1)进行检验,结果如表7所示。从表7可以看出,*Publicjc* 系数不显著,说明行政处罚和监管措施类信息公开未能对辖区上市公司的违规行为产生抑制作用;*Publicxk* 系数仅在第(1)列具有10%的显著性;*Publicgf* 系数在1%水平上均显著为负。这反映出,监管信息公开对上市公司违规行为的抑制效应,主要源于监管机构因公开了更多规范性监管信息带来监管透明度的提升。

表7 区分监管信息公开类型的检验结果

变量	$Vioyear_{t+1}$		$Vion_{t+1}$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Publicgf</i>	-0.0608 *** (-3.43)	-0.0507 *** (-2.83)	-0.0313 *** (-3.43)	-0.0254 *** (-2.81)
<i>Publicxk</i>	-0.0335 * (-1.82)	-0.0214 (-1.15)	-0.0150 (-1.51)	-0.0081 (-0.82)
<i>Publicjc</i>	0.0088 (0.63)	-0.0021 (-0.14)	-0.0003 (-0.04)	-0.0038 (-0.51)
控制变量	No	Yes	No	Yes
常数项	0.0640 (0.34)	1.7785 *** (4.36)	0.7039 *** (7.16)	1.2567 *** (6.77)
年份和行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	12887	12887	12887	12887
Pseudo R ² /R ²	0.0141	0.0467	0.0119	0.0381

资料来源:作者整理

五、内生性检验和稳健性分析

1. 内生性检验:工具变量法检验

除采用未来一期的公司违规作为被解释变量以外,为了进一步控制模型可能存在的内生性问题,本文使用工具变量法进行两阶段回归。本文以上年度各地区城镇人口占比 *Population* 作为 *Publicity* 的工具变量 *IV*^①。理论上,在城镇人口占比更高地区,证监会相应派出机构公开监管

① 此处“地区”对应的是证监会相应派出机构管辖范围。

信息的动力会更强。原因主要在于,证监会及各派出机构往往是通过其官方网站或报刊杂志等平台公开监管信息,各地区城镇人口一般更有意愿和需求通过这些平台关注和使用公开的监管信息,并且城镇人口对公开的监管信息也具有更强理解力。同时,当年度各地区监管信息公开以及单一企业内在的任何财务或治理特征均难以影响城镇人口的占比情况,尤其是不可能对以前年度的地区城镇人口占比产生直接影响。因此,IV变量 *Population* 符合模型对变量的外生性要求。

工具变量法检验结果如表 8 所示。第一阶段回归中,利用模型(1)的控制变量和 *Publicity* 的工具变量(*Population*)同时对 *Publicity* 进行回归。从表 8 第(1)列结果可以看出,IV(*Population*)与 *Publicity* 在 1% 的显著性水平上正相关,反映出地区城镇人口占比越高,该地区证监会派出机构公开的监管信息越多。弱工具变量检验的 Robust-F 值为 8506.37^①,表明以上年度各地区城镇人口占比作为 *Publicity* 的工具变量是有效的。第二阶段回归中,分别将 *Publicity* 的预测值作为解释变量采用模型(1)进行检验。表 8 中第(2)列和第(3)列的数据显示,*Publicity* 的预测值与 *Vioyear_{t+1}* 和 *Vion_{t+1}* 均在 1% 的水平上显著负相关。上述检验结果意味着,在通过工具变量回归控制了模型可能存在的内生性问题以后,证监会派出机构更高的监管信息公开度仍然有助于抑制辖区内上市公司的违规行为。

表 8 内生性问题:工具变量法检验

变量	第一阶段回归	第二阶段回归	
	<i>Publicity</i>	<i>Vioyear_{t+1}</i>	<i>Vion_{t+1}</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Publicity</i> (拟合值)		-0.0249*** (-3.57)	-0.0420*** (-3.22)
<i>Population</i>	3.0414*** (94.46)		
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	4.2314*** (34.50)	0.9826*** (10.99)	1.4913*** (9.53)
年份和行业效应	Yes	Yes	Yes
N	19017	19017	19017
Pseudo R ² /R ²	0.3613	0.0366	0.0342

资料来源:作者整理

2. 稳健性分析:变更监管信息公开衡量指标

证监会监管信息公开包括主动公开和依申请公开。本文采用证监会各派出机构依申请公开的信息数量(*Apublicity*)衡量监管信息公开,对监管信息公开与上市公司违规的关系进行稳健性检验。自 2009 年以来,证监会每年度依申请公开信息总数量最大值为 1284 件(2017 年),最小值为 10 件(2009 年),中位数为 174 件(2012 年)。回归时,对证监会各派出机构依申请公开的信息数量进行对数化处理。

对全样本和区分公司产权性质的分样本组检验结果如表 9 所示。从表 9 可以看出,全样

① 根据 Staiger 和 Stock(1997)^[46],F 值大于临界标准 10,表明不存在弱工具变量问题。

本回归的 $Apublicity$ 系数均在 1% 水平上显著为负,表明依申请公开的监管信息数量越多,相应监管机构辖区内的上市公司更不可能涉及违规或违规次数显著更少;针对国有企业子样本组回归的 $Apublicity$ 系数不显著,针对民营企业样本组回归的 $Apublicity$ 系数均在 1% 水平上显著为负。针对 $Apublicity$ 系数在两个子样本差异性的 Chow 检验结果显示,依申请公开监管信息对公司违规的抑制作用也主要存在于民营企业。这再次为本文的假设 H_1 和假设 H_2 提供了稳健的证据。

表 9 变更监管信息公开的衡量指标

变量	$Vioyear_{i,t+1}$			$Vion_{i,t+1}$		
	全样本 (1)	国有企业 (2)	民营企业 (3)	全样本 (4)	国有企业 (5)	民营企业 (6)
$Apublicity$	-0.0631*** (-4.94)	-0.0260 (-1.16)	-0.0836*** (-5.18)	-0.0294*** (-4.90)	-0.0117 (-1.54)	-0.0394*** (-4.51)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	1.7244*** (5.25)	2.7738*** (5.26)	-0.5169 (-1.07)	1.2799*** (8.46)	1.4295*** (7.18)	0.5460** (2.04)
年份和行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	19016	7428	11583	19017	7433	11584
Pseudo R^2/R^2	0.0399	0.0635	0.0379	0.0356	0.0438	0.0389
Chi^2/F 值 (p 值)		20.57(0.0000)***			4.64(0.0097)***	

资料来源:作者整理

六、作用机制和影响后果分析

1. 作用机制分析

监管信息公开可能通过规范大股东行为、促使公司完善内部控制以及改善信息披露质量,进而提升公司经营规范度,最终减少公司违规行为。本文进一步从三个方面分析监管信息公开抑制上市公司违规的具体作用机制。

根据 Baron 和 Kenny(1986)^[47],采用中介效应法进行监管信息公开影响公司违规行为的作用机制检验。回归模型设置为:

$$Violation_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Publicity_{it} + \beta_2' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Mediator_{it} = \alpha + \beta_1 Publicity_{it} + \beta_2' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Violation_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Publicity_{it} + \beta_2 Mediator_{it} + \beta_3' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,变量 $Violation$ 表示公司违规行为, $Publicity$ 表示证监会各派出机构的监管信息公开情况, X 代表一系列控制变量。这些变量的定义与模型(1)一致。 $Mediator$ 表示中介变量,包括大股东行为、内部控制以及信息披露质量三项指标。

对于大股东行为变量,主要以期末其他应收款占总资产比例($Other$)和当年召开股东大会次数($Meeting$)两个指标衡量。其他应收款常用作大股东利益侵占的替代变量(李文贵等,2017)^[48]。此外,Chen 等(2006)^[31]发现,董事会会议次数越多,公司越可能涉及违规。本文认为,股东大会次数更能反映股东之间的利益冲突。股东大会包括年度大会和临时股东大会。年度股东大会具有法

律强制性,一般每年召开一次;临时股东大会则通常是因为涉及公司或股东利益的重大事项,需要临时召集的股东会议。相比于一般性的内部决策程序,召开临时股东大会需要耗费各利益相关方更多时间、精力和成本,更频繁地召开临时股东大会,表明公司重要决策难以通过常规程序确定,很可能意味着公司股东之间具有更大的利益冲突。因此,本文还以公司每年召开股东大会会议次数作为大股东行为的另一个替代变量。

对于内部控制变量,主要以公司内部控制是否有效 (*Effective*) 和当年内部控制是否有缺陷 (*Defect*) 两个指标衡量。根据注册会计师对公司当年内部控制的评价情况,如果公司当年内部控制有效,则变量 *Effective* 取值 1,否则,取值 0;如果公司当年内部控制有缺陷,则变量 *Defect* 取值为 1,否则为 0。

对于信息披露质量变量,主要以可操控性应计利润额 (*DA*) 和审计意见 (*Opinion*) 两个指标衡量。其中,可操控性应计利润额 (*DA*) 基于控制了总资产利润率的修正截面 Jones 模型计算,回归时取其绝对值;审计意见 (*Opinion*) 为虚拟变量,如果公司当年财务报表被审计师出具了非无保留意见的审计报告,则取值 1,否则,取值 0。

针对大股东行为的作用机制检验结果如表 10 所示。从表 10 可以看出,大股东行为在监管信息公开和公司违规行为之间存在部分中介效应。监管信息公开通过规范大股东行为进而抑制公司违规行为的理论分析得到了证实。在逻辑上,这是对表 5 所反映结果的一个印证,正是因为监管信息公开约束了大股东寻求控制权私利,进而显著抑制了大股东违规。

表 10 作用机制检验:大股东行为

变量	<i>Vioyear_{t+1}</i>	<i>Other</i>	<i>Vioyear_{t+1}</i>	<i>Vioyear_{t+1}</i>	<i>Meeting</i>	<i>Vioyear_{t+1}</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Publicity</i>	-0.0389 ** (-2.57)	-0.0007 *** (-2.97)	-0.0360 ** (-2.38)	-0.0394 *** (-2.61)	-0.0578 *** (-2.79)	-0.0369 ** (-2.45)
<i>Other</i>			3.6974 *** (8.30)			
<i>Meeting</i>						0.0505 *** (9.11)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	2.0450 *** (6.15)	0.0242 *** (4.51)	1.9465 *** (5.84)	1.9696 *** (5.94)	1.6496 *** (3.16)	1.9739 *** (5.89)
年份和行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	19001	19001	19001	19016	19016	19016
Pseudo R ² /R ²	0.0400	0.1212	0.0435	0.0389	0.0982	0.0434

注:由于检验结果基本一致,限于篇幅未报告变量 *Vion* 检验结果,备索,下同

资料来源:作者整理

针对内部控制的作用机制检验结果如表 11 所示。从表 11 可以看出,内部控制在监管信息公开和公司违规行为之间存在部分中介效应。监管信息公开通过促使公司完善内部控制进而抑制公司违规行为的理论分析也得到证实。

表 11 作用机制检验:内部控制

变量	$Vioyear_{t+1}$	<i>Effective</i>	$Vioyear_{t+1}$	<i>Defect</i>	$Vioyear_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Publicity</i>	-0.0382 ** (-2.52)	0.0265 * (1.77)	-0.0378 ** (-2.49)	-0.1398 *** (-9.17)	-0.0372 ** (-2.44)
<i>Effective</i>			-0.1739 *** (-3.88)		
<i>Defect</i>					0.0291 * (1.72)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	1.9214 *** (5.76)	-0.8252 * (-1.78)	1.9939 *** (5.95)	-5.1683 *** (-13.10)	1.9474 *** (5.82)
年份和行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18854	18854	18854	18854	18854
Pseudo R ² /R ²	0.0394	0.1831	0.0402	0.1175	0.0395

资料来源:作者整理

针对信息披露质量的作用机制检验结果如表 12 所示。表 12 的数据显示,在第(3)列和第(6)列,变量 $|DA|$ 和 *Opinion* 系数均显著为正,表明更低的信息披露质量会促使公司涉及更多的违规行为。尽管 *Publicity* 系数在第(1)列和第(4)列显著为负,但其系数在第(2)列和第(5)列都不显著,说明更多的监管信息公开并不能降低公司的可操控应计利润额,也未能降低公司获得非无保留审计意见的概率。这表明,信息披露质量不能在监管信息公开和公司违规行为之间有效发挥中介作用,监管信息公开并未通过提升辖区内公司信息披露质量进而抑制公司违规行为。这个结果在逻辑上与表 6 的结果是一致的,正因为公开监管信息不能提升信息披露质量,所以上市公司的信息披露违规未能得到有效地抑制。

表 12 作用机制检验:信息披露质量

变量	$Vioyear_{t+1}$	$ DA $	$Vioyear_{t+1}$	$Vioyear_{t+1}$	<i>Opinion</i>	$Vioyear_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Publicity</i>	-0.0377 ** (-2.28)	0.0001 (0.05)	-0.0378 ** (-2.28)	-0.0417 *** (-2.78)	-0.0319 (-0.67)	-0.0408 *** (-2.72)
$ DA $			0.7493 *** (3.24)			
<i>Opinion</i>						0.8525 *** (8.32)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	2.2909 *** (6.25)	0.1782 *** (13.44)	2.1598 *** (5.86)	1.9853 *** (6.02)	-0.7642 (-0.86)	1.9318 *** (5.83)
N	18954	18954	18954	19017	19017	19017
年份和行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ² /R ²	0.0303	0.0834	0.0310	0.0391	0.2171	0.0434

资料来源:作者整理

2. 影响后果分析

经营合规性是影响企业创新行为的重要因素,提升合规性能降低企业创新过程中可能遭遇的不确定性,并为创新团队协作效应提供保证,因此,合规性更好的企业呈现出显著更强的创新能力,进而有助于企业实现高质量发展(刘猛和赵永亮,2020)^[49]。基于此,本文进一步分析证监会公开监管信息对公司创新活动的影响效应。回归结果如表 13 所示。

表 13 第(1)列和第(2)列被解释变量 $Lnpatent_{i,t+1}$ 和 $Lnpatent_{i,t+2}$ 分别是公司未来一期和未来两期三类专利申请数量取自然对数, $Publicity$ 系数均在 1% 水平上显著为正,表明证监会公开监管信息有助于增加上市公司未来一期和未来两期专利申请数量。基于前述中介效应检验的思路,进一步在模型中加入公司违规变量,表 13 第(3)列和第(4)列的结果显示,减少公司违规在监管信息公开与专利申请之间具有重要的中介效应。总的来说,在抑制公司违规行为的基础上,证监会通过公开监管信息促进了公司创新活动。

表 13 影响后果分析

变量	$Lnpatent_{i,t+1}$	$Lnpatent_{i,t+2}$	$Lnpatent_{i,t+1}$	$Lnpatent_{i,t+2}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Publicity</i>	0.1261 *** (4.30)	0.1083 *** (2.98)	0.1245 *** (7.84)	0.1078 *** (4.77)
<i>Vioyear_{t+1}</i>			-0.1597 *** (-5.54)	-0.1143 *** (-2.68)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-7.1019 *** (-7.68)	-10.3827 *** (-8.95)	-6.9296 *** (-15.96)	-10.2895 *** (-16.04)
年份和行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16938	14387	16938	14387
R ²	0.2903	0.1756	0.2917	0.1766

资料来源:作者整理

七、结论与讨论

1. 主要研究结论

本文基于中国证监会 2009—2019 年的信息公开实践,分析监管信息公开对上市公司违规行为的影响及其作用机制。结果发现,证监会派出机构的监管信息公开与其辖区内上市公司违规行为显著负相关,而且,监管信息公开对公司违规行为的抑制效应主要存在于民营企业;监管信息公开的公司违规抑制效应主要源自反映监管透明度提升的规范性监管信息公开,且主要体现为公司和大股东违规行为减少;监管信息公开能显著减少公司的经营违规,但对信息披露违规没有显著影响。进一步的检验结果表明,监管信息公开降低了公司其他应收款并减少了股东大会次数,也显著减少了公司内部控制缺陷并提升了内部控制有效性,表明完善内部控制和规范大股东行为是监管信息公开抑制公司违规的具体作用机制。信息披露质量在两者之间不具有显著传导作用。最后,有关影响后果的检验发现,监管信息公开在抑制公司违规的基础上显著提升了公司未来专利申请的数量。

2. 现实启示

上述结论具有重要的现实启示。第一,监管信息公开是营造稳定公平透明营商环境的有效路径。作为资本市场的重要监管者,证监会及其派出机构在保护投资者合法权益、维护资本市场稳定运行等方面有着不可替代的作用。通过及时有效地公开监管信息,提升监管工作透明度,弱化监管机构与企业尤其是民营企业之间的信息不对称,对于明晰监管者权力边界,规范企业经营行为至关重要。第二,有必要进一步完善监管信息公开制度及其实践,以强化监管信息公开在提升上市公司信息披露质量方面的作用。例如,适当增加有关上市公司信息披露质量监管方面的公开内容,加大监管力度并强化行政处罚,尤其是信息披露违规方面的处罚信息公开,聚焦公司信息披露专项检查、内幕信息保密和风险管理以及规范网络互动沟通等信息披露监管工作,并做好更深入的相关政策解读等。第三,鉴于公开监管信息在有效抑制公司违规尤其是抑制信息披露违规方面的作用有限,因此,规范上市公司的信息披露还依赖于提高违规成本,以更有效降低公司违规收益和违规成本之间的不对称性。总之,深入推进证监会的监管信息公开,对于维护资本市场稳定进而实现高质量发展具有重要作用。

3. 本文的不足

本文的研究不可避免地存在一些不足之处。实践中,证监会在通过公开监管信息提升监管透明度的同时,也极有可能增加监管强度。基于现有数据的可获得性,尽管本文将主动公开监管信息细分为规范性信息类、行政许可类以及行政处罚和监管措施类,并试图通过具体类别信息公开的不同影响效应予以解释,但这难以在根本上将信息公开带来的监管透明度增加和监管强度增加予以清晰区分。另外,对于模型存在的内生性问题,虽然本文采用了将解释变量滞后一期、工具变量法以及区分不同的违规类别和主体等检验来予以缓解,但其影响仍可能难以完全消除。

参考文献

- [1]田禾,吕艳滨.中国政府透明度(2020)[M].北京:中国社会科学出版社,2020.
- [2]Khanna,V.,E.H.Kim,L.Yao.CEO Connectedness and Corporate Fraud[J].Journal of Finance,2015,70,(3):1203-1252.
- [3]Porumbescu,G.A.,M.I.H.Lindeman,E.Ceka,et al.Can Transparency Foster More Understanding and Compliant Citizens[J].Public Administration Review,2017,77,(6):840-850.
- [4]Prat,A.The Wrong Kind of Transparency[J].The American Economic Review,2005,95,(3):862-877.
- [5]Boehm,F.,J.Olaya.Corruption in Public Contracting Auctions: The Role of Transparency in Bidding Processes[J].Annals of Public and Cooperative Economics,2006,77,(4):431-452.
- [6]于文轩.政府透明度与政治信任:基于2011中国城市服务型政府调查的分析[J].北京:中国行政管理,2013,(2):110-115.
- [7]于文超,梁平汉,高楠.公开能带来效率吗?——政府信息公开影响企业投资效率的经验研究[J].北京:经济学(季刊),2020,(3):1041-1058.
- [8]邓淑莲,朱颖.财政透明度对企业产能过剩的影响研究——基于“主观”与“被动”投资偏误的视角[J].上海:财经研究,2017,(5):4-17.
- [9]Choi,S.,Y.Hashimoto.Does Transparency Pay? Evidence from IMF Data Transparency Policy Reforms and Emerging Market Sovereign Bond Spreads [J].Journal of International Money and Finance,2018,88,(1):171-190.
- [10]杨万平,赵金凯.政府环境信息公开有助于生态环境质量改善吗[J].北京:经济管理,2018,(8):5-22.
- [11]陆瑶,朱玉杰,胡晓元.机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究[J].天津:南开管理评论,2012,(1):13-23.
- [12]李从刚,许荣.保险治理与公司违规——董事高管责任保险的治理效应研究[J].北京:金融研究,2020,(6):188-206.
- [13]李世辉,卿水娟,贺勇,杨丽.审计收费、CEO风险偏好与企业违规[J].北京:审计研究,2021,(3):84-95.
- [14]Islam,R.Does More Transparency Go Along with Better Governance[J].Economics & Politics,2006,18,(2):121-168.
- [15]崔雯雯,张立民.国家审计与公众参与:基于政府信息公开的中介效应研究[J].南京:审计与经济研究,2019,(3):13-21.
- [16]Bac,M.Corruption,Connections and Transparency: Does a Better Screen Imply a Better Scene[J].Public Choice,2001,107,(1-

2):87-96.

- [17] Worthy, B. More Open but Not More Trusted? The Effect of the Freedom of Information Act 2000 on the United Kingdom Central Government [J]. *Governance*, 2010, 23, (4):561-582.
- [18] 马亮. 信息公开、行政问责与政府廉洁:来自中国城市的实证研究[J]. 北京:经济社会体制比较, 2014, (4):141-154.
- [19] 周燕, 张麒麟, 付丽娜, 等. 信息公开机制控制搭便车行为的效果——实验证据[J]. 天津:管理科学学报, 2014, (4):86-94.
- [20] Chortareas, G., D. Stasavage, G. Steme. Does it Pay to Be Transparent? International Evidence from Central Bank Forecasts [J]. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 2003, 84, (4):99-118.
- [21] Dai, M., E. Spyromitros. Inflation Contract, Central Bank Transparency and Model Uncertainty [J]. *Economic Modelling*, 2012, 29, (6):2371-2381.
- [22] 马勇. 中国货币政策透明度的经验研究[J]. 北京:世界经济, 2015, (9):3-28.
- [23] 王少飞, 周国良, 孙铮. 政府公共治理、财政透明与企业投资效率[J]. 北京:审计研究, 2011, (4):58-67.
- [24] Li, Z., X. Ouyang, K. Du, et al. Does Government Transparency Contribute to Improved Eco-efficiency Performance? An Empirical Study of 262 Cities in China [J]. *Energy Policy*, 2017, 110, (C):79-89.
- [25] 张志彬. 公众参与、监管信息公开与城市环境治理[J]. 长沙:财经理论与实践, 2021, (1):109-116.
- [26] 王敏, 何杰. 大股东控制权与上市公司违规行为研究[J]. 武汉:管理学报, 2020, (3):447-455.
- [27] 乔菲, 文雯, 徐经长. 纵向兼任高管能抑制公司违规吗? [J]. 北京:经济管理, 2021, (5):176-191.
- [28] 梁上坤, 徐灿宇, 王瑞华. 和而不同以为治:董事会断裂带与公司违规行为[J]. 北京:世界经济, 2020, (6):171-192.
- [29] 周泽将, 马静, 胡刘芬. 经济独立性能否促进监事会治理功能发挥——基于企业违规视角的经验证据[J]. 天津:南开管理评论, 2019, (6):62-76.
- [30] Shi, W., R. Aguilera, K. Wang. State Ownership and Securities Fraud: A Political Governance Perspective [J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2020, 28, (2):157-176.
- [31] Chen, G. M., M. Firth, D. N. Gao, et al. Ownership Structure, Corporate Governance, and Fraud: Evidence from China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2006, 12, (3):424-448.
- [32] Hass, L. H., M. Tarsalewska, F. Zhan. Equity Incentives and Corporate Fraud in China [J]. *Journal of Business Ethics*, 2016, 138, (4):723-742.
- [33] Liao, L., G. Chen, D. Zheng. Corporate Social Responsibility and Financial Fraud: Evidence from China [J]. *Accounting and Finance*, 2019, 59, (5):3133-3169.
- [34] 陆瑶, 胡江燕. CEO与董事间“老乡”关系对公司违规行为的影响研究[J]. 天津:南开管理评论, 2016, (2):52-62.
- [35] 逯东, 谢璇, 杨丹. 独立董事官员背景类型与上市公司违规研究[J]. 北京:会计研究, 2017, (8):55-61.
- [36] Chen, J., D. Cumming, W. Hou, E. Lee. Does the External Monitoring Effect of Financial Analysts Deter Corporate Fraud in China? [J]. *Journal of Business Ethics*, 2016, 134, (4):727-742.
- [37] Liu, X. Corruption Culture and Corporate Misconduct [J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 122, (2):307-327.
- [38] 孟庆斌, 邹洋, 侯德帅. 卖空机制能抑制上市公司违规吗[J]. 北京:经济研究, 2019, (6):89-105.
- [39] 李文佳, 朱玉杰. 儒家文化对公司违规行为的影响研究[J]. 北京:经济管理, 2021, (9):137-153.
- [40] Jiang, F., K. A. Kim. Corporate Governance in China: A Modern Perspective [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015, 32, (3):190-216.
- [41] 刘启亮, 罗乐, 何威风, 陈汉文. 产权性质、制度环境与内部控制[J]. 北京:会计研究, 2012, (3):52-61, 95.
- [42] 廖冠民, 沈红波. 国有企业的政策性负担:动因、后果及治理[J]. 北京:中国工业经济, 2014, (6):96-108.
- [43] 薄仙慧, 吴联生. 国有控股与机构投资者的治理效应:盈余管理视角[J]. 北京:经济研究, 2009, (2):81-91, 160.
- [44] 徐莉萍, 关月琴, 辛宇. 控股股东股权质押与并购业绩承诺——基于市值管理视角的经验证据[J]. 北京:中国工业经济, 2021, (1):136-154.
- [45] 魏芳, 耿修林. 高管薪酬差距的阴暗面——基于企业违规行为的研究[J]. 北京:经济管理, 2018, (3):57-73.
- [46] Staiger, D., J. H. Stock. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments [J]. *Econometric*, 1997, 65, (3):557-586.
- [47] Baron, R. M., D. A. Kenny. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, (51):1173-1182.
- [48] 李文贵, 余明桂, 钟慧洁. 央企董事会试点、国有上市公司代理成本与企业绩效[J]. 北京:管理世界, 2017, (8):123-135, 153.
- [49] 刘猛, 赵永亮. 合规性与企业创新——理论分析与经验证据[J]. 南京:产业经济研究, 2020, (6):68-82.

Regulatory Information Disclosure and Corporate Fraud

LI Wen-gui, SHAO Yi-ping

(School of Accounting, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou, Zhejiang, 310018, China)

Abstract: As the most important regulator of the capital market, China Securities Regulatory Commission (CSRC) is responsible for maintaining the smooth operation of the capital market, and promoting the high-quality development of the capital market. Since May 2008, the CSRC and its agencies have actively disclosed regulatory information about 135538 and have dealt with applied information publicity about 5553 by the end of 2019. On the other hand, compliance management is the basis of sustainable development of listed companies. Illegal behavior will not only seriously damage the confidence of investors and the value of shareholders, but also increase the instability of the capital market and affect the efficiency of capital allocation.

This paper intends to analyze the economic consequences of regulatory information disclosure from the perspective of corporate fraud. Specifically, the following three questions are to be answered: first, can the disclosure of regulatory information restrain corporate fraud? Second, is there a significant difference in the impact of regulatory information disclosure on corporate fraud between state-owned enterprises and non-state-owned enterprises? Third, what is the specific mechanism of regulatory information disclosure to restrain corporate fraud?

Based on the regulatory information disclosure data of CSRC from 2009 to 2019, the results show that the more regulatory information disclosure, the less likely the listed companies are to be involved in violations, and the number of violations is significantly less. The inhibitory effect of regulatory information disclosure on corporate fraud mainly exists in non-state-owned enterprises. After distinguishing the types of regulatory information disclosed, it is found that the impact of regulatory information disclosure on corporate fraud mainly comes from the normative regulatory information disclosure, rather than punishment information and administrative licensing information disclosure. Meanwhile, it is found that the disclosure of regulatory information can significantly inhibit the violations of the company level and major shareholders level, but has no significant impact on the violations of senior executives; Regulatory information disclosure can significantly reduce the company's business violations, but it has no significant impact on information disclosure violations.

Further tests show that, regulatory information disclosure can significantly improve the effectiveness of internal control. It also can significantly reduce the company's other receivables and reduce the number of shareholders' meetings. This shows that improving the internal control and regulating the behavior of major shareholders are the important mechanism of regulatory information disclosure affecting the illegal behavior of listed companies. However, regulatory information disclosure has no significant impact on the discretionary accruals of listed companies and the audit opinions of annual reports. Totally speaking, regulatory information disclosure can prevent listed companies from violating regulations by promoting them to improve internal control and regulate major shareholders' behaviors. The relevant impact consequence tests also find that the disclosure of regulatory information can significantly increase the number of patent applications of the company on the basis of restraining the company's violations

The contribution of this paper lies in three aspects. First, it provides new evidence for the positive effect of government information disclosure from the perspective of CSRC's regulatory information disclosure, and further expands the research on the economic consequences of government information disclosure. Second, it provides a new explanation for the influencing factors of corporate fraud from the perspective of regulatory information disclosure, and further enriches the research on the influencing factors of corporate fraud. Third, the above conclusions have important policy implications for improving the disclosure of regulatory information, to optimize the business environment and promote the high-quality development of the capital market.

Key Words: regulatory information disclosure; corporate fraud; internal control; the behavior of major shareholders; information quality

JEL Classification: G18, G30, G34

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.02.009

(责任编辑:弘毅)