

中小股东诉讼对同行业公司融资约束的溢出效应

孙洁 王梓臣 李杰

(天津财经大学会计学院, 天津 300222)

摘要: 诉讼是中小股东维护自身合法权益的重要手段, 研究中小股东诉讼的影响对推动资本市场高质量发展具有重要意义。本文以2017—2022年中国A股上市公司为研究对象, 从融资约束角度考察中小股东诉讼对同行业公司的影响。研究发现, 中小股东诉讼加剧了同行业公司的融资约束程度, 呈现溢出效应, 且该效应初步表现为传染效应。异质性检验发现, 在低会计信息透明度、高行业风险、新《证券法》适用后, 中小股东诉讼的传染效应更显著, 但被诉公司与同行业公司的距离会削弱中小股东诉讼的传染效应。机制检验发现, 股价崩盘风险是中小股东诉讼影响同行业公司融资约束的途径之一。本文不仅丰富了中小股东诉讼溢出效应方面的研究, 而且为上市公司关注同行业公司外溢风险提供了直接证据。

关键词: 股东诉讼; 融资约束; 溢出效应; 行业风险

Abstract: Litigation is an important means for minority shareholders to safeguard their legitimate rights and interests. Research on the impact of minority shareholders' litigation is of great significance in promoting the high-quality development of the capital market. Taking China's A-share listed companies from 2017 to 2022 as the research object, the paper examines the impact of minority shareholders' litigation on peer firms from the perspective of financing constraints. The research finds that minority shareholders' litigation exacerbates the degree of financing constraints of peer companies, exhibiting a spillover effect. This effect is initially manifested as a contagion effect. Heterogeneity tests show that the contagion effect of minority shareholders' litigation is more significant for firms with low accounting information transparency, high industry risk, and after the application of the new Securities Law. However, the distance between the sued company and peer companies weakens the contagion effect of minority shareholders' litigation. The mechanism test reveals that the stock price crash risk is one of the ways through which minority shareholders' litigation affects the financing constraint of peer companies. This paper not only enriches the research on the spillover effect of minority shareholders' litigation but also provides direct evidence for listed companies paying attention to the spillover risk of peer companies.

Key words: shareholder litigation, financing constraints, spillover effects, industry risk

作者简介: 孙洁, 女, 天津财经大学会计学院教授、博士生导师, 研究方向: 企业财务危机与资本市场、基于机器学习的企业财务危机预测、企业信用评估等。王梓臣(通讯作者), 天津财经大学会计学院博士生, 研究方向: 公司财务与资本市场。李杰, 女, 天津财经大学会计学院博士生, 研究方向: 财务困境。

中图分类号: F270.7 **文献标识码:** A

一、引言

保护股东尤其是中小股东的合法权益是推动资本市场高效运行的基础, 诉讼作为中小股东维护自身合法权益的重要手段一直广受关注。为了进一步加强对中小股

东的保护, 2020年3月1日起施行的《中华人民共和国证券法》(以下简称新《证券法》)建立了中国式“特别代表人诉讼”制度, 完善了证券违法民事赔偿责任, 并通过降低中小股东诉讼成本、提高股东胜诉收益等方式鼓励中小股东通过诉讼手段维护自身合法权益。据统计, 新

《证券法》适用后三年内，上百家上市公司被中小股东以“证券欺诈责任纠纷”为由起诉，平均每年中小股东诉讼文书数量远高于新《证券法》适用前(具体数据见表1至表3)。此外，为了进一步保障中小股东通过诉讼手段维护自身合法权益，党的二十大报告将法治建设作为专章，对中国特色社会主义资本市场法治建设提出了根本性要求。可以预见，未来将有越来越多的中小股东采用诉讼手段维护自身合法权益。

在会计实践中，会计信息失真是中小股东以“证券欺诈责任纠纷”为由提起诉讼的主要原因。会计信息是上市公司提供的一种公共商品，上市公司对其质量负有重要责任(蒋尧明，2003；蒋尧明和王庆芳，2001)。从会计信息生产到被使用的整个过程来看，信息质量既需要信息生产时的内部监督、信息传递时的社会审计和政府监督，又需要使用信息遭受损失时的事后追偿法律制度保障。目前，国内有关上市公司诉讼的研究主要集中在全部诉讼或者债务诉讼(邓博夫等，2021；李小荣等，2014；林斌等，2013；刘军岭等，2022；潘越等，2015)，鲜有研究聚焦中小股东诉讼(李娜等，2022；辛宇等，2020)。国外有关股东诉讼经济后果的研究主要集中在社会责任、内部交易、信息披露、股价崩盘风险、资本结构和公司并购等方面(Bourveau et al., 2018；Cheng et al., 2016；Chung et al., 2020；Downar and Keiling, 2019；Freund et al., 2023；Jaroenjitrkam et al., 2022；Obaydin et al., 2021)，虽然部分研究也关注股东诉讼对融资约束的影响(Downar and Keiling, 2019)，但对其溢出效应的研究较少。

基于此，本文以2017—2022年中国A股上市公司为研究对象，将融资约束作为切入点，分析中小股东诉讼对同行业公司是否具有溢出效应。研究发现，中小股东诉讼加剧了同行业上市公司的融资约束程度，呈现显著的溢出效应，该溢出效应具体表现为传染效应，经过多重稳健性检验后该结论依然保持不变。异质性检验发现，低会计信息透明度、高行业风险、新《证券法》适用后，传染效应更显著；但被诉公司与同行业公司的距离在一定程度上会削弱中小股东诉讼的传染效应。此外，机制检验发现，中小股东诉讼会增加同行业公司的股价崩盘风险，导致资金供给方减少资金供给。

本文的贡献如下：第一，基于融资约束视角，拓展了中小股东诉讼溢出效应的相关研究。现阶段有关中小股东诉讼的影响大多局限于被诉公司(赵瑞瑞等，2023；赵瑞瑞和陈运森，2023)，然而本文发现中小股东诉讼不仅对被诉公司产生直接影响，还会进一步加剧同行业公司的融资约束程度，验证了中小股东诉讼具有溢出效应，丰富了中小股东诉讼经济后果的相关文献。第二，以中小股东诉讼为切入点，关注上市公司融资约束。已有文献研究了产品安全、基础设施、盈余公告、财务重述、监管处罚、财务危机等事件对融资约束的影响，本文以中小股东诉讼为焦点，将法律事件和公司融资结合，发现中小股东诉讼会通过加剧公司股价崩盘风险，对同行业公司融资约束产生消极影响。第三，结论具有一定的现实意义。资金短缺是阻碍实体经济发展的障碍，本文从“法与金融”视角揭示了中小股东诉讼对同行业公司融资约束的影响，为上市公司关注同行业公司风险提供了直接证据。

二、制度背景

我国中小股东诉讼制度经历了从无到有，从初步建立到不断探索、完善的历程。2002年和2003年我国先后颁布了《最高人民法院关于受理证券市场因虚假陈述引发的民事侵权纠纷案件有关问题的通知》和《最高人民法院关于审理证券市场因虚假陈述引发的民事赔偿案件的若干规定》，首次提出予以受理有关中小股东诉讼，并在受理与管辖、诉讼方式、虚假陈述等方面提出具体规定。2005年修订的《证券法》则扩大了中国证监会的执法权限、增加了证券民事责任的类型，进一步保障中小股东合法权益。不同于上述法律法规始终保留股东诉讼的前置程序，2015年《关于当前商事审判工作中的若干具体问题》首次提出取消股东诉讼前置程序，但并未形成正式法律法规。2019年新《证券法》正式修订，通过新设投资者保护等章节进一步保护中小股东的合法权益。为了配合新《证券法》的实施，2020年颁布的《最高人民法院关于证券纠纷代表人诉讼若干问题的规定》详细阐述了普通代表人诉讼与特别代表人诉讼，对投资者保护机构作为特别代表人进行解释。此外，2021年颁布的《最高人民法院关于审理证券市场虚假陈述侵权民

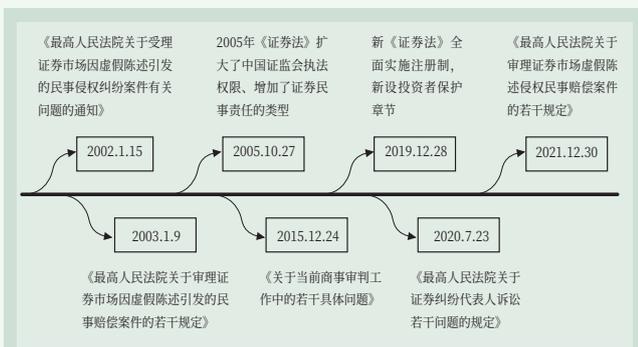


图1 股东诉讼制度相关法律法规规章颁布时间

事赔偿案件的若干规定》正式取消中小股东诉讼的前置程序。有关法律制度的颁布时间如图1所示。

整体来看，我国股东诉讼制度在近些年不断健全。具体表现在以下两方面：一是投资者保护体系初步完善。在制度层面上，主要依托新《证券法》并辅以一系列“若干规定”等司法解释，建立起了充分保护中小股东诉讼合法权益的模式。这一体系旨在为中小股东提供更全面的法律支持，确保中小股东能够合法维护其权益。在具体的法院执行层面，新《证券法》适用的“过错推定”充分考虑了中小股东无法充分举证这一现实状况，有效降低了中小股东的诉讼成本。二是通过集体诉讼改变了中小股东诉讼时的天然弱势地位。投资者保护机构可作为股东权利征集人，并以自身名义提起诉讼，在这一机制下，其持股比例和持股期限不受《公司法》规定的限制。通过特别代表人等专业力量的支持以及诉讼费用减免等制度的配合，投资者分散、维权成本高等问题得以有效解决。在这一背景下，中小股东诉讼也将成为影响公司日常生产经营的重要因素之一。

三、理论分析与研究假设

已有研究表明，诉讼作为维护中小股东合法权益的重要手段，会对公司的融资约束产生重要影响(Downar and Keiling, 2019)。但该影响是否具有溢出效应，是否会对同行业公司融资约束产生影响尚未可知。本文分别从传染效应和竞争效应两个角度对中小股东诉讼的溢出效应进行分析。

从传染效应的角度看，同行业公司具有一定的同质性，一家企业被诉讼可能导致同行业其他公司业面临诉讼风险。王永钦等(2014)研究发现，上市公司爆发丑闻

后，投资者或消费者将个别企业的问题延伸至对整个行业，从而将个体问题视为行业问题。就融资约束而言，当企业所面临的中小股东诉讼问题被资金供给方视为整个行业问题时，中小股东诉讼可能加剧同行业公司融资约束。首先，同行业上市公司具有同质性。一方面，同行业上市公司面临相同的经营环境、市场定位，具有某些共性风险(张海心等, 2015);另一方面，同行业上市公司在相同的环境下彼此竞争，竞争对手之间通常会选择效仿对方(刘瑞琳和李丹, 2022)，上市公司会接受同行业公司财务特征传递的信号修正自身决策(杨海生等, 2020)，从而使得同行业上市公司表现出“一损俱损”的特征(费显政等, 2010; Yu and Lester, 2008)。其次，同质性会导致资金供给方将个别企业中小股东诉讼问题延伸至整个行业。已有研究表明财务舞弊具有鲜明的行业特征(王磊等, 2018)，当中小股东未提起诉讼时，资金供给方可能没有察觉这种具有行业特征的诉讼问题，然而在提出诉讼后，资金供给方可能采取某些行动保护自身权益。具体而言，王擎和周伟(2013)秉承金融伦理学相关观点发现，违法违规事件中的伦理因素将导致当事股票低交易价格与低信息有效性，并且这种影响波及行业中其他股票；与之相似，Giannetti and Wang(2016)发现，当上市公司欺诈活动暴露后，投资者股票市场参与度下降，即使这些投资者可能并不持有欺诈公司的股票。

基于上述分析，本文提出研究假设：

H1a: 中小股东诉讼加剧同行业公司的融资约束。

从竞争效应的角度看，同行业公司具有竞争关系，一家企业被诉可能因为可替代性使得同行业其他公司获益。Ahmed et al.(2014)指出，需求方将需求从丑闻公司转移到市场上的其他竞争对手公司，使得后者享有由此带来的额外收益。就融资约束而言，当资金供给方将资金从被诉公司转移到同行业公司时，中小股东诉讼可能缓解同行业公司的融资约束。一方面，就资金需求方而言，同行业公司彼此竞争具有替代性，替代性导致资金供给方在同行业其他上市公司中自由选择。同行业其他上市公司发布声明澄清其与被诉公司负面信息无关，以缓解资金供给方的担忧，这些公司甚至可以因此获益(王永钦等, 2014)。另一方面，从资金供给方而言，中小股东诉讼会导致资金供给方收紧被诉公司信贷规模与信贷

期限(林斌等, 2013; 司海平等, 2021), 收回的资金空闲过久容易产生较大的闲置成本, 相较于其他陌生行业, 同行业未被诉上市公司可能是最优选择。

基于上述分析, 本文提出研究假设:

H1b: 中小股东诉讼缓解同行业公司的融资约束。

四、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取2017—2022年中国A股上市公司为研究样本。之所以选择2017—2022年作为样本期间, 主要有以下两点考虑: (1)2020年新《证券法》适用, 为了避免样本周期不平衡造成的偏误, 因此选择对称期间, 保持样本时间平衡; (2)2017年之前每年涉诉上市公司样本数量大多小于30, 不符合大样本要求, 因此起始期选择2017年。中小股东诉讼的数据来自中国诉讼裁判文书网, 以“证券欺诈责任纠纷”为由筛选民事案件, 一共获得342家涉诉上市公司, 其中多家上市公司在样本期间多次被股东提起诉讼, 上市公司在不同会计期间被提起诉讼则视为独立事件, 其行业被视为有诉讼行业; 其他数据来自国泰安数据库。剔除涉诉公司、金融业、行业样本量小于30和缺失数据后共获得15560个“年度-未被诉上市公司”观测值。为了剔除极值影响, 本文对连续变量在1%水平上进行缩尾处理。

表1、表2和表3分别是涉诉公司在不同年份、细分行业和诉讼判决书的分布情况, 行业划分依据为中国证监会2012年公布的《上市公司行业分类指引》。观察表1和表3可以初步发现, 2017—2022年被诉上市公司、被诉行业和诉讼文书均呈现增长趋势, 仅2019年表现异常。¹观察表2发现, 样本期间存在少数行业每年均涉及诉讼, 但多数行业诉讼发生得并不频繁, 行业年均涉诉数量小于1, 因此在一定程度上排除了行业特征带来的干扰。此

表1 涉诉公司年度分布

年度	公司数量	其中: 被诉公司数量	其中: 未被诉公司数量	行业数量	其中: 被诉行业数量	其中: 未被诉行业数量
2017	3378	51	3327	90	24	66
2018	3455	50	3405	90	27	63
2019	3637	68	3569	90	32	58
2020	4116	42	4074	90	26	64
2021	4563	60	4503	90	27	63
2022	4863	71	4792	90	31	59

表2 涉诉行业细分

行业代码	行业名称	涉诉次数						合计
		2017	2018	2019	2020	2021	2022	
A02	林业	1	0	0	0	0	0	1
A04	渔业	0	0	0	1	1	2	4
B06	煤炭开采和洗选业	1	0	0	0	1	1	3
B09	有色金属矿采选业	0	0	0	0	0	1	1
B11	开采辅助活动	0	0	0	0	0	1	1
C13	农副食品加工业	1	0	1	0	0	0	2
C14	食品制造业	2	1	0	1	1	0	5
C15	酒、饮料和精制茶制造业	1	1	2	0	0	0	4
C17	纺织业	0	0	1	0	0	0	1
C18	纺织服装、服饰业	0	0	0	0	1	2	3
C20	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	1	1	1	0	0	0	3
C22	造纸及纸制品业	1	1	1	1	0	0	4
C23	印刷和记录媒介复制业	0	1	1	1	0	0	3
C25	石油加工、炼焦及核燃料加工业	0	0	0	1	0	0	1
C26	化学原料及化学制品制造业	3	2	0	1	2	6	14
C27	医药制造业	4	4	5	2	5	6	26
C28	化学纤维制造业	3	1	0	0	0	0	4
C29	橡胶和塑料制品业	1	1	0	0	0	0	2
C30	非金属矿物制品业	1	1	2	0	2	3	9
C31	黑色金属冶炼及压延加工业	0	0	1	1	1	0	3
C32	有色金属冶炼及压延加工业	0	0	1	1	3	3	8
C33	金属制品业	0	1	1	0	0	0	2
C34	通用设备制造业	3	2	3	2	1	1	12
C35	专用设备制造业	0	2	3	1	3	3	12
C36	汽车制造业	1	2	1	0	0	1	5
C38	电气机械及器材制造业	2	3	7	5	5	4	26
C39	计算机、通信和其他电子设备制造业	6	7	6	3	7	8	37
C42	废弃资源综合利用业	0	0	0	0	0	1	1
D44	电力、热力生产和供应业	1	0	0	0	0	0	1
D45	燃气生产和供应业	0	0	0	1	2	1	4
E48	土木工程建筑业	0	1	1	0	0	2	4
E50	建筑装饰和其他建筑业	1	1	2	1	0	0	5
F51	批发业	3	1	1	0	0	0	5
F52	零售业	2	2	3	0	2	2	11
G54	道路运输业	0	0	1	1	1	1	4
G59	仓储业	0	0	1	0	0	0	1
H62	餐饮业	0	1	1	1	0	0	3
I63	电信、广播电视和卫星传输服务	0	0	0	0	1	0	1
I64	互联网和相关服务	0	1	1	1	7	1	11
I65	软件和信息技术服务业	3	4	6	3	1	2	19
J66	货币金融服务	0	0	0	0	0	1	1
J67	资本市场服务	3	4	7	3	4	6	27
J69	其他金融业	1	1	1	2	1	0	6
K70	房地产业	5	2	2	2	2	1	14

(上接表2)

行业代码	行业名称	涉诉次数						
		2017	2018	2019	2020	2021	2022	合计
L71	租赁业	0	0	0	0	0	1	1
L72	商务服务业	0	0	0	3	2	4	9
M73	研究和试验发展	0	0	1	0	0	0	1
M74	专业技术服务业	0	0	0	0	0	1	1
N77	生态保护和环境治理业	0	0	0	0	0	1	1
P82	教育	0	0	1	0	1	1	3
R86	广播、电视、电影和影视录音制作业	0	0	0	1	1	2	4
R87	文化艺术业	0	1	1	1	1	0	4
S90	综合	0	0	1	1	1	1	4

表3 诉讼文书年度分布

年度	2017	2018	2019	2020	2021	2022	合计
以“证券欺诈责任纠纷”为理由的诉讼文书数量(篇)	4025	5690	9543	6693	7303	8287	41541
其中	判决书	1175	2186	4182	2144	2798	14784
	裁定书	2850	3504	5361	4549	4505	5988

注：诉讼裁判文书网公开相关文书具有滞后性，因此2022年的数据统计不全，统计截止日期为2023年11月15日。

外，为了剔除频繁发生诉讼行业带来的干扰，本文在稳健性检验中剔除这部分行业后重新检验。

(二)模型构建

为了检验中小股东诉讼是否影响同行业公司的融资约束，本文构建如下模型：

$$Wks_{it} = \delta_0 + \alpha_1 \times Lawsuit_{it} + \alpha \times Ctrl_{it} + Firm + Year + \theta_{it} \quad (1)$$

其中， Wks 为融资约束的度量指标， $Lawsuit$ 是中小股东诉讼的度量指标， i 代表公司， t 代表年份。

(三)变量定义

1.被解释变量

被解释变量是融资约束。参考张杰等(2016)的方法，本文在Ding et al.(2013)的基础上构建公司运营资本投资敏感性指数(Wks)作为融资约束的代理变量。 Wks 指数构建过程如下：

第一步，构建公司运营资本投资模型(该阶段回归结果略)：

$$\frac{Iwk_{it}}{K_{it}} = \alpha + \alpha_1 Sales_{it} + \alpha_2 Debt_{it} + \alpha_3 Colla_{it} + \alpha_4 Age_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Soe_{it} + Firm + Year + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中， Iwk 表示公司运营资本投资； K 代表公司每期初固定资产净额； $Sales$ 为企业销售增长率； $Debt$ 为企业杠杆率； $Colla$ 为企业担保抵押水平； Age 为企业年龄； $Size$ 为企业规模； Soe 为产权性质。 $Firm$ 和 $Year$ 分表

代表企业固定效应和年份固定效应， ϵ_{it} 为误差项。

第二步，计算 Wks 指数：

$$Wks_{it} = \sum_{t=1}^n \left(\frac{(Cf/K)_{it}}{\sum_{t=1}^n (Cf/K)_{it}} \times \mu_{it} \right) - \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \mu_{it} \quad (3)$$

其中， Cf 为公司现金流； n 代表样本公司总数量， μ_{it} 为残差项。在回归分析中，对 Wks 进行绝对值处理后再取自然对数，处理后的值越大说明融资约束程度越高。

2.解释变量

解释变量是中小股东诉讼，具体以“证券欺诈责任纠纷”为案由确定中小股东诉讼。关于诉讼的度量方式，本文从三方面度量中小股东诉讼 $Lawsuit$ ：同年行业是否涉诉、同年行业涉诉次数和同年行业涉诉金额，涉诉金额以股东起诉金额为准。考虑到由不同原因引起的或在行业内具有不同影响力的上市公司的中小股东诉讼的影响差异，本文按被诉上市公司资产行业占比对

表4 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量说明
融资约束	Wks	公司运营资本投资敏感性指数，见式(3)
行业是否涉诉	$Law1$	虚拟变量，行业涉及中小股东诉讼则为1，否则为0
行业涉诉次数	$Law2$	$\ln(\text{行业涉诉次数}+1)$
行业涉诉金额	$Law3$	$\ln(\text{行业涉诉金额}+1)$
盈利能力	Roa	净利润/期末总资产
每股收益	Eps	净利润总额/总股数
资产负债率	Lev	总负债/总资产
公司规模	$Size$	$\ln(\text{期末总资产})$
经营现金流	Cfo	营业收入-付现成本-所得税
财务杠杆	Dfl	普通股每股收益变动率/息税前利润变动率
应收账款收入比	Ar	应收账款/营业收入
股利分配率	Div	普通股每股现金股利/普通股每股收益
流动比率	Cr	流动资产/流动负债
成长性	Q	市值/期末总资产
两职合一	$Dual$	虚拟变量，CEO和董事长是同一人为1，否则为0
产权性质	Soe	虚拟变量，国企为1，否则为0
股权集中度	$Top10$	前十大股东持股比例之和
年报重述	$Restate$	虚拟变量，年报重述为1，否则为0
董事会规模	$Board$	$\ln(\text{董事会人数})$
独董比例	$Inde$	独立董事人数/董事会人数
审计意见	A_type	虚拟变量，标准无保留审计意见为1，否则为0
审计师是否来自四大	$Big4$	虚拟变量，审计师来自四大为1，否则为0
审计费用	A_fee	审计收费
市盈率	Pe	股票价格/每股收益
股票年回报率	$Return$	考虑现金红利再投资的年个股回报率
监管处罚	$Punish$	当期公司监管处罚次数

Lawsuit进行修正, 最终采用修正后的同年行业是否涉诉(Law1)、同年行业涉诉次数(Law2)和同年行业涉诉金额(Law3)度量。²值得注意的是, 由于诉讼程序需要时间, 上市公司可能在同年披露被诉信息和判决信息, 本文基准回归只考虑被诉信息, 不考虑判决信息。

3.控制变量

参考寇宗来等(2020)、李宏亮和谢建国(2018)、司海平等(2021)、魏志华等(2014)的研究, 本文从上市公司财务状况、治理水平和货币政策等层面控制了影响融资约束的因素, 具体包括: 盈利能力(Roa)、每股收益(Eps)、资产负债率(Lev)、公司规模(Size)、经营现金流(Cfo)、财务杠杆(Dfl)、应收账款收入比(Ar)、股利分配率(Div)、流动比率(Cr)、成长性(Q)、两职合一(Dual)、产权性质(Soe)、股权集中度(Top10)、年报重述(Restate)、董事会规模(Board)、独立董事比例(Inde)、审计意见(A_type)、

审计师是否来自四大事务所(Big4)、审计费用(A_fee)、市盈率(Pe)和股票年回报率(Return)等。同时, 考虑到政府

表6 中小股东诉讼的行业溢出效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks
Law1	4.0128*** (7.839)			2.9341*** (5.786)		
Law2		4.0086*** (9.971)			3.4155*** (8.690)	
Law3			0.5043*** (11.643)			0.4104*** (9.404)
Roa				-0.5675*** (-6.520)	-0.5708*** (-6.568)	-0.5732*** (-6.599)
Q				0.0271*** (5.968)	0.0274*** (6.045)	0.0281*** (6.194)
Dual				-0.0070 (-0.676)	-0.0073 (-0.705)	-0.0079 (-0.768)
Soe				0.0351*** (2.597)	0.0358*** (2.659)	0.0347** (2.573)
Top10				-0.0031*** (-4.816)	-0.0031*** (-4.839)	-0.0031*** (-4.888)
Restate				-0.0032 (-0.251)	-0.0022 (-0.167)	-0.0023 (-0.176)
Lev				0.5168*** (9.909)	0.5222*** (10.030)	0.5188*** (9.970)
A_fee				0.0555*** (2.909)	0.0539*** (2.830)	0.0553*** (2.905)
Eps				-0.0154 (-1.438)	-0.0143 (-1.336)	-0.0149 (-1.388)
Board				-0.0139 (-0.297)	-0.0176 (-0.376)	-0.0179 (-0.384)
Inde				-0.1632 (-1.180)	-0.1685 (-1.220)	-0.1718 (-1.245)
A_type				-0.0494** (-2.220)	-0.0469** (-2.112)	-0.0495** (-2.230)
Big4				0.0663* (1.714)	0.0665* (1.721)	0.0661* (1.712)
Size				-0.1433*** (-11.852)	-0.1424*** (-11.795)	-0.1408*** (-11.664)
Dfl				0.0097 (1.617)	0.0094 (1.583)	0.0099* (1.670)
Pe				-0.0002*** (-4.104)	-0.0002*** (-4.138)	-0.0002*** (-4.156)
Div				0.0175 (1.338)	0.0178 (1.359)	0.0176 (1.344)
Cr				0.0060 (1.416)	0.0063 (1.481)	0.0063 (1.486)
Ar				0.0833** (2.536)	0.0819** (2.497)	0.0825** (2.515)
Cfo				-0.0014 (-0.025)	0.0024 (0.042)	0.0016 (0.028)
Return				-0.0376*** (-4.515)	-0.0366*** (-4.404)	-0.0377*** (-4.539)
Punish				0.0339*** (7.066)	0.0353*** (7.457)	0.0274*** (5.633)
截距项	0.2514*** (30.581)	0.2394*** (28.521)	0.2429*** (30.527)	2.6894*** (8.371)	2.6804*** (8.358)	2.6429*** (8.243)
企业FE	是	是	是	是	是	是
年份FE	是	是	是	是	是	是
样本量	15560	15560	15560	15560	15560	15560
调整R ²	0.060	0.063	0.066	0.115	0.118	0.119

注: 括号内为t值; *, **和***分别表示在10%、5%与1%水平下显著。下表同。

表5 主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Wks	15560	0.402	0.944	0.0000	0.1111	6.4530
Law1	15560	0.006	0.007	0.0000	0.0048	0.0312
Law2	15560	0.007	0.008	0.0000	0.0049	0.0668
Law3	15560	0.076	0.079	0.0000	0.0639	0.4831
Roa	15560	0.052	0.075	-0.3146	0.0523	0.2409
Q	15560	2.030	1.286	0.8494	1.6243	7.9838
Dual	15560	0.463	0.519	0.0000	0.0000	1.1000
Soe	15560	0.448	0.518	0.0000	0.0000	1.1000
Top10	15560	58.861	14.631	25.5310	59.3800	89.4200
Restate	15560	0.093	0.247	0.0000	0.0000	1.0986
Lev	15560	0.431	0.200	0.0736	0.4230	0.8997
A_fee	15560	14.205	0.842	12.8479	13.9978	16.6213
Eps	15560	0.460	0.735	-1.7457	0.3241	3.2822
Board	15560	2.137	0.208	1.6094	2.1972	2.6377
Inde	15560	0.385	0.057	0.3333	0.3667	0.5714
A_type	15560	0.991	0.172	0.0000	1.0000	1.1000
Big4	15560	0.056	0.230	0.0000	0.0000	1.0000
Size	15560	22.757	1.557	20.1458	22.5038	27.0664
Dfl	15560	1.362	0.739	0.5805	1.1593	5.7476
Pe	15560	68.059	82.254	5.0647	44.9515	544.8313
Div	15560	0.291	0.273	0.0000	0.2966	1.6634
Cr	15560	2.366	1.892	0.4204	1.7281	10.9613
Ar	15560	0.274	0.236	0.0009	0.2185	1.1882
Cfo	15560	0.056	0.073	-0.1635	0.0455	0.2758
Return	15560	0.106	0.431	-0.6386	0.0678	1.9871
Punish	15560	0.965	0.903	0.0000	1.0000	8.0000

监管处罚可能同样产生溢出效应(翟淑萍等, 2020; 牛玉凝和黄鹏宇, 2021), 本文还控制了上市公司监管处罚(Punish)。

具体变量定义见表4。

五、实证结果与分析

(一)描述性统计

表5是主要变量的描述性统计结果。就解释变量而言, 按被诉上市公司资产的行业占比修正后的Law1、Law2和Law3的均值分别为0.006、0.007和0.076。经过加权修正后的Law1、Law2和Law3的标准差较小, 数据波动性较低, 均值具有代表性。就被解释变量而言, 融资约束指标Wks的均值为0.402, 最小值为0, 最大值为6.453, 标准差为0.944, 说明样本公司的融资约束程度差异较大。其他变量的描述性统计结果与现有文献基本一致。

(二)基准回归结果

表6是研究假设的检验结果, 前三列为不加入控制变量的回归结果, 后三列为加入控制变量的回归结果。可以发现, 不论是否加入控制变量, 中小股东诉讼(Law1、Law2和Law3)的回归系数均在1%水平下显著。这说明中小股东诉讼具有溢出效应, 且这种溢出具体表现为传染效应, 假设H1a成立。

(三)稳健性检验

1. 变更变量的度量方式

首先, 更换解释变量的度量方式, 采用按资产行业占比加权后的涉诉原告数量(Plaintiff)度量中小股东诉讼。

其次, 更换被解释变量的度量方式: 第一, 参考Hadlock and Pierce(2010)的研究, 以SA指数度量融资约束, 具体计算方法为 $SA=0.043 \times Size^2 - 0.737 \times Size - 0.040 \times Age$; 第二, 参考Whited and Wu(2006)的研究, 用经营性净现金流、股利发放、负债率、总资产、行业平均销售增长率和销售增长率六个因素计算WW指数度量融资约束; 第三, 以当期同行业公司的Wks指数中位数为基准值, 如果上市公司Wks指数大于基准值则认为其融资约束较强(FC=1), 否则认为其融资约束较弱(FC=0), 并采用Logit模型重新估计模型。变换解释变量和被解释变量的回归结果如表7所示, 除了第(8)列, 中小股东诉讼(Law1、Law2和Law3)的系数至少在10%水平下显著, 总体而言, 上文结论是稳健的。

2. 内生性问题: 工具变量法

本文采用工具变量法缓解可能存在的混杂因素干扰和样本选择偏差内生性问题。由于中国证券中小投资者服务中心(CSISC)行权对企业违规产生抑制作用(周卉和谭跃, 2023), 即使投服中心不行权但通过参加股东大会也可以产生投资者保护效应(李雪婧等, 2023); 此外, 由于投服中心并不参与企业的日常生产经营, 理论上投服中心持股并不会直接干预上市公司的融资约束, 因此, 本文将投服中心持股作为工具变量, 并构建如下两阶段模型进行检验。第一阶段模型: $Lawsuit = \gamma + \beta Csisc + Ctrl + \mu$, 将其残差记为: $\hat{\mu} = Lawsuit - \widehat{Lawsuit}$, 并将其代入第二阶段模型中; 第二阶段模型: $Wks = \alpha + \beta \widehat{Lawsuit} + Ctrl + (\epsilon + \beta \hat{\mu})$ 。工具变量

表7 更换变量的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Wks	SA	SA	SA	WW	WW	WW	FC	FC	FC
Plaintiff	1.2127*** (3.181)									
Law1		14.9270*** (2.650)			14.9270*** (2.650)			3.6791 (0.8742)		
Law2			7.0198* (1.665)			7.8959*** (42.125)			46.5352*** (15.7717)	
Law3				2.5663*** (5.032)			0.4951*** (27.884)			3.5652*** (11.1215)
截距项	2.7186*** (8.455)	129.8692*** (7.860)	130.0517*** (7.872)	129.4243*** (7.843)	0.2386* (1.932)	0.1559 (1.402)	0.2152* (1.668)	-6.4748*** (-9.0356)	-6.9873*** (-9.5822)	-6.7236*** (-9.3033)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
公司/年份	是	是	是	是	是	是	是	否	否	否
样本量	12640	12640	12640	9163	9163	9163	12640	15560	15560	15560
调整R ²	0.833	0.833	0.834	0.264	0.502	0.236	0.833	0.1817	0.1579	0.1812

表8 工具变量检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	Wks	Wks	Wks
Law1	213.0777*** (5.782)		
Law2		218.1226*** (4.459)	
Law3			17.5104*** (6.104)
控制变量	是	是	是
样本量	15449	15449	15449
无法识别工具变量检验	34.883	20.068	38.427
弱工具变量检验	34.902	20.056	48.459

检验的第二阶段回归结果如表8所示(第一阶段回归结果略),中小股东诉讼(Law1、Law2和Law3)的系数均在1%水平下显著为正,结论不变。

3.倾向得分匹配(PSM)

为缓解模型设定偏误问题,本文采用PSM方法为被中小股东诉讼影响的公司匹配出相似的未被中小股东诉讼影响的公司。根据PSM的检验结果,在采用PSM方法前,未受到中小股东诉讼影响的公司与受到中小股东诉讼影响的公司密度函数存在较大差异,如图2中上图所示;倾向得分匹配后,未受到中小股东诉讼影响的公司

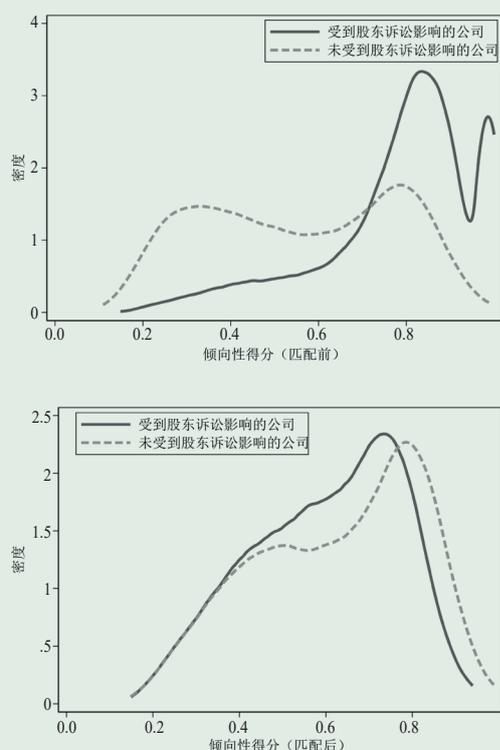


图2 倾向性得分匹配效果

表9 匹配后样本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks
Law1	2.8077*** (3.349)			3.2678*** (4.1327)		
Law2		3.5558*** (5.045)			3.6691*** (5.9244)	
Law3			0.4658*** (6.027)			0.4401*** (5.1474)
截距项	2.7335*** (4.407)	2.7315*** (4.412)	2.6460*** (4.277)	3.0274*** (6.7268)	3.0299*** (6.7580)	2.9949*** (6.7246)
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司/年份	是	是	是	是	是	是
样本量	6842	6842	6842	15560	15560	15560
调整R ²	0.134	0.137	0.139	0.9301	0.9304	0.9305

与受到中小股东诉讼影响的公司的密度函数极为相似,如图2中下图所示,仅有个别变量仍存在差异(PSM匹配效果检验结果略)。可见,采用PSM方法后样本间的可比性大大提高。

PSM方法选择样本的回归结果如表9前三列所示,中小股东诉讼(Law1、Law2和Law3)的系数均在1%水平下显著为正,与前文结论一致。由于PSM方法可能会删掉部分无法匹配的样本进而导致样本信息丢失,对此本文进一步采用熵平衡法进行样本匹配(平衡效果检验结果略),表9后三列为熵平衡法的回归结果,中小股东诉讼(Law1、Law2和Law3)的系数均在1%水平下显著为正,结论不变。

4.其他稳健性检验³

一是剔除新冠疫情冲击。2020—2021年中国资本市场受到了新冠疫情的冲击,宏观经济结构发生一定变化,这可能对本文的因果识别造成未发现的影响,对此本文剔除2020—2021年样本,只保留剩余4年样本,回归结果仍然稳健。

二是对研究设计的稳健性检验。为了检验中小股东诉讼对同行业公司产生影响,而不是特定行业的固有性质,本文采用了事件研究法估计样本期间行业内只发生一起诉讼案件的中小股东诉讼公告日附近的同行未被诉讼公司的市场反应⁴,以排除行业特性对检验结果的干扰。事件研究法发现,中小股东诉讼公告日附近,同行业公司均对诉讼做出负向反应,换言之,中小股东诉讼对同行业公司可以产生显著影响,这在一定程度缓解了“模型(1)反映的是不同行业资金的融资约束差异,而非中小股

东诉讼对同行业公司融资约束的溢出效应”这一担忧。

三是剔除重复涉诉的行业。由于样本中一些行业频繁发生诉讼可能对本文结论产生干扰，为了排除重复涉诉行业可能的独特性所带来的噪声，本文剔除重复涉诉的行业后再检验，回归结果依然保持不变。

(四)异质性检验

1.会计信息透明度的影响

信号传递理论认为股东向外传递信息的主要目的之一是为了满足融资需求，而上市公司的高会计信息透明度有助于上市公司及时对外传递信息。对同行业未被诉公司来说，如果其会计信息透明度较高，中小股东诉讼带来负面信息的影响有限。较高的会计信息透明度可以将公司自身信息传递给信息需求者，增强投资者的理性判断。参考现有研究，本文采用应计盈余管理和真实盈余管理来度量会计信息透明度，盈余管理程度越高说明管理层操纵程度越高，即会计信息透明度越低。本文构建变量*Absda*(应计盈余管理绝对值)和*Absreal*(真实盈余管理绝对值)，并将二者与中小股东诉讼变量交乘，回归结

表10 会计信息透明异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks
<i>Absreal</i> × <i>Law1</i>	5.4239 (1.627)					
<i>Absreal</i> × <i>Law2</i>		9.6482*** (3.433)				
<i>Absreal</i> × <i>Law3</i>			2.0161*** (6.657)			
<i>Law1</i>	2.4174*** (3.336)			1.0932 (1.628)		
<i>Law2</i>		1.2193** (2.043)			1.3408** (2.449)	
<i>Law3</i>			0.0535 (0.796)			0.0012 (0.019)
<i>Absda</i> × <i>Law1</i>				11.7231*** (3.329)		
<i>Absda</i> × <i>Law2</i>					6.5752*** (2.729)	
<i>Absda</i> × <i>Law3</i>						1.9614*** (7.446)
<i>Absreal</i>	0.3454*** (11.223)	0.3193*** (10.585)	0.3052*** (10.336)			
<i>Absda</i>				1.0505*** (22.713)	1.0608*** (23.427)	0.9493*** (20.659)
截距项	3.1382*** (8.345)	3.1464*** (8.378)	3.1515*** (8.412)	2.9432*** (7.686)	2.9555*** (7.723)	2.9250*** (7.665)
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司/年份	是	是	是	是	是	是
样本量	11661	11661	11661	12571	12571	12571
调整R ²	0.119	0.120	0.126	0.182	0.183	0.188

果如表10所示。除第(1)列交乘项不显著外，其他交乘项均显著为正，基本说明低会计信息透明度(高盈余管理程度)加剧了中小股东诉讼对同行业融资约束的传染效应，即会计信息透明度越低，中小股东诉讼增加同行业公司融资约束程度的作用越明显。

2.行业风险的影响

不同行业的风险属性存在较大差异，有的行业风险较高，有的行业风险较低，这可能导致资金供给方对行业风险容忍程度存在差异。Francis et al.(1994)发现，特定行业如生物技术、计算、电子和零售行业等具有较高的诉讼风险，容易招致中小股东诉讼。高风险行业中，由于其高风险特性，资金供给方可能对中小股东诉讼更加敏感：即使没有证据表明同行业未被诉上市公司可能存在相同的诉讼，资金供给方也可能认为中小股东诉讼是行业风险属性所导致，继而收紧借款合同。中国注册会计师协会每年例行发布《关于做好上市公司X年年报审计工作的通知》(以下简称《通知》)，提醒注册会计师注意当年的高风险行业。对此，本文构建高风险行业虚拟变量*Risk_high*，若上市公司所属行业为《通知》中的高风险行业，则*Risk_high*为1，否则为0。回归结果如表11所示。交乘项*Lawsuit*×*Risk_high*的系数均在1%水平下显著为正，说明相比低风险行业，高风险行业的资金供给方对中小股东诉讼更加敏感，中小股东诉讼对同行业公

表11 行业风险异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	Wks	Wks	Wks
<i>Law1</i>	1.2787** (2.280)		
<i>Risk_high</i>	0.0510 (0.176)	0.0489 (0.170)	0.1421 (0.494)
<i>Law1</i> × <i>Risk_high</i>	8.3633*** (6.481)		
<i>Law2</i>		1.5422*** (3.518)	
<i>Law2</i> × <i>Risk_high</i>		8.8836*** (9.124)	
<i>Law3</i>			0.1849*** (3.521)
<i>Law3</i> × <i>Risk_high</i>			0.7062*** (7.404)
截距项	2.5532*** (7.570)	2.5023*** (7.442)	2.4964*** (7.419)
控制变量	是	是	是
公司/年份	是	是	是
样本量	15560	15560	15560
调整R ²	0.123	0.129	0.128

司的传染效应更加明显。

3.新《证券法》的影响

法律制度保障对市场高效运行具有重要影响，当法律制度不断加大对投资者保护力度、提高上市公司违法成本时，上市公司的涉诉金额可能超过全年营业利润，如果败诉上市公司面临巨额赔偿，直接影响企业日常经营，甚至导致破产。新《证券法》适用前，“搭便车”等主观现实原因和诉讼成本高昂等客观原因导致利益受损的股东可能不寻求法律帮助，且即使中小股东提起诉讼并胜诉也面临着赔偿较低的尴尬局面。但新《证券法》确立中国式“集团诉讼”，同时强化了上市公司信息披露责任，并通过“过错推定”将投资者利益放到首位，在诉讼过程中上市公司的董事、高管等需要证明其没有过错才可免责。因此，本文认为新《证券法》适用后中小股东诉讼会进一步增加同行业未被诉上市公司的诉讼风险，资金供给方为了规避潜在的损失，很有可能要求更为严苛的契约条款，增加同行业公司融资约束程度。本文构建虚拟变量 $Post$ ，新法适用(2020年及以后) $Post$ 为1，否则为0，并建立交乘项 $Post \times Lawsuit$ 进行检验。表12是新法适用后中小股东诉讼溢出效应的回归结果，交乘项($Post \times Lawsuit$)均在1%水平下显著为正，说明新法适用后，中小股东诉讼对同行业公司融资约束的传染效应更显著。

表12 新《证券法》的异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	Wks	Wks	Wks
$Post$	0.3942*** (9.690)	0.3537*** (8.755)	0.3498*** (8.628)
$Law1$	1.7247*** (2.719)		
$Post \times Law1$	3.1494*** (3.173)		
$Law2$		1.0114** (2.185)	
$Post \times Law2$		7.2337*** (9.734)	
$Law3$			0.1436** (2.538)
$Post \times Law3$			0.5853*** (7.394)
截距项	2.6730*** (8.322)	2.6089*** (8.164)	2.5883*** (8.088)
控制变量	是	是	是
公司/年份	是	是	是
样本量	15560	15560	15560
调整 R^2	0.115	0.124	0.122

4.空间距离和时间的的影响

已有研究发现，外商投资和研发活动的溢出效应受到空间距离的显著影响(Audretsch and Feldman, 1996)，那么中小股东诉讼的溢出效应是否受到空间距离的影响？Kedia and Rajgopal(2011)基于“有区别的认识”假设认为，处于不同地理位置的上市公司对执法活动看法并不相同，上市公司距离执法单位办公室越远，越缺乏对执法活动的认识。此外，空间距离会影响投资者对信息的感知与判断(Mazur et al., 2018)。因此，本文认为中小股东诉讼的溢出效应同样受到空间距离的影响，未被诉上市公司距离被诉上市公司越远，那么溢出效应可能越微弱；若未被诉上市公司距离被诉上市公司越近，那么溢出效应可能越强。

由于同行业被诉讼的上市公司可能不止一家，因此，本文使用上市公司与所有被诉上市公司的距离之和作为空间距离($Dist$)指标。回归结果如表13所示，交乘项($Lawsuit \times Dist$)系数均在1%水平下显著为负，说明上市公司距离被诉上市公司越远，中小股东诉讼的溢出效应越弱，空间距离可以有效削弱溢出效应。

中小股东诉讼的溢出效应不仅受到空间距离的影响，还可能受到时间的影响。从短期来看，中小股东诉讼的溢出效应可能对同行业公司产生消极影响，传染效应占主导地位；但从长期来看，中小股东诉讼的溢出效

表13 空间距离对中小股东诉讼溢出效应的影响

	(1)	(2)	(3)
	Wks	Wks	Wks
$Dist$	-0.0155*** (-4.523)	-0.0130*** (-4.348)	-0.0125*** (-3.935)
$Law1$	3.2680 (1.428)		
$Law1 \times Dist$	-1.1154*** (-3.160)		
$Law2$		5.1577*** (3.228)	
$Law2 \times Dist$		-1.0927*** (-3.685)	
$Law3$			0.6886*** (2.938)
$Law3 \times Dist$			-0.1752*** (-4.092)
截距项	3.6777*** (4.405)	3.7105*** (4.411)	3.6860*** (4.438)
控制变量	是	是	是
公司/年份	是	是	是
样本量	7650	7650	7650
调整 R^2	0.131	0.136	0.139

应可能对同行业公司产生积极影响，被诉公司受到融资约束影响无法扩大再生产、逐渐失去市场份额直至退出行业，直接减少了未被诉上市公司的竞争对手数量，此时竞争效应占主导地位。为检验不同时点中小股东诉讼溢出效应的具体表现，本文采用2017—2022年季度数据构建模型(4)：

$$Wks_{i,t+n} = \delta_0 + \alpha_1 Lawsuit_{it} + \alpha Control + Firm + Time + \vartheta_{it} \quad (4)$$

其中，解释变量、被解释变量和控制变量均调整为季度数据。本文将被解释变量分别滞后8个季度，即 $n=1 \dots 8$ ，关键时点的回归结果如表14所示。中小股东诉讼发生3个季度后，系数仍然为正表现为传染效应，但回归结果显著性降低；中小股东诉讼发生4个季度后，系数显著为负，此时溢出效应表现为竞争效应；中小股东诉讼发生6个季度后，Law1在5%水平下显著，Law2在10%水平下显著；中小股东诉讼发生7个季度后，三个系数均不显著，股东诉讼溢出效应消失。因此，随着时间的推移，中小股东诉讼的传染效应逐渐变弱直至变为竞争效应，在诉讼发生后的第七个季度时，中小股东诉讼的溢出效应消失。

六、机制检验

在上述研究基础上，本文进一步检验中小股东诉讼如何影响同行业公司的融资约束，这有利于理解中小股东诉讼的传播渠道，也能使得未被诉公司理解诉讼公司给行业带来的直接影响。

已有研究表明，股东诉讼不仅会提高被诉公司股价

崩盘风险(Obaydin et al., 2021)，还会增加市场的消极反应(赵瑞瑞和陈运森, 2023)。中小股东诉讼向资本市场传递的消极信号在加剧同行业股价崩盘风险时，也加大了资金供给方的风险，资金供给方在观察到这类信号后会及时收紧未被诉上市公司的信贷资源，最终导致未被诉上市公司融资约束加剧。一方面，对于以股权投资资金供给方而言，会依据风险不断修正对行业的预期，在消极的市场环境下股权投资者会减少投资额度与次数(Ritter, 2003)，从而影响上市公司融资约束程度。另一方面，对于以债权投资的资金供给方而言，上市公司面临的股价崩盘风险越高，其越可能收紧信贷——提高贷款利率并缩短贷款期限(金虹敏和王璐, 2022；张雪莹和王玉琳, 2023)。因此，本文认为中小股东诉讼可能增加了同行业公司股价崩盘风险从而加剧同行业公司的融资约束程度。

为了检验中小股东诉讼溢出效应的具体机制，本文参考温忠麟等(2014)提出的中介效应检验程序进行机制检验，具体模型如式(5)~(7)所示。模型(5)反映了中小股东诉讼对同行业公司融资约束影响的总效应；模型(6)中 β_1 反映了中小股东诉讼对同行业公司股价崩盘风险的影响；模型(7)中 γ_1 反映了中小股东诉讼对同行业公司融资约束影响的直接效应；模型(6)中 β_1 和模型(7)中 γ_2 的乘积 $\beta_1\gamma_2$ 反映了股价崩盘风险的间接效应。

$$Wks_{it} = \delta_0 + \alpha_1 Lawsuit_{it} + \alpha Ctrl_{it} + Firm + Year + \theta_{it} \quad (5)$$

$$Risk_{it} = \epsilon_0 + \beta_1 Lawsuit_{it} + \beta Ctrl_{it} + Firm + Year + \vartheta_{it} \quad (6)$$

$$Wks_{it} = \epsilon_0 + \gamma_1 Lawsuit_{it} + \gamma_2 Risk_{it} + \gamma Ctrl_{it} + Firm + Year + \mu_{it} \quad (7)$$

表14 时间对中小股东诉讼溢出效应的影响⁵

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks	Wks
	t+3	t+3	t+3	t+4	t+4	t+4	t+6	t+6	t+6	t+7	t+7	t+7
Law1	1.0404* (1.716)			-4.4604*** (-3.651)			-1.4847** (-2.256)			-0.8841 (-1.619)		
Law2		0.4846 (0.973)			-3.5460*** (-3.421)			-1.2074* (-1.942)			-0.8350 (-1.481)	
Law3			0.1091* (1.867)			-0.2589* (-1.876)			0.0321 (0.384)			0.0660 (0.886)
截距项	0.4104 (1.316)	0.4113 (1.319)	0.4066 (1.292)	0.9826** (2.116)	0.9973** (2.163)	0.9870** (2.160)	0.5549** (2.051)	0.5619** (2.085)	0.5486** (2.034)	0.4728* (1.816)	0.4792* (1.843)	0.4650* (1.781)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
公司/年份	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	17136	17136	17136	14528	14528	14528	13036	13036	13036	11544	11544	11544
调整R ²	0.020	0.020	0.020	0.077	0.077	0.069	0.055	0.055	0.053	0.047	0.047	0.046

表15 机制检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Wks	Nc skew	Wks	Du vol	Wks
Law1	2.9341*** (5.786)	3.6367*** (2.600)	2.3197*** (4.662)	1.6714* (1.932)	2.3186*** (4.661)
Nc skew			0.0057* (1.780)		
Du vol					0.0130** (2.519)
截距项	2.6894*** (8.371)	-1.8192** (-2.039)	2.7343*** (8.615)	-1.9326*** (-3.503)	2.7491*** (8.659)
控制变量	是	是	是	是	是
公司/年份	是	是	是	是	是
样本量	15560	15429	15429	15429	15429
调整R ²	0.115	0.056	0.109	0.063	0.109

其中, $Risk_{it}$ 为公司 i 所发行股票在 t 期的股价崩盘风险。参考 Hutton et al.(2009) 的做法, 本文选取负收益偏态系数(Nc skew)和收益上下波动率(Du vol)来衡量股价崩盘风险, Nc skew和Du vol数值越大, 表示股价崩盘风险越高。回归结果如表15所示⁶, 第(1)列是中小股东诉讼对同行融资约束影响的总效应; 第(2)(3)两列是采用负收益偏态系数(Nc skew)度量中介变量的机制检验结果; 第(4)(5)两列是采用收益上下波动率(Du vol)度量中介变量的机制检验结果。第(1)列表明, 中小股东诉讼加剧同行业公司融资约束程度; 第(2)(4)列表明, 中小股东诉讼加剧同行业公司的股价崩盘风险; 第(3)(5)列表明, 中小股东诉讼通过加剧同行业公司股价崩盘风险进而加剧融资约束程度。当变更中介变量的度量方式时结果依然不变, 因此, “中小股东诉讼—同行业公司股价崩盘风险提高—同行业公司融资约束程度加剧”这一机制成立。

七、结论与建议

党的二十大报告首次把法治建设作为专章, 充分体现了党中央对依法治国的高度重视。依法治国、依法办事是净化资本市场、维护投资者自身合法权益的根本保障。本文以2017—2022年中国A股上市公司为样本, 考察中小股东诉讼对同行业公司融资约束的影响。实证结果表明, 中小股东诉讼会加剧同行业上市公司的融资约束程度, 呈现显著的溢出效应, 该溢出效应具体表现为传染效应, 经过多重稳健性检验后该结论依然保持不变。异质性检验发现, 低会计信息透明度、高行业风险、新《证券法》适用后, 传染效应更显著, 但被诉公司与同行业公司之间的距离会削弱中小股东诉讼的传染效应。机制检验发现, 中小股东诉讼会提高同行业公司的股价崩盘风险, 导致资金供给方减少资金供给。

中小股东诉讼既影响被诉公司融资约束, 又影响同行业公司融资约束。因此, 本文提出以下建议: 一是上市公司保持对同行业公司中小股东诉讼的关注, 积极发布澄清信息, 尽可能避免市场错杀; 二是上市公司应诚信经营、遵守会计准则, 始终提供高质量会计信息, 降低信息不对称性, 以减少同行业其他公司诉讼对自身的影响; 三是同行业公司应积极成立民间行业协会, 尽可能统一同行业信息披露标准以降低同行业中小股东诉讼风险。 ■

[基金项目: 国家自然科学基金项目“时序赋权与空间近邻双重视角下基于文本分析的多分类器动态集成企业信用评估研究”(项目编号: 72271174)]

注释

1. 本文猜测2019年的异常数据主要是由于一些被诉上市公司想在新《证券法》正式实施之前处理完有关诉讼, 使得相关判决依据仍是处罚成本较低的旧《证券法》, 因此更加配合中小股东诉讼, 诉讼进展较快。

2. 事实上, 不论是否对解释变量进行修正, 结果均保持不变。此外, 之所以不把原始数据和修正后的数据同时放进模型是因为二者严重共线, 同时放入模型实证结果出现较大误差。

3. 其他稳健性检验的回归结果留存备案。

4. 采用市场模型计算的每个事件窗口的累计超额回报[-30,30], 估计窗口为[-210, -11]。

5. 其他时间段检验的回归结果留存备案。

6. 本部分仅展示了对Law1进行中介效应检验, 有关Law2和Law3的中介效应检验结果留存备案。

参考文献:

[1] 邓博夫, 董雅浩, 吉利. 诉讼风险与法定代表人身份转出——基于第二类代理问题的检验[J]. 南开管理评论, 2023, 26(2): 108-119.

[2] 费显政, 李陈微, 周舒华. 一损俱损还是因祸得福?——企业社会责任声誉溢出效应研究[J]. 管理世界, 2010, (4): 74-82+98.

[3] 蒋尧明, 王庆芳. 治理会计信息失真的重要环节: 需求方——投资者的利益保护[J]. 财经问题研究, 2001, (11): 47-49.

[4] 蒋尧明. 上市公司会计信息产品民事赔偿责任研究[J]. 会计研究, 2003, (4): 23-28+65.

- [5] 金虹敏, 王璐. 股价崩盘风险、投资者保护与银行贷款契约[J]. 运筹与管理, 2022, 31(10): 204-211.
- [6] 寇宗来, 毕睿星, 查存. 融资约束对企业广告和研发策略的影响: 理论与经验证据[J]. 世界经济, 2020, 43(4): 28-51.
- [7] 李宏亮, 谢建国. 融资约束与企业成本加成[J]. 世界经济, 2018, 41(11): 121-144.
- [8] 李娜, 张括, 石柱峰. 中国特色证券特别代表人诉讼的溢出效应——基于康美药业的事件研究[J]. 财经研究, 2022, 48(8): 139-153.
- [9] 李小荣, 张瑞君, 董红晔. 债务诉讼与股价崩盘风险[J]. 中国会计评论, 2014, 12(2): 133-158.
- [10] 李雪婧, 肖淑芳, 王茜雅. 投服中心参加股东大会的投资者保护效应[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2023, 25(2): 146-162.
- [11] 林斌, 周美华, 舒伟. 内部控制、公司诉讼和公司价值[J]. 中国会计评论, 2013, 11(4): 431-456.
- [12] 刘军岭, 李率锋, 郭宇燕. 民事诉讼、负债融资与公司治理[J]. 金融论坛, 2022, 27(2): 41-50.
- [13] 刘瑞琳, 李丹. 注册制改革会产生溢出效应吗?——基于企业投资行为的视角[J]. 金融研究, 2022, (10): 170-188.
- [14] 牛玉凝, 黄鹏宇. 证券监管处罚的行业溢出效应——基于融资约束的证据[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(6): 114-126.
- [15] 潘越, 潘健平, 戴亦一. 公司诉讼风险、司法地方保护主义与企业创新[J]. 经济研究, 2015, 50(3): 131-145.
- [16] 司海平, 陈舒欢, 苗妙. 企业诉讼、信号传递与融资约束[J]. 中国经济问题, 2021, (6): 156-168.
- [17] 汤维建. 中国式证券集团诉讼研究[J]. 法学杂志, 2020, 41(12): 100-112.
- [18] 王磊, 胡纯华, 孔东民. 财务舞弊、行业特征与公司投资“同伴效应”[J]. 外国经济与管理, 2018, 40(12): 125-137.
- [19] 王擎, 周伟. 股票市场伦理环境与投资者模糊决策——理论与实验研究[J]. 中国社会科学, 2013, (3): 43-64+204.
- [20] 王永钦, 刘思远, 杜巨澜. 信任品市场的竞争效应与传染效应: 理论和基于中国食品行业的事件研究[J]. 经济研究, 2014, 49(2): 141-154.
- [21] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014, (5): 73-80+95.
- [22] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [23] 辛宇, 黄欣怡, 纪蓓蓓. 投资者保护公益组织与股东诉讼在中国的实践——基于中证投服证券支持诉讼的多案例研究[J]. 管理世界, 2020, 36(1): 69-87+235.
- [24] 杨海生, 柳建华, 连玉君. 企业投资决策中的同行效应研究: 模仿与学习[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1375-1400.
- [25] 翟淑萍, 王敏, 毛文霞. 财务报告问询函与上市公司融资约束[J]. 金融论坛, 2020, 25(10): 46-57.
- [26] 张海心, 丁栋虹, 杜晶晶. 社会责任负面事件对同行业企业是利是弊?——基于中国奶业的实证研究[J]. 中国经济问题, 2015, (2): 38-48.
- [27] 张杰, 郑文平, 翟福昕. 融资约束影响企业资本劳动比吗?——中国的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(3): 1029-1056.
- [28] 张雪莹, 王玉琳. 独善其身还是唇亡齿寒: 股价崩盘风险是否影响债券定价?[J]. 管理评论, 2023, 35(6): 33-45+56.
- [29] 赵瑞瑞, 陈运森, 孙迎秋. 股票与债务市场的跨市场联动: 中小股东私人实施机制对企业债务融资的影响[J]. 财贸经济, 2023, 44(12): 48-64.
- [30] 赵瑞瑞, 陈运森. 蚩蚩撼大树? 中小股东诉讼的市场反应研究[J]. 财经研究, 2023, 49(11): 65-79.
- [31] 周卉, 谭跃. 小股东能否发挥大作用?——基于投服中心持股行权与企业违规的研究[J]. 外国经济与管理, 2024, 网络首发.
- [32] Ahmed P, Gardella J, Nanda S. Wealth effect of drug withdrawals on firms and their competitors[J]. Financial Management, 2002: 21-41.
- [33] Audretsch D B, Feldman M P. R&D spillovers and the geography of innovation and production[J]. American Economic Review, 1996, 86(3): 630-640.
- [34] Bourveau T, Lou Y, Wang R. Shareholder litigation and corporate disclosure: evidence from derivative lawsuits[J]. Journal of Accounting Research, 2018, 56(3): 797-842.
- [35] Cheng C S A, Huang H H, Li Y. 2016. Does shareholder litigation deter insider trading?[J]. Journal of Law, Finance, and Accounting, 2016, 1(2): 275-318.
- [36] Chung C Y, Kim I, Rabarison M K. Shareholder litigation rights and corporate acquisitions[J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 62: 101599.
- [37] Ding S, Guariglia A, Knight J. Investment and financing constraints in China: does working capital management make a difference?[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37(5): 1490-1507.
- [38] Downar B, Keiling M. Shareholder rights and capital structure: evidence from derivative lawsuits[J]. Available at SSRN 3511349, 2019.
- [39] Francis J, Philbrick D, Schipper K. Shareholder litigation and corporate disclosures[J]. Journal of Accounting Research, 1994, 32(2): 137-164.
- [40] Freund S, Nguyen N H, Phan H V. Shareholder litigation and corporate social responsibility[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2023, 58(2): 512-542.
- [41] Giannetti M, Wang T Y. Corporate scandals and household stock market participation[J]. Journal of Finance, 2016, 71(6): 2591-2636.
- [42] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index[J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [43] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports, R^2 , and crash risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(1): 67-86.
- [44] Jaroentitram A, Treepongkaruna S, Jiraporn P. Does shareholder litigation risk promote or hinder corporate social responsibility? a quasi-natural experiment[J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2022, 29(3): 657-674.
- [45] Kedia S, Rajgopal S. Do the SEC's enforcement preferences affect corporate misconduct?[J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 51(3): 259-278.
- [46] Mazur M, Salganik-Shoshan G, Walker T. Proximity and litigation: evidence from the geographic location of institutional investors[J]. Journal of Financial Markets, 2018, 40: 60-74.
- [47] Obaydin I, Zurbrugg R, Hossain M N, et al. Shareholder litigation rights and stock price crash risk[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 66: 101826.
- [48] Ritter J R. Behavioral finance[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2003, 11(4): 429-437.
- [49] Whited T M, Wu G. Financial constraints risk[J]. Review of Financial Studies, 2006, 19(2): 531-559.
- [50] Yu T, Lester R H. Moving beyond firm boundaries: a social network perspective on reputation spillover[J]. Corporate Reputation Review, 2008, 11(1): 94-108.

(责任编辑: 汪芸倩)