

社保基金持股与公司违规

权小锋 高怡澜

摘要：社保基金作为重要的机构投资者，其能否对上市公司发挥治理效应有待实证检验。本文以2007~2023年A股非金融类上市公司作为样本，考察社保基金持股对公司违规的影响及其机理。研究发现：社保基金持股能够显著抑制公司违规，该结论在一系列稳健性检验后仍然成立。并且，社保基金持股对公司违规的抑制作用在内部控制质量低、信息透明度低、产品市场竞争激烈的公司中更加显著。机制检验发现，社保基金持股主要通过治理渠道和信息渠道抑制公司违规。本文的研究不仅揭示了社保基金持股对完善公司治理的积极作用，也证实了引导社保基金入市的现实价值。

关键词：社保基金；公司违规；机构投资者；公司治理

中图分类号：F270 **文献标识码：**A **文章编号：**2095-8838(2024)05-0042-15

一、引言

全国社会保障基金(以下简称社保基金)是一种储备基金，专门用于人口老龄化高峰时期的养老保险等社会保障支出的补充、调剂。社保基金投资采用两种方式，一种是直接投资，即社保基金理事会直接将社保基金用于投资，主要包括银行存款、信托贷款、股权投资、股权投资基金、转持国有股和指数化股票投资等；另一种是委托投资，社保基金理事会通过这种方式委托投资管理人进行投资，主要在二级市场运作。两种方式合并使用能够提高投资效率，便于理事会管理。社保基金除了需要关注投资收益，实现基金的保值增值，同时需要承担社会责任，服务国家重大发展战略。那么，社保基金在投资过程中，能否对上市公司产生治理效应和监督效应，值得关注研究。

近年来，我国上市公司违规事件时有发生，给资本市场运行造成冲击，给投资者带来损失。已有研究从内部和外部的治理机制出发对公司违规的影响因素进行了探究。

从内部治理角度，股权结构、CEO对董事会的影响力度、独立董事等因素都会影响公司违规行为的发生(Chen等，2006；陆瑶和李茶，2016；杜兴强和张颖，2021)。从外部治理角度分析，机构投资者、媒体及分析师关注都对公司违规行为具有抑制作用(陆瑶等，2012；周开国等，2016；肖奇和沈华玉，2017)。资本市场上也不乏社保基金发挥治理作用的可能证据：比如，华鲁恒升(600426)在社保基金持股以前，发生过信息披露不规范等违规行为，自2012年社保基金持股以来，未发生违规行为；中航光电(002179)在社保基金持股以前，因违反上市公司募集资金相关规定而出现违规行为，自2020年社保基金持股以来未发生违规。社保基金作为重要的股权投资者，其持股行为是否会对公司违规产生系统性影响，有待进一步实证检验。

基于此，本文选取2007~2023年A股非金融类上市公司作为研究样本，探究社保基金持股与公司违规之间的关系及其机理。研究发现：社保基金持股能够显著抑制公司

收稿日期：2024-04-09

基金项目：江苏高校哲学社会科学研究重大项目(2024SJZD05)

作者简介：权小锋，苏州大学商学院教授，博士生导师；

高怡澜，通讯作者，苏州大学商学院硕士研究生。

违规, 社保基金持股比例越高, 抑制作用越强。该结论经过一系列稳健性检验后仍然成立。并且, 这种抑制作用在信息透明度低、内部控制质量低和产品市场竞争激烈的公司中更加显著。机制检验发现, 社保基金持股通过治理渠道和信息渠道发挥了治理效应。

本文的边际贡献体现在: 第一, 拓展了社保基金持股经济后果相关文献。以往文献针对社保基金治理的研究聚焦在会计行为、企业创新投入、企业金融化、股利政策等公司财务行为方面(靳庆鲁等, 2016; 李春涛等, 2018; 唐大鹏等, 2022; 沈睿诚和宋夏云, 2023), 而本文将社保基金投资经济后果研究拓展至公司违规的经营行为, 进一步丰富了相关文献。第二, 丰富了公司违规影响因素研究。以往文献针对公司违规的影响因素, 主要关注CEO特征、公司战略、董事会特征等内部因素, 以及媒体监督、分析师关注、客户等外部因素(蔡志岳和吴世农, 2007; 陆瑶和李茶, 2016; 周开国等, 2016; 肖奇和沈华玉, 2017; 孟庆斌等, 2018; 宛晴等, 2019), 本文从特定股权特征入手, 分析了长期股权投资者——社保基金持股对公司违规的影响及其机理, 进一步丰富了公司违规的治理因素研究。第三, 本研究具有较强的实践启示。本文的研究结论表明, 社保基金持股在资本市场中发挥了监督作用, 能够有效抑制公司违规行为。这表明社保基金能够有效增强投资者保护, 鼓励社保基金入市对防范公司违规、稳定资本市场具有重要的现实意义。

本文其余部分结构安排如下: 第二部分回顾相关文献并提出研究假设, 第三部分介绍数据来源、样本选择和模型构建, 第四部分报告主要实证结果及相关分析, 第五部分是本文的结论与启示。

二、文献回顾与研究假设

(一) 文献回顾

社保基金作为一种特殊的机构投资者, 在中国基金市场上有着重要地位(Leckie和Pan, 2007)。已有研究表明, 大部分机构投资者, 尤其是长期机构投资者, 会在公司治理中起到积极正面的监督作用(Mccahery等, 2016)。具体而言, 相比个人投资者, 机构投资者了解公司信息的渠道更多, 拥有职业分析师, 知情度更高(Sias等, 2001), 同时, 机构投资者具有成本优势(Womack, 1996), 有利于其参与公司治理。但是, 不同类型的机构投资者有着不同的投资策略及风险偏好, 不同类型的机构投资者是否发挥

有效监督作用存在争议。陆瑶等(2012)将机构投资者划分为证券与非证券机构投资者进行分类统计, 发现包括社保基金在内的非证券机构投资者持股的上市公司违规比例较低, 但限于样本较小, 未能通过回归分析进行证明。而朱湘萍和房艳敏(2014)发现, 与社保基金等不具有商业关系的独立机构投资者相比, 券商等非独立机构投资者发挥的监督作用更强。

针对社保基金的研究主要从治理效应展开, 主要有盈余管理、企业金融化、分析师预测、公司价值等多个方面。研究发现, 社保基金持股能对上市公司的盈余质量产生正面影响(李春涛等, 2018), 也能通过改善公司治理进而抑制企业金融化(沈睿诚和宋夏云, 2023), 还能通过促进信息披露进而提高分析师预测精度(孙文晶等, 2021; Tang等, 2022)。同时, 社保基金持股能显著提升公司股利, 从而显著提升公司价值(张先治和贾兴飞, 2014; 靳庆鲁等, 2016)。

针对公司违规影响因素的研究主要从公司内部和外部角度展开。从内部看, 董事会特征会影响公司违规行为, 独立董事比例高、董事长兼任总经理的公司, 违规可能性小(蔡志岳和吴世农, 2007)。而董事会规模大、董事会持股比例高时, 公司违规可能性大(杨清香等, 2009)。CEO对董事会的影响力度越大, 公司产生违规行为的可能性越大(陆瑶和李茶, 2016)。从外部看, 投资者实地调研能够通过发挥信息效应与治理效应抑制公司违规行为(卜君和孙光国, 2020)。媒体跟踪可能给公司带来压力, 使管理层更加谨慎地对待自身行为(周开国等, 2016)。同时, 分析师关注能够抑制公司违规行为(肖奇和沈华玉, 2017)。机构投资者持股比例的增加能降低公司违规行为倾向, 并增加公司违规行为被稽查的可能性(陆瑶等, 2012)。

(二) 假设提出

从代理问题的内因而言, 我国资本市场中股权集中度高, 大股东持股比例高, 对公司的控制权较大, 侵占中小股东利益的情况时有发生(La Porta等, 1999), 容易产生第二类代理问题。已有研究表明, 机构投资者会对控股股东资金占用等行为进行监督, 参与公司治理(高雷和张杰, 2008)。

我国基金持股主要通过约束控股股东侵占中小股东利益从而对上市公司产生积极影响, 其中社保基金能够通过缓解控股股东代理问题提高上市公司盈余质量(曾志远等, 2018; 李春涛等, 2018)。首先, 相较于一般机构投资

者,社保基金更有动机参与上市公司的治理。社保基金需要坚持安全性、收益性和长期性的投资原则,长期视野的投资策略使得社保基金有较大动机参与公司治理,监督上市公司的经营,尽可能减少公司违规行为发生可能性(Chen等,2007)。其次,社保基金有能力采取一系列手段,监督上市公司治理。长期投资者通过增加股东提案、提高董事会质量和高管更替来改善公司治理,减少管理层的固化,甚至可能采取“用脚投票”的方式进行监督(Parrino等,2003;Harford等,2018)。并且,社保基金在资本市场上具有独立性,不会与上市公司产生利益关联,可以客观公正地行使投资者权利(杨海燕等,2012)。最后,相较于其他投资者,社保基金的监督成本更低,监督效率更高。具体而言,社保基金的政府背景使其可以利用自身优势获得更多信息,获取信息的成本较低,并且,由于其一般持有时间较长,可以在更长时间内摊销其监督成本。因此,本文认为社保基金能够通过约束上市公司控股股东行为,改善公司内部治理,从而对公司违规行为产生影响。

从信息环境的外因而言,公司违规与弱化的信息环境有一定关系。根据信息理论,公司经营者与投资者之间存在信息差,这种信息不对称会降低公司的违规成本,增加违规动机(陆瑶等,2012;Correia,2014;李从刚和许荣,2020)。在资本市场中,外部分析师依靠信息优势和自身专业知识充当着投资者与公司之间的桥梁,发挥着信息中介的作用。分析师能够通过增加公司特质信息的披露,提高资本市场信息效率(姜超,2013)。同时,分析师跟踪数量的上升,有助于改善公司信息环境,降低信息不对称性,从而抑制公司违规(Chen等,2016;邹洋等,2019)。

已有研究表明,机构投资者对信息的大量需求,能够吸引更多分析师关注,增加分析师跟踪报告的产生(How等,2014;孔东民和王琪瑶,2017;Lin和Fu,2017)。相比于其他机构投资者,社保基金作为资本市场中的“国家队”,其投资活动具有引导作用,可以向市场传递利好信号。企业被社保基金持股往往会向外界释放出符合政策引导、发展前景广阔的信息,从而吸引包括分析师在内的利益相关者的关注(唐大鹏等,2022)。分析师的关注和出具的研究报告可以向投资者传递及时、有用的信息,缓解信息不对称的情况。因此,本文认为社保基金持股能够向市场释放信号,吸引分析师的关注,从而改善上市公司信息环境,提高违规成本,降低公司违规的概率。

综上所述,本文认为社保基金持股可以通过抑制代理

问题的内因和改善信息环境的外因双重作用,对公司违规行为产生治理效应。由此,本文提出如下假设:

H1:其他条件不变的情况下,社保基金持股可以抑制公司违规行为。

社保基金对公司违规的抑制作用,可能会受到公司内部环境的影响。企业实施内部控制措施的目的是保证企业经营管理合法合规、资产安全、财务报告及相关信息真实完整,提高经营效率和效果,促使企业实现发展战略。可见,企业提升内部控制质量,有助于规范企业生产运营,约束操纵行为,保护投资者利益。已有研究发现,上市公司内部控制质量越高,受到诉讼和发生违规的可能性就越小(单华军,2010;赵璨等,2013)。内部控制质量高的企业注重经营的合法合规,大股东掏空风险较小,与外部发生纠纷的可能性较低(刘慧和张俊瑞,2018;张新民等,2021)。在内部控制质量高的企业中,社保基金可能不会发挥明显的增量效用。相反,在内部控制质量相对较低的企业中,社保基金能够监督控股股东,提高信息透明度,通过治理渠道和信息渠道发挥较好的治理作用。因此,本文提出如下假设:

H2:与内部控制质量高的公司相比,社保基金持股对公司违规行为的抑制作用在内部控制质量低的公司中更显著。

信息透明度会对企业的违规行为产生影响,企业信息透明度越高,越有助于缓解代理问题,从而防范资本市场中的违规行为(雷啸和唐雪松,2021)。对于信息透明度较低的公司,社保基金这一外部监督者进入后,能够提升信息披露质量,降低信息不对称程度,从而抑制企业违规行为的发生。而对于信息透明度较高的企业而言,企业内部治理情况较好,社保基金的进入可能不会产生明显的增量作用。因此,从信息透明度的角度看,相比于信息透明度高的企业,社保基金对公司违规的抑制作用可能在信息透明度低的企业更显著。由此,本文提出如下假设:

H3:与信息透明度高的公司相比,社保基金持股对公司违规行为的抑制作用在信息透明度低的公司中更显著。

社保基金对公司违规产生的作用,可能会受到产品市场竞争的影响。上市公司违规是一种典型的企业社会责任缺失(CSIR)行为,公司一旦发生违规,会影响其综合实力的评估。社保基金作为股东之一,可以利用其获取信息以及专业技能的优势对上市公司违规行为进行控制和监督。产品市场竞争程度较高的情况下,为了使持股公司综合实

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	公司违规	Fraud	上市公司当年违规取 1，否则取 0
解释变量	社保基金持股	SSF	股东中包含社保基金取 1，否则取 0
	社保基金持股比例	SSFP	社保基金持股占公司总股份的比例
调节变量	产品市场竞争	HHI	赫芬达尔指数
	信息透明度	Absacc	可操控应计利润绝对值
	内部控制质量	IC	迪博内部控制指数
控制变量	企业规模	Lsize	年末总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	年末总负债除以总资产
	盈利能力	ROE	公司年度净资产收益率
	成长能力	Growth	公司年度营业收入增长率
	两职合一	Dual	董事长和总经理为同一人取 1，否则取 0
	董事会规模	Board	董事会人数取自然对数
	股权集中度	Top1	年末第一大股东持股比例
	审计意见	Opinion	标准无保留意见为 1，否则为 0
	是否四大审计	Big4	审计为国际四大会计师事务所则取 1，否则取 0
	其他机构持股	OIP	非社保基金机构投资者年末持股比例
	企业年龄	Age	企业成立年限加 1 取自然对数

力始终保持竞争性，社保基金会更加重视督促标的公司提高治理水平，增强对上市公司违规等的监督。而且，上市公司违规会导致利益相关方承受损失，社保基金作为上市公司重大利益相关者也会遭受损失。为了维护自身长远利益，出于避免投资失败的目的，社保基金对上市公司违规行为的监督具有较强的动机。因此，本文提出如下假设：

H4：与产品市场竞争程度较低的公司相比，社保基金持股对公司违规行为的抑制作用在产品市场竞争程度较高的公司中更显著。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取 2007~2023 年的 A 股上市公司作为研究对象。为保证数据的合理性和科学性，进行了如下处理：(1) 剔除了 ST、*ST 的样本；(2) 剔除金融类企业的样本；(3) 剔除数据缺失的样本。最终得到了 5 106 家上市公司的 43 193 条有效公司一年度观测值。为了防止异常值对研究结果产生影响，对所有连续变量在 1% 和 99% 的水平上进行缩尾处理。本文使用的数据均来自 CSMAR 国泰安数据库。所有回归系数的标准误均经过公司层面聚类(Cluster)调整。

(二) 变量定义

本文参考已有研究，选取如下变量(见表 1)：

1. 被解释变量

参考陆瑶和李茶(2016)的研究，本文选取上市公司是否违规(Fraud)作为被解释变量。该变量为虚拟变量，若公司在当年被查出有违规行为，则取值为 1，否则为 0。根据国泰安数据库汇总的违规类型，上市公司涉及虚构利润、虚列资产、虚假记载、推迟披露、重大遗漏、披露不实、欺诈上市、出资违规、擅自改变资金用途、占用公司资产、内幕交易、违规买卖股票、操纵股价、违规担保、一般会计处理不当等行为均判断其违规。

2. 解释变量

参考已有研究(靳庆鲁等, 2016；李春涛等, 2018)，本文选取以下两个解释变量：第一个为社保基金持股(SSF)，即社保基金是否是上市公司股东之一，若是则为 1，否则为 0。第二个为社保基金持股比例(SSFP)，即社保基金持有股数占上市公司发行总股数的比例。本文分别对两个解释变量进行实证分析，研究社保基金持股能否显著降低公司违规行为，以及社保基金持股比例对公司违规产生的影响。

3. 调节变量

由于各上市公司的内部治理情况、所处外部环境等存在差异，社保基金持股对不同公司产生的影响也不尽相同。为了进一步探究这些因素对社保基金持股与公司违规关系产生的影响，借鉴已有研究(李春涛等, 2018；包青，

表 2 描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	P25	P50	P75	最大值
Fraud	43 193	0.191	0.393	0	0	0	0	1
SSF	43 193	0.180	0.384	0	0	0	0	1
SSFP (%)	43 193	0.311	0.888	0	0	0	0	13.350
Lnsiz e	43 193	22.210	1.286	19.890	21.290	22.020	22.940	26.050
Lev	43 193	0.434	0.204	0.060	0.271	0.429	0.586	0.888
ROE	43 193	0.057	0.132	-0.609	0.024	0.067	0.118	0.341
Growth	43 193	0.153	0.371	-0.540	-0.038	0.098	0.260	2.032
Dual	43 193	0.277	0.448	0	0	0	1	1
Top1	43 193	0.063	0.136	0.001	0.003	0.004	0.006	0.587
Board	43 193	2.125	0.199	1.609	1.946	2.197	2.197	2.639
Age	43 193	2.905	0.346	1.792	2.708	2.944	3.178	3.526
OIP	43 193	0.385	0.235	0.001	0.186	0.387	0.569	0.873
Big4	43 193	0.060	0.238	0	0	0	0	1
Opinion	43 193	0.969	0.174	0	1	1	1	1

表 3 Spearman 相关系数矩阵

变量	Fraud	SSF	SSFP	Lnsiz e	Lev	ROE	Growth	Dual	Top1	Board	Age	OIP	Big4	Opinion
Fraud	1													
SSF	-0.041*	1												
SSFP	-0.040*	0.992*	1											
Lnsiz e	-0.053*	0.168*	0.158*	1										
Lev	0.046*	-0.010*	-0.015*	0.460*	1									
ROE	-0.140*	0.216*	0.217*	0.151*	-0.083*	1								
Growth	-0.039*	0.094*	0.094*	0.050*	0.007	0.379*	1							
Dual	0.042*	-0.002	-0.002	-0.153	-0.138*	0.004	0.039*	1						
Top1	-0.120*	0.085*	0.078*	0.160*	0.057*	-0.151*	0.015*	-0.057*	1					
Board	-0.035*	0.047*	0.046*	0.220*	-0.151*	0.050*	-0.001	-0.194*	0.022*	1				
Age	0.001	-0.050*	-0.050*	0.213*	0.106*	-0.067*	-0.105*	-0.052*	-0.125*	-0.025*	1			
OIP	-0.098*	0.168*	0.167*	0.415*	0.169*	0.176*	0.022*	-0.155*	0.345*	0.177*	0.123*	1		
Big4	-0.066*	0.063*	0.056*	0.278*	0.098*	0.082*	0.001	-0.054*	0.125*	0.087*	0.021*	0.201*	1	
Opinion	-0.166*	0.058*	0.058*	0.048*	-0.102*	0.181*	0.110*	0.002	0.091*	0.014*	-0.060*	0.043*	0.021*	1

注：* 表示至少在 5% 的水平上显著。

2022), 本文选取了内部控制质量、信息透明度和产品市场竞争作为调节变量, 将样本进行分组回归。对于内部控制质量, 本文采用迪博内部控制指数作为度量企业内部控制质量的指标, 将样本按照中位数分为内部控制质量高和内部控制质量低两组。对于信息透明度, 采用修正的 Jones 模型(Dechow 等, 1995) 计算可操控应计利润, 用其绝对值表示企业盈余管理程度(Absacc), 该值越大, 表明企业信息透明度越低。本文按照中位数将样本分为信息透明度高和信息透明度低两组进行回归分析。对于产品市场竞争(HHI), 采用赫芬达尔指数来衡量, HHI 指数越高, 说明市

场集中度越高, 竞争程度越低; 相反, HHI 指数越低, 说明市场集中度越低, 竞争程度越高。本文按照中位数将样本分为产品市场竞争程度较高和较低两组。

4. 控制变量

借鉴已有研究(李春涛等, 2018 ; 包青, 2022), 本文选取如下控制变量: (1) 企业规模(Lnsiz e), 为公司年末总资产的自然对数。(2) 资产负债率(Lev), 为公司年末总负债除以总资产。(3) 盈利能力(ROE), 为公司年度净资产收益率。(4) 成长能力(Growth), 为公司年度营业收入增长率。(5) 两职合一(Dual), 若董事长和总经理为同

一人取1，否则取0。(6)董事会规模(Board)，为董事会人数取自然对数。(7)股权集中度(Top1)，为年末第一大股东持股比例。(8)审计意见(Opinion)，如果会计师事务所出具标准无保留意见则取值为1，否则为0。(9)是否四大审计(Big4)，如果公司聘请的会计师事务所为国际四大会计师事务所取值为1，否则取0。(10)其他机构持股比例(OIP)，为非社保基金机构投资者年末持股比例。(11)企业年龄(Age)，为企业成立年限加1取自然对数。此外，本文还控制了年度和行业固定效应。

(三)模型设定

由于被解释变量上市公司是否违规(Fraud)是一个虚拟变量，所以采用Logit模型进行回归分析。同时，在稳健性检验中使用Probit模型进行检验。本文构建的模型如下：

$$\text{Fraud}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{SSF}_{i,t} + \beta_2 \text{SSF}_{i,t} + \sum \beta_2 \text{Controls} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon \quad (1)$$

其中，被解释变量Fraud为公司违规，解释变量SSF为社保基金持股，SSFP为社保基金持股比例。控制变量Controls为企业规模、资产负债率、盈利能力等。变量Year和Industry为年度与行业效应。下标i、t分别代表第i个样本和第t年。 β_0 是常数项， β_1 是估计系数， ε 为随机扰动项。

四、实证结果分析

(一)描述性统计与相关性分析

表2为本文主要变量的描述性统计结果。由表中结果可见，公司违规(Fraud)的均值为0.191，表明上市公司中平均每年约有19.10%的公司发生违规。社保基金持股(SSF)的均值为0.180，表明约18%的上市公司股东中有社保基金。社保基金持股比例(SSFP)的均值为0.311%，最大值为13.35%，表明社保基金最多持有上市公司13.35%的股份。在控制变量中，资产负债率(Lev)的均值为43.40%，说明样本中上市公司的债务水平在可控范围之内。盈利能力(ROE)的最小值为负数，表明有部分企业出现亏损。成长能力(Growth)的最小值也为负值，说明有部分企业营业收入增长出现下降。其余控制变量均在合理范围内。

本文还对主要变量进行了Spearman相关系数分析，结果见表3。首先，社保基金持股(SSF)、社保基金持股比例(SSFP)与公司违规(Fraud)的系数显著为负，初步验证了假设1，有进一步开展回归分析的必要性。其次，主要控制变量与公司违规之间均呈现显著的相关关系，说明本文选择的控制变量是合适的。最后，主要变量的相关系数的绝

表4 基准回归结果

	(1) Fraud	(2) Fraud	(3) Fraud	(4) Fraud
SSF	-0.404*** (-9.394)		-0.151*** (-3.485)	
SSFP		-0.154*** (-7.042)		-0.064*** (-3.210)
Lnsiz			-0.066*** (-3.107)	-0.070*** (-3.302)
Lev			0.849*** (7.387)	0.855*** (7.442)
ROE			-1.628*** (-13.307)	-1.632*** (-13.363)
Growth			0.150*** (4.029)	0.148*** (3.966)
Dual			0.127*** (3.106)	0.125*** (3.068)
Top1			-0.009** (-2.566)	-0.009*** (-2.600)
Board			-0.092 (-0.943)	-0.091 (-0.939)
Age			0.009 (0.126)	0.013 (0.179)
OIP			-0.745*** (-8.409)	-0.748*** (-8.469)
Big4			-0.492*** (-4.347)	-0.494*** (-4.361)
Opinion			-1.366*** (-18.124)	-1.367*** (-18.125)
常数项	-1.254*** (-7.130)	-1.270*** (-7.248)	1.337*** (2.691)	1.403*** (2.828)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	43 193	43 193	43 193	43 193
Pseudo R ²	0.045	0.044	0.088	0.088

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为z值。

对值大部分小于0.5，说明模型中多重共线性的程度较小。

(二)社保基金持股与公司违规行为的回归结果

基准回归结果如表4所示，第(1)(2)列是未加入控制变量的回归结果，社保基金持股(SSF)的回归系数为-0.404，在1%水平上显著，社保基金持股比例(SSFP)的回归系数为-0.154，在1%的水平上显著。第(3)(4)列为加入控制变量后的回归结果，社保基金持股(SSF)和社保基金持股比例(SSFP)的回归系数分别为-0.151

表 5 平衡性检验

变量	匹配情况	均值		标准误 (%)	标准误绝对值 减少 (%)	t 检验	
		处理组	控制组			t 值	p 值
Lnsiz	未匹配	22.686	22.108	45.2	92.3	36.43	0.000
	匹配	22.686	22.641	3.5		1.46	0.144
Lev	未匹配	0.429	0.439	-2.7	53.8	-1.77	0.077
	匹配	0.429	0.432	0.7		0.65	0.517
Growth	未匹配	0.247	0.173	17.1	97.6	13.28	0.000
	匹配	0.247	0.230	-0.4		-0.24	0.808
Top1	未匹配	5.684	6.448	-5.7	96.0	-4.48	0.000
	匹配	5.684	5.714	2.3		-0.14	0.887
Board	未匹配	2.155	2.131	12.1	97.8	10.78	0.000
	匹配	2.155	2.156	-0.5		-0.19	0.852
Age	未匹配	2.862	2.914	-13.6	91.0	-11.97	0.000
	匹配	2.862	2.867	-1.6		-0.82	0.412
OIP	未匹配	0.467	0.368	44.0	95.5	34.17	0.000
	匹配	0.467	0.463	1.5		1.21	0.224
Big4	未匹配	0.093	0.052	15.3	86.0	13.33	0.000
	匹配	0.093	0.085	2.1		1.21	0.225
Opinion	未匹配	0.989	0.965	16.2	98.0	11.16	0.000
	匹配	0.989	0.990	-0.3		-0.30	0.765

和-0.064，均在1%的水平上显著为负。意味着社保基金持股的可能性每增加1%，样本公司发生违规的概率便降低14.01%；社保基金持股的比例每增加1%，样本公司发生违规的概率便降低6.19%。由此可以判断，社保基金持股、社保基金持股比例均与公司违规行为发生概率之间呈负相关关系，即社保基金持股可以降低公司违规的可能性，且社保基金持股比例越大，上市公司发生违规行为的概率就越低。说明社保基金持股对公司违规产生了显著的抑制作用，支持了假设1。

（三）稳健性检验

1. 倾向得分匹配

为了缓解模型设定偏误产生的遗漏变量问题，本文使用倾向得分匹配法进行稳健性检验。在对样本进行匹配之后再次进行Logit回归，以证明本文的回归结果稳健。本文将2007~2023年间被社保基金持股的上市公司作为实验组，未被社保基金持股的上市公司作为控制组，选取公司规模(Lnsiz)、资产负债率(Lev)、成长能力(Growth)、股权集中度(Top1)、董事会规模(Board)、审计意见(Opinion)、是否四大审计(Big4)、其他机构投资者持股比例(OIP)、企业年龄(Age)作为协变量，同时控制行业和年份。首先，计算上市公司被社保基金持股的概率，估计倾

向得分，并对匹配结果进行平衡性检验，以确保匹配的质量，结果列示在表5。接着，采用核匹配法，根据倾向得分将控制组和处理组进行配对。最后，利用模型(1)对匹配后的样本进行回归，结果列示在表6，社保基金持股(SSF)和社保基金持股比例(SSFP)的系数均在1%水平上显著为负，证明结论具有稳健性。

2. Heckman 两阶段模型

社保基金在选择持股公司时，可能会存在一定的偏好。为缓解可能存在的自选择问题，本文采用 Heckman 两阶段模型进行检验。参考 Tsai (2015) 和韩贺洋等(2024) 的研究，本文选取2010年通过的《中华人民共和国社会保险法》(以下简称《社会保险法》)作为工具变量进行回归分析。《社会保险法》很大程度上影响着社保基金的投资策略(唐大鹏等, 2022)，同时，《社会保险法》与上市公司违规行为没有相关性。因此，选择《社会保险法》作为工具变量满足工具变量的相关性假设和外生性假设。为避免《社会保险法》与年份虚拟变量可能存在的多重共线性问题，本文参考唐大鹏等(2022)的做法，分别使用“滞后两期的SSF×社保基金规模增长率×《社会保险法》的通过”、“滞后两期的SSFP×社保基金规模增长率×《社会保险法》的通过”，构建Bartik_IV1和Bartik_IV2作为模型中SSF和SSFP的工

表6 基于倾向得分匹配的Logit回归

	(1) Fraud	(2) Fraud
SSF	-0.148*** (-3.427)	
SSFP		-0.063*** (-2.970)
Lnsize	-0.068*** (-3.200)	-0.072*** (-3.393)
Lev	0.855*** (7.405)	0.861*** (7.462)
ROE	-1.659*** (-13.362)	-1.663*** (-13.417)
Growth	0.152*** (4.061)	0.150*** (3.999)
Dual	0.130*** (3.168)	0.128*** (3.130)
Top1	-0.009** (-2.525)	-0.009** (-2.559)
Board	-0.094 (-0.966)	-0.094 (-0.962)
Age	0.010 (0.134)	0.013 (0.186)
OIP	-0.739*** (-8.317)	-0.742*** (-8.376)
Big4	-0.489*** (-4.320)	-0.491*** (-4.333)
Opinion	-1.402*** (-18.273)	-1.403*** (-18.279)
常数项	1.413*** (2.833)	1.480*** (2.970)
Industry	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	43 082	43 082
Pseudo R ²	0.088	0.088

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为z值。

具变量。回归结果见表7。Heckman检验分为两阶段。首先采用Probit模型，求得逆米尔斯比率(IMR)。接着将逆米尔斯比率作为控制变量加入基准回归模型中，进行第二阶段Logit回归。第(2)列结果显示，解释变量社保基金持股(SSF)的系数为-0.149，在1%水平上显著为负。第(4)列

表7 Heckman两阶段检验

	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段	(3) 第一阶段	(4) 第二阶段
Bartik_IV1	3.137*** (19.322)			
Bartik_IV2			1.542*** (18.999)	
SSF		-0.149*** (-3.162)		
SSFP				-0.062*** (-2.987)
Lnsize	0.211*** (14.652)	-0.116*** (-3.455)	0.220*** (15.248)	-0.113*** (-3.350)
Lev	-0.401*** (-4.829)	0.928*** (6.484)	-0.408*** (-4.958)	0.918*** (6.477)
ROE	1.982*** (14.115)	-1.561*** (-5.921)	1.989*** (14.093)	-1.492*** (-5.616)
Growth	0.086*** (3.444)	0.131*** (3.135)	0.0823*** (3.227)	0.130*** (3.139)
Dual	0.084*** (3.008)	0.166*** (3.499)	0.0877*** (3.130)	0.167*** (3.523)
Top1	0.001 (0.337)	-0.008* (-1.951)	0.001 (0.127)	-0.009** (-1.983)
Board	-0.0442 (-0.683)	-0.0681 (-0.625)	-0.0491 (-0.755)	-0.0692 (-0.635)
Age	-0.233*** (-5.100)	-0.053 (-0.599)	-0.237*** (-5.146)	-0.059 (-0.642)
OIP	0.542*** (9.282)	-0.861*** (-7.265)	0.548*** (9.330)	-0.844*** (-7.170)
Big4	-0.0780 (-1.391)	-0.435*** (-3.427)	-0.0746 (-1.316)	-0.440*** (-3.466)
Opinion	0.0923 (1.195)	-1.343*** (-15.954)	0.101 (1.290)	-1.339*** (-15.911)
IMR		-0.050*** (-2.933)		-1.732*** (-13.696)
常数项	-5.499*** (-16.899)	2.541*** (2.817)	-5.151*** (-17.261)	9.788*** (13.285)
N	32 705	32 705	32 705	32 705
Pseudo R ²	0.125	0.082	0.128	0.082

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为z值。

结果显示，社保基金持股比例(SSFP)的系数为-0.062，在1%水平上显著为负。这表明社保基金持股仍与公司违规呈显著负相关的关系，结果具有稳健性。

3.Probit模型

由于本文的被解释变量公司违规(Fraud)是二值离散

表 8 Probit 模型回归结果

	(1) Fraud	(2) Fraud
SSF	-0.086*** (-3.593)	
SSFP		-0.037*** (-3.382)
Lnsiz	-0.040*** (-3.386)	-0.043*** (-3.588)
Lev	0.492*** (7.630)	0.496*** (7.689)
ROE	-0.944*** (-13.340)	-0.947*** (-13.395)
Growth	0.089*** (4.190)	0.088*** (4.131)
Dual	0.069*** (2.978)	0.068*** (2.933)
Top1	-0.004** (-2.158)	-0.004** (-2.203)
Board	-0.051 (-0.935)	-0.051 (-0.934)
Age	0.005 (0.131)	0.007 (0.183)
OIP	-0.416*** (-8.379)	-0.418*** (-8.434)
Big4	-0.262*** (-4.431)	-0.263*** (-4.442)
Opinion	-0.818*** (-18.280)	-0.818*** (-18.286)
常数项	0.825*** (2.954)	0.864*** (3.099)
Industry	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	43 193	43 193
Pseudo R ²	0.089	0.089

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为z值。

变量，因此在基准回归中选用了Logit模型。为了检验该模型的稳健性，现采用Probit模型进行检验。由表8可以看到，社保基金持股（SSF）、社保基金持股比例（SSFP）与公司违规（Fraud）的回归系数分别为-0.086和-0.037，两个系数均为负值，且均在1%的水平上显著。表明社保基金持股能够抑制公司违规行为，且社保基金持股比例越高，抑制作用越强烈。回归结果与基准回归中Logit模型的结果基本相同，因此，上述结论通过了稳健性检验。

表 9 解释变量滞后一期

	(1) Fraud	(2) Fraud
SSF _{t-1}	-0.106*** (-2.827)	
SSFP _{t-1}		-0.040** (-2.407)
Lnsiz _{t-1}	-0.075*** (-4.825)	-0.078*** (-5.072)
Lev _{t-1}	0.875*** (10.083)	0.880*** (10.150)
ROE _{t-1}	-2.074*** (-16.737)	-2.081*** (-16.807)
Growth _{t-1}	0.152*** (3.979)	0.150*** (3.934)
Dual _{t-1}	0.145*** (4.596)	0.144*** (4.559)
Top1 _{t-1}	-0.009 (-1.601)	-0.009 (-1.615)
Board _{t-1}	-0.085 (-1.151)	-0.085 (-1.152)
Age _{t-1}	-0.008 (-0.164)	-0.005 (-0.095)
OIP _{t-1}	-0.732*** (-10.649)	-0.736*** (-10.712)
Big4 _{t-1}	-0.521*** (-6.589)	-0.522*** (-6.601)
Opinion _{t-1}	-1.061*** (-13.311)	-1.062*** (-13.311)
常数项	1.480*** (3.943)	1.535*** (4.107)
Industry	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	37 455	37 455
Pseudo R ²	0.077	0.077

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为z值。

4. 解释变量滞后一期

考虑到社保基金进入上市公司后，可能不会立即发挥治理作用，监督效应的产生可能需要一定的时间。本文参考沈睿诚和宋夏云（2023），将解释变量和控制变量滞后一期，来考察结论的稳健性。如表9所示，滞后一期的解释变量（SSF_{t-1}和SSFP_{t-1}）的回归系数分别在1%和5%水平上显著为负，说明社保基金持股会对下一年度公司违规行为产生显著抑制作用，支持了本文的假设1。

表 10 基于内部控制质量的异质性分析

	(1) 内部控制 质量高	(2) 内部控制 质量低	(3) 内部控制 质量高	(4) 内部控制 质量低
SSF	-0.091 (-1.527)	-0.130** (-3.119)		
SSFP			-0.043 (-0.463)	-0.061** (-3.134)
Lnsizes	-0.069** (-2.316)	-0.020 (-0.815)	-0.072** (-2.411)	-0.023 (-0.913)
Lev	1.017*** (6.336)	0.738*** (5.571)	1.020*** (6.362)	0.742*** (5.603)
ROE	-1.343*** (-5.646)	-1.088*** (-8.040)	-1.342*** (-5.668)	-1.087*** (-8.040)
Growth	0.244*** (4.316)	0.279*** (5.831)	0.242*** (4.289)	0.278*** (5.809)
Dual	0.174*** (3.074)	0.092** (1.979)	0.173*** (3.052)	0.091* (1.957)
Top1	-0.007 (-1.482)	-0.011** (-2.572)	-0.007 (-1.507)	-0.011*** (-2.585)
Board	0.128 (0.955)	-0.260** (-2.300)	0.129 (0.964)	-0.261** (-2.308)
Age	0.049 (0.516)	-0.079 (-0.963)	0.050 (0.533)	-0.076 (-0.929)
OIP	-0.676*** (-5.593)	-0.699*** (-6.413)	-0.675*** (-5.604)	-0.701*** (-6.444)
Big4	-0.519*** (-3.578)	-0.382*** (-2.966)	-0.521*** (-3.591)	-0.383*** (-2.968)
Opinion	-1.187*** (-6.404)	-1.256*** (-16.016)	-1.186*** (-6.400)	-1.256*** (-16.017)
常数项	0.484 (0.700)	0.996 (1.679)	0.527 (0.764)	1.035* (1.748)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	23 953	19 240	23 953	19 240
Pseudo R ²	0.070	0.073	0.070	0.073
经验 p 值	0.028**		0.015**	

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为z值。

(四)调节作用检验：内部控制质量、信息透明度和产品市场竞争

目前的研究结果支持了社保基金持股与公司违规之间的负相关关系，然而，公司的内部治理情况和所处环境可能会对社保基金持股与公司违规的关系产生影响。本文进一步检验内部控制质量、信息透明度和产品市场竞争这三个因素对社保基金持股与公司违规之间关系的调节作用。

1. 内部控制质量

为了检验内部控制质量对社保基金持股与公司违规关系的影响，本文参考徐细雄等(2021)的研究，采用迪博内部控制指数作为公司内部控制质量的代理变量，进行分组检验。表10的回归结果显示，第(1)列和第(3)列内部控制质量高的企业中，社保基金持股(SSF)及社保基金持股比例(SSFP)的系数为负但不显著；第(2)列和第(4)列内部控制质量低的企业中，社保基金持股(SSF)及社保基金持股比例(SSFP)的系数均在5%的水平上显著为负。结果表明，相比内部控制质量高的企业，社保基金对内部控制质量低的公司违规行为治理效果更加明显，验证了假设2。

2. 信息透明度

为了检验信息透明度对社保基金持股与公司违规关系的影响，本文参考包青(2022)的研究，采用修正的Jones模型计算可操控应计利润(Dechow等, 1995)，用其绝对值表示企业盈余管理程度，进行分组检验。从表11回归结果可以看到，第(1)列和第(3)列信息透明度高的企业中，社保基金持股(SSF)及社保基金持股比例(SSFP)的系数不显著；第(2)列和第(4)列信息透明度低的企业中，社保基金持股(SSF)及社保基金持股比例(SSFP)的系数均在1%的水平上显著为负。这一结果表明，对信息透明度高的公司而言，社保基金进入发挥的治理效应并不明显；而对于信息透明度低的公司而言，社保基金持股有效降低了公司发生违规行为的可能性，验证了假设3。

3. 产品市场竞争

为了检验产品市场竞争对社保基金持股与公司违规关系的影响，本文参考包青(2022)的研究，采用赫芬达尔指数作为产品市场竞争程度的代理变量进行分组检验。HHI指数越高，说明市场集中度越高，竞争程度越低；相反，HHI指数越低，说明市场集中度越低，竞争程度越高。从表12的回归结果中可以看到，第(1)列和第(3)列产品市场竞争程度较低的企业中，社保基金持股比例(SSFP)的系数为负但不显著，第(2)列和第(4)列产品市场竞争程度较高的企业中社保基金持股(SSF)及社保基金持股比例(SSFP)的系数均在1%的水平上显著为负。这一结果表明，对所处行业的产品市场竞争程度较低的公司而言，社保基金持股发挥的治理效应并不明显。相反，对于所处行业的产品市场竞争程度较高的公司而言，社保基金持股有效降低了公司发生违规行为的可能性，产生了显著的治理作用，验证了假设4。

表 11 基于信息透明度的异质性分析

	(1) 信息透明度 度高	(2) 信息透明度 度低	(3) 信息透明度 度高	(4) 信息透明度 度低
SSF	0.016 (0.258)	-0.250*** (-4.627)		
SSFP			-0.007 (-1.286)	-0.100*** (-3.008)
Lnsizes	-0.068** (-2.493)	-0.062** (-2.494)	-0.067** (-2.456)	-0.070*** (-2.803)
Lev	1.006*** (6.721)	0.718*** (5.163)	1.003*** (6.703)	0.728*** (5.235)
ROE	-1.835*** (-7.230)	-1.624*** (-11.947)	-1.823*** (-7.204)	-1.635*** (-12.040)
Growth	0.204*** (3.222)	0.116** (2.526)	0.205*** (3.233)	0.112** (2.447)
Dual	0.074 (1.399)	0.177*** (3.655)	0.074 (1.404)	0.173*** (3.586)
Top1	-0.008 (-1.612)	-0.011** (-2.384)	-0.008 (-1.624)	-0.011** (-2.484)
Board	-0.201 (-1.608)	0.002 (0.021)	-0.200 (-1.601)	0.004 (0.034)
Age	-0.045 (-0.501)	0.047 (0.553)	-0.047 (-0.520)	0.056 (0.661)
OIP	-0.676*** (-5.973)	-0.800*** (-7.258)	-0.671*** (-5.960)	-0.808*** (-7.336)
Big4	-0.420*** (-3.115)	-0.564*** (-3.794)	-0.421*** (-3.123)	-0.568*** (-3.818)
Opinion	-1.530*** (-13.164)	-1.281*** (-14.434)	-1.529*** (-13.158)	-1.280*** (-14.403)
常数项	1.908*** (2.906)	0.904 (1.529)	1.888*** (2.877)	1.024* (1.736)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20 684	22 509	20 684	22 509
Pseudo R ²	0.070	0.106	0.070	0.106
经验 p 值	0.008***		0.014**	

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为 z 值。

(五) 机制检验：治理效应和信息效应

根据前文的结论，社保基金持股能够显著抑制公司违规。那么，社保基金影响公司违规行为的路径是什么？本文将从治理渠道和信息渠道两个角度，对社保基金持股抑制公司违规的路径进行实证检验。

借鉴温忠麟和叶宝娟（2014）的做法，本文采用逐步

表 12 基于产品市场竞争的异质性分析

	(1) 产品市场 竞争程度 较低	(2) 产品市场 竞争程度 较高	(3) 产品市场 竞争程度 较低	(4) 产品市场 竞争程度 较高
SSF	-0.062 (-1.047)	-0.254*** (-4.180)		
SSFP			-0.021 (-0.774)	-0.114*** (-3.987)
Lnsizes	-0.087*** (-3.117)	-0.040 (-1.372)	-0.089*** (-3.203)	-0.046 (-1.563)
Lev	0.752*** (5.025)	0.960*** (5.943)	0.755*** (5.054)	0.971*** (6.012)
ROE	-1.359*** (-8.132)	-1.923*** (-11.114)	-1.363*** (-8.153)	-1.931*** (-11.214)
Growth	0.158*** (3.180)	0.133** (2.384)	0.157*** (3.159)	0.129** (2.320)
Dual	0.062 (1.097)	0.187*** (3.429)	0.061 (1.080)	0.185*** (3.397)
Top1	-0.011** (-2.213)	-0.008* (-1.702)	-0.011** (-2.219)	-0.008* (-1.745)
Board	-0.081 (-0.585)	-0.084 (-0.668)	-0.080 (-0.576)	-0.088 (-0.699)
Age	0.032 (0.329)	-0.028 (-0.292)	0.035 (0.353)	-0.024 (-0.244)
OIP	-0.771*** (-6.456)	-0.699*** (-5.636)	-0.774*** (-6.485)	-0.703*** (-5.698)
Big4	-0.630*** (-4.148)	-0.287* (-1.886)	-0.630*** (-4.151)	-0.289* (-1.897)
Opinion	-1.296*** (-12.469)	-1.461*** (-13.565)	-1.296*** (-12.471)	-1.464*** (-13.545)
常数项	1.609** (2.463)	0.560 (0.835)	1.644** (2.517)	0.674 (1.008)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21 918	21 275	21 918	21 275
Pseudo R ²	0.082	0.100	0.070	0.100
经验 p 值	0.020**		0.000***	

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为 z 值。

回归法进行中介效应检验。具体步骤如下：第一步，采用模型（2）检验社保基金持股（SSF）和社保基金持股比例（SSFP）对被解释变量公司违规（Fraud）的影响，若显著则进行第二步，否则终止检验。第二步，采用模型（3）检验社保基金持股（SSF）和社保基金持股比例（SSFP）对中介变量（Mv）的回归系数，若显著则进行第三步。第三步，将中

表 13 控股股东资金占用的中介效应分析

	(1) Fraud	(2) Occupy	(3) Fraud	(4) Fraud	(5) Occupy	(6) Fraud
SSF	-0.151*** (-3.485)	-0.003*** (-3.619)	-0.146*** (-3.376)			
SSFP				-0.064*** (-3.210)	-0.001* (-1.687)	-0.063*** (-3.164)
Occupy			1.508*** (5.017)			1.517*** (5.042)
常数项	1.337*** (2.691)	-0.150*** (-8.274)	1.615*** (3.230)	1.403*** (2.828)	-0.148*** (-8.182)	1.681*** (3.365)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	43 193	43 193	43 193	43 193	43 193	43 193
adj. R ²		0.085			0.085	
Pseudo R ²	0.088		0.089	0.088		0.089
Sobel Z	-3.260***			-1.858*		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，列(2)和列(5)括号内为t值，其余括号内为z值。

介变量(Mv)纳入模型(2)中构建模型(4)，如果社保基金持股(SSF)、社保基金持股比例(SSFP)和中介变量(Mv)的系数均显著，则说明存在部分中介效应，如果社保基金持股(SSF)和社保基金持股比例(SSFP)的系数不显著而中介变量(Mv)的系数显著，则说明存在完全中介效应。

$$\text{Fraud}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{SSF}_{i,t} + \beta_2 \text{SSFP}_{i,t} + \sum \beta_3 \text{Controls} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{Mv}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{SSF}_{i,t} + \gamma_2 \text{SSFP}_{i,t} + \sum \gamma_3 \text{Controls} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon \quad (3)$$

$$\text{Fraud}_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 \text{SSF}_{i,t} + \eta_2 \text{SSFP}_{i,t} + \eta_3 \text{Mv}_{i,t} + \sum \eta_4 \text{Controls} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon \quad (4)$$

其中，Mv_{i,t}分别表示控股股东资金占用程度(Occupy)和分析师跟踪人数(Analysts)。

1. 治理渠道

社保基金在持股上市公司后，可能会通过抑制控股股东掏空行为，缓解第二类代理问题，改善上市公司治理，降低公司违规的可能性。本文参考李春涛等(2018)的研究，采用净占用资金年末总量(其他应收款减去其他应付款)与年末总资产的比值，来衡量控股股东资金占用程度(Occupy)。

回归结果如表13所示。第一步中，第(1)列社保基金持股(SSF)和第(4)列社保基金持股比例(SSFP)对公司违规的系数分别为-0.151和-0.064，均在1%水平上显著。

第二步中，第(2)列社保基金持股(SSF)和第(5)列社保基金持股比例(SSFP)对控股股东资金占用的系数分别在1%和10%水平上显著为负，表明社保基金持股能够显著抑制控股股东资金占用行为。第三步中，将中介因子控股股东资金占用(Occupy)加入模型后，第(3)列和第(6)列社保基金持股(SSF)和社保基金持股比例(SSFP)的系数分别为-0.146和-0.063，均在1%的水平上显著。同时，控股股东资金占用(Occupy)的系数均在1%的水平上显著为正。Sobel Z检验分别在1%和10%的水平上显著，表明该中介效应成立。总体结果表明，社保基金持股可以通过减少控股股东的资金占用行为抑制公司违规行为。

2. 信息渠道

分析师拥有专业知识和实地调研机会，具有信息优势，更容易识别公司异常行为，从而能够抑制企业违规(肖奇和沈华玉，2017)。因此，本文预期社保基金持股能够通过吸引分析师关注，对上市公司进行监督，减少违规行为的发生。本文参考兰秀文等(2020)的研究，采用分析师跟踪人数加1的自然对数衡量分析师关注程度。

回归结果如表14所示。第一步中，第(1)列社保基金持股(SSF)和第(4)列社保基金持股比例(SSFP)对公司违规的系数分别为-0.151和-0.064，均在1%水平上显著。第二步中，第(2)列社保基金持股(SSF)和第(5)列社保基金持股比例(SSFP)对分析师关注的系数均在1%水平上

表 14 分析师关注的中介效应分析

	(1) Fraud	(2) Analysts	(3) Fraud	(4) Fraud	(5) Analysts	(6) Fraud
SSF	-0.151*** (-3.485)	0.673*** (38.773)	-0.098** (-2.210)			
SSFP				-0.064*** (-3.210)	0.247*** (30.071)	-0.043** (-2.182)
Analysts			-0.078*** (-4.117)			-0.079*** (-4.207)
常数项	1.337*** (2.691)	-6.574*** (-29.359)	0.820 (1.596)	1.403*** (2.828)	-6.959*** (-30.750)	0.853* (1.662)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	43 193	43 193	43 193	43 193	43 193	43 193
adj. R ²		0.450			0.439	
Pseudo R ²	0.088		0.089	0.088		0.089
Sobel Z	-5.112***			-5.028***		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，列(2)和列(5)括号内为t值，其余括号内为z值。

显著为正，表明社保基金持股能够显著增加分析师跟踪人数，吸引分析师对上市公司的关注。第三步控制了分析师关注程度之后，第(3)列和第(6)列结果显示，社保基金持股(SSF)和社保基金持股比例(SSFP)的系数分别为-0.098和-0.043，均在5%的水平上显著为负。说明社保基金持股可以通过增加分析师跟踪人数，提高分析师关注度，从而抑制公司违规行为。

五、结论与启示

本文基于2007~2023年沪深两市上市公司的数据，研究了社保基金持股对公司违规的影响及其机制。研究发现：(1)社保基金持股对公司违规具有显著的抑制作用，该结论经过一系列稳健性检验后依然保持不变。(2)调节作用检验发现，在内部控制质量低、信息透明度低和市场竞争激烈的企业中，社保基金持股对公司违规的抑制作用显著更强。(3)机制检验表明，社保基金持股主要通过治理渠道和信息渠道对公司违规产生抑制作用。

本文的研究具有如下启示。第一，社保基金应当在保证资金安全的情况下积极投资入市。本文研究表明，社保基金持股显著抑制了公司违规行为，证明了其在公司治理中的积极作用。因此，应当鼓励社保基金进入资本市场进行投资，并完善相关管理体制机制，合理配置委托投资和直接投资比例，确保投资的安全性、收益性和长期性，使其

治理效用最大化。第二，相关部门应加强对上市公司违规行为的监督管理。近年来，我国上市公司违规行为屡见不鲜，需进一步完善上市公司监督管理规定，利用大数据和数字化技术提高监管效率，及时发现和处理违规行为，为资本市场的健康发展保驾护航。第三，上市公司应进一步提升内部控制质量和信息透明度。提高信息透明度能够有效减少企业与投资者之间的信息不对称，保护投资者利益，同时也能获得社保基金等机构投资者的青睐。上市公司应重视内部控制体系的建设与完善，严格遵守内控制度相关规定，确保企业的长期健康发展。

主要参考文献：

[1] 包青. 社保基金持股与权益资本成本[J]. 中南财经政法大学学报, 2022, (1): 62-73.

[2] 卜君, 孙光国. 投资者实地调研与上市公司违规: 作用机制与效果检验[J]. 会计研究, 2020, (5): 30-47.

[3] 蔡志岳, 吴世农. 董事会特征影响上市公司违规行为的实证研究[J]. 南开管理评论, 2007, (6): 62-68.

[4] 杜兴强, 张颖. 独立董事返聘与公司违规: “学习效应”抑或“关系效应”? [J]. 金融研究, 2021, (4): 150-168.

[5] 高雷, 张杰. 公司治理、机构投资者与盈余管理[J]. 会计研究, 2008, (9): 64-72.

[6] 韩贺洋, 杨兴全, 周全, 韩俊华. 社保基金持股与企

- 业风险承担：过度监督还是风险治理[J]. 会计研究, 2024, (1): 108-121.
- [7] 姜超. 证券分析师、内幕消息与资本市场效率——基于中国A股股价中公司特质信息含量的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2013, (2): 429-452.
- [8] 靳庆鲁, 宣扬, 李刚, 陈明端. 社保基金持股与公司股利政策[J]. 会计研究, 2016, (5): 34-39.
- [9] 孔东民, 王琪瑶. 买方压力、机构持股与分析师预测偏差[J]. 证券市场导报, 2017, (10): 4-11.
- [10] 兰秀文, 邬晗, 张伟. 社保基金持股对股价同步性的影响研究——基于A股上市公司的证据[J]. 会计之友, 2020, (22): 105-112.
- [11] 雷啸, 唐雪松. 会计信息可比性与公司违规行为[J]. 财经论丛, 2021, (1): 64-74.
- [12] 李春涛, 薛原, 惠丽丽. 社保基金持股与企业盈余质量：A股上市公司的证据[J]. 金融研究, 2018, (7): 124-142.
- [13] 李从刚, 许荣. 保险治理与公司违规——董事高管责任保险的治理效应研究[J]. 金融研究, 2020, (6): 188-206.
- [14] 刘慧, 张俊瑞. 政府干预、内部控制与公司未决诉讼[J]. 管理评论, 2018, (10): 207-220.
- [15] 陆瑶, 李茶. CEO对董事会的影响力与上市公司违规犯罪[J]. 金融研究, 2016, (1): 176-191.
- [16] 陆瑶, 朱玉杰, 胡晓元. 机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究[J]. 南开管理评论, 2012, (1): 13-23.
- [17] 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.
- [18] 单华军. 内部控制、公司违规与监管绩效改进——来自2007-2008年深市上市公司的经验证据[J]. 中国工业经济, 2010, (11): 140-148.
- [19] 沈睿诚, 宋夏云. 社保基金持股与企业金融化[J]. 财经论丛, 2023, (2): 68-79.
- [20] 孙文晶, 王明伟, 冯建. 社保基金持股与分析师预测精度[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2021, (6): 96-113.
- [21] 唐大鹏, 郑好, 李渊, 王伯伦. “准财政政策”能促进企业创新吗?——基于社保基金委托投资的预期引导和资源配置效应[J]. 会计与经济研究, 2022, (5): 32-53.
- [22] 宛晴, 程小可, 杨鸣京, 欧阳才越. 大客户地理邻近性能够抑制公司违规吗? [J]. 中国软科学, 2019, (8): 100-119.
- [23] 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, (5): 731-745.
- [24] 肖奇, 沈华玉. 分析师关注、成长性与公司违规行为研究[J]. 商业研究, 2017, (10): 116-125.
- [25] 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.
- [26] 杨海燕, 韦德洪, 孙健. 机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗?——兼论不同类型机构投资者的差异[J]. 会计研究, 2012, (9): 16-23.
- [27] 杨清香, 俞麟, 陈娜. 董事会特征与财务舞弊——来自中国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2009, (7): 64-70.
- [28] 曾志远, 蔡东玲, 武小凯. “监督管理层”还是“约束大股东”? 基金持股对中国上市公司价值的影响[J]. 金融研究, 2018, (12): 157-173.
- [29] 张先治, 贾兴飞. 社保基金持股对公司价值的影响研究——基于持股特征异质性的视角[J]. 财经问题研究, 2014, (5): 45-52.
- [30] 张新民, 葛超, 杨道广. 内部控制能否抑制避税所引起的大股东掏空风险? [J]. 南京审计大学学报, 2021, (6): 61-69.
- [31] 赵璨, 曹伟, 朱锦余. 治理环境、产权性质与内部控制治理效应——基于公司违规视角的研究[J]. 经济与管理评论, 2013, (6): 124-131.
- [32] 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.
- [33] 朱湘萍, 房艳敏. 机构投资者持股与上市公司违规——兼论不同类型机构投资者的作用差异[J]. 财会月刊, 2014, (20): 24-29.
- [34] 邹洋, 张瑞君, 孟庆斌, 侯德帅. 资本市场开放能抑制上市公司违规吗?——来自“沪港通”的经验证据[J]. 中国软科学, 2019, (8): 120-134.
- [35] Chen, G., Firth, M., Gao, D. N., Rui, O. M. Ownership Structure, Corporate Governance, and Fraud: Evidence from China[J]. Journal of Corporate Finance, 2006, 12(3): 424-448.
- [36] Chen, J., Cumming, D., Hou, W., Lee, E. Does the External Monitoring Effect of Financial Analysts Deter Corporate Fraud in China? [J]. Journal of Business Ethics, 2016, 134(4): 727-742.
- [37] Chen, X., Harford, J., Li, K. Monitoring: Which Institutions Matter? [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 86(2): 279-305.
- [38] Correia, M. M. Political Connections and SEC Enforcement[J]. Journal of Accounting and Economics, 2014, 57(2): 241-262.
- [39] Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P. Detecting Earnings Management[J]. The Accounting Review, 1995, 70(2): 193-225.
- [40] Harford, J., Kecskés, A., Mansi, S. Do Long-term

- Investors Improve Corporate Decision Making? [J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 50 : 424-452.
- [41]How, J., Verhoeven, P., Wahab, E. A.A. Institutional Investors, Political Connections and Analyst Following in Malaysia[J]. Economic Modelling, 2014, 43 : 158-167.
- [42]La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A. Corporate Ownership Around the World[J]. The Journal of Finance, 1999, 54 (2) : 471-517.
- [43]Leckie, S., Pan, N. A Review of the National Social Security Fund in China[J]. Pensions : An International Journal, 2007, 12 (2) : 88-97.
- [44]Lin, Y. R., Fu, X. M. Does Institutional Ownership Influence Firm Performance? Evidence from China[J]. International Review of Economics and Finance, 2017, 49 : 17-57.
- [45]Mccahery, J. A., Sautner, Z., Starks, L. T. Behind the Scenes : The Corporate Governance Preferences of Institutional Investors[J]. The Journal of Finance, 2016, 71 (6) : 2905-2932.
- [46]Parrino, R., Sias, R. W., Starks, L. T. Voting with Their Feet : Institutional Ownership Changes Around Forced CEO Turnover [J]. Journal of Financial Economics, 2003, 68 (1) : 1-43.
- [47]Sias, R. W., Starks, L. T., Titman, S. The Price Impact of Institutional Trading[R]. SSRN Electronic Journal, 2001.
- [48]Tang, D., Wu, J., Chen, Z. Does the Social Security Fund Help Non-financial Enterprises to Transform from the Virtual to the Real? [J]. China Journal of Accounting Research, 2022, 15 (2) : 100-238.
- [49]Tsai, Y. Social Security Income and the Utilization of Home Care : Evidence from the Social Security Notch[J]. Journal of Health Economics, 2015, 43 : 45-55.
- [50]Womack, K. L. Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value? [J]. The Journal of Finance, 1996, 51 (1) : 137-167.

Social Security Fund and Corporate Fraud

QUAN Xiaofeng, GAO Yilan

Abstract : As an important institutional investor, whether the Social Security Fund (SSF) can exert governance effects on listed companies requires empirical testing. This paper uses non-financial A-share listed companies from 2007 to 2023 as samples to examine the impact of SSF holdings on corporate fraud and the underlying mechanisms. The study finds that the SSF holdings can significantly curb corporate fraud, and this conclusion remains robust after a series of robustness tests. Furthermore, the inhibitory effect of SSF holdings on corporate fraud is more pronounced in firms characterized by lower internal control quality, lower information transparency, and heightened product market competition. Mechanism tests indicate that SSF holdings primarily curb corporate fraud through governance channels and information channels. This study not only reveals the positive role of SSF holdings in improving corporate governance but also confirms the practical value of guiding the SSF into the market.

Key words : Social Security Fund; corporate fraud; institutional investor; corporate governance

(责任编辑 王安琪)