

# 中小投资者保护制度创新与资本市场定价 效率提升

——基于投服中心行权的证据

陈克兢 熊 熊 杨国超 张 维\*

**摘要:** 本文手工收集投服中心行权的数据, 考察投服中心行权对资本市场定价效率的影响。研究发现, 投服中心行权有助于提升资本市场定价效率。当投服中心以参加股东大会、重大资产重组媒体说明会和网上问询等方式行权时, 以及投服中心行权问题和上市公司回复的信息含量越高时, 投服中心行权的作用也越大。投服中心行权通过信息渠道和治理渠道来影响资本市场定价效率。本文证实了中小投资者保护制度创新对于资本市场高质量发展的积极意义。

**关键词:** 投服中心行权; 投资者保护; 定价效率

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2023.06.14

## 一、引 言

投资者保护是资本市场监管的永恒话题, 特别是在投资者法律保护薄弱的新兴市场国家, 如何保护中小投资者利益始终是学术界和监管层面临的重要议题 (La Porta et al., 2000)。根植于转轨经济的中国资本市场, 控股股东“一股独大”是上市公司最基本的治理特征, 也是中国投资者保护理论与实践所面临的核心难题 (白重恩等, 2005)。具体地, “一股独大”的股权结构会造成大股东经常侵占中小股东利益 (Shleifer and Vishny, 1997), 其根源在于“一股独大”的股权结构会导致独立董事和专业委员会等内部治理机制形同虚设 (王跃堂等, 2006; 叶康涛等, 2007)。与此同时, 当内部治理机制失效时, 本希望能通过外部治理机制发挥有效监督作用的资本市场环境却并未形成 (杨国超, 2020)。在这样的内外部治理困境中, 中小股东利益自然难以得到有效保护。然而, 问题的根源并非“一股独大”现象。Stulz (2005) 曾指出, 在投资者保护薄弱的国家中, “一股独大”的股权结构反而有助于保护股东产权, 避免非市场化的行政干预。

\* 陈克兢, 东北财经大学会计学院、中国内部控制研究中心; 熊熊, 天津大学复杂管理系统实验室、天津大学管理与经济学部; 杨国超, 中南财经政法大学会计学院、收入分配与现代财政学科创新引智基地; 张维, 天津大学复杂管理系统实验室、天津大学管理与经济学部。通信作者及地址: 熊熊, 天津市南开区卫津路 92 号天津大学管理与经济学部, 300072; 电话: (022) 27403197; E-mail: xxpeter@tju.edu.cn。感谢国家自然科学基金项目 (72141304)、国家社会科学基金重点项目 (22AGL013、21AGL010)、国家社会科学基金一般项目 (23BGL114)、教育部人文社会科学研究规划基金项目 (22YJA630006)、高等学校学科创新引智基地 (B20084; B21038) 的资助, 感谢匿名评审专家的宝贵意见, 当然文责自负。

因此,监管的目标并不是“消灭”大股东,而是通过强化外部治理机制使大股东难以侵占中小股东利益。然而,如何既能实现保护大股东管理公司的权利,又能有效约束其侵占中小股东利益的行为,就成为监管的两难选择。

仅仅依赖中小股东对大股东进行监督几乎难以达到预期目标。具体地,中小股东对公司治理往往表现出“理性冷漠”(孔东民等,2012),更愿意选择“搭便车”或者“用脚投票”。只有在切身利益受到威胁时才愿意捍卫自身权益(郑志刚等,2019),例如通过网络投票和股吧等方式来参与公司治理(黎文靖和孔东民,2013;江轩宇等,2021)。然而,有文献认为中小股东“用手投票”和“用嘴投票”也未必就能改善公司治理(Leung and Ton, 2015; 孔东民和刘莎莎,2017)。同时,由于存在专业能力不足、治理角色定位不当、短期偏好和利益联盟不稳定等固有局限,中小股东掌握公司控制权容易造成公司治理和经营的混乱(Bainbridge, 2006; Listokin, 2010; 郑国坚等,2016)。由此可知,中小股东的“不作为”和“乱作为”均难以改变其面临的治理困境。

然而,与普通的中小股东不同,当具有公共职能的公益股东参与公司治理实践时,情况可能会有所不同。公益股东是指不以营利和获取其他经济利益为目的,而仅为中小投资者提供公益性服务的股东。在传统的投资者保护体系中,证监会、交易所、行业协会等公共机构通常采用行政监管或自律管理等外部监管手段来督促公司规范运作,发挥了一定的监督作用(陈运森等,2021; 李晓溪等,2019)。与这些传统的监管手段不同,中证中小投资者服务中心(以下简称“投服中心”)兼具公共机构和公益股东的双重属性,集监管职能和市场职能于一身。投服中心以持有上市公司100股股东的身份来行使股东权利,通过发挥“小股东积极主义”来提高上市公司内部治理和规范运作水平。投服中心行权既是政府监管机制的有益补充和延伸,又是“股东积极主义”的延续和升级,已成为中国上市公司治理领域不可忽视的新现象,为学术界考察中国特色中小投资者保护创新机制的政策效果提供了一个难得的契机。

围绕投服中心的作用,辛宇等(2020)探讨了投服中心在证券支持诉讼中扮演的角色,陈运森等(2021)检验了投服中心向市场传递利空信号而产生的信息含量,上述研究更多地围绕投服中心本身来探讨其作用机理和信息含量问题。然而,监管层之所以赋予投服中心特殊角色,其根本目的是希望通过拥有政府背景的小股东更好地改善上市公司信息披露质量,减少内部人通过信息优势攫取私有收益的现象,从实质上提高资本市场信息效率。作为反映资本市场定价效率的重要指标,股价同步性一直是财务与金融领域广泛关注的热点话题(Morck et al., 2000; 游家兴等,2006)。相对于成熟资本市场,新兴资本市场国家产权保护制度薄弱,公司私有信息融入股价的程度较低,导致市场资源配置效率低下(Morck et al., 2000; Gul et al., 2010)。在这样特殊的制度背景下,通过创新投资者保护机制来提升资本市场信息效率已经成为我国金融改革的当务之急。鉴于此,本文从股价同步性的角度检验投服中心行权对资本市场定价效率的影响,试图回答投服中心是否实现了监管层的预期目标的问题。

本文研究贡献如下:首先,本文分析了一个新兴资本市场国家所独有的投资者保护机制,证实了投服中心行权在维护中小投资者权益方面的积极作用。中小股东维权既没有信息优势又没有成本优势(孔东民等,2012; 孔东民和刘莎莎,2017),因此单纯地

依赖中小股东对上市公司进行监督几乎不可能。本研究表明，作为一种兼具监管职能和市场职能的投资者保护机制，投服中心行权可以有效地突破小股东“搭便车”和监管成本高的难题，本文拓展了新兴市场国家中小投资者保护相关理论文献，为投服中心行权这一中国特色中小投资者保护制度的推行提供了新的经验证据。

其次，本文提供了投服中心发挥“小股东积极主义”的经验证据，拓展了“股东积极主义”文献体系。现有文献证实机构投资者在公司治理和决策中发挥着积极的作用（Becht et al., 2017），而中小投资者参与公司治理和决策却会损害公司价值（Listokin, 2010；郑国坚等，2016）。不同于传统的中小投资者，投服中心具有监管职能和市场职能，并不存在“搭便车”问题。因此，投服中心有动机和能力发挥“小股东积极主义”的治理作用，有效地避免了传统中小投资者面临的“集体行动困境”。本文证实公益性投资者保护机构可以有效地发挥“小股东积极主义”，这对现有“股东积极主义”文献形成有益的补充。

## 二、理论分析与研究假设

由于预期的行权成本远大于行权收益，中小投资者在公司治理中往往表现得较为“冷漠”（孔东民等，2012）。作为专业的投资者保护机构，投服中心虽然仅持有100股股票，但是凭借特殊的监管背景和专业的维权水平，其参与公司治理的动机和能力强于普通的中小投资者。投服中心是证监会牵头成立的公益性投资者保护机构，肩负着保护中小投资者合法权益的重任。投服中心行权的成本会远小于给广大中小投资者带来的收益，这有效避免了普通中小投资者行权时面临的“集体行动困境”。同时，凭借特殊的监管身份，投服中心持有的100股股票所发挥的作用远大于普通的中小投资者。基于信息不对称理论和公司治理理论，本文认为投服中心有较强的动机和能力提升资本市场定价效率，主要通过如下渠道来实现。

### （一）信息渠道

投服中心行权可以通过信息渠道增加公司特质信息数量，进而提高资本市场定价效率。依据法律法规赋予股东的查阅权、建议权、质询权、表决权等，投服中心通过参加股东大会、重大资产重组说明会、投资者说明会、业绩说明会等以及公开发声、网上问询等方式行使权利，要求上市公司就经营决策和公司治理相关问题进行信息反馈和披露。考虑到投服中心的特殊身份，上市公司往往会对投服中心提出的问题予以积极的回复，此时就会披露更多的公司特质信息。投服中心行权会促使企业完善自身的信息披露，提高信息供给数量和质量，进而有助于降低股价同步性。同时，资本市场信息中介对被行权公司的关注有助于促进股票价格包含更多的公司特质信息（张维和张永杰，2006；Kim and Shi, 2012），降低股价同步性。由于投服中心行权事项涉及公司的负面信息，因此会引发媒体、分析师和投资者的广泛关注。投服中心行权时提出的问题往往具有较强的针对性，在一定程度上可以帮助媒体、分析师和投资者等资本市场信息中介提高信息解读效率，促进市场对信息的吸收和消化，有助于资本市场定价效率的提升。另外，较低的信息搜寻成本会促进资本市场信息中介将公司特质信息融入股价（Jin and

Myers, 2006; 游家兴等, 2006; 陈克兢等, 2021a)。投服中心行权会降低资本市场信息中介的信息搜寻成本, 进而有助于提升资本市场定价效率。整体而言, 投服中心行权可以改善公司信息披露, 促使上市公司披露更多的特质信息, 提升资本市场定价效率。

## (二) 治理渠道

投服中心行权还可以通过治理渠道来提升公司特质信息质量, 间接地提高股价信息含量, 提高资本市场定价效率。薄弱的公司治理会诱使内部人隐藏公司特质信息来掩饰私利行为 (Fan and Wong, 2002; Hutton et al., 2009), 这会增加投资者搜集信息的难度和成本, 降低投资者进行知情交易的意愿。同时, 低质量的信息披露无法向市场传递真实的公司特质信息, 不利于减少外部投资者吸收的公司特有风险, 最终导致股价波动所反映的公司特质信息含量降低 (Jin and Myers, 2006)。良好的公司治理机制安排会促使股价吸收更多的公司特质信息, 减少股价变动的同步性 (Gul et al., 2010)。投服中心行权可以对公司章程、信息披露、内部控制、违规违法等公司治理问题进行监督, 督促上市公司完善治理结构, 提升上市公司治理水平。同时, 投服中心还可以通过证券支持诉讼来改善虚假陈述案件的赔偿机制, 进而提高上市公司信息披露的违规成本 (辛宇等, 2020)。投服中心行权的治理效应有助于促使上市公司披露高质量的特质信息, 提高投资者进行知情交易的意愿。投服中心行权可以改善公司治理, 抑制内部人侵占问题。由于预期自身利益被内部人侵占的可能性降低, 资本市场中投资者基于私有信息交易的动机会增强, 这些套利行动有助于股价对公司特质信息的吸收 (Morck et al., 2000)。同时, 高质量的公司特质信息还可以降低投资者的信息搜集成本, 提高信息的决策有用性, 有助于增加股价中公司特质信息的含量。整体而言, 投服中心行权可以通过改善公司治理的途径来提高公司特质信息披露质量, 进而提升资本市场定价效率。

投服中心行权通过信息渠道和治理渠道来改善公司特质信息披露, 进而提高资本市场定价效率。但是, 投服中心行权作用的发挥依赖于一定的前置条件, 会受到投服中心权威性、专业能力和监管资源的限制 (陈运森等, 2021)。因此, 本文无法在事前对投服中心发挥的信息效应和治理效应提出明确的预期, 提出如下假设待检验:

**假设 1** 投服中心行权可以通过信息渠道和治理渠道来提升资本市场定价效率。

## 三、研究设计

### (一) 样本选择与数据来源

投服中心于 2016 年开始持股行权, 为构建 DID 模型所适用的样本区间, 本文以 2013—2021 年为时间窗口。本文按照以下顺序筛选样本: 剔除 2013 年后上市的公司; 剔除金融业公司; 剔除年交易周数少于 30 周的公司; 剔除相关数据缺失的公司。最终, 本文获得 20 603 个公司年度样本。投服中心行权和上市公司回复数据是从中国投资者网“行权服务”栏目和巨潮资讯网中手工整理获得, 公司财务数据、治理数据和股票数据来自 CSMAR 数据库。考虑到 2021 年的部分年度数据尚未公开, 本文以 2021 年第三季度的数据来替换。

## (二) 变量定义

资本市场定价效率：本文采用股价同步性 (*Synch*) 来衡量资本市场定价效率，参考 Piotroski and Roulstone (2004)、Gul et al. (2010) 的方法进行计量，具体模型如下：

$$R_{i,w,t} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{m,w,t} + \alpha_2 R_{m,w-1,t} + \alpha_3 R_{I,w,t} + \alpha_4 R_{I,w-1,t} + \epsilon_{i,w,t}, \quad (1)$$

$$\text{Synch}_{i,t} = \text{Log} [R_{i,t}^2 / (1 - R_{i,t}^2)], \quad (2)$$

其中， $R_{i,w,t}$  为公司  $i$  第  $t$  年第  $w$  周考虑现金红利再投资的个股收益率； $R_{m,w,t}$  为第  $t$  年第  $w$  周按流通市值加权平均的市场收益率； $R_{I,w,t}$  为公司所在行业  $I$  在第  $t$  年第  $w$  周的收益率，行业分类以证监会 2012 年的行业分类标准为准。 $R_{i,t}^2$  为模型 (1) 的拟合优度，在  $R_{i,t}^2$  的基础上进行对数化处理得到模型 (2)，据此算出股价同步性指标。*Synch* 值越大，表明股价同步性越高，股价中包含的公司特质信息越少，资本市场定价效率越低。

投服中心行权标的 (*Treat*)：投服中心通过参加股东大会和重大资产重组媒体说明会、公开发声、网上问询等方式行权的企业为实验组<sup>①</sup>，*Treat* 取值为 1；否则 *Treat* 取值为 0。

投服中心行权的时间虚拟变量 (*Post*)：企业被投服中心行权当年及之后年度 *Post* 取值为 1，否则 *Post* 取值为 0<sup>②</sup>。需要交代的是，由于不同企业被投服中心行权的时间存在差异，PSM 匹配到的控制组对应的虚拟行权时间也存在差异。因此，*Post* 会随着公司和时间而变化，并不会与年度虚拟变量存在完全多重共线性问题。

参考 Gul et al. (2010)、李志生等 (2015)、陈运森等 (2021) 等的研究，本文选取如下控制变量，具体如表 1 所示。

表 1 主要变量定义表

变量符号	变量名称	变量说明
<i>Synch</i>	资本市场定价效率	股价同步性
<i>Treat</i>	投服中心行权	被投服中心行权的公司取值为 1，否则取值为 0
<i>Post</i>	时间虚拟变量	被投服中心行权当年及以后年度取值为 1，否则取值为 0
<i>Size</i>	公司规模	上市公司总资产的自然对数
<i>Lev</i>	杠杆比率	负债总额/资产总额
<i>Age</i>	公司年龄	企业上市时间的自然对数
<i>ROA</i>	盈利能力	总资产收益率，即净利润/总资产
<i>Growth</i>	成长能力	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
<i>SOE</i>	产权性质	国有企业取值为 1，否则取值为 0
<i>Separation</i>	两权分离度	现金流权与控制权的分离度

① 除此之外，投服中心还有其他五种行权方式维护中小投资者权益。发送股东函件是投服中心使用较多的一种行权方式，但令人可惜的是投服中心并未详细公布相关信息。投服中心查阅上市公司资料的具体信息无法获取，提出提案尚未真正实施，而联合其他股东行权和提起诉讼的案例较少，同时上述四种行权方式也无法促使上市公司披露增量信息。基于此，本文并未考察上述五种方式的行权效果。

② 需要说明的是，当上市公司被投服中心多次行权时，本文以第一次行权的年度来确认 *Post*。

(续表)

变量符号	变量名称	变量说明
<i>Top1</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
<i>Inst</i>	机构投资者持股	机构投资者持股比例
<i>Dsize</i>	董事会规模	董事会人数的自然对数
<i>Dir</i>	独立董事占比	独立董事人数/董事会人数
<i>BT</i>	股东大会议案类型	参考陈运森等(2021)的做法,按照议案类型分别设置如下15个虚拟变量:公司规章制度( <i>CA</i> )、高管工作报告( <i>MR</i> )、内部控制( <i>IC</i> )、高管变更( <i>MC</i> )、高管薪酬( <i>MP</i> )、资金使用( <i>Fund</i> )、融资( <i>Financing</i> )、股东回报( <i>Div</i> )、资产减值( <i>AI</i> )、资产重组( <i>MA</i> )、担保事项( <i>Guarantee</i> )、年报( <i>AR</i> )、关联交易( <i>CT</i> )、外部审计( <i>Audit</i> )、未通过事项( <i>FI</i> )
<i>Turnover</i>	股票换手率	股票成交股数/流通总股数
<i>BM</i>	账面市值比	账面价值/市值
<i>Investor</i>	投资者关注	股吧发帖数加1的自然对数
<i>Sanction</i>	监管机构处罚	受到监管机构处罚取值为1,否则为0
<i>Inquiry</i>	监管问询	受到监管机构问询取值为1,否则为0
<i>Unclean</i>	非标审计意见	非标审计意见取值为1,否则为0
<i>Dividend</i>	现金股利	每股税后现金红利
<i>MAR</i>	重大资产重组	有重大资产重组为1,否则为0
<i>Industry</i>	行业虚拟变量	控制行业固定效应
<i>Year</i>	年度虚拟变量	控制年度固定效应

### (三) 模型设计

考虑到实验组在被投服中心行权之前与控制组的公司特征可能并不相同,这会导致实验组和控制组的股价同步性在事前就存在差异。本文采用PSM中的最近邻匹配法进行对一无放回匹配,匹配的协变量为主检验模型的控制变量。由于企业被投服中心行权的时间不同,因此本文在实验组被行权当年寻找特征相近的控制组。此时,匹配到的控制组界定*Post*的年度与对应的实验组一致。最后,以样本期间内实验组和匹配到的控制组所有的4950个公司年度样本为研究对象。为了确保研究结论的可靠性,本文在后续研究中分别采用全样本和PSM样本进行了检验。本文构建以下双重差分模型:

$$Synch_{i,t} = \chi_0 + \chi_1 Treat_i \times Post_{i,t} + \chi_2 Treat_i + \chi_3 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

$$Synch_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_{i,t} + \beta_2 Treat_i + \beta_3 Post_{i,t} + \beta_4 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t}. \quad (4)$$

模型(3)为全样本的检验模型,模型(4)为PSM样本的检验模型。其中,*Treat<sub>i</sub>*为投服中心行权标的,当企业*i*曾被投服中心行权时,*Treat<sub>i</sub>*赋值为1,否则为0;

$Post_{i,t}$  为投服中心行权的时间虚拟变量，当企业  $i$  在第  $t$  年被投服中心行权，那么  $t$  年及之后年度  $Post_{i,t}$  均为 1，否则为 0。需要说明的是，在全样本中未被投服中心行权的企业并不存在被行权时间， $Post_{i,t}$  与  $Treat_i \times Post_{i,t}$  完全共线，因此全样本的模型 (3) 中并不包含  $Post_{i,t}$ 。而在 PSM 样本中， $Post_{i,t}$  会随着公司和时间的变化而变化。实验组和 PSM 匹配到的控制组被行权时间一致，此时  $Post_{i,t}$  与  $Treat_i \times Post_{i,t}$ 、年度虚拟变量并不共线，所以模型 (4) 中包含了  $Post_{i,t}$ 。

## 四、实证结果与分析

### (一) 主检验

从表 2 列 (1) 和列 (2) 可以看出，全样本和 PSM 样本的回归结果均显示  $Treat \times Post$  的回归系数显著为负，这表明投服中心行权能够降低企业的股价同步性，从而提升资本市场的定价效率，验证了本文的研究假设。具体而言，全样本和 PSM 样本回归中  $Treat \times Post$  的回归系数分别为  $-0.165$  和  $-0.172$ ，其经济意义在于：相对于未被投服中心行权的企业而言，被投服中心行权的企业在被行权后股价同步性降低了  $16.5\%$  和  $17.2\%$ ，而全样本和 PSM 样本的股价同步性均值分别为  $-0.498$  和  $-0.643$ 。同时，本文基于 PSM 样本分别对实验组和控制组样本进行了检验，结论依然不变。值得说明的是，由于在全样本中未被投服中心行权的企业并不存在被行权时间， $Post$  与  $Treat \times Post$  完全共线，因此列 (1) 全样本回归结果中  $Post$  被剔除。而当采用 PSM 为被行权企业寻找特征相似的控制组时，本文将实验组的行权年度作为对应匹配控制组的虚拟行权年份，此时回归可以获得  $Post$  与  $Treat \times Post$  的估计系数。

表 2 投服中心行权与资本市场定价效率

变量	全样本	PSM 样本	基于 PSM 的实验组 样本	基于 PSM 的控制组 样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times Post$	$-0.165^{***}$ (-3.983)	$-0.172^{***}$ (-3.269)		
$Treat$	$-0.040^*$ (-1.688)	$-0.023$ (-0.688)		
$Post$		$0.033$ (0.564)	$-0.198^{**}$ (-2.078)	$0.042$ (0.596)
Controls	是	是	是	是
N	20 603	4 950	2 403	2 547
Adj. $R^2$	0.507	0.482	0.446	0.523

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号里为  $t$  值；标准误经过了公司层面的 cluster 处理；为节约篇幅，控制变量结果未列出。

## (二) 稳健性检验

### 1. PSM 匹配效果检验

为了更加直观地观测 PSM 的匹配效果, 本文分别绘制了匹配前后样本的密度函数图。从中可以发现, 在匹配前被投服中心行权的样本和未被投服中心行权的样本之间密度函数存在较大的差异, 而进行 PSM 之后实验组与对照组之间的密度函数趋于重合。这表明, 本文采用 PSM 成功地寻找到了与实验组特征相近的控制组, 进一步证实了本研究满足双重差分模型的前提条件。

### 2. 平行趋势假设检验

本文借鉴 Beck et al. (2010) 的做法, 设计如下动态回归模型:

$$\begin{aligned} Synch = & \varphi_0 + \varphi_1 Treat \times Year_{-3} + \varphi_2 Treat \times Year_{-2} + \varphi_3 Treat \times Year_{-1} \\ & + \varphi_4 Treat \times Year_{+1} + \varphi_5 Treat \times Year_{+2} + \varphi_6 Treat \times Year_{+3} \\ & + \varphi_7 Treat + \varphi_8 Post + Control + \epsilon. \end{aligned} \quad (5)$$

本文以投服中心行权当年为基年, 设置了 6 个时间虚拟变量。其中,  $Year_{-3}$ 、 $Year_{-2}$ 、 $Year_{-1}$  分别代表被投服中心持股行权前 3 年及以前年度、前 2 年和前 1 年,  $Year_{+1}$ 、 $Year_{+2}$ 、 $Year_{+3}$  分别代表被投服中心行权后 1 年、后 2 年、后 3 年及以后年度。

从图 1 可知,  $\varphi_1$ 、 $\varphi_2$ 、 $\varphi_3$  系数并不显著异于 0, 这表明在投服中心持股行权以前, 实验组和控制组股价同步性的变化趋势并没有显著差异; 而  $\varphi_4$ 、 $\varphi_5$ 、 $\varphi_6$  的回归系数均显著为负, 这表明投服中心持股行权后企业股价同步性显著减小。整体而言, 本研究满足平行趋势假设。

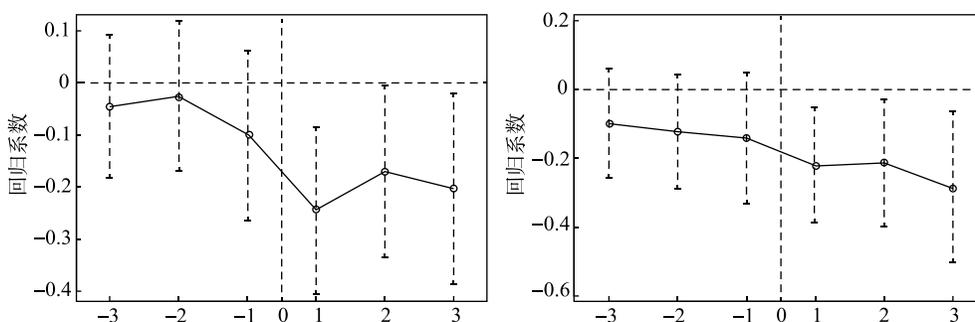


图 1 平行趋势

注: 左侧图为全样本的平行趋势, 右侧图为 PSM 样本的平行趋势。

### 3. 安慰剂检验

本文通过虚拟投服中心行权企业来进行安慰剂检验。按照每年实际投服中心行权企业的数量, 本文从全样本中随机选择相同数量的虚拟被行权企业, 剩余的企业均为控制组, 构建新的全样本后进行回归。本文还采用与前文相同的 PSM 方法从随机抽取后剩余企业中寻找控制组, 构建新的 PSM 样本重新回归分析。本文重复了 1 000 次上述随机过程, 检验结果显示, 随机分配投服中心行权企业之后的模拟回归系数分布在 0 两侧, 回归系数的均值是 0.0000672 和 0.0008517, 远大于本文的回归系数 -0.165 和 -0.172。由此可知, 资本市场定价效率的提升确实是由于投服中心行权所致, 而非时间趋势因素。

#### 4. 小样本偏差问题

本文采用 Bootstrap 方法解决研究中可能存在的小样本偏差问题。具体地，采用 Bootstrap 随机地从  $Treat \times Post$  等于 1 的公司年度样本中抽取 20% 的观测样本（198 个），然后采用 PSM 为这些样本寻找特征相似的配对样本，并重复该过程 1 000 次，最终获得 Bootstrap 结果。从结果可知， $Treat \times Post$  的回归系数显著为负，这表明在考虑小样本偏差问题后投服中心行权依然能够显著降低企业股价同步性。

#### 5. 熵平衡法

现阶段众多学者借助熵平衡法（Entropy Balancing）来缓解非随机处理效应（Madsen and McMullin, 2020；杨国超和芮萌，2020；陈克兢等，2021b），因此本文也采用熵平衡法进行了稳健性检验。从检验结果可知， $Treat \times Post$  的回归系数显著为负，这表明在采用熵平衡之后本文结论依然成立。

#### 6. 工具变量法

投服中心行权对象的选择可能并不具有随机性，此时投服中心行权导致资本市场定价效率的提升可能源于不可观测的遗漏变量。为此，本文以投服中心与上市公司之间的地理距离  $Distance$ 、上市公司所在城市的新冠疫情  $COVID-19$  作为工具变量来缓解上述内生性问题。在相关性方面，投服中心对地理距离较远的上市公司进行实地调查的可能性更低，进而导致难以获取公司的相关信息。上市公司所在城市的新冠疫情越严重，投服中心进行实地调查的可能性更低，即离投服中心越远、所在地新冠疫情越严重的上市公司被行权的概率越低，工具变量满足相关性要求。在外生性方面，上市公司与投服中心之间的地理距离、上市公司所在地的新冠疫情并不会影响到资本市场的定价效率，工具变量满足外生性要求。基于此，本文以  $Distance$  和  $COVID-19$  作为  $Treat$  和  $Treat \times Post$  的工具变量。其中， $Distance$  为投服中心与上市公司之间的地理距离（公里）的自然对数。 $COVID-19$  为新冠疫情，上市公司所在城市当年被划为中高风险地区的天数/365。

表 3 Panel A 中第一阶段的回归结果显示， $Distance$  和  $COVID-19$  的回归系数均显著负相关，与理论预期一致。从第二阶段的回归结果中可知， $Treat \times Post$  的回归系数均显著负相关。Kleibergen-Paap rk Wald  $F$  统计量和 Cragg-Donald Wald  $F$  统计量均大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验的临界值，排除了弱工具变量的可能。另外，本文还采用对弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然估计法（LIML）重新进行估计，结果显示 LIML 的系数与 2SLS 较为接近，从侧面印证本研究不存在弱工具变量问题。

表 3 工具变量和外生冲击的回归结果

Panel A: 工具变量的回归结果						
变量	全样本			PSM 样本		
	第一阶段		第二阶段	第一阶段		第二阶段
	因变量 $Treat$	因变量 $Treat \times Post$	因变量 $Synch$	因变量 $Treat$	因变量 $Treat \times Post$	因变量 $Synch$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Distance$	-0.017*** (-3.764)	-0.012*** (-4.704)		-0.025** (-2.258)	-0.020*** (-3.522)	

(续表)

Panel A: 工具变量的回归结果						
变量	全样本			PSM 样本		
	第一阶段		第二阶段	第一阶段		第二阶段
	因变量 <i>Treat</i>	因变量 <i>Treat × Post</i>	因变量 <i>Synch</i>	因变量 <i>Treat</i>	因变量 <i>Treat × Post</i>	因变量 <i>Synch</i>
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
<i>COVID-19</i>	-0.080** (-2.229)	-0.073** (-1.992)		-0.215** (-2.016)	-0.195* (-1.756)	
<i>Treat × Post</i>			-2.881*** (-3.470)			-1.854** (-1.987)
<i>Treat</i>			1.059*** (3.147)			0.665* (1.739)
<i>Post</i>						0.818* (1.862)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	20 603	20 603	20 603	4 950	4 950	4 950
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.097	0.117	0.344	0.122	0.341	0.340
Panel B: 外生冲击的回归结果						
变量	全样本		PSM 样本			
	(1)	(2)	(1)	(2)		
<i>Treat _ COVID - 19 × Post _ COVID - 19</i>	0.226*** (4.193)		0.277*** (3.467)			
<i>Treat _ COVID - 19</i>	0.026 (0.656)		-0.037 (-0.598)			
<i>Controls</i>	是		是			
<i>N</i>	60 155		3 011			
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.426		0.368			

注:\*、\*\*、\*\*\*代表在10%、5%、1%水平上显著;括号里为*t*值;标准误经过了公司层面的cluster处理;为节约篇幅,控制变量结果未列出。

### 7. 新冠疫情的外生冲击

2020年年初暴发的新冠疫情给资本市场监管带来了一定的冲击(袁淳等,2022)。受到新冠疫情的影响,投服中心的行权活动大幅减少,为本研究提供了一个较好的外生冲击。考虑到新冠疫情最先暴发于2020年年初,本研究的时间窗口为2018—2021年的16个季度,此时新冠疫情暴发前后各有8个季度,均采用季度层面数据。本文以2020年年初湖北新冠疫情暴发为外生冲击,通过构建DID模型来解决内生性问题。具体而言,以当年年初新冠疫情最为严重的武汉、黄冈、荆门、孝感、襄阳、宜昌、荆州、随

州、黄石、鄂州、咸宁、仙桃、天门、潜江等14个湖北省城市的上市公司为实验组，上述地区上市公司的  $Treat\_COVID-19$  赋值为1，否则赋值为0。 $Post\_COVID-19$  为新冠疫情暴发的时间虚拟变量，当时间处于新冠疫情暴发之后的季度（2020年第一季度至2021年第四季度）时  $Post\_COVID-19$  赋值为1，否则赋值为0。由于本文控制了季度层面的固定效应，因此在回归的时候  $Post\_COVID-19$  会因为共线性而被剔除。同样，本文采用倾向得分匹配法为实验组样本寻找特征类似的控制组样本，组建PSM样本组。表3 Panel B中结果显示， $Treat\_COVID-19 \times Post\_COVID-19$  的回归系数在1%的水平上显著正相关，这说明新冠疫情确实会削弱投服中心行权对股价同步性的影响。

本文以2019年第四季度为基期，设计动态回归模型来进行平行趋势检验。从图2中可知，在新冠疫情冲击之前被实验组和控制组企业的股价同步性变化趋势并没有显著差异。随着新冠疫情的暴发，疫情高风险地区企业的股价同步性有着显著提高，但是这种现象在持续5个季度后逐渐变得不显著。这是因为随着时间的推移，新冠疫情的影响也在逐渐消退。这进一步证明新冠疫情对于投服中心获取信息是一个外生冲击，从反面论证了本文的结论。

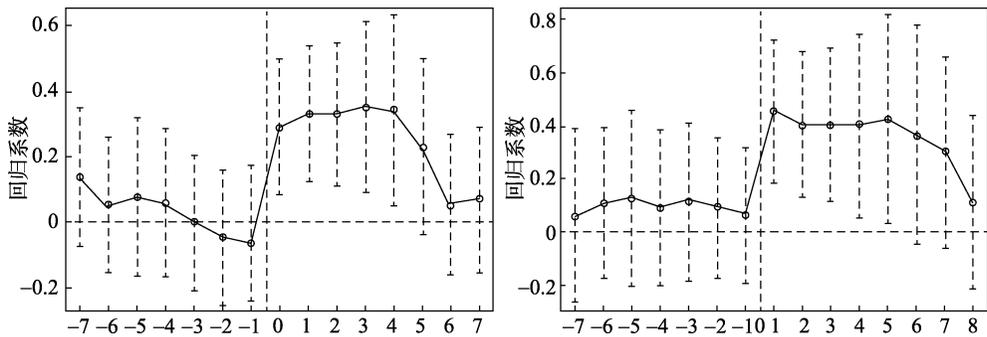


图2 平行趋势

注：左侧图为全样本的平行趋势，右侧图为PSM样本的平行趋势。

## 8. 其他稳健性检验

第一，更换因变量的计量方法。首先，采用Morck et al. (2000) 的市场模型重新计量了股价同步性  $MYU\_Synch$ 。其次，Fama-French 因子模型的残差可以更好地衡量异质波动性，Liu et al. (2009) 提出的改良后 Fama-French 三因子模型更加适应于中国资本市场，因此本文采用改良后 Fama-French 三因子模型的  $R^2$  进行对数处理来衡量股价同步性  $FF3F\_Synch$ 。最后，本文还借鉴 Chue et al. (2019) 的研究，采用 Fama-French-Carhart 四因子模型的  $R^2$  进行对数处理来度量股价同步性  $FF4F\_Synch$ 。重新检验后发现， $Treat \times Post$  的回归系数依然显著为负。

第二，控制投服中心行权事件本身所包含负面信息的影响。投服中心行权行为本身就向市场传递了被行权公司的负面信息（陈运森等，2021），这些信息融入股价之后会提升资本市场定价效率，进而可能会对论文结论产生干扰。本文采用三种方法来排除上述的干扰：首先，以行权后股票短期异常收益率  $CAR$  对样本进行分组，检验不同组之间投服中心行权  $Treat \times Post$  回归系数的差异。其中， $CAR$  为采用市场模型计算  $[-1, +1]$  窗口的累计超额回报。其次，删除被行权企业前一周、当周和后一周的股票周收

益数据,将投服中心行权本身包含的信息含量从股价同步性中剥离出来,重新计算被行权企业的股价同步性。最后,删除投服中心行权当年样本。投服中心行权事件的信息含量仅会影响企业当年的股价同步性,很难产生长期性的影响。重新检验的结果显示, $Treat \times Post$ 的回归系数依然显著为负,这说明投服中心行权行为包含的信息并不会对本文结论产生影响。

第三,排除股灾对论文结论的干扰。在2015—2016年的“股灾”期间,公司股价同步性很大程度上会受到市场交易因素的影响,这种极端的行情会对论文结论产生干扰。基于此,本文删除了2015—2016年的样本后重新进行了检验,表9中的结果显示在排除股灾的影响之后结论依然成立。

第四,控制公司固定效应。本文通过控制公司固定效应来排除可能遗漏公司层面不随时间变化变量的问题,结果表明结论没有发生改变。

## 五、进一步分析

### (一) 行权方式的异质性分析

从表4的回归结果可知<sup>①</sup>,投服中心采用参加股东大会、参加重大资产重组媒体说明会和网上问询等方式行权可以发挥显著的作用,而采用公开发声的方式效果并不显著。这主要是由于投服中心在采用上述三种方式行权时,上市公司会详细回复投服中心行权的问题,并在相关媒体公开披露具体信息。而投服中心公开发声更多地是呼吁上市公司就一些疑问向广大投资者充分释疑,但是上市公司并未进行公开回复。

表4 基于行权方式的异质性分析

变量	全样本				PSM 样本			
	参加股东大会	参加重大资产重组媒体说明会	公开发声	网上问询	参加股东大会	参加重大资产重组媒体说明会	公开发声	网上问询
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Treat \times Post$	-0.165*** (-3.983)	-0.510*** (-3.969)	-0.151 (-0.890)	-0.095* (-1.694)	-0.298*** (-2.795)	-0.419*** (-2.809)	-0.019 (-0.081)	-0.211*** (-2.745)
$Treat$	-0.040* (-1.688)	-0.047 (-0.701)	-0.190* (-1.783)	-0.030 (-0.926)	-0.065 (-0.985)	-0.174* (-1.926)	-0.178 (-1.158)	0.056 (1.194)
$Post$					0.022 (0.143)	-0.084 (-0.578)	0.056 (0.232)	-0.064 (-0.344)
$Controls$	是	是	是	是	是	是	是	是

<sup>①</sup> 需要交代的是,本文按照投服中心不同行权方式涉及的事项来寻找控制组,因此表4中列(1)至列(4)的样本存在一定的差异。列(1)中的控制组为召开股东大会的样本,列(2)中的控制组为有重大资产重组的样本,列(3)中的控制组为有收购、业绩承诺、商誉减值、会计重述等事项的样本,列(4)中的样本为有收购、业绩承诺、商誉减值等事项的样本。

(续表)

变量	全样本				PSM 样本			
	参加股东大会	参加重大资产重组媒体说明会	公开发声	网上问询	参加股东大会	参加重大资产重组媒体说明会	公开发声	网上问询
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>N</i>	20 603	6 188	17 921	11 191	1 644	910	244	2 152
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0. 507	0. 492	0. 514	0. 524	0. 407	0. 419	0. 381	0. 526

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号里为 *t* 值；标准误经过了公司层面的 cluster 处理；为节约篇幅，控制变量结果未列出。

## (二) 行权和回复文本特征的异质性分析

详细的文本包含的信息量较大，可以降低投资者解读信息的成本，进而有助于提升股价中的信息含量 (Hope et al., 2016)。因此，当投服中心行权问题越多、越详细时，或上市公司回复投服中心的问题越多、越详细时，投资者从中获取到的公司私有信息就越多，进而对资本市场定价效率的提升作用也就越大。本文采用文本分析法挖掘上市公司回复的文本特征，考察行权问题和回复文本特征对资本市场定价效率的影响差异。其中，问题（回复）信息含量为问题（回复）的字符数，问题（回复）定量信息含量为问题（回复）的定量信息字符数。本文采用斯坦福大学自然语言处理组的 Stanza 识别文本信息中的命名实体，将日期、时间、百分比、货币等实体定义为具有定量信息的字符。本文首先按照中位数将实验组分为两个样本组，然后将 PSM 匹配得到的控制组纳入对应实验组的样本组。考虑到全样本中的控制组无法归类，因此表 5 回归仅采用了 PSM 样本。从表 5 Panel A 中的结果可知， $Treat \times Post$  的回归系数仅在问题数量多、问题信息含量高、问题定量信息含量高的样本组中显著。这表明，投服中心问题中详细的定量信息的描述可以促使上市公司披露更多私有信息，进而有助于股价对公司私有信息的吸收。

表 5 基于文本特征的异质性分析

Panel A: 投服中心行权问题						
变量	问题数量		问题信息含量		问题定量信息含量	
	低	高	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	-0.060 (-0.940)	-0.274*** (-3.169)	-0.105 (-1.472)	-0.233*** (-3.008)	-0.107 (-1.491)	-0.251*** (-3.265)
$Treat$	0.019 (0.439)	-0.065 (-1.307)	0.024 (0.504)	-0.061 (-1.337)	0.048 (1.011)	-0.093* (-1.952)
$Post$	0.051 (0.575)	0.031 (0.359)	0.039 (0.489)	0.013 (0.155)	-0.044 (-0.533)	0.101 (1.178)
$Controls$	是	是	是	是	是	是

(续表)

Panel A: 投服中心行权问题						
变量	问题数量		问题信息含量		问题定量信息含量	
	低	高	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
N	2 732	2 218	2 371	2 579	2 475	2 475
Adj. R <sup>2</sup>	0.513	0.463	0.494	0.477	0.479	0.489
Panel B: 上市公司回复						
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.015 (-0.185)	-0.287*** (-2.716)	-0.008 (-0.087)	-0.254** (-2.503)	-0.009 (-0.100)	-0.318*** (-3.036)
<i>Treat</i>	0.056 (1.008)	-0.130* (-1.890)	-0.004 (-0.072)	-0.098 (-1.453)	0.033 (0.515)	-0.091 (-1.316)
<i>Post</i>	-0.108 (-0.617)	0.071 (0.650)	0.130 (1.293)	-0.052 (-0.399)	0.017 (0.167)	0.109 (0.837)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
N	1 583	1 148	1 361	1 370	1 365	1 366
Adj. R <sup>2</sup>	0.539	0.515	0.507	0.546	0.540	0.509

注: \*、\*\*、\*\*\*代表在10%、5%、1%水平上显著; 括号里为 *t* 值; 标准误经过了公司层面的 cluster 处理; 为节约篇幅, 控制变量结果未列出。

从表5 Panel B的回归结果中可知<sup>①</sup>, *Treat* × *Post* 的回归系数仅在回复数量多、回复信息含量高和回复定量信息含量高的样本组中显著负相关。即上市公司回复问题越多以及披露的信息越多, 给资本市场释放的信息含量也越大。整体而言, 投服中心行权主要是通过促使上市公司披露更多的私有信息来发挥提升资本市场效率的作用, 这在一定程度上也验证了本文作用机制中的信息渠道。

### (三) 作用机制检验

#### 1. 信息渠道

借鉴 Hutton et al. (2009) 的研究, 本文采用过去三年可操纵应计的绝对值总和来衡量信息透明度。考虑到投服中心行权会同时对公司信息披露、公司治理和股价同步性产生影响, 此时采用常规的年度中位数分组就可能存在一定的内生性隐患。因此, 本文采用样本期初2013年信息透明度相关指标的中位数进行分组。表6结果显示 *Treat* × *Post* 的回归系数在信息透明度低的样本组中显著为负, 而在信息透明度高的样本组中并不显著。这表明在信息透明度较低的企业中, 投服中心行权有助于促进公司特质信息更多地融入股票价格中, 进而提升资本市场定价效率, 验证了投服中心行权的信息效应。

<sup>①</sup> 需要交代的是, 表5 Panel B的回归对象为投服中心采用网上问询和参加重大资产重组媒体说明会方式行权的上市公司样本以及其对应PSM控制组样本, 这是因为我们无法获取上市公司回复投服中心以参加股东大会和公开发声方式行权问题的资料。

表 6 基于全样本的作用机理检验

Panel A: 信息渠道								
变量	信息透明度		媒体关注		分析师关注		投资者关注	
	低	高	低	高	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.247*** (-4.125)	-0.047 (-0.838)	-0.267*** (-4.385)	-0.040 (-0.715)	-0.203*** (-3.621)	-0.077 (-1.414)	-0.333*** (-5.270)	-0.022 (-0.413)
<i>Treat</i>	-0.044 (-1.368)	-0.041 (-1.186)	-0.029 (-0.872)	-0.051 (-1.579)	-0.066** (-2.030)	0.008 (0.234)	-0.017 (-0.493)	-0.079** (-2.344)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	11 066	9 537	10 239	10 364	9 810	10 793	10 344	10 259
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.500	0.520	0.523	0.498	0.509	0.511	0.514	0.507
Panel B: 治理渠道								
变量	控制权与现金流权分离				<i>G</i> 指标			
	低		高		低		高	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(3)	(4)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.091 (-1.580)		-0.228*** (-4.050)		-0.352*** (-4.733)		-0.082 (-1.646)	
<i>Treat</i>	-0.073** (-2.068)		-0.010 (-0.304)		-0.025 (-0.632)		-0.034 (-1.164)	
<i>Controls</i>	是		是		是		是	
<i>N</i>	10 679		9 924		9 857		10 746	
Adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.513		0.504		0.504		0.514	

注：\*、\*\*、\*\*\*代表在 10%、5%、1%水平上显著；括号里为 *t* 值；标准误经过了公司层面的 cluster 处理；为节约篇幅，控制变量结果未列出。

另外，本文预计投服中心行权对前期外部信息使用者关注度较低企业股价同步性的影响更为显著。本文分别以媒体报道数量、分析师跟踪人数和投资者股吧发帖数加 1 的自然对数来衡量媒体关注、分析师关注和投资者关注，按照 2013 年相关指标的中位数对样本进行分组。从表 6 中可以发现，*Treat* × *Post* 的回归系数仅在关注度低的样本组中显著为负。这说明，在外部信息使用者关注度较低的企业中，投服中心行权发挥的信息治理效应更加显著，支撑了前文的理论分析。采用 PSM 样本的结果同样支持上述结论，限于篇幅在此未列示。

## 2. 治理渠道

本文采用控制权和现金流权分离程度、*G* 指标来衡量公司治理水平，以 2013 年该指标的中位数进行分组。其中，本文借鉴白重恩等（2005）的做法构建了反映公司治理水平的 *G* 指标。从表 6 的结果可知，在控制权与现金流权分离程度高样本组和 *G* 指标较低样本组中 *Treat* × *Post* 的回归系数显著为负，而在控制权与现金流权分离程度低样本

组和G指标较高样本组中则不显著。整体而言,在公司治理薄弱的企业中,投服中心行权对资本市场定价效率的影响更为明显,验证了投服中心行权的治理效应。

## 六、研究结论

作为我国中小投资者保护机制的重大创新,投服中心持股行权已经产生了积极的市场反应和社会效果。本文发现:第一,投服中心行权有助于提高资本市场定价效率;第二,采用参加股东大会、重大资产重组媒体说明会以及用网上问询方式行权时,投服中心行权对资本市场定价效率的影响越显著;第三,投服中心行权问题数量越多、问题信息含量和问题定量信息含量越高时,以及上市公司回复投服中心问题的数量越多、回复信息含量和回复定量信息含量越高时,投服中心行权所发挥的作用越显著;第四,投服中心行权通过信息渠道和治理渠道来提高资本市场定价效率,即在信息环境或治理环境薄弱的企业中,投服中心行权对资本市场定价效率的影响更显著。

## 参考文献

- [1] Bainbridge, S. M., "Director Primacy and Shareholder Disempowerment", *Harvard Law Review*, 2006, 119, 5-25.
- [2] 白重恩、刘俏、陆洲、宋敏、张俊喜,“中国上市公司治理结构的实证研究”,《经济研究》,2005年第2期,第81—91页。
- [3] Becht, M., J. Franks, J. Grant, and H. F. Wagner, "Returns to Hedge Fund Activism: An International Study", *The Review of Financial Studies*, 2017, 30 (9), 2933-2971.
- [4] Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *The Journal of Finance*, 2010, 65 (5), 1637-1667.
- [5] 陈克兢、康艳玲、闵霞、李延喜,“高铁开通与股价同步性:信息效应还是治理效应?”,《管理科学学报》,2021年第12期,第1—17页。
- [6] 陈克兢、万清清、康艳玲、杨国超,“自治性公司章程条款会沦为高管自利行为的保护伞吗——基于反收购条款的视角”,《会计研究》,2021年第11期,第102—113页。
- [7] 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”,《管理世界》,2021年第6期,第142—158页。
- [8] Chue, T. K., F. Gul, and M. Mian, "Aggregate Investor Sentiment and Stock Return Synchronicity", *Journal of Banking and Finance*, 2019, 108, 15628.
- [9] Fan, J. P., and T. J. Wong, "Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia", *Journal of Accounting and Economics*, 2002, 33 (3), 401-425.
- [10] Gul, F. A., J. B. Kim, and A. A. Qiu, "Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China", *Journal of Financial Economics*, 2010, 95 (3), 425-442.
- [11] Hope, O. K., D. Hu, and H. Lu, "The Benefits of Specific Risk-factor Disclosures", *Review of Accounting Studies*, 2016, 21 (4), 1005-1045.
- [12] Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, "Opaque Financial Reports, R<sup>2</sup> and Crash Risk", *Journal of Financial Economics*, 2009, 94 (1), 67-86.
- [13] 江轩宇、朱琳、伊志宏,“网络舆论关注与企业创新”,《经济学》(季刊),2021年第1期,第113—134页。
- [14] Jin, L., and S. Myers, "R<sup>2</sup> around the World: New Theory and New Tests", *Journal of Financial Economics*, 2006, 79 (2), 257-292.

- [15] Kim, J. B., and H. Shi, "IFRS Reporting, Firm-specific Information Flows, and Institutional Environments: International Evidence", *Review of Accounting Studies*, 2012, 17 (3), 474-517.
- [16] 孔东民、刘莎莎、黎文靖、邢精平, "冷漠是理性的吗? 中小股东参与、公司治理与投资者保护", 《经济学》(季刊), 2012年第1期, 第1—28页。
- [17] 孔东民、刘莎莎, "中小股东投票权、公司决策与公司治理——来自一项自然试验的证据", 《管理世界》, 2017年第9期, 第101—115页。
- [18] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, "Investor Protection and Corporate Governance", *Journal of Financial Economics*, 2000, 58 (1-2), 3-27.
- [19] Leung, H., and T. Ton, "The Impact of Internet Stock Message Boards on Cross-sectional Returns of Small-capitalization Stocks", *Journal of Banking & Finance*, 2015, 55, 37-55.
- [20] 黎文靖、孔东民, "信息透明度、公司治理与中小股东参与", 《会计研究》, 2013年第1期, 第42—49页。
- [21] 李晓溪、杨国超、饶品贵, "交易所问询函有监管作用吗? ——基于并购重组报告书的文本分析", 《经济研究》, 2019年第5期, 第181—198页。
- [22] 李志生、陈晨、林乘旋, "卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗? ——基于自然实验的证据", 《经济研究》, 2015年第4期, 第165—177页。
- [23] Listokin, Y., "If You Give Shareholders Power, Do They Use It? An Empirical Analysis", *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 2010, 166 (1), 38-53.
- [24] Liu, J., R. F. Stambaugh, and Y. Yuan, "Size and value in China", *Journal of Finance and Economic*, 2009, 134 (1), 48-69.
- [25] Madsen, J., and J. L. McMullin, "Economic Consequences of Risk and Ability Disclosures: Evidence from Crowdfunding", *The Accounting Review*, 2020, 95 (4), 331-363.
- [26] Morck, R., B. Yeung, and W. Yu, "The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?", *Journal of Financial Economics*, 2000, 58 (1), 215-260.
- [27] Piotroski, J. D., and D. T. Roulstone, "The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-specific Information into Stock Prices", *The Accounting Review*, 2004, 79 (4), 1119-1151.
- [28] Shleifer, A., and R. W. Vishny, "A Survey of Corporate Governance", *The Journal of Finance*, 1997, 52 (2), 737-783.
- [29] Stulz, R. M., "The Limits of Financial Globalization", *The Journal of Finance*, 2005, 60 (4), 1595-1638.
- [30] 王小鲁、樊纲、胡李鹏, 《中国分省份市场化指数报告(2018)》。北京: 社会科学文献出版社, 2019年。
- [31] 王跃堂、赵子夜、魏晓雁, "董事会的独立性是否影响公司绩效?", 《经济研究》, 2006年第5期, 第62—73页。
- [32] 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", 《管理世界》, 2020年第1期, 第69—87页。
- [33] 杨国超、芮萌, "高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应", 《经济研究》, 2020年第9期, 第174—191页。
- [34] 杨国超, "外部治理机制缺失下制度创新的代价——基于阿里巴巴‘合伙人制度’的案例研究", 《会计研究》, 2020年第1期, 第126—134页。
- [35] 叶康涛、陆正飞、张志华, "独立董事能否抑制大股东的‘掏空’?", 《经济研究》, 2007年第4期, 第101—111页。
- [36] 游家兴、张俊生、江伟, "制度建设、公司特质信息与股价波动的同步性——基于R<sup>2</sup>研究的视角", 《经济学》(季刊), 2006年第1期, 第189—206页。
- [37] 袁淳、耿春晓、孙健、崔怀谷, "不确定性冲击下纵向一体化与企业价值——来自新冠疫情的自然实验证据", 《经济学》(季刊), 2022年第3期, 第633—652页。
- [38] 张维、张永杰, "异质信念、卖空限制与风险资产价格", 《管理科学学报》, 2006年第4期, 第58—64页。
- [39] 郑国坚、蔡贵龙、卢昕, "‘深康佳’中小股东维权: ‘庶民的胜利’抑或‘百日维新’? ——一个中小股东参与

治理的分析框架”,《管理世界》,2016年第12期,第145—158页。

[40] 郑志刚、石丽娜、黄继承、郭杰,“中国上市公司‘小股民行动’现象的影响因素与经济后果”,《世界经济》,2019年第1期,第170—192页。

## The Innovation of Protection System for Individual Investors and Improvement of Pricing Efficiency of Capital Market —Evidence from China Securities Investor Services Center

CHEN Kejing

(Dongbei University of Finance and Economics)

XIONG Xiong\*

(Tianjin University)

YANG Guochao

(Zhongnan University of Economics and Law)

ZHANG Wei

(Tianjin University)

**Abstract:** We manually collect the data related to the exercise of China Securities Investor Services Center (ISC), and detect the influence of the exercise of ISC on the pricing efficiency. The results show that the exercise of ISC can be of great help to improve the pricing efficiency. When the exercises of ISC are through shareholders' meeting, media briefing of major assets reorganization and online inquiry exercise, or the information content of the exercise issues and company's response are higher, the role of ISC will be greater. Finally, we find that the pricing efficiency is improved through information effect and governance effect. Our findings confirm the positive significance of the innovation of the protection system for individual investors.

**Keywords:** exercise of ISC; investor protection; pricing efficiency

**JEL Classification:** G14, G18, K22

---

\* Corresponding Author: Xiong Xiong, College of Management and Economics, Tianjin University, No. 92 Weijin Road, Nankai District, Tianjin 300072, China; Tel: 86-22-27403197; E-mail: xxpeter@tju.edu.cn.