

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2023.05.008

投服中心持股行权能抑制企业违规吗？ ——基于准自然实验的证据^{*}

张焰朝¹ 杨金凤²

(1. 河南财经政法大学会计学院, 郑州 450046; 2. 山东建筑大学商学院, 济南 250101)

摘 要: 中小投资者保护一直是资本市场关注的焦点, 具有官方背景的投资者保护机构能否消除中小投资者在获取企业信息上的壁垒, 达到监督企业行为的目的一直是研究者关注的问题。本文以 A 股上市企业为研究对象, 采用双重差分模型考察了投服中心持股行权对企业违规的治理效应。研究发现, 投服中心持股行权对企业违规行为具有显著的抑制作用。作用渠道检验表明投服中心持股行权通过改善企业内部信息环境和抑制大股东掏空降低了企业的违规倾向。进一步分析发现: 投服中心持股行权显著降低了企业的严重违规行为, 对企业的一般违规行为影响并不明显; 投服中心持股行权对企业违规的治理效应在内控质量较低的企业、国有企业及媒体监督较弱的企业中更为明显。投服中心持股行权作为一种有效的公司治理机制, 能够对企业产生威慑效应并发挥监督治理效果, 已经成为行政监管等外部监管以外的有益补充。

关键词: 投服中心; 投资者保护; 内部信息环境; 企业违规

中图分类号: F272/F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 — 8072(2023)05 — 0107 — 18

一、引言

中证中小投资者服务中心(下称投服中心)是2014年12月成立的证券金融类公益机构, 是由证监会批准设立和直接管理、具有官方背景的监管机构。投服中心通过持有上市企业一手股票, 然后以普通股股东身份行使各项股东权利, 特殊的身份使其具有较强的行权意识和维权能力(辛宇等, 2020; 郑国坚等, 2021)。因而, 投服中心通过参加股东大会、公开发声、向法院提起诉讼及现场和网上问询等方式对企业产生了较好的监管效果(陈运森等, 2021), 显著提高了中小投资者保护水平(郑国坚等, 2021)。在此背景下, 本文从企业违规视角考察中小投资者参与公司治理机制创新的政策效果, 从而为抑制企业违规行为、增强投资者利益保护提供参考。

近年来, 我国上市企业造假违规案件频发, 康美药业等财务造假事件对资本市场稳定造成了极大的负面影响, 不仅降低了资本市场效率, 同时挫伤了投资者信心。对企业违规的有效约束是促进资本市场高质量发展的重要基础, 而抑制企业违规有赖于

^{*}基金项目: 本文受教育部人文社会科学研究青年基金项目“供应链金融对企业投资行为的影响研究”(项目编号: 21YJC630001)、河南省哲学社会科学规划项目“数字化转型对财务决策的影响及路径研究——以河南上市企业为例”(项目编号: 2022CJJ124)以及山东省自然科学基金青年项目“企业数字化转型的策略性信息披露行为及市场识别研究”(项目编号: ZR2022QG021)的资助。

完善公司的治理结构。通常而言,企业违规行为的发生源自管理层或者大股东的机会主义动机。已有研究表明影响企业违规的重要因素是以监管环境为主的企业外部治理(Wang et al., 2010; 曹春方等, 2017)。如何通过改善监管方式有效约束上市企业的违规行为,成为学术界和实务界共同关注的话题。投服中心持股行权作为一种创新性的监管方式,中小投资者参与公司治理机制的创新政策能否对企业违规行为产生有效的抑制作用尚未得到充分研究。

投服中心采用的是“事前”和“事中”监管的方式,能够与其他监管形成互补,弥补原有监管的不足,更好地发挥外部监管的作用。本文认为投服中心持股行权有助于强化公司治理机制,抑制企业违规行为。一方面,投服中心是由证监会直接管理的具有官方背景的监管机构,其相较于普通中小股东,无论是在信息资源还是信息分析技术方面都具有显著的优势,能够在和企业博弈时得到较大程度的话语权(辛宇等, 2020),这会减轻企业内外部的信息不对称,进而使企业的内部信息环境得到改善,相应地减少企业违规的机会。另一方面,投服中心持股行权能够抑制大股东的机会主义行为,增加企业违规的成本,对上市企业产生“震慑”作用,从而形成有效的外部监管。投服中心持股行权会引起媒体和分析师的关注(陈克兢等, 2022),企业被行权后会有更负面的媒体报道,且更易引起监管部门的处罚跟进(陈运森等, 2021),因而投服中心持股行权能够强化对企业行为的外部监管,产生抑制企业违规的积极作用。基于此,本文分析了投服中心持股行权如何从整体上影响企业的违规行为以及潜在的机制。

本文以2013~2017年A股上市企业为研究样本,对上述问题进行了经验研究。研究发现:投服中心持股行权有助于抑制企业的违规行为。机制检验表明改善企业内部信息环境和抑制大股东掏空行为是投服中心持股行权抑制企业违规行为的作用路径。进一步分析表明,投服中心持股行权能够降低企业的严重违规行为,对企业的一般违规行为影响并不明显;投服中心持股行权对企业违规的治理效应在内控质量较低时更为明显;区分产权性质后发现,在国有企业中投服中心持股行权对企业违规的治理效应更为明显;当企业面临的媒体监督较弱时,投服中心持股行权对企业违规的治理效应更为明显。

本文可能的贡献主要有以下三个方面:第一,从企业违规的视角切入,提供了投服中心持股行权作为一种较为有效的公司治理机制的经验证据,进一步验证了这一创新性监管方式的实施效果,拓展了投服中心持股行权对实体经济后果的研究。第二,从外部监管这一视角深化了对企业违规的研究。现有研究发现,媒体(Dyck et al., 2010)、司法独立性(曹春方等, 2017)、机构投资者(Shi et al., 2017)、分析师跟踪(郑建明等, 2015; Chen et al., 2016)、卖空机制(孟庆斌等, 2019; 徐细雄等, 2021)等外部治理机制能够直接影响企业的违规行为,而本文研究发现,依靠行政力量实施监管的投服中心能够通过改善企业内部信息环境约束企业的违规行为,从而扩展了企业违规影响因素的研究。第三,本文也具有较强的实践意义。研究

结论肯定了投服中心持股行权能给企业带来威慑效应和监督治理效果,证实投服中心持股行权已经成为行政监管等外部监管以外的有益补充,这可为政府监管有效性的发挥提供重要参考。

二、理论分析与假设提出

我国上市企业普遍存在着内部信息环境薄弱、企业违规成本较低等问题。违规作为企业治理不善的表现 (Khanna et al., 2015),在一定程度上也反映了内外部治理机制缺失的问题。从外部治理机制角度看,外部监督主体通过介入公司治理或者改善内部信息环境抑制企业违规行为。较好的内部信息环境能够增加违规行为被发现的概率,提升违规成本,降低企业违规行为。投服中心享有知情权、表决权、建议权、质询权以及股东直接诉讼权等,可以通过采用参加股东大会、公开发声、向法院提起诉讼及现场和网上问询等方式对上市企业涉嫌虚构资产和利润、内幕交易、利益输送等相关问题进行问询,迫使企业提高信息披露质量,改善内部信息环境,因而具有较强的改善公司治理的动机和能力。2020年新实施的《证券法》明确投服中心诉讼等权利不受其持股期限与比例的约束,这极大地提升了投服中心对上市企业治理及经营的潜在影响力和约束力 (郭雳, 2019)。本文认为投服中心持股行权能够抑制企业的违规行为,具体理由如下:

第一,投服中心有动机和能力对企业行为进行有效监管,从而改善企业的治理及内部信息环境,约束大股东的自利行为。首先,政府相关部门高度重视中小投资者合法权益的保护工作,进而促成了以证监会主导的投服中心的成立。作为证监会直接管理的证券金融类公益机构,投服中心以持有上市企业100股股东的身份行使《公司法》《证券法》等法律法规赋予股东的权利,规范上市企业治理与运行。同时,投服中心的主要领导为谋求仕途上的发展有政治动机去积极地发挥投服中心的作用 (陈运森等, 2021)。其次,投服中心作为证监会的下属部门,其持股是典型的具有官方背景的监管方式,其参加股东大会、网上行权、诉讼等这一系列行为能够发挥监督作用 (郑国坚等, 2021)。相对于监管机构的事后监管,投服中心采用的是“事前监管”和“事中监管”的方式,能够与其他监管形成互补,填补原有监管的不足,更好地发挥外部监管的作用。最后,相较于普通的中小股东,投服中心作为专业的投资者服务机构,配备有更具胜任能力的专业人士,包括行业专家、资深会计师、资深律师等,因而无论是在信息资源获取还是信息分析技术方面都具有显著的优势,这进而使投服中心在和企业博弈时能够获得较大程度的话语权 (辛宇等, 2020)。所以投服中心持股行权能够提高企业财务信息质量 (刘馨茗等, 2021; 熊家财和童大铭, 2022),改善内部信息环境,抑制高管和大股东的自利行为,从而降低企业的违规行为 (Chen et al., 2016)。

第二,投服中心持股提升了上市企业的违规成本。首先,投服中心持股行权在一定程度上代表着监督机关的意志,其行为可以对上市企业产生“震慑”作用。投服中

心的行权具有明显的政府弹性监管色彩（辛宇等，2020），企业被行权后可能引起监管部门的跟进（陈运森等，2021），监管部门的关注与介入给企业违规行为带来的惩处压力，极大地增加了企业的违规成本。同时，投服中心持股对企业产生巨大的威慑效应，会带动其他中小股东更加积极地参与公司治理活动，造成大股东行为的改变（何慧华和方军雄，2021），降低大股东自利的动机和机会，最终降低企业违规行为。其次，投服中心持股行权会引起媒体和分析师的关注（陈克兢等，2022），从而强化对企业违规行为的外部监督。已有研究表明媒体监督和分析师跟踪可以起到外部治理作用，为企业营造良好的信息环境，抑制其违规行为（周开国等，2016；Chen et al., 2016）。即媒体关注度越高、分析师跟踪的上市企业越多，信息透明度越高，企业的违规行为越容易被资本市场所察觉。投服中心持股行权通过吸引媒体和分析师的关注，对企业和大股东产生强有力的威慑效应，促进企业降低其违规行为。最后，投服中心持股活动还会吸引投资者关注，被投服中心关注并行权的企业获得了更低的累计市场异常回报（郑国坚等，2021）。更多的投资者关注同样能够对企业产生震慑作用，在一定程度上约束企业的违规行为。

综上所述，投服中心有动力和能力监督上市企业的行为，提升上市企业的违规成本，直接和间接对企业和大股东产生巨大的威慑效应，发挥公司治理作用，改善企业的内部信息环境并约束大股东的机会主义行为，从而降低企业违规行为发生的概率。据此，本文提出如下假说：

假说：投服中心持股行权有助于抑制企业违规行为。

三、研究设计

（一）数据来源

本文选取2013~2017年A股上市企业为初始样本。在初始样本的基础上，参考已有文献的做法，按以下步骤进行剔除：（1）金融行业企业；（2）ST企业样本；（3）其他相关数据缺失的样本，最后得到3942个公司-年度观察值。本文对所有连续变量在1%和99%水平上进行了Winsorize处理，以剔除极端值影响。研究中使用的相关财务和治理数据来源于CSMAR和CNRDS数据库。

（二）研究模型及变量定义

为了检验投服中心持股行权对企业违规的影响，本文构建了如下双重差分模型：

$$Penalty = \beta_0 + \beta_1 Treat \times Post + \beta_2 Treat + \beta_3 Post + \sum Control + u_i + \delta_t + \eta_s + \varepsilon \quad (1)$$

其中，被解释变量为企业违规（*Penalty*）。借鉴现有研究的做法（孟庆斌等，2019；梁上坤等，2020；张学志等，2022），本文使用虚拟变量（*Penalty*）衡量企业违规行为，若某年内企业发生违规行为，则赋值为1，否则赋值为0。从2016年2月开始，投服中心持股行权在上海、广东（不含深圳）、湖南3个地区开展试点，投服中心持有试点地区所有上市公司各1手股票。借鉴何慧华和方军雄（2021）的做

法，当上市公司处于投服中心试点省市时（上海市、广东省除深圳市、湖南省），变量*Treat*取值为1，当上市公司处于投服中心试点临近省市时（浙江省、深圳市、湖北省），变量*Treat*取值为0。*Post*为投服中心持股行权实施时间，本文定义2016年与2017年*Post*=1，由于2015年剧烈的股市波动和股灾对企业违规行为的影响很大（孟庆斌等，2018；梁上坤等，2020），因而为了能够更好地识别投服中心持股行权对企业违规的影响，本文定义2013年与2014年*Post*取值为0，同时在稳健性检验中考虑2015年重新进行回归检验。另外， u_i 为企业固定效应，控制企业非时变因素的影响， δ_t 和 η_k 分别表示时间与行业固定效应。

控制变量（*Control*）的设定参照已有文献（Khanna et al., 2015；孟庆斌等，2019；梁上坤等，2020），选取以下变量作为本文的控制变量：企业规模、财务杠杆、股票年收益率、托宾Q、成长性、前10大股东持股比例、董事会规模、独立董事比例、股票波动率、两职合一以及股票换手率。各变量的具体定义如表1所示。

表 1 变量定义

变量符号	变量名称	计算方法
<i>Penalty</i>	是否违规	某年内企业发生违规行为，则赋值为1，否则赋值为0
<i>Treat</i>	政策实施对象虚拟变量	上市企业处于投服中心试点省市时（广东省除深圳市、上海市、湖南省），取值为1，否则取值为0
<i>Post</i>	政策实施时间虚拟变量	当处于政策实施之后， <i>Post</i> 取值为1；当处于政策实施之前， <i>Post</i> 取值为0
<i>SIZE</i>	企业规模	企业年末总资产的自然对数
<i>LEV</i>	财务杠杆	总负债与总资产的比值
<i>Return</i>	股票年收益率	股票当年的收益率
<i>TQ</i>	托宾Q	企业市值与总资产的比值
<i>Growth</i>	成长性	营业收入增长率
<i>TOP10</i>	前10大股东持股比例	前10大股东持股数与总股数的比值
<i>BOARD</i>	董事会规模	董事会人数的自然对数
<i>Indep</i>	独立董事比例	独立董事人数与董事会总人数的比值
<i>Retvol</i>	股票波动率	股票日收益率的年度波动率
<i>DUAL</i>	两职合一	企业董事长和总理由一人兼任时取1，否则取0
<i>Turnover</i>	股票换手率	当年流通股的年换手率

四、实证结果分析

（一）描述性统计

表2是变量的描述性统计结果。结果显示，企业违规（*Penalty*）的均值为0.181，标准差为0.450，与现有文献所报告的大体相近；政策实施对象虚拟变量（*Treat*）的均值为0.463，标准差为0.499；政策实施时间虚拟变量（*Post*）的均值为0.536，标准差为0.499。其余控制变量的分布均在合理的范围之内，且与现有的研究成果相近，在此不再赘述。

表 2 描述性统计分析

变量	N	mean	sd	min	p50	max
<i>Penalty</i>	3942	0.181	0.450	0	0	1
<i>Treat</i>	3942	0.463	0.499	0	0	1
<i>Post</i>	3942	0.536	0.499	0	1	1
<i>SIZE</i>	3942	22.090	1.266	19.110	21.970	26.840
<i>LEV</i>	3942	0.417	0.206	0.053	0.405	1.189
<i>Return</i>	3942	0.126	0.491	-0.697	0.013	3.033
<i>TQ</i>	3942	2.433	2.063	0.122	1.878	11.970
<i>Growth</i>	3942	0.227	0.484	-0.671	0.136	3.216
<i>TOP10</i>	3942	57.480	14.880	22.490	58.240	90.970
<i>BOARD</i>	3942	2.125	0.195	1.609	2.197	2.708
<i>Indep</i>	3942	0.375	0.054	0.250	0.333	0.571
<i>Retvol</i>	3942	0.027	0.008	0.013	0.026	0.204
<i>DUAL</i>	3942	1.697	0.460	1	2	2
<i>Turnover</i>	3942	5.538	4.331	0.513	4.285	25.790

（二）基准回归：投服中心持股行权与企业违规

本文首先根据模型（1）对投服中心持股行权与企业违规的关系进行检验，回归结果如表3所示。在第1列中，为了检验投服中心持股行权对企业违规的直接影响，仅控制了行业、年份和企业固定效应，交乘项*Treat*×*Post*回归系数为-0.074，且在5%的水平上显著。在第2列中，在加入一系列控制变量后，交乘项*Treat*×*Post*的回归系数为-0.062，且依然在5%的水平上显著。由于本文同时控制了行业、年份和企业固定效应，导致虚拟变量*Post*在回归中已经被吸收。回归结果表明投服中心持股行权有助于抑制企业违规行为，研究假说得到验证。

（三）稳健性检验

1. 平行趋势检验

为了检验双重差分法的适用性，本文采用事件研究法进行平行趋势检验，处理组和对照组满足平行趋势是应用DID方法的重要前提。借鉴何慧华和方军雄（2021）、向元高和罗进辉（2022）的做法，具体如下：构建时期虚拟变量，将每个时期的虚

表 3 投服中心持股行权与企业违规

变量	(1)	(2)
	<i>Penalty</i>	<i>Penalty</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.074** (-2.49)	-0.062** (-2.09)
<i>Treat</i>	1.130*** (46.91)	1.113*** (26.48)
<i>SIZE</i>		0.116*** (4.04)
<i>LEV</i>		-0.147* (-1.77)
<i>Return</i>		-0.016 (-0.82)
<i>TQ</i>		0.011 (1.37)
<i>Growth</i>		0.006 (0.37)
<i>TOP10</i>		-0.002 (-1.53)
<i>BOARD</i>		-0.028 (-0.30)
<i>Indep</i>		-0.249 (-0.96)
<i>Retvol</i>		2.500* (1.77)
<i>DUAL</i>		-0.029 (-0.99)
<i>Turnover</i>		0.001 (0.28)
<i>Constant</i>	-0.224*** (-31.91)	-2.491*** (-3.75)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
N	3942	3942
adj. R ²	0.287	0.293

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为经过企业层面聚类调整的t值。后各表同。

拟变量与 *Treat* 交乘；若在 2014 年以前，变量 *before2* 取值为 1，否则取 0；若为 2015 年的样本，*before1* 取值为 1，否则为 0；若为 2016 年样本，*current* 取值为 1，否则为 0；若为 2017 年样本，*after1* 取值为 1，否则为 0。平行趋势检验结果如表 4 所示，*Treatbefore2* 和 *Treatbefore1* 的回归系数均不显著，说明在投服中心持股前，处理组与对照组中的企业违规行为没有明显差异。*Treatcurrent* 和 *Treatafter1* 的回归系数分别在 10% 和 5% 的水平上显著为负，说明投服中心持股行权以后，处理组中的企业违规行为明显下降。表 4 的结果表明平行趋势假定得以满足，这为双重差分估计的有效性提供了支持。

2. Placebo 检验

本文首先假设投服中心持股行权的时间提前 3 年，即在 2013 和 2014 年 *Post* 取值为 1，在 2011 和 2012 年 *Post* 取值为 0，重新回归结果如表 5 所示，*Treat × Post* 的回归系数在统计上不显著，说明假设投服中心持股行权提前没有对企业的违规行为产生影响。其次，为了减少其他不可观测因素对回归结果的影响，本文借鉴 Li et al. (2016)、刘慧龙等 (2022) 的做法，采用随机置换方法进行安慰剂检验。具体来说，将投服中心持股行权情况由计算机随机分配给各样本企业，再对随机顺序的投服中心持股行权与企业违规进行回归，为增强安慰剂检验的有效性，本文分别采用模型 (1) 重复进行 1000 次回归。图 1 为随机处理 1000 次后 *Treat × Post* 的回归系数的分布，可以发现 *Treat × Post* 的系数集中分布在 0 的附近，远高于估计的真实值 -0.062，说明本文的回归结果并不是由不可观测因素造成的，投服中心持股行权对企业违规的影响具有较高的可靠性。

表 4 平行趋势检验

变量	Penalty
<i>Treatbefore2</i>	-0.026 (-0.75)
<i>Treatbefore1</i>	-0.017 (-0.48)
<i>Treatcurrent</i>	-0.063* (-1.82)
<i>Treatafter1</i>	-0.082** (-2.38)
<i>SIZE</i>	0.114*** (5.37)
<i>LEV</i>	-0.095 (-1.41)
<i>Return</i>	-0.027* (-1.87)
<i>TQ</i>	0.013** (2.11)
<i>Growth</i>	0.001 (0.10)
<i>TOP10</i>	-0.002* (-1.71)
<i>BOARD</i>	-0.038 (-0.48)
<i>Indep</i>	-0.252 (-1.11)
<i>Retvol</i>	2.791*** (2.75)
<i>DUAL</i>	-0.012 (-0.54)
<i>Turnover</i>	-0.000 (-0.08)
<i>Constant</i>	-1.984*** (-4.02)
<i>Industry</i>	Yes
<i>Year</i>	Yes
<i>Firm</i>	Yes
N	4907
adj. R ²	0.315

表 5 Placebo 检验

变量	Penalty
<i>Treat × Post</i>	0.003 (0.11)
<i>Treat</i>	0.024 (0.10)
<i>SIZE</i>	-0.000 (-0.01)
<i>LEV</i>	-0.043 (-0.45)
<i>Return</i>	-0.014 (-0.76)
<i>TQ</i>	-0.004 (-0.51)
<i>Growth</i>	-0.036** (-2.38)
<i>TOP10</i>	0.000 (0.09)
<i>BOARD</i>	0.054 (0.54)
<i>Indep</i>	0.194 (0.64)
<i>Retvol</i>	1.919** (2.05)
<i>DUAL</i>	-0.072** (-2.25)
<i>Turnover</i>	0.006* (1.88)
<i>Constant</i>	0.115 (0.13)
<i>Industry</i>	Yes
<i>Year</i>	Yes
<i>Firm</i>	Yes
N	3421
adj. R ²	0.373

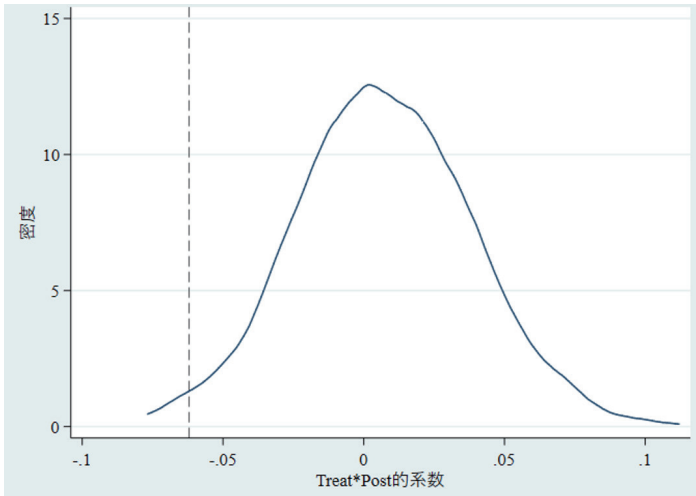


图 1 随机处理后 $Treat \times Post$ 的系数分布

表 6 稳健性检验

变量	(1)	(2)
	<i>Penalty</i>	<i>Penalty</i>
$Treat \times Post$	-0.047* (-1.74)	-0.062** (-2.09)
<i>Treat</i>	0.130 (0.77)	
<i>SIZE</i>	0.074*** (3.03)	0.116*** (4.04)
<i>LEV</i>	-0.098 (-1.17)	-0.147* (-1.77)
<i>Return</i>	0.017 (0.80)	-0.016 (-0.82)
<i>TQ</i>	0.005 (0.59)	0.011 (1.37)
<i>Growth</i>	-0.024 (-1.47)	0.006 (0.37)
<i>TOP10</i>	-0.002* (-1.70)	-0.002 (-1.53)
<i>BOARD</i>	0.021 (0.22)	-0.028 (-0.30)
<i>Indep</i>	0.043 (0.16)	-0.249 (-0.96)
<i>Retvol</i>	0.993 (0.71)	2.500* (1.77)
<i>DUAL</i>	-0.021 (-0.74)	-0.029 (-0.99)
<i>Turnover</i>	0.000 (0.07)	0.001 (0.28)
<i>Constant</i>	-1.314** (-2.27)	-1.976*** (-2.94)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
<i>Province</i>	No	Yes
N	3771	3942
adj. R^2	0.306	0.292

3. 更改对照组：稳健性检验

前文选取浙江、深圳、湖北3个地区的企业作为处理组。本文在此选择试点地区以外全部地区的上市企业作为对照组，然后根据得分按照最邻近匹配原则和1：2的配对比例对处理组和对照组进行匹配，在此基础上根据模型（1）重新进行回归。回归结果如表6第（1）列所示，交乘项 $Treat \times Post$ 的系数在10%的水平上显著为负。说明对照组的变更不影响投服中心持股行权与企业违规行为之间的关系，本文结论较为稳健。

4. 控制省份固定效应

为了进一步控制遗漏变量造成的偏差，排除地区宏观因素对结果的影响，本文在模型（1）的基础上进一步控制了省份固定效应。回归结果如表6第（2）列所示，结论不变。

5. 更改时间窗口

首先，前文为了避免2015年股市波动及股灾对企业违规行为的影响，把2015年排除在外，本文在此对包含2015年（定义2015年时 $Post$ 取值为0）重新进行回归。其次，由于投服中心在2017年5月完成

了对沪深两市上市企业股票的全面持股，因而为了使样本更加干净，删除2017年的样本重新进行回归。回归结果如表7所示，结论依然稳健。

表 7 更改时间窗口

变量	包含2015年	删除2017年
	<i>Penalty</i>	<i>Penalty</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.060** (-2.31)	-0.051* (-1.68)
<i>Treat</i>	1.105*** (30.77)	0.057*** (2.76)
<i>SIZE</i>	0.113*** (4.17)	0.085*** (3.11)
<i>LEV</i>	-0.099 (-1.36)	-0.091* (-1.84)
<i>Return</i>	-0.027* (-1.84)	-0.012 (-0.60)
<i>TQ</i>	0.013* (1.84)	-0.001 (-0.29)
<i>Growth</i>	0.002 (0.14)	-0.001 (-0.66)
<i>TOP10</i>	-0.002 (-1.44)	-0.002 (-1.63)
<i>BOARD</i>	-0.045 (-0.55)	0.073 (0.66)
<i>Indep</i>	-0.264 (-1.16)	-0.349 (-1.10)
<i>Retvol</i>	2.770*** (2.89)	1.261** (2.34)
<i>DUAL</i>	-0.015 (-0.57)	-0.026 (-0.81)
<i>Turnover</i>	-0.000 (-0.11)	0.007** (2.38)
<i>Constant</i>	-2.463*** (-3.91)	-1.479** (-2.31)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
N	4907	2730
adj. R ²	0.312	0.315

注：括号内为经过企业层面聚类调整的z值。

6. 更换回归模型

针对虚拟变量企业违规（*Penalty*），前文为了同时控制企业、行业和时间固定效应，未使用Probit和Logit模型进行回归，在此分别使用Probit和Logit回归进行估计。回归结果如表8所示，结论不变。

7. 更换被解释变量

参考孟庆斌等(2018)和梁上坤等(2020)的做法,使用违规次数(*Fraud_freq*)度量企业的违规行为,重新回归的结果如表9所示,结论不变。

表 8 更换回归模型

变量	Probit回归	Logit回归
	<i>Penalty</i>	<i>Penalty</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.169* (-1.92)	-0.291* (-1.95)
<i>Treat</i>	0.182*** (2.71)	0.312*** (2.69)
<i>Post</i>	0.456*** (5.39)	0.757*** (5.30)
<i>SIZE</i>	-0.084*** (-3.01)	-0.134*** (-2.84)
<i>LEV</i>	0.589*** (4.52)	0.989*** (4.52)
<i>Return</i>	-0.072 (-1.19)	-0.125 (-1.21)
<i>TQ</i>	-0.001 (-0.04)	0.001 (0.02)
<i>Growth</i>	0.121*** (2.73)	0.203*** (2.75)
<i>TOP10</i>	-0.008*** (-5.16)	-0.014*** (-5.11)
<i>BOARD</i>	-0.355** (-2.42)	-0.626** (-2.52)
<i>Indep</i>	-1.783*** (-3.48)	-3.064*** (-3.47)
<i>Retvol</i>	19.861*** (4.06)	33.178*** (4.02)
<i>DUAL</i>	-0.046 (-0.95)	-0.085 (-1.05)
<i>Turnover</i>	-0.006 (-0.86)	-0.010 (-0.89)
<i>Constant</i>	2.660*** (3.62)	4.425*** (3.55)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
N	3942	3942
Pseudo R ²	0.053	0.053

注:括号内为经过企业层面聚类调整的z值。

表 9 更换被解释变量

变量	<i>Fraud_freq</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.160** (-2.05)
<i>Treat</i>	1.998*** (18.80)
<i>SIZE</i>	0.302*** (3.97)
<i>LEV</i>	-0.285 (-0.93)
<i>Return</i>	-0.061 (-1.32)
<i>TQ</i>	0.014 (0.65)
<i>Growth</i>	0.026 (0.55)
<i>TOP10</i>	-0.005 (-1.36)
<i>BOARD</i>	0.039 (0.15)
<i>Indep</i>	-0.402 (-0.49)
<i>Retvol</i>	1.858 (0.43)
<i>DUAL</i>	0.024 (0.35)
<i>Turnover</i>	0.007 (0.89)
<i>Constant</i>	-6.676*** (-3.70)
<i>Industry</i>	Yes
<i>Year</i>	Yes
<i>Firm</i>	Yes
N	3942
adj. R ²	0.381

五、进一步分析

（一）作用渠道检验

前文的实证结果基本明确了投服中心持股行权能够发挥公司治理效应，从而有效地降低企业的违规行为。那么，二者之间具体的作用渠道是什么？为此，本文进一步考察投服中心持股行权和企业违规之间的影响机制。

根据前文的理论分析，本文预期投服中心持股行权一是通过改善企业内部信息环境从而负向影响企业违规行为，二是通过抑制大股东掏空行为降低企业违规行为。具体而言，投服中心有动力和能力监督上市企业的行为，提升上市企业的违规成本，直接和间接对企业产生巨大的威慑效应，发挥公司治理作用，改善企业的内部信息环境，从而抑制企业的违规行为。同时，我国上市企业股权高度集中，大股东对企业的决策具有重要的影响力，企业决策往往体现为大股东的意志。因此，大股东自利行为会对企业违规行为产生重要影响（Chen et al., 2016），例如企业的关联交易、信息披露等违规行为多与大股东相关（李文贵和邵毅平，2022）。而投服中心持股行权能够发挥有效的监管治理作用，抑制大股东的掏空行为，降低企业违规的倾向。借鉴孟庆斌等（2018）和易志高等（2019）的做法，使用企业过去三年操纵性应计绝对值之均值（*Opaque*）衡量企业的内部信息环境，*Opaque*的值越小，代表企业内部信息环境越好。借鉴Jiang等（2010）和黄泽悦等（2022）的做法，采用其他应收款占总资产的比重（*TUNNELING*）作为大股东掏空的度量指标。为了检验投服中心持股行权抑制企业违规行为的作用机制，本文构建如下模型：

$$Opaque / TUNNELING = \lambda_0 + \lambda_1 Treat \times Post + \lambda_2 Treat + \lambda_3 Post + \sum Control + u_i + \delta_t + \eta_s + \varepsilon \quad (2)$$

模型（2）的回归结果如表10所示，无论被解释变量是内部信息环境（*Opaque*）还是大股东掏空（*TUNNELING*），交乘项 *Treat* × *Post* 的回归系数均在5%的水平上显著为负，说明投服中心持股行权对公司治理产生了积极的作用，改善了企业的内部信息环境，抑制了大股东的掏空行为。也就是说，改善内部信息环境和抑制大股东掏空是投服中心持股行权抑制企业违规行为的重要作用机制。

（二）基于违规处罚程度的分析

借鉴曹春方等（2017）的做法，将上市企业违规样本分为严重违规和一般违规两种类型，虚构利润、虚列资产、虚假记载、重大遗漏、内幕交易等属于严重违规，除上述违规类型以外的其他行为属于一般违规。设置变量 *FdegreeH* 和 *FdegreeL*，如果企业当年发生严重违规 *FdegreeH* 取1，否则取0；如果企业当年发生一般违规 *FdegreeL* 取1，否则取0。表11是投服中心持股行权对不同处罚程度违规的回归结果。当因变量为严重违规（*FdegreeH*）时，*Treat* × *Post* 的系数在5%的水平上显著为负，说明投服中心持股行权能够显著降低企业的严重违规行为；当因变量为一般违规（*FdegreeL*）时，*Treat* × *Post* 的系数为负，但在统计上并不显著，说明投服中心持股行权对企业的一般

违规行为影响并不明显。总体而言,投服中心持股行权对不同处罚程度的违规具有不同的抑制作用。

表 10 作用渠道检验

变量	(1)	(2)
	<i>Opaque</i>	<i>TUNNELING</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.011** (-1.97)	-0.003** (-2.21)
<i>Treat</i>	0.008 (0.08)	0.018*** (8.28)
<i>SIZE</i>	0.020*** (3.94)	0.001 (0.54)
<i>LEV</i>	0.081*** (4.86)	0.010* (1.81)
<i>Return</i>	-0.004 (-1.05)	-0.001 (-0.80)
<i>TQ</i>	0.003** (2.00)	0.000 (0.43)
<i>Growth</i>	0.008** (2.41)	-0.001 (-0.70)
<i>TOP10</i>	0.000 (1.33)	0.000 (0.55)
<i>BOARD</i>	-0.006 (-0.30)	0.001 (0.13)
<i>Indep</i>	-0.039 (-0.68)	-0.002 (-0.17)
<i>Retvol</i>	0.191 (0.60)	-0.114 (-1.11)
<i>DUAL</i>	0.002 (0.28)	-0.000 (-0.18)
<i>Turnover</i>	0.001 (1.64)	-0.000 (-0.26)
<i>Constant</i>	-0.405*** (-3.26)	-0.013 (-0.35)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
N	3942	3941
adj. R ²	0.533	0.485

表 11 基于违规处罚程度的分析

变量	<i>FdegreeH</i>	<i>FdegreeL</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.062** (-2.40)	-0.029 (-1.29)
<i>Treat</i>	1.047*** (25.67)	0.394*** (11.24)
<i>SIZE</i>	0.091*** (3.30)	0.044* (1.86)
<i>LEV</i>	-0.106 (-1.23)	0.026 (0.38)
<i>Return</i>	-0.002 (-0.12)	-0.007 (-0.48)
<i>TQ</i>	0.003 (0.33)	0.002 (0.32)
<i>Growth</i>	-0.003 (-0.18)	0.001 (0.07)
<i>TOP10</i>	-0.001 (-0.52)	-0.001 (-1.23)
<i>BOARD</i>	0.060 (0.68)	-0.087 (-1.14)
<i>Indep</i>	0.007 (0.03)	-0.272 (-1.13)
<i>Retvol</i>	3.291*** (2.76)	-1.460 (-1.48)
<i>DUAL</i>	-0.022 (-0.81)	-0.005 (-0.25)
<i>Turnover</i>	-0.002 (-0.69)	0.003 (1.22)
<i>Constant</i>	-2.406*** (-3.76)	-0.662 (-1.21)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
N	3942	3942
adj. R ²	0.197	0.240

(三) 基于内部控制水平差异的分析

已有研究表明改善内部治理环境有助于抑制企业违规行为 (Shleifer & Vishny, 1986; Dechow et al., 2011)。那么, 企业内部控制质量的差异是否会影响投服中心持股行权与企业违规行为之间的关系? 借鉴魏志华等 (2022) 的做法, 本文使用迪博数据库中的中国上市公司内部控制指数作为内控质量的代理变量, 根据内控指数中位数, 将样本分为内控质量较高组和内控质量较低组, 然后对模型进行分组回归检验, 结果如表12所示。表中可以看出, 在内控质量较高组, $Treat \times Post$ 的回归系数为负, 但是在统计上不显著; 在内控质量较低组, $Treat \times Post$ 的回归系数在5%的水平上显著为负, 这表明在内部控制水平较低时投服中心持股行权对企业违规的治理效应更为显著, 亦即改善内部控制弱化了投服中心持股行权对企业违规行为的治理效应。

表 12 基于内部控制水平差异的分析

变量	内控质量较高	内控质量较低
	<i>Penalty</i>	<i>Penalty</i>
$Treat \times Post$	-0.003 (-0.09)	-0.109** (-2.51)
$Treat$	0.031 (1.19)	0.095*** (2.65)
$SIZE$	-0.008 (-0.72)	0.001 (0.08)
LEV	0.110 (1.58)	0.200*** (2.80)
$Return$	-0.023 (-0.96)	-0.026 (-0.82)
TQ	0.004 (0.48)	0.007 (0.83)
$Growth$	0.038* (1.72)	0.078*** (3.37)
$TOP10$	-0.003*** (-3.53)	-0.002** (-1.98)
$BOARD$	-0.078 (-1.07)	-0.141* (-1.82)
$Indep$	-0.647*** (-2.93)	-0.391 (-1.50)
$Retvol$	4.726*** (3.65)	8.761*** (3.46)
$DUAL$	-0.006 (-0.25)	-0.024 (-0.91)
$Turnover$	0.000 (0.03)	-0.001 (-0.17)
$Constant$	0.759*** (2.80)	0.547 (1.31)
$Industry$	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes
$Firm$	Yes	Yes
N	1973	1969
adj. R^2	0.052	0.045

(四) 基于产权性质差异的分析

在我国特殊的产权制度背景下,投服中心持股行权对企业违规的影响是否会因产权性质差异而有所不同?现有的治理机制对具有行政身份的国企高管发挥有效治理和监督的作用较弱(陈仕华等,2014),这就导致国企相对于非国企的信息透明度更低(王化成和佟岩,2006)。根据前文分析,投服中心持股行权能够通过改善企业内部信息环境发挥治理效应从而加强对企业行为的监督,为此进一步检验在不同的产权性质下,投服中心持股行权对企业违规的影响效果是否存在差异。分组回归结果如表13所示,从表中可以看出,相比于非国有企业,在国有企业中投服中心持股行权对企业违规的治理效应更为显著,与理论预期一致。

表 13 基于产权性质差异的分析

变量	国企	非国企
	<i>Penalty</i>	<i>Penalty</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.084* (-1.87)	-0.033 (-0.88)
<i>Treat</i>	0.061* (1.69)	0.084*** (2.73)
<i>SIZE</i>	-0.014 (-0.95)	-0.009 (-0.64)
<i>LEV</i>	0.100 (1.37)	0.262*** (3.73)
<i>Return</i>	0.039 (1.09)	-0.048** (-2.23)
<i>TQ</i>	-0.003 (-0.36)	0.005 (0.67)
<i>Growth</i>	-0.002 (-0.05)	0.036** (1.97)
<i>TOP10</i>	-0.002** (-2.24)	-0.003*** (-3.32)
<i>BOARD</i>	0.078 (0.87)	-0.118 (-1.55)
<i>Indep</i>	-0.418* (-1.95)	-0.539** (-2.23)
<i>Retvol</i>	2.515 (0.79)	6.493*** (3.94)
<i>DUAL</i>	-0.003 (-0.08)	0.010 (0.44)
<i>Turnover</i>	0.011* (1.91)	-0.004 (-1.48)
<i>Constant</i>	0.455 (1.28)	0.819** (2.17)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
N	1161	2781
adj. R^2	0.047	0.051

(五) 基于外部监督水平差异的分析

通常来说,薄弱的外部监督机制增加了企业违规机会,而外部监督主体通过介入企业治理或完善信息环境来发挥违规治理作用,增加企业的违规成本,使得违规者受到震慑。在此本文分析企业外部监督水平的差异是否会影响投服中心持股行权与企业违规行为之间的关系。媒体在信息获取、声誉激励机制的作用下可以有效识别和发现企业欺诈行为,从而发挥外部监督作用(Dyck et al., 2010; 李培功和沈艺峰, 2010)。因而本文用媒体监督衡量企业的外部监督水平。和投服中心持股行权作用相似,媒体外部监督与投服中心持股行权应体现相互替代的效应。根据CNRDS提供的报刊财经新闻量化统计构造媒体监督指标,在此基础上根据媒体监督指标中位数,将样本分为媒体监督较强组与较弱组,然后对模型进行分组回归检验。回归结果如表14所示,从中可以看出,当企业面临的媒体监督较弱时,投服中心持股行权对企业违规的治理效应更为明显。这也从另一个方面说明了较强的媒体监督使得投资者保护措施的实施更加到位。

表 14 基于外部监督水平差异的分析

变量	媒体监督较强	媒体监督较弱
	<i>Penalty</i>	<i>Penalty</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.007 (-0.17)	-0.094** (-2.22)
<i>Treat</i>	0.057* (1.88)	0.072** (2.06)
<i>SIZE</i>	-0.039*** (-3.10)	0.007 (0.35)
<i>LEV</i>	0.215*** (2.83)	0.159** (2.21)
<i>Return</i>	-0.043* (-1.84)	0.004 (0.12)
<i>TQ</i>	-0.003 (-0.35)	0.009 (1.13)
<i>Growth</i>	0.029 (1.31)	0.048** (2.12)
<i>TOP10</i>	-0.004*** (-4.64)	-0.001 (-0.94)
<i>BOARD</i>	-0.010 (-0.14)	-0.254*** (-3.12)
<i>Indep</i>	-0.481** (-2.11)	-0.692*** (-2.62)
<i>Retvol</i>	7.260*** (3.01)	3.964*** (2.71)
<i>DUAL</i>	-0.010 (-0.40)	-0.019 (-0.75)
<i>Turnover</i>	0.001 (0.30)	-0.004 (-1.27)
<i>Constant</i>	1.272*** (4.30)	0.831* (1.78)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
N	2009	1933
adj. R ²	0.068	0.046

六、结论

本文以沪深两市A股上市企业为研究样本,考察了投服中心持股行权对企业违规行为的影响。实证结果表明,投服中心持股行权有助于挤压企业违规空间,改善公司治理,从而有效抑制企业违规行为,在一系列稳健性检验后本文的研究结论依然是稳健的。作用渠道检验表明,改善内部信息环境和抑制大股东掏空是投服中心持股行权抑制企业违规行为的重要作用机制。基于违规处罚程度的分析表明,投服中心持股行权显著降低了企业的严重违规行为,对企业的一般违规行为影响并不明显。基于内部控制水平差异的分析表明,投服中心持股行权对企业违规的治理效应在内控质量较低时更为明显。基于产权性质差异的分析表明,在国有企业中投服中心持股行权对企业违规的治理效应更为明显。基于外部监督水平差异的分析表明,当企业面临的媒体监督较弱时,投服中心持股行权对企业违规的治理效应更为明显。

我国政府相关部门高度重视中小投资者合法权益的保护工作,进而促成了以证监会为主导的投服中心的成立,这是中小股东参与公司治理的一项创新性举措。投服中心通过持股行权可以对企业产生巨大的威慑效应,同时吸引媒体、分析师以及投资者等的关注,从而发挥公司治理作用。本文从企业违规的视角为投服中心持股行权的有效性提供了进一步的经验证据,说明在资本市场中,投服中心持股行权已经成为行政监管等外部监管以外的有益补充。

本文的研究具有一定的政策启示意义:中小投资者保护一直是资本市场关注的焦点,具有官方背景的投资者保护机构能够发挥公司治理的作用,消除中小投资者在获取企业信息上的壁垒,达到监督企业行为的目的,投服中心持股行权作为一项有效的外部治理机制,其作用应该受到充分重视。政府监管部门要继续改善中小投资者在与上市企业博弈中的不利地位,提高其在企业运营管理中的话语权,推动公司治理机制的创新,完善法律法规等制度体系的建设,提高与增强中小投资者的认识与信心。

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] 陈克兢,熊熊,杨国超,张维.投服中心行权与投资者信息劣势缓解:基于股价崩盘的视角[J].世界经济,2022(9): 204-228.
- [3] 陈仕华,姜广省,李维安,王春林.国有企业纪委的治理参与能否抑制高管私有收益?[J].经济研究,2014(10): 139-151.
- [4] 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(6): 142-158.
- [5] 郭雳.作为积极股东的投资者保护机构——以投服中心为例的分析[J].法学,2019(8): 148-159.
- [6] 何慧华,方军雄.监管型小股东的治理效应:基于财务重述的证据[J].管理世界,2021(12): 176-195.
- [7] 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(4): 159-185.
- [8] 李培功,沈艺峰.媒体的公司治理作用:中国的经验证据[J].经济研究,2010(4): 14-27.

- [9] 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(6):171-192.
- [10] 刘慧龙,张玲玲,谢婧.税收征管数字化升级与企业关联交易治理[J].管理世界,2022(6):158-176.
- [11] 刘馨茗,吴浩翔,胡锋,王佳妮.中小投资者行权会影响审计费用吗?——基于多时点双重差分模型的实证研究[J].审计研究,2021(6):80-89.
- [12] 李文贵,邵毅平.监管信息公开与上市公司违规[J].经济管理,2022(2):141-158.
- [13] 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(3):116-129.
- [14] 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(6):89-105.
- [15] 王化成,佟岩.控股股东与盈余质量——基于盈余反应系数的考察[J].会计研究,2006(2):66-74+97.
- [16] 魏志华,王孝华,蔡伟毅.税收征管数字化与企业内部薪酬差距[J].中国工业经济,2022(3):152-170.
- [17] 向元高,罗进辉.富豪榜与民营企业税收规避[J].经济学(季刊),2022(1):197-216.
- [18] 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(1):69-87.
- [19] 熊家财,童大铭.投服中心与投资者保护:来自信息披露的证据[J].江西财经大学学报,2022(1):32-46.
- [20] 徐细雄,占恒,李万利.卖空机制、双重治理与公司违规——基于市场化治理视角的实证检验[J].金融研究,2021(10):190-206.
- [21] 易志高,李心丹,潘子成,茅宁.公司高管减持同伴效应与股价崩盘风险研究[J].经济研究,2019(11):54-70.
- [22] 张学志,李灿权,周梓洵.员工持股计划、内部监督与企业违规[J].世界经济,2022(3):185-211.
- [23] 郑国坚,张超,谢素娟.百股义士:投服中心行权与中小投资者保护——基于投服中心参与股东大会的研究[J].管理科学学报,2021(9):38-58.
- [24] 郑建明,黄晓蓓,张新民.管理层业绩预告违规与分析师监管[J].会计研究,2015(3):50-56+95.
- [25] 周开国,应千伟,钟畅.媒体监督能够起到外部治理的作用吗?——来自中国上市公司违规的证据[J].金融研究,2016(6):193-206.
- [26] Chen, J., D. Cumming, W. Hou, et al., “Does the External Monitoring Effect of Financial Analysts Deter Corporate Fraud in China?”, *Journal of Business Ethics*, 2016, 134(4): 727-742.
- [27] Chen, J., D. Cumming, W. Hou, et al., “CEO Accountability for Corporate Fraud: Evidence from the Split Share Structure Reform in China”, *Journal of Business Ethics*, 2016, 138(4): 787-806.
- [28] Dechow, P. M., W. Ge, C. R. Larson, et al., “Predicting Material Accounting Misstatements”, *Contemporary Accounting Research*, 2011, 28(1): 17-82.
- [29] Dyck, A., A. Morse, L. Zingales, “Who Blows the Whistle on Corporate Fraud?”, *The Journal of Finance*, 2010, 65(6): 2213-2253.
- [30] Jiang, G., C. M. C. Lee, H. Yue, “Tunneling through Intercompany Loans: The China Experience”, *Journal of Financial Economics*, 2010, 98(1): 1-20.
- [31] Khanna, V., E. H. Kim, Y. A. O. Lu, “CEO Connectedness and Corporate Fraud”, *The Journal of Finance*, 2015, 70(3): 1203-1252.
- [32] Li, P., Y. Lu, J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123:18-37.
- [33] Shi, W., B. L. Connelly, R. E. Hoskisson, “External Corporate Governance and Financial Fraud: Cognitive Evaluation Theory Insights on Agency Theory Prescriptions”, *Strategic Management Journal*, 2017, 38(6): 1268-1286.
- [34] Shleifer, A., R. W. Vishny, “Large Shareholders and Corporate Control”, *Journal of Political Economy*, 1986, 94(3): 461-488.
- [35] Wang, T. Y., A. Winton, X. Yu, “Corporate Fraud and Business Conditions: Evidence from IPOs”, *The Journal of Finance*, 2010, 65(6): 2255-2292.

【作者简介】张焰朝：河南财经政法大学会计学院讲师，管理学博士。研究方向：公司治理、资本市场财务与会计。

杨金凤（通信作者）：山东建筑大学商学院副教授，管理学博士。研究方向：信息披露、注册会计师审计与社会责任。

Can China Securities Investor Services Center's Shareholding Exercise Restrain Corporate Fraud? Evidence from Quasi-natural Experiments

ZHANG Yan-chao¹ & YANG Jin-feng²

(1.School of Accounting, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450046, China; 2. School of Business, Shandong Jianzhu University, Jinan 250101, China)

Abstract: The protection of small and medium investors has always been the focus of the capital market. Can the investor protection institutions with official background eliminate the barriers for small and medium investors to obtain corporate information and achieve the purpose of supervising corporate behavior? Taking A-share listed enterprises as the research object, this paper uses the differential model to investigate the governance effect of investor service center's shareholding exercise on corporate violations. It is found that the shareholding and exercise of the investor service center has a significant inhibitory effect on the illegal behavior of enterprises. The function channel test shows that the shareholding exercise of investor service center reduces the tendency of enterprises to violate rules by improving the internal information environment of enterprises and restraining the hollowing out of major shareholders. Further analysis shows that: the shareholding and exercise rights of investor service center significantly reduce the serious violations of enterprises, but have no obvious impact on the general violations of enterprises; The governance effect of investor and service center's shareholding and exercise on enterprise violation is more obvious in enterprises with low internal control quality, state-owned enterprises and enterprises with weak media supervision. The research shows that as an effective corporate governance mechanism, the shareholding and exercise of investor services center can have a deterrent effect on enterprises and exert the effect of supervision and governance. It has become a useful supplement to administrative supervision and other external supervision.

Keywords: China securities investor services center; investor protection; internal information environment; corporate fraud

（责任编辑：吴素梅）