

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20230226.201

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

周 卉¹, 谭 跃²

(1. 北京师范大学人文和社会科学高等研究院, 广东 珠海 519087; 2. 暨南大学 管理学院, 广东 广州 510632)

摘 要: 本文基于上市公司数据, 采取双重差分方法, 探讨投服中心持股行权对企业违规的影响。研究发现, 投服中心持股行权对企业违规产生抑制作用。相比非试点区域上市公司, 投服中心行权试点区域的上市公司在试点之后的违规可能性及频次显著降低。中介效应模型的结果表明, 投服中心是通过约束大股东的机会主义行为以及激励中小股东参加公司治理这两个作用渠道来抑制企业违规的。媒体关注与投服中心持股行权之间存在协同关系, 形成互补, 加强其对公司违规的抑制作用。进一步研究发现, 投服中心持股行权对于信息披露违规和非信息披露违规均有一定抑制作用; 相比一般违规, 投服中心持股行权对严重违规的抑制作用更为显著; 当投服中心行权范围扩大到全国之后, 处理组(原试点区域上市公司)和控制组的违规行为不再具有显著差异; 投服中心持股行权对于企业违规的抑制作用随时间推移有所减弱。研究结果为投服中心的投资者保护效果提供理论及现实依据, 同时是对近年来兴起的“中小股东积极主义”研究的有益补充, 对于希望提升投资者保护水平的新兴经济体具有一定参考意义。

关键词: 中小投资者服务中心; 持股行权; 公司违规

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2024)02-0019-16

一、引 言

近年来, 我国上市公司违规事件频发。不管是早期的银广夏和万福生科, 还是近期的康美药业和康得新等违规事件, 都增加了资本市场的不稳定, 导致资本分配不公、投资者利益受到严重侵害。2020年10月, 国务院印发的《关于进一步提高上市公司质量的意见》强调要提高上市公司及相关主体违法违规成本, 加大对违法违规行为的处罚力度。“十四五”规划和2035年远景目标纲要中也指出“对违法违规行为零容忍”。如何抑制上市公司违规, 从而更好地保护投资

收稿日期: 2022-08-02

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目(22YJC630221); 广东省普通高校特色创新项目(2022WTSCX179); 国家自然科学基金面上项目(72072045)

作者简介: 周 卉(1983—), 女, 北京师范大学人文和社会科学高等研究院副教授(通讯作者, zhouhuivivian@bnu.edu.cn);

谭 跃(1959—), 男, 暨南大学管理学院教授。

者特别是中小投资者的利益,是政策界、实务界和学术界广泛关注的话题。现有文献对我国资本市场的现行监管措施的效果存在一定争议:部分研究对其效果进行肯定(顾小龙等,2016;陈运森等,2019),但也有学者认为监管效果未达到预期(宋云玲等,2011;杨海波和李建勇,2018),并可能存在选择性监管的现象(Chen等,2011;陈冬华等,2012)。可见,在对上市公司治理和投资者保护方面,仅靠监管部门单方面的力量还不够,需要其他力量的补充。尤其是,若能加强投资者自身的力量,在知权、行权和维权方面对其提供帮助,则对于维护投资者权益、抑制上市公司机会主义行为具有重要意义。

在此背景下,2014年12月,证监会、投保局牵头成立了中证中小投资者服务中心有限公司(投服中心)。2016年2月,投服中心在上海、广东(不含深圳)和湖南开展试点持股行权。除了开展投资者教育以及为中小投资者自主维权提供公益性服务和支持之外,投服中心还购买试点区域所有上市公司各一手股票,通过公益性持股,行使普通股股东的权利。根据投服中心官网(中国投资者网)披露的行权动态可知,近年来投服中心的主要行权方式包括参加上市公司股东大会和重大资产重组媒体说明会、网上行权、公开发声、发送质询(建议)函、股东诉讼和支持诉讼等。基于其具有的监管背景,过往文献将投服中心定义为“监管型小股东”(陈运森等,2021;何慧华和方军雄,2021)。那么,作为一种特殊的“小股东”,投服中心是否确实能在提升投资者保护水平方面发挥“大作用”呢?

本文以企业违规为切入点,探讨投服中心持股行权在投资者保护方面是否有效果、抑制企业违规:一方面,投服中心持股行权可能通过对大股东产生威慑作用、约束其机会主义行为来减少上市公司违规;同时还可能通过发挥示范和带动作用,激励中小股东参与公司治理来减少公司违规。另一方面,由于投服中心从定位上来看并不属于国家行政架构中的一部分,因此其行权压力对于大股东的威慑作用可能有限;同时,投服中心还面临资源约束问题,可能难以及时识别上市公司存在的问题并对大股东机会主义行为形成监督,同时也难以充分发挥引领中小股东参与公司治理的作用,从而难以对企业违规产生抑制作用。从上述分析来看,投服中心持股行权对公司违规的影响是一个具有研究张力的实证性问题。基于上市公司数据,本文实证研究证实,相比非试点区域上市公司,投服中心试点区域的上市公司在试点之后的违规行为显著降低。这说明投服中心持股行权对公司违规行为确实存在抑制作用,本文还对其发挥作用的影响渠道进行了证实。

本文可能具有以下贡献:第一,拓展了中小投资者保护方面的文献,并对于希望提升投资者保护水平的新兴经济体具有一定参考意义。与发达经济体的股票市场不同的是,我国上市公司股权高度集中、第二类代理问题突出。发达经济体的投资者保护机制在我国可能无法完全适应。本文关注我国监管层所构建的一种新型的投资者保护机制,证实投服中心能有效抑制上市公司违规,从而促进资本分配的公平性、加大对投资者权益的保护,同时还为其他新兴市场建立一种适合于解决本国中小投资者保护问题的创新机制提供参考。

第二,本文是对近年来兴起的“中小股东积极主义”研究的有益补充。首先,作为“小股东”的投服中心自身参与公司治理,本身就是中小股东积极主义行动的一种体现(郭雳,2019)。其次,虽然中小股东自身参与公司治理能对上市公司机会主义行为形成有效监督(朱佳立等,2021;黄泽悦等,2022),但从统计数据来看,参与公司治理的中小股东比例仍然较低,存在着“冷漠的大多数”(朱佳立等,2021)。那么,应如何激励中小股东更积极地参与公司治理呢?过往研究对此少有关注。本文则证实投服中心能通过带动中小股东参与上市公司治理,发挥示范作用,进而抑制上市公司的违规行为。

第三,补充完善了学术界近年来兴起的关于投服中心政策效果的实证研究。由于数据的限

制,早期研究以理论分析和案例分析为主;而基于大样本对于投服中心的影响效果进行的实证研究当前还处于起步阶段,主要关注了投服中心参加股东大会的市场反应和对投资者出席股东大会的带动作用(陈运森等,2021;郑国坚等,2021),以及投服中心持股行权对于企业财务重述和盈余管理等财务信息披露的治理作用(何慧华和方军雄,2021;Ge等,2022)。本文在近期研究的基础上进一步关注了投服中心持股行权对上市公司违规行为的影响效果及其作用渠道,为投服中心的政策效果提供新的经验证据,有助于政策界和实务界了解其实际工作效果,同时还为投服中心提高工作成效、加强投资者保护提出相应的政策建议。

第四,从投服中心这样一种新型的公司外部治理机制——监管型小股东的角度丰富了公司违规行为影响因素的研究。近年来上市公司违规事件因其发生频率之高、负面影响之严重,引发了政策界和实务界的广泛关注,因此公司违规的影响因素也是学术界重点探讨的话题。已有文献主要从公司内部和外部因素两方面进行了探讨。其中,公司外部因素包括机构投资者持股、媒体关注、分析师关注、审计机构、法律环境、证券监管、融券卖空等外部治理机制以及外部宏观经济环境等。本文则关注了投服中心这样一种兼具监管性质和公益性质的投资者保护机构对公司违规的影响,从而丰富了该领域的研究。

二、文献综述与理论假设

(一)文献综述

1.投服中心相关文献

早期研究主要是从理论层面对投服中心的法理基础、性质以及职权边界做出分析,或采取案例分析法研究投服中心的政策效果。基于投服中心提起的证券支持诉讼案例,辛宇等(2020)探讨了投服中心在证券支持诉讼中的作用及其实现机制,并关注了投服中心证券支持诉讼在投资者保护方面的直接效果和溢出作用。基于大样本对于投服中心对资本市场的影响作用进行的实证研究目前仅处于起步阶段。Ge等(2022)证实投服中心持股行权能有效降低上市公司的盈余管理程度。何慧华和方军雄(2021)则发现投服中心试点地区的上市公司在试点之后存在财务重述的概率低于非试点地区的上市公司。基于投服中心参加股东大会的行权数据,陈运森等(2021)检验了投服中心行权的影响因素,并发现被行权企业的市场反应较为负面,且企业被行权后更有可能出现负面媒体报道并引发监管机构的跟进。郑国坚等(2021)也证实了投服中心行权公告引发的负面市场反应,并发现投服中心自身参加股东大会能带动更多的投资者出席会议。总之,该研究领域中,基于大样本的实证研究仍较为缺乏。近年来上市公司违规事件频发,严重损害投资者利益。那么投服中心持股行权是否能抑制上市公司的违规行为,达到改善投资者保护的目的是否?现有研究尚未对此给予充分关注。

2.公司违规的影响因素

已有文献主要从公司内部和外部两个层面考察了公司违规的影响因素。在公司内部因素方面,首先,公司治理机制如董事会构成情况、高管薪酬制度、内部控制体系以及高管社会关系等均对公司违规行为产生影响。董事会独立性的提升(Chen等,2006)以及董事会断裂带的存在(梁上坤等,2020)均能对公司违规行为发挥较好的监督作用。聘任具有丰富的专业知识(Agrawal和Chadha,2005)和具有强烈履职动机的“忙碌”独董(江新峰等,2020)可有效降低企业违规的概率。而股权激励的实施(Hass等,2016)、内部控制系统的缺陷(单华军,2010)以及高管的裙带关系(Khanna等,2015)则加剧公司违规倾向。其次,公司战略也是内部影响因素之一。相比采取防御性战略的公司,采取进攻型战略的公司具有更高的违规倾向和次数(孟庆斌等,2018)。在公司外部因素方面,首先,较高的机构投资者持股比例(陆瑶等,2012)、媒体关注

度(周开国等,2016;Chen等,2016)、分析师关注度(Dyck和Zingales,2010)和司法独立性(曹春方等,2017),以及具有行业专长的审计师(周静怡等,2022)均能显著降低公司违规倾向,对违规行为形成有效约束。并且,证监会派出机构监管信息公开程度的提高(李文贵和邵毅平,2022)以及卖空机制的实施也能抑制公司违规(孟庆斌等,2018)。其次,企业的外部宏观经济环境也影响其违规行为。较高的产品市场竞争度可能诱发违规行为(滕飞等,2016)。而金融科技的发展有助于降低信息不对称,缓解融资约束,从而增加违规成本、降低违规倾向(牟卫卫和刘克富,2021)。

(二)制度背景及理论假设

近年来中小投资者保护越来越得到各界的重视。国务院办公厅于2013年12月颁布《关于进一步加强资本市场中小投资者合法权益保护工作的意见》;2014年5月,国务院发布《国务院关于进一步促进资本市场健康发展的若干意见》,提出要“维护投资者特别是中小投资者合法权益”。在这样的背景下,上海证券交易所、深圳证券交易所、上海期货交易所、中国金融期货交易所和中国证券登记结算有限公司共同注资,于2014年12月投资30亿元注册成立中证中小投资者服务中心有限公司(投服中心)。作为公益性的投资者保护组织,投服中心的职责主要包括两方面:第一,开展投资者教育,并为中小投资者自主维权提供公益性的法律、信息、技术服务和支持。第二,通过公益性持股,以普通股股东身份行使质询、建议、股东大会表决以及诉讼等权利,维护中小投资者权益。因此,投服中心被视为具有监管背景和公益性质的小股东。2016年2月,投服中心在上海、广东(不含深圳)和湖南成立行权试点,购买这三个区域内各上市公司的一手股票,行使股东权利。2017年4月,证监会批准了《扩大持股行权试点方案》,投服中心的持股行权将扩展到全国。2017年5月,投服中心完成对所有上市公司的持股。那么,基于保护投资者的目的而设立的投服中心是否能有效抑制上市公司的违规,提升投资者保护水平呢?本文从以下两方面进行分析。

一方面,投服中心持股行权可能从以下两种途径来抑制上市公司违规。

第一,通过对大股东产生威慑作用、约束大股东机会主义行为,从而抑制上市公司违规。中国上市公司的股权结构普遍比较集中,大股东凭借其持股优势掌握公司重要决策。为谋取控制权私有收益,大股东的利益侵占会扭曲公司决策导致公司经营涉及违规,并同时通过对信息披露的操控来掩盖相关违规行为、帮助其实施掏空。上市公司的关联交易、违规担保、信息披露等违规行为多与大股东相关(李文贵和邵毅平,2022)。本文分析,投服中心行权压力可能从以下方面规范大股东机会主义行为,从而减少公司违规:首先,投服中心能改善公司信息环境,从而提高违规行为被稽查的概率,对大股东形成威慑。投服中心可通过参加股东代表大会和重大资产重组媒体说明会、向上市公司发送质询函或建议函、在深交所互动易平台和上证e互动平台进行网上行权以及公开发声等多种方式从公司获取信息,并与公司形成频繁互动,要求公司答复其提出的质疑,及时公开行权进度和行权结果,曝光公司存在的问题,由此改善信息环境,使得大股东的机会主义行为更容易被发现并提高违规被稽查的概率,对其起到警示作用。并且,作为专业的投资者服务机构,投服中心由一批业务知识扎实的专业人员组成,同时还能获得由证交所、证券公司、行业协会、上市公司高管、律师、会计师以及学者所组成的专家委员会提供的专业支持,因此其具有较强的信息获取和分析技术,有能力识别上市公司存在的问题(周松林,2018),从而对大股东形成有效威慑,抑制公司违规。进一步地,投服中心的行权活动还可能吸引媒体的报道,进而引发各方的监督和评价,使得大股东的机会主义行为更难以被掩盖。其次,出于其具有的监管背景,投服中心还能从监管机构和证交所获取行权线索,与监管部门及金融中介机构形成深入合作和紧密联系;对于重要问题,还可反馈至监管机构,从而引发其跟

进和介入(陈运森等,2021),并可能使得监管机构对大股东和上市公司的处罚力度加大,提高违规成本。再有,投服中心行权还能造成一定的市场股价压力,从而约束大股东行为,抑制公司违规。投服中心行权公告往往带来负面的股价反应(陈运森等,2021;郑国坚等,2021),使大股东面临财富损失风险,并增加了公司被收购的可能性。考虑到投服中心行权可能带来的市场股价压力,试点公司大股东将约束自身行为,并在事前主动采取行动对管理层违规倾向进行监督和约束,从而避免因机会主义行为引发投服中心的关注并对其行权。最后,投服中心的行权动态将在其官网被披露出来,主流媒体将持续追踪报道相关事件,由此可能对大股东个人声誉造成负面影响。为降低声誉成本,大股东也会采取积极行动,避免违规行为的发生(Dyck等,2008)。

第二,通过发挥示范和带动作用,激励中小股东参与公司治理,从而抑制上市公司违规。已有研究证实,中小股东参与公司治理能对上市公司形成有效监督(朱佳立等,2021;黄泽悦等,2022)。然而,目前参与公司治理的中小股东比例仍然较低(朱佳立等,2021)。那么,投服中心能否带动中小股东更积极地对上市公司进行监督,从而抑制其违规行为呢?首先,作为“监管型小股东”,投服中心兼具了上市公司股东和政府弹性监管的双重身份,其行权行为从一定程度上代表监管机构的意志,可能引发中小股东的重视。因此,中小股东将对投服中心行权试点公司的潜在违规更为关注。其次,投服中心持股行权可减少上市公司与中小股东之间的信息不对称,降低中小股东的信息获取成本。凭借其公益性持股的身份,投服中心可对上市公司积极行使股东权利。作为中小投资者的代表,投服中心可向投资者反映强烈的公司发送问询函、参与股东大会,发挥信息获取功能,帮助中小投资者了解公司重点、难点以及热点事项,降低投资者的信息获取成本,便于其参与公司治理并对公司违规形成监督。最后,投服中心还能通过直接参与公司治理,身体力行地进行投资者教育,发挥示范作用。根据投服中心官网信息,目前该中心开展了一系列投资者教育宣传活动,如“股东来了”“投资者大讲堂”“股东权益知多少”等。而通过投服中心自身直接参与公司治理,其更能够身体力行地开展投资者教育。例如,通过参加股东大会和重大资产重组媒体说明会等,对公司治理结构和重要决策提出建议,并组织代表中小股东对违规公司提起诉讼、获得赔偿等。在这些活动中,一方面,投服中心能通过公开征集表决权等方式,联合投资者行使股东权利,从而缓解投资者集体行动激励不足、缺乏一致行动等问题,并减少中小投资者行权“股少言轻”的顾虑,降低其参与公司治理的成本(康铭,2022)。另一方面,还能开展“行动教育”,以自身作为示范,唤醒中小投资者的知权、行权、维权意识,并帮助投资者提升其治理能力和监督能力,从而更好地约束和监督公司的潜在违规行为。并且,在媒体的积极宣传报道下,投服中心持股行权还将对中小投资者产生更大的引领示范作用。

另一方面,投服中心持股行权也可能无法显著抑制上市公司违规行为。

首先,从定位来看,投服中心可归为“监管型”小股东,但其并不属于国家行政架构中的一部分。目前,我国证监会主要采取行政处罚监管措施,证交所则实行业自律性一线监管,而与之相对的是,投服中心并不具备直接的管理、强制、检查等法定权力。并且,证券监管措施的有效性还受到执法效率的影响,证监会的执法效率和监管有效性尚且存在争议(Anderson,2003),证交所诚信档案的监管效果也同样并不理想(黎文靖,2007)。而并不拥有直接法定权力的投服中心其监督效果如何,则更有待考究。试点公司的大股东很可能不对行权压力予以重视,也不会从实质上对自身行为进行约束,减少违规。因此投服中心行权压力对于大股东机会主义行为的威慑和监督作用可能有限,从而难以抑制上市公司违规。其次,从行政资源来看,因其面临大量监管对象、肩负众多监管职责,投服中心可能面临资源约束问题(中国社科院法学所与华英证券有限责任公司课题组,2018)。虽然投服中心以公司形式注册,但其具有公益目

的,并无营利性业务,仅以注册资本及其利息作为主要资金来源(袁康和汪玥,2022)。除了资金的限制,人力资源的充足程度也将影响投服中心的运行能力。经查询天眼查网站的投服中心年度报告可知,其2016年到2020年的参保人员分别为35、64、104、121和116人。这意味着2016年投服中心的几十名工作人员所面对的是试点区域内五六百家上市公司。2017年后,虽然工作人员数量有所增加,但其行权范围也扩大到了全体上市公司。尽管投服中心能获得专家委员会的支持,但不可避免地还是将受到资源的约束,可能难以及时识别上市公司存在的问题、提高违规被稽查的概率,从而难以对大股东的机会主义行为形成威慑并减少公司违规;同时,也难以通过其自身深度参与公司治理、广泛开展对投资者的行动教育来充分发挥引领中小股东参与公司治理的作用。

以上分析表明,投服中心持股行权对上市公司违规行为的影响是一个实证性问题。基于此,提出零假说:

假设1A:投服中心持股行权能显著抑制上市公司违规行为。

假设1B:投服中心持股行权对上市公司违规行为没有显著抑制作用。

三、研究设计

(一)模型与变量

1.主回归模型

借鉴何慧华和方军雄(2021)和Ge等(2022),采用双重差分法(DID),构建主回归模型式(1)和式(2)检验投服中心持股行权对上市公司违规的影响。两式的因变量分别为是否违规哑变量(*ViolateDum*)和违规次数(*ViolateFre*)。若企业当年存在一次或一次以上违规且后续被稽查出,则*ViolateDum*=1,否则=0。*ViolateFre*为企业当年违规次数。当因变量为*ViolateDum*时,采取Logit回归;当因变量为*ViolateFre*时,采取Poisson回归。

$$ViolateDum_{i,t} = a_0 + b_1 Treat_i Post_{i,t} + b_2 Treat_i + b_3 Post_{i,t} + b_4 Controls + \varepsilon \quad (1)$$

$$ViolateFre_{i,t} = a_0 + b_1 Treat_i Post_{i,t} + b_2 Treat_i + b_3 Post_{i,t} + b_4 Controls + \varepsilon \quad (2)$$

变量*Treat*为处理组哑变量,若上市公司所在地点于上海、广东(不含深圳)、湖南三个投服中心持股行权试点区域,则*Treat*=1;若上市公司所在地点位于全国其他省市或地区,则*Treat*=0。变量*Post*为投服中心行权试点期哑变量,持股行权试点当年和后一年(即2016年和2017年)的*Post*=1;2013年、2014年的*Post*=0。2015年的股市暴涨暴跌可能对研究结论造成影响,因此在主回归模型中去除2015年的样本,但在稳健性检验部分将会纳入进来。交乘项*Treat*×*Post*的系数可用来衡量投服中心持股行权对上市公司违规的“净影响”。

控制变量(*Controls*)包括可能影响企业违规的公司财务变量,如*Size*(企业规模,为资产总额的自然对数)、*ROA*(资产收益率)、*LEV*(负债率)和*Growth*(营收增长率);以及公司治理变量,如*Board*(董事会规模,为董事会人数的自然对数)、*Inde*(独立董事比例,为独立董事人数占董事会总人数之比)、*Balance*(股权制衡度,即第2至5名股东持股比例/第一大股东持股比例)和*Dual*(两职合一,若董事长兼任总经理,则*Dual*=1,否则=0)。此外,还控制了行业效应(*Ind*)和年度效应(*Year*)。

(二)样本及数据来源

以2013年、2014年、2016年和2017年的A股上市公司为初始样本,进行如下筛选后得到主回归模型的11 449个公司—年样本:剔除金融保险行业样本;剔除数据缺失的样本;剔除退市公司样本。进一步研究中还将样本期间扩展到2018年,以考察投服中心持股行权进行全国推广

后,处理组和控制组的违规行为是否存在显著差异。上市公司违规数据来自国泰安数据库的“违规处理”子库;在该数据库中,违规数据是按照违规事件排列的,虽然数据中包括处理文件日期和公告日期,但违规行为并不一定发生在被稽查当年,因为监管部门的违规稽查通常具有滞后性。因此,本文按照另一字段“违规年度”对违规数据进行整理。公司财务、公司治理、年度股东大会出席数据以及控制权和现金流量权分离度数据亦来自国泰安数据库。媒体关注数据整理自中国研究数据服务平台。参与年度股东大会网络投票的中小股东人数数据手工收集自上市公司年度股东大会决议公告。

四、回归结果分析

(一)描述性统计

表1报告主回归模型式(1)和式(2)变量的定义和描述性统计结果。已对连续变量进行1%和99%分位的缩尾处理,以排除极端值的影响。是否违规哑变量*ViolateDum*的均值为0.193,说明平均100个公司一年样本中就有约19个样本具有违规行为并后续被监管机构稽查出。违规次数*ViolateFre*的均值为0.288,说明样本公司平均每年违规的次数为0.288次。

表1 主要变量的定义和描述性统计

变量符号	定义	观测值	中值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ViolateDum</i>	是否违规哑变量	11 449	0	0.193	0.394	0	1
<i>ViolateFre</i>	违规次数	11 449	0	0.288	0.939	0	10
<i>Treat</i>	处理组哑变量	11 449	0	0.163	0.369	0	1
<i>Post</i>	投服中心持股行权试点期哑变量	11 449	1	0.559	0.496	0	1
<i>Size</i>	资产规模的自然对数	11 449	21.909	22.069	1.322	18.888	26.610
<i>ROA</i>	资产收益率	11 449	0.037	0.039	0.060	-0.395	0.210
<i>LEV</i>	负债率	11 449	0.409	0.426	0.217	0.053	1.211
<i>Growth</i>	营收增长率	11 449	0.123	0.219	0.521	-0.712	3.591
<i>Board</i>	董事会人数的自然对数	11 449	2.197	2.129	0.199	1.099	2.890
<i>Inde</i>	独立董事占比	11 449	0.333	0.375	0.055	0.182	0.800
<i>Balance</i>	股权制衡度	11 449	0.558	0.725	0.623	0.003	4
<i>Dual</i>	两职合一哑变量	11 449	0	0.281	0.449	0	1

(二)主回归结果

表2报告主回归模型式(1)和式(2)的结果。第1列和第3列中仅就被解释变量对关键解释变量进行回归,第2列和第4列在第1列和第3列的基础上加入控制变量。交乘项*Treat*×*Post*的系数在四列回归结果中均显著为负。结果说明投服中心持股行权显著降低了上市公司的违规概率和违规次数,抑制上市公司违规行为,支持假设1A。

(三)影响渠道检验

1.威慑大股东

首先,当控制权和现金流量权分离程度较低时,大股东侵占其他股东利益的动机较低,因此其实施利益侵占并对信息披露进行操控导致公司涉及违规的可能性较低(La Porta等,1999),此时投服中心通过威慑大股东、规范其机会主义行为来减少企业违规的空间比较小。而控制权和现金流量权分离程度较高时,大股东更有可能实施利益侵占并操控信息披露从而导致公司涉及违规,此时投服中心行权压力发挥作用的较大,对企业违规的抑制作用可能更为显著。基于此,对主回归式(1)和式(2)进分组检验,考察投服中心持股行权对企业违规的抑制效果在控制权和现金流量权分离程度较高和较低的样本组是否有所不同。由表3可见,*Treat*×*Post*

表2 投服中心持股行权与上市公司违规

变量	(1) <i>ViolateDum</i>	(2) <i>ViolateDum</i>	(3) <i>ViolateFre</i>	(4) <i>ViolateFre</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.164** (-2.40)	-0.334*** (-2.78)	-0.238*** (-2.87)	-0.232*** (-3.02)
<i>Post</i>	0.332*** (5.22)	0.376*** (5.61)	0.578*** (9.37)	0.561*** (9.34)
<i>Treat</i>	0.204** (2.26)	0.286*** (3.04)	0.151 (1.60)	0.168* (1.83)
<i>Size</i>		-0.048** (-2.29)		-0.022 (-1.11)
<i>ROA</i>		-5.958*** (-12.73)		-4.222*** (-15.50)
<i>LEV</i>		0.831*** (6.11)		0.741*** (5.81)
<i>Growth</i>		0.250*** (6.20)		0.193*** (5.67)
<i>Board</i>		-0.350** (-2.44)		-0.341*** (-2.58)
<i>Inde</i>		-1.770*** (-3.47)		-1.788*** (-3.85)
<i>Balance</i>		0.220*** (6.33)		0.247*** (7.94)
<i>Dual</i>		0.104** (2.08)		0.090* (1.94)
<i>Constant</i>	-0.150 (-0.56)	1.861*** (2.97)	-0.187 (-1.05)	1.159** (2.22)
<i>Ind&Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pseudo R²</i>	0.033	0.066	0.042	0.089
<i>N</i>	11 449	11 449	11 449	11 449

注:括号中为基于稳健标准误的*t*-值,*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平显著。表3、6、7、8同。

表3 影响渠道检验——按控制权和现金流量权分离程度分组

变量	(1) <i>ViolateDum</i>	(2) <i>ViolateDum</i>	(3) <i>ViolateFre</i>	(4) <i>ViolateFre</i>
	分离程度高	分离程度低	分离程度高	分离程度低
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.746*** (-4.36)	0.135 (0.78)	-0.376*** (-3.09)	-0.049 (-0.23)
组间系数差异	<i>chi</i> 2=14.09***		<i>chi</i> 2=4.04**	
<i>Treat</i>	0.432*** (3.22)	0.162 (1.19)	0.160* (1.87)	0.214 (1.59)
<i>Post</i>	0.483*** (5.10)	0.260*** (2.66)	0.653*** (11.42)	0.440*** (5.05)
<i>Constant</i>	1.322 (1.47)	1.624* (1.79)	0.160 (0.31)	1.540** (1.98)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind&Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pseudo R²</i>	0.073	0.049	0.092	0.084
<i>N</i>	5 795	5 583	5 795	5 583

的系数在控制权和现金流量权分离程度较高组中显著为负,在较低组中不显著。SUEST检验结果显示,*Treat*×*Post*的系数在两组间的差异是显著的。这表明,投服中心持股行权对于公司违规的抑制作用主要体现在控制权和现金流量权分离程度较高的样本公司中,由此初步验证了

投服中心通过威慑大股东而抑制企业违规的作用渠道。

其次,为进一步验证投服中心是否通过威慑大股东、规范其机会主义行为而减少企业违规,本文考察大股东行为在投服中心持股行权影响企业违规的过程中是否发挥中介作用。借鉴李文贵和邵毅平(2022),以其他应收款(*OtherR*,为期末其他应收款占总资产之比)作为大股东行为的度量指标。大股东通常利用其他应收款中的“暂借款”占用上市公司资金,实施掏空,因此其他应收款通常被用作大股东利益侵占的替代变量(李文贵等,2017)。中国上市公司的关联交易、违规担保、信息披露等违规行为多与大股东相关(李文贵和邵毅平,2022)。大股东为了谋取控制权私利而实施的利益侵占会扭曲公司决策,导致公司涉及经营违规;同时,大股东还通过对信息披露进行操控来帮助其实施掏空,导致公司涉及信息披露违规。通过抑制大股东的利益侵占行为,能有效减少企业涉及违规的可能性。

基于Baron和Kenny(1986)的中介效应回归模型,进行三步检验:第一步,检验自变量投服中心持股行权(*Treat×Post*)对因变量违规概率(*ViolateDum*)和违规次数(*ViolateFre*)的影响。第二步,检验投服中心持股行权(*Treat×Post*)对大股东行为变量(*OtherR*)的影响。参考李文贵等(2017),在这一步回归中,控制可能影响大股东利益侵占行为的一系列变量:除企业财务和特征变量*Size*(企业规模)、*ROA*(资产收益率)、*LEV*(负债率)、*Growth*(营收增长率)、*Age*(上市年限,公司上市年限加1的自然对数)、*Cash*(现金持有,为期末现金及现金等价物余额除以总资产)之外,还包括公司治理变量如*Top1*(第一大股东持股比例)、*Committee*(四大委员会设置哑变量)和*Inde*(独立董事占比)。大股东持股比例较低时,其利益侵占动机更强(黄冰冰和马云驹,2018)。四大委员会比较健全的公司,大股东利益侵占行为更容易被发现(吴先聪等,2016)。证监会要求重大关联交易应取得独立董事认可,因此独立董事拥有足够的法律赋予的权力来治理大股东利益侵占行为(叶康涛等,2007)。第三步,将大股东行为变量(*OtherR*)纳入第一步的模型中。

第一步回归的结果已报告在表2的第2列和第4列中。由表4的第二步回归结果可见(第1列),*Treat×Post*的系数显著为负;这说明投服中心持股行权能有效约束大股东的利益侵占行为。第三步回归中(第2、3列),*Treat×Post*的系数显著为负,*OtherR*的系数则显著为正。结果表明,在投服中心持股行权影响企业违规的过程中,大股东行为变量具有中介效应,即投服中心持股行权通过规范大股东机会主义行为,进而降低企业违规概率和违规次数。

2.激励中小股东

构建中介效应模型组,以中小股东的公司治理参与度作为中介变量,检验投服中心持股行权能否通过激励中小股东参与公司治理而抑制企业违规。中小股东的积极行动能改善公司治理质量,包括降低代理成本(朱佳立等,2021)、抑制非效率投资(王玉涛等,2022)和促使企业改善信息披露(罗劲博和熊艳,2021)等。通过积极出席股东大会、参与治理,中小股东能直接表达自身诉求、对管理层追求自利却忽视公司利益的潜在违规行为提出直面质疑,并通过投票行使表决权来否决可能损害公司利益、涉及违规的议案。股东大会出席情况包含两方面信息:其一,出席股东大会的中小股东的股份占比反映了中小股东话语权和影响力的大小;其二,中小股东通过参与股东大会集聚起来,形成一种自发或松散组织下的显性群体,其规模性将产生治理作用(黄泽悦等,2022)。基于此,采用以下变量度量中小股东的公司治理参与度:一是出席年度股东大会的中小股东的股份占比(*Share*),以出席年度股东大会的股东的全部持股比例减前三大股东持股比例之和度量(何慧华和方军雄,2021),数据来自国泰安数据库。二是参与年度股东大会网络投票的中小股东人数占比,以参与年度股东大会网络投票的中小股东人数除以公司年末股东总人数(*Number*)再乘以100衡量(黄泽悦等,2022)。深交所上市公司较为规范地披露

了中小股东网络投票数据,而上交所上市公司极少披露,因此针对此变量只选取了深交所上市公司进行研究。依据《深圳证券交易所上市公司股东大会网络投票实施细则(2014年9月修订)》,重大事项中小投资者单独计票机制于2014年9月22日起施行。因此,该指标的样本期间为2015—2017年,通过查阅公司年度股东大会决议公告手工收集获取参与年度股东大会网络投票的中小股东人数。

中介效应回归的第一步中就因变量 *ViolateDum* 和违规次数 *ViolateFre* 对自变量 *Treat×Post* 进行回归,其结果如表2的第2、4列所示。第二步中就中介变量中小股东出席股东大会的股份占比 (*Share*) 以及参与股东大会网络投票的人数占比 (*Number*) 对自变量 *Treat×Post* 进行回归。控制变量包括企业财务基本面变量如 *Size* (企业规模)、*ROA* (资产收益率)、*LEV* (负债率) 等,以及 *TobinQ* (托宾Q, 衡量公司市场价值)、*Dividend* (股利支付率, 为现金股利与净利润之比)、*Top1* (第一大股东持股比例)、*Manager* (高管持股比例)、*State* (产权性质哑变量)。公司市场价值较低时,中小股东认为自身利益受损,更有可能通过参与公司治理来维护自身利益。较高的现金分红可能是上市公司对大股东进行利益输送的工具(肖珉,2005),股利支付率较高时,为维护自身利益,中小股东更有可能参与公司治理。第一大股东持股比例较低时,利益侵占动机更为强烈,中小股东更有意愿来保护自身利益(黄冰冰和马云驹,2018);并且,持股比例较低的大股东对公司决策的影响有限,此时中小股东参与公司治理才可能发挥作用。高管持股比例较高时,其利益与股东利益更为一致,中小股东出席股东大会、对自身诉求的表达更可能得到其重视。并且,较好的公司内部治理是中小股东的治理行动能够发挥作用的重要基础(王玉涛等,2022);高管持股比例较高时,公司内部治理质量较好(雷光勇等,2012),此时中小股东才能通过参与治理来更有效地维护自身利益。国有企业的控股股东占用资金更多(李增泉等,2004),因而此类企业的中小股东参与公司治理、维护自身利益的动机更强。第三步中就因变量 *ViolateDum* 和 *ViolateFre* 对自变量 *Treat×Post* 和中介变量 (*Share* 或 *Number*) 同时进行回归。

表4 影响机制检验——以大股东行为为中介变量

变量	(1) <i>OtherR</i>	(2) <i>ViolateDum</i>	(3) <i>ViolateFre</i>
<i>Treat×Post</i>	-0.004** (-2.34)	-0.308** (-2.56)	-0.198** (-2.01)
<i>OtherR</i>		5.413*** (7.51)	2.376*** (6.55)
<i>Post</i>	0.002** (2.31)	0.365*** (5.41)	0.532*** (8.90)
<i>Treat</i>	0.002 (1.57)	0.272*** (2.92)	0.161* (1.77)
<i>Size</i>	-0.003*** (-9.60)	-0.034 (-1.56)	-0.002 (-0.11)
<i>ROA</i>	-0.033*** (-4.77)	-5.764*** (-13.03)	-4.141*** (-15.55)
<i>LEV</i>	0.028*** (12.73)	0.681*** (4.99)	0.591*** (4.57)
<i>Growth</i>	-0.000 (-0.06)	0.252*** (6.27)	0.184*** (5.29)
<i>Age</i>	0.002*** (4.94)		
<i>Cash</i>	-0.008** (-2.57)		
<i>Top1</i>	-0.015*** (-6.05)		
<i>Committee</i>	-0.002 (-1.59)		
<i>Inde</i>	0.042 (1.53)	-1.785*** (-3.55)	-1.958*** (-2.69)
<i>Board</i>		-0.368** (-2.56)	-0.330*** (-4.11)
<i>Balance</i>		0.218*** (6.15)	0.235*** (7.54)
<i>Dual</i>		0.105** (2.09)	0.095** (2.04)
<i>Constant</i>	0.087*** (9.71)	1.523** (2.43)	0.788** (2.01)
<i>Ind&Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>R²/Pseudo R²</i>	0.108	0.062	0.091
<i>N</i>	11 390	11 434	11 434

注:括号中为基于稳健标准误的*t*值或*z*值,*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平显著。第1列的样本数*N*与第2列和第3列相差较大的原因是中介效应模型第二步的控制变量与第三步的控制变量不一致。

由表5可见,第二步回归(第1列和第4列)中, $Treat \times Post$ 的系数显著为正,由此表明投服中心的持股行权发挥了示范和带动作用,激励中小股东出席年度股东大会并参与网络投票。第三步回归中(第2、3、5、6列), $Treat \times Post$ 的系数显著为负, $Share$ 和 $Number$ 的系数亦显著为负。中介效应回归结果证实,通过激励中小股东积极参与公司治理,投服中心持股行权能在一定程度上减少公司违规行为。

表5 影响机制检验——以中小股东的公司治理参与度为中介变量

变量	(1) <i>Share</i>	(2) <i>ViolateDum</i>	(3) <i>ViolateFre</i>	(4) <i>Number</i>	(5) <i>ViolateDum</i>	(6) <i>ViolateFre</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	1.011* (1.85)	-0.281** (-2.30)	-0.189** (-2.26)	0.012* (1.79)	-0.265* (-1.66)	-0.200** (-2.14)
<i>Share</i>		-0.012*** (-5.39)	-0.010*** (-8.35)			
<i>Number</i>					-0.078** (-2.26)	-0.053*** (-2.83)
<i>Post</i>	-0.347 (-1.15)	0.460*** (6.74)	0.624*** (8.05)	-0.080*** (-8.45)	0.683*** (7.33)	0.630*** (9.46)
<i>Treat</i>	0.163 (0.39)	0.280*** (2.98)	0.152** (2.21)	-0.006 (-0.50)	0.103 (0.83)	-0.035 (-0.46)
<i>Size</i>	-0.484*** (-4.06)	-0.106*** (-4.79)	-0.061*** (-4.07)	0.015*** (3.05)	-0.025 (-0.74)	0.041** (2.32)
<i>ROA</i>	36.627*** (11.97)	-4.664*** (-10.49)	-3.595*** (-18.87)	0.210** (2.02)	-5.765*** (-11.42)	-3.902*** (-19.54)
<i>LEV</i>	-1.657** (-2.42)	0.983*** (7.22)	0.795*** (9.23)	0.001 (0.03)	1.225*** (6.38)	0.831*** (8.66)
<i>TobinQ</i>	-0.952*** (-9.13)			0.005 (1.46)		
<i>Dividend</i>	1.795*** (4.90)			0.005 (0.38)		
<i>Top1</i>	-15.358*** (-21.03)			-0.062** (-2.31)		
<i>Manager</i>	12.009*** (17.37)			0.005 (0.23)		
<i>State</i>	0.570* (1.70)			0.008 (0.59)		
<i>Growth</i>		0.203*** (5.07)	0.159*** (6.23)		0.233*** (4.04)	0.158*** (4.53)
<i>Board</i>		-0.281* (-1.93)	-0.317*** (-2.86)		-0.363* (-1.82)	-0.441*** (-3.26)
<i>Inde</i>		-0.019*** (-3.72)	-0.019*** (-5.42)		-0.747 (-1.10)	-0.782** (-2.10)
<i>Balance</i>		0.305*** (8.08)	0.306*** (12.22)		0.143*** (2.97)	0.134*** (3.27)
<i>Dual</i>		0.163*** (3.16)	0.139*** (3.79)		0.074 (1.13)	0.074** (2.02)
<i>Constant</i>	18.451*** (6.07)	2.864*** (4.50)	1.884*** (4.42)	-0.209* (-1.69)	1.321 (1.33)	-0.001 (-0.00)
<i>Ind&Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2 / <i>Pseudo R</i> ²	0.162	0.059	0.089	0.046	0.079	0.131
<i>N</i>	9 356	10 763	10 763	4 631	6 046	6 061

注:括号中为基于稳健标准误的t值或z值,*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平显著。第1列的样本数*N*和第2、3列相差较大,以及第4列的样本数*N*与第5、6列相差较大的原因都是中介效应模型第二步的控制变量与第三步控制变量不一致。

(四)媒体关注与投服中心之间的协同作用

媒体关注与投服中心之间可能存在协同互补的关系。在投服中心持股行权对大股东形成威慑或对中小股东形成激励以抑制公司违规的过程中,都可借助媒体的力量而发挥更大的作用。首先,媒体的追踪报道和转载将进一步改善行权试点公司的信息环境,使得大股东追求私利的行为被识别、被稽查的概率提高。其次,媒体的广泛宣传还可能扩大行权事件的社会影响,形成舆论监督,进一步提高投服中心对大股东的威慑力,并对其声誉带来负面影响。最后,在对中小股东发挥投资者“行动教育”的示范引领过程中,也需要媒体的广泛报道,以加强宣传力度。为检验以上观点,从中国研究数据服务平台获取上市公司新闻量化统计数据,根据一天内新闻内容和标题出现该公司的新闻数量计算年度的日均新闻数量指标 $MediaCon$ 和 $MediaTitle$,以衡量媒体关注度。分别按照 $MediaCon$ 和 $MediaTitle$ 的年度中位数划分媒体关注较高和较低组,对式(1)和式(2)分组检验。表6的第1列到第4列以及第5列到第8列分别报告按 $MediaCon$ 以及 $MediaTitle$ 划分的分组回归结果。 $Treat \times Post$ 的系数在媒体关注较高组中均显著为负,在较低组中不显著。SUEST检验结果也显示, $Treat \times Post$ 的系数在媒体关注较高组和较低组之间的差异基本是显著的。结果说明,媒体关注与投服中心之间存在协同互补效应,加强了投服中心持股行权对公司违规的抑制作用。

表6 媒体关注与投服中心持股行权之间的互补作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>ViolateDum</i> 媒体关注高	<i>ViolateDum</i> 媒体关注低	<i>ViolateFre</i> 媒体关注高	<i>ViolateFre</i> 媒体关注低	<i>ViolateDum</i> 媒体关注高	<i>ViolateDum</i> 媒体关注低	<i>ViolateFre</i> 媒体关注高	<i>ViolateFre</i> 媒体关注低
<i>Treat \times Post</i>	-0.429*** (-2.75)	-0.253 (-1.24)	-0.473*** (-4.24)	0.099 (0.81)	-0.351*** (-2.65)	-0.143 (-0.57)	-0.357*** (-3.45)	-0.183 (-1.23)
组间系数差异	$Chi2=2.42$		$Chi2=8.70^{***}$		$Chi2=3.34^*$		$Chi2=3.26^*$	
<i>Treat</i>	0.268** (2.36)	0.321* (1.87)	0.224*** (3.01)	-0.021 (-0.16)	0.302*** (2.89)	0.098 (0.45)	0.172** (2.28)	0.106 (0.61)
<i>Post</i>	0.405*** (4.30)	0.287*** (2.80)	0.648*** (9.23)	0.409*** (5.99)	0.476*** (5.46)	0.294** (2.41)	0.700*** (11.22)	0.306*** (2.99)
<i>Constant</i>	3.022*** (3.80)	-0.329 (-0.29)	2.333*** (5.09)	-1.028* (-1.73)	2.649*** (3.48)	1.146 (0.97)	1.836*** (4.16)	0.043 (0.09)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind & Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pseudo R²</i>	0.065	0.067	0.102	0.101	0.063	0.064	0.097	0.101
<i>N</i>	5 865	5 511	5 865	5 511	5 603	5 786	5 603	5 786

(五)稳健性检验^①

第一,安慰剂检验。为确保投服中心对公司违规的真实影响并非由处理组和控制组的固有特征差异所决定,引入反事实框架进行安慰剂检验。假设投服中心持股行权的时间提前4年(即假设试点时间是2012年),设定变量 $PostNew$ 来表示,2012年或2013年的 $PostNew=1$,2010年或2011年的 $PostNew=0$ 。交乘项 $Treat \times PostNew$ 与上市公司违规概率 $ViolateDum$ 和违规次数 $ViolateFre$ 均不再显著相关,由此证明本文结论的可靠性。

第二,改变控制组样本。首先,主回归中以投服中心试点区域的上市公司作为处理组,以其他区域的公司作为控制组。但其他区域与试点区域可能存在较大差异,影响结果的稳健性。基于此,选取经济地位和地理位置都较为接近的浙江、深圳和湖北等3个地区的上市公司作为控制组。重新定义处理组哑变量:若公司位于上海、广东(不含深圳)及湖南,则 $Treat=1$;若位于浙

^①限于篇幅,本部分未报告稳健性检验结果。

江、深圳和湖北,则 $Treat=0$ 。其次,还采取倾向得分匹配法(PSM),以式(1)的控制变量作为协变量,通过Logit回归计算出倾向得分值,以试点公司为处理组,采用无放回的一对一匹配方法,匹配倾向得分值最为接近且不属于投服中心行权试点公司的样本,从而得到控制组样本。经匹配后,处理组和控制组的样本在可观测的特征上均不存在显著差异。改变控制组之后,回归结果未发生实质性改变。

第三,改变样本期间。首先,考虑到2015年股市暴涨暴跌可能造成的影响,主回归未包括2015年的样本。为验证结果的稳健性,此部分将2015年的样本纳入主回归式(1)和(2),定义2016和2017年的行权试点期变量 $Post=1$,2013、2014和2015年的 $Post=0$ 。其次,自2017年5月起,投服中心持股行权公司范围从试点区域向全国推广,则主回归的结果可能受到干扰。为排除此干扰,仅保留2013、2014和2016年的样本,定义2016年的 $Post=1$,定义2013和2014年的 $Post=0$ 。改变样本期间后, $Treat \times Post$ 的系数仍显著为负。

第四,变换模型的估计方法。首先,主回归模型已控制了行业效应和年度效应,为验证结果的稳健性,在主回归模型的基础上进一步控制公司效应,并分别采取Logit固定效应模型和Poisson固定效应模型,重新估计主回归式(1)和式(2)。公司固定效应和年度固定效应已分别包含了DID模型中的处理组变量 $Treat$ 和实验期变量 $Post$ 。其次,分别采取Probit模型和负二项式模型检验主回归式(1)和式(2)。变换模型估计方式后,结论不变。

第五,平行趋势检验。双重差分法的使用需满足平行趋势假设,参考Serfling(2016)的平行趋势假定的检验法,在式(1)(2)的基础上加入以下变量与 $Treat$ 的交乘项:2013和2014年的 $Past2=1$,否则=0;2015年的 $Past1=1$,否则=0;2016年的 $Post0=1$,否则=0;2017的 $Post1=1$,否则=0。交乘项 $Treat \times Post0$ 和 $Treat \times Post1$ 的系数显著为负,而 $Treat \times Past1$ 和 $Treat \times Past2$ 的系数不显著,说明双重差分检验满足平行趋势假设。

(六)进一步研究

1. 区分违规类型及违规处罚程度

参考孟庆斌等(2018),根据国泰安数据库对上市公司违规的分类,将公司违规划分为信息披露违规和非信息披露违规。信息披露违规包括虚构利润、虚列资产、虚假记载(误导性陈述)、推迟披露、重大遗漏、披露不实和一般会计处理不当等。非信息披露违规又可分为公司经营违规和领导人违规,前者包括出资违规、擅自改变资金用途、占用公司资产、违规担保和其他经营违规等,后者包括内幕交易、违规买卖股票和操纵股价等。设置违规类型变量 $ViolateI$ (若为信息披露违规,则 $ViolateI=1$,否则=0)和 $ViolateN$ (若为非信息披露违规,则 $ViolateN=1$,否则=0),替换式(1)的因变量 $ViolateDum$ 。表7的第1列和第2列显示,当因变量为 $ViolateI$ 或 $ViolateN$ 时, $Treat \times Post$ 的系数均显著为负。这说明投服中心持股行权对上市公司的信息披露违规和非信息披露违规均有一定抑制作用。

参考梁上坤等(2020),根据国泰安数据库中的处罚方式数据,将违规样本划分为一般违规($ViolateL$)和严重违规($ViolateH$)。其中,批评、警告和谴责等处罚方式被划分为一般违规,如果公司当年发生一般违规并在后续被稽查出,则 $ViolateL=1$,否则=0;罚款、没收违法所得、取消营业许可(责令关闭)、市场禁入及其他处罚方式被划分为严重违规,如果公司当年发生严重违规并在后续被稽查出,则 $ViolateH=1$,否则=0。将式(1)的因变量替换为 $ViolateL$ 或 $ViolateH$ 后,由表7的结果可见, $Treat \times Post$ 的系数在第3列中为负但不显著,在第4列中则显著为负,说明投服中心持股行权主要对上市公司的严重违规行为产生抑制作用,对于一般违规行为的影响较小。

表7 区分违规类型和违规处罚程度

变量	(1)ViolateI	(2)ViolateN	(3)ViolateL	(4)ViolateH
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.447*** (-3.28)	-0.218* (-1.86)	-0.153 (-0.63)	-0.255* (-1.93)
<i>Treat</i>	0.346*** (3.32)	0.285*** (2.83)	-0.095 (-0.47)	0.223** (2.02)
<i>Post</i>	0.322*** (4.64)	0.319*** (4.45)	0.461*** (3.79)	0.283*** (3.61)
<i>Constant</i>	2.846*** (4.12)	0.557 (0.87)	2.251** (2.02)	0.994 (1.41)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i> & <i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pseudo R</i> ²	0.046	0.068	0.107	0.059
<i>N</i>	11 390	11 438	11 218	11 438

2. 基于全国推广期的分析

自2017年5月起,投服中心持股行权公司范围从试点地区向全国推广。如果投服中心持股行权确实能对试点公司形成有效监督和威慑,从而抑制其违规行为,那么随着行权范围的扩大,本文预期处理组(即原试点区域上市公司)和控制组之间违规行为的差异将随之消失。为了证实此推测,将样本期间扩展到2018年。参考Ge等(2022),设置投服中心行权推广期变量*After*,定义全国推广期(即2018年)的*After*=1,否则=0;并在主回归模型式(1)和式(2)中加入*Treat*以及*Treat*与*After*的交乘项。由表8的第1列和第2列可见,*Treat*×*Post*的系数仍然显著为负;*Treat*×*After*的系数虽然为负,但并不显著。当投服中心成为所有上市公司的“监管型小股东”之后,处理组(原试点区域上市公司)和控制组的违规行为不再具有显著差异。

表8 基于全国推广期的分析以及投服中心持股行权的动态检验

变量	(1)ViolateDum	(2)ViolateFre	(3)ViolateDum _{t+1}	(4)ViolateDum _{t+2}	(5)ViolateFre _{t+1}	(6)ViolateFre _{t+2}
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.340*** (-2.83)	-0.230*** (-2.77)	-0.143** (-2.18)	-0.101 (-1.45)	-0.212** (-2.29)	-0.046 (-0.42)
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-0.043 (-0.34)	-0.059 (-0.51)				
<i>After</i>	0.005 (0.08)	-0.053* (-1.67)				
<i>Treat</i>	0.290*** (3.09)	0.175* (1.91)	0.285*** (4.22)	-0.165** (-2.45)	0.466*** (10.91)	-0.128*** (-3.14)
<i>Post</i>	0.382*** (5.72)	0.560*** (9.33)	0.401*** (4.32)	0.121 (1.33)	0.315*** (5.23)	0.014 (0.26)
<i>Constant</i>	1.849*** (3.39)	0.717 (1.61)	1.772*** (3.35)	1.817*** (3.69)	1.246*** (4.33)	0.428* (1.65)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i> & <i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Pseudo R</i> ²	0.064	0.104	0.033	0.066	0.042	0.089
<i>N</i>	14 885	14 885	11 449	11 449	11 449	11 449

3. 动态检验

前文主要关注的是投服中心对于行权试点企业当年(第*t*年)违规行为的抑制作用。那么,这种作用随时间推移是否有所变化?为检验此问题,将主回归式(1)和式(2)的因变量分别替换为提前一期或两期的是否违规哑变量,以及提前一期或两期的违规次数。由表8可见,*Treat*×*Post*的系数在第3列和第5列中显著为负,在第4列和第6列中为负但不显著。这说明,投服

中心对于行权试点企业违规的抑制作用随时间推移有所减弱。当企业属于投服中心行权试点范围时,其当年(第t年)以及下一年(第t+1年)的违规概率和违规次数均显著低于不属于投服中心行权试点范围的企业;但再过一年之后(第t+2年),这种差异则开始变得不显著。

五、结 语

本文基于上市公司数据,探讨中小投资者服务中心(投服中心)对企业违规行为的影响。研究发现,相比非试点区域上市公司,投服中心行权试点区域的上市公司在试点之后的违规可能性和频次显著降低。中介效应模型结果显示,投服中心是通过威慑大股东、约束其机会主义行为,以及激励中小股东参加公司治理这两个作用渠道来抑制企业违规的。媒体关注与投服中心之间存在协同互补效应,加强了投服中心持股行权对公司违规的抑制作用。进一步研究发现,投服中心持股行权对于信息披露违规和非信息披露违规均具有一定的抑制作用;相比处罚程度较低的一般违规,投服中心持股行权对处罚程度较高的严重违规行为产生的抑制作用更为显著;当投服中心行权范围扩大到全国之后,处理组(原试点区域上市公司)和控制组的违规行为不再具有显著差异;投服中心持股行权对于上市公司违规的抑制作用随时间推移有所减弱。结果说明,投服中心持股行权对上市公司违规行为存在抑制作用,社会各界应对投服中心的作用给予重视和肯定。同时,考虑到这种抑制作用随时间推移将有所减弱,还应进一步提升投服中心的影响力,以巩固和加强其保护中小投资者的作用。

本文提出以下建议:第一,加强对投服中心的官网——中国投资者网的建设,完善其功能,充分发挥其投资者教育和服务职责。在披露行权动态(如发送质询函、公开发声)或进行投资者教育(如分析某公司招股说明书的问题)时,建议投服中心明确披露相关公司的名称和股票代码,而不是仅以“某公司”指代^①。第二,为更好地发挥对投资者的示范引领作用,建议投服中心采取多种方式进一步扩大自身影响力。建议投服中心进一步采取一些更“接地气”的宣传和投资者教育方式,例如可考虑“下沉”至中小投资者经常参与的论坛开通公众号进行宣传,使投资者了解投服中心的功能和服务,帮助那些缺乏经验的投资者维护自身权益;同时也可与投资者在论坛进行互动,了解投资者的需求和建议,并更好地发挥对投资者参与公司治理的示范和带动作用。第三,考虑到投服中心面临的资源约束问题,一方面,应开源节流,加强资产管理、成本分析、预算编制,同时建立适当的投资制度安排,实现存量资金的增值保值。另一方面,将有限的人力资源集中于具有典型性、示范性的行权案例,并创新低成本的行权方式,如虚拟股东会议等。第四,与财经媒体以及金融中介机构深度合作,加强协同效应,从而进一步发挥投服中心对于上市公司违规等机会主义行为的抑制作用,并有助于降低投服中心的运行成本。

主要参考文献

- [1]曹春方,陈露兰,张婷婷.“法律的名义”:司法独立性提升与公司违规[J].金融研究,2017,(5):191-206.
- [2]陈运森,袁薇,李哲.监管型小股东行权的有效性研究:基于投服中心的经验证据[J].管理世界,2021,37(6):142-158.
- [3]黄泽悦,罗进辉,李向昕.中小股东“人多势众”的治理效应——基于年度股东大会出席人数的考察[J].管理世界,2022,38(4):159-171.
- [4]江新峰,张敦力,李欢.“忙碌”独董与企业违规[J].会计研究,2020,(9):85-104.
- [5]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].管理世界,2017,(8):123-135,153.
- [6]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].世界经济,2020,43(6):171-192.

^①2021年后,投服中心在中国投资者网的行权动态和投资者教育栏目中常以“某公司”指代相关上市公司。

- [7]罗劲博,熊艳. 中小股东“在线发声”与企业会计稳健性——来自雪球论坛的证据[J]. *财经研究*, 2021, 47(12): 150-165.
- [8]孟庆斌,李昕宇,蔡欣园. 公司战略影响公司违规行为吗[J]. *南开管理评论*, 2018, 21(3): 116-129,151.
- [9]孟庆斌,邹洋,侯德帅. 卖空机制能抑制上市公司违规吗[J]. *经济研究*, 2019, 54(6): 89-105.
- [10]王玉涛,董天一,鲁重峦. 中小股东“用嘴投票”的治理效应与企业投资效率[J]. *经济管理*, 2022, 44(6): 115-132.
- [11]吴先聪,张健,胡志颖. 机构投资者特征、终极控制人性质与大股东掏空——基于关联交易视角的研究[J]. *外国经济与管理*, 2016, 38(6): 3-20.
- [12]Ge W X, Ouyang C Y, Shi Z Y, et al. Can a not-for-profit minority institutional shareholder make a big difference in corporate governance? A quasi-natural experiment[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2022, 72: 102125.
- [13]Hass L H, Tarsalewska M, Zhan F. Equity incentives and corporate fraud in China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2016, 138(4): 723-742.
- [14]Khanna V, Kim E H, Lu Y. CEO connectedness and corporate fraud[J]. *The Journal of Finance*, 2015, 70(3): 1203-1252.
- [15]Serfling M. Firing costs and capital structure decisions[J]. *The Journal of Finance*, 2016, 71(5): 2239-2286.

Can Minority Shareholders Play a Big Role? A Research Based on ISC Shareholdings and Corporate Violations

Zhou Hui¹, Tan Yue²

(1. *Institute of Advanced Studies in Humanities and Social Sciences, Beijing Normal University, Zhuhai 519087, China*; 2. *School of Management, Jinan University, Guangzhou 510632, China*)

Summary: Using the data of listed companies and adopting the DID approach, this paper finds that the shareholding pilot program of China Securities Investor Services Center (ISC) helps to curb corporate violations. Compared with the listed companies in non-pilot areas, the probability and frequency of violations of the listed companies in pilot areas have been significantly reduced. The mediating effect analysis shows that, ISC curbs corporate violations by restraining the opportunistic behavior of major shareholders and encouraging minority shareholders to participate in corporate governance. Media coverage and ISC shareholdings will complement each other in curbing corporate violations. Further research finds that, ISC shareholdings have an inhibitory effect on corporate violations relating to both information disclosure and non-information disclosure. Compared with common violations, the inhibitory effect is more pronounced on serious violations. When the scope is expanded to the whole country, there is no significant difference between the violations of the treatment group and the control group. The inhibitory effect of ISC shareholdings on corporate violations diminishes over time. This paper may have the following contributions: (1) It contributes to the literature on the protection of minority shareholders and provides references for emerging economies wishing to improve investor protection. (2) It supplements the research on minority shareholder activism emerging in recent years. (3) It provides theoretical support and empirical evidence for the effectiveness of investor protection by ISC, extending the literature on the consequence of ISC shareholdings. (4) It enriches the research on the factors influencing corporate violations from the perspective of ISC, which is a new type of external governance mechanism.

Key words: ISC; shareholdings; corporate violations

(责任编辑:王 孜)