

“用脚投票”还是“用手投票”： 机构投资者持股与公司欺诈

侯晓辉 王腾宇

(西安交通大学经济与金融学院,陕西 西安 710061)



内容提要:公司欺诈一直是资本市场的难点问题。在2010年达到低点之后,中国A股上市公司欺诈发生概率逐步升高,这是否由机构投资者的监督失效所导致?本文以中国A股2002—2018年上市公司数据为样本,考察了机构投资者持股对公司欺诈行为的影响。研究发现:机构投资者持股比例越高,公司发生欺诈行为的概率越低。在进行稳健性检验和考虑内生性影响之后,结论依然成立。然而,2010年之后机构投资者对企业欺诈行为的抑制作用大幅度减弱,这可能导致了企业欺诈行为“不降反升”;机制分析结果显示,在受教育水平和市场化程度更高的地区,机构投资者的监督作用更强,并且分析师关注度、企业盈利能力和融资约束是主要的作用渠道;异质性分析表明,证券投资基金的监督能力更强,并且总部在中东部地区、非国有企业和当年参与并购的企业,机构投资者持股对企业欺诈行为的抑制作用更显著。最后,本文通过训练六种机器学习模型并与基准回归模型进行交叉验证,进一步支持了基准回归模型设定的有效性和可信性。本文阐述了机构投资者持股抑制公司欺诈行为的作用机制、时变特征和差异化影响,为有效治理公司欺诈行为提供了可行的分析思路。

关键词:公司欺诈 机构投资者 企业盈利能力 分析师关注度 融资约束

中图分类号:F832.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2024)07—0168—22

一、引言

公司欺诈问题一直是资本市场的顽疾,21世纪初美国就曾经发生“安然事件”等财务造假丑闻,引发证券市场巨震。我国A股市场近年来也频频出现上市公司欺诈事件,2021年证监会通报了多起企业财务造假案件。这些案件引发公众疑问,为何上市公司欺诈行为屡禁不止,难以杜绝?这不仅严重损害了证券市场的信用基础,也给广大投资者造成了巨大损失。如何有效防范治理上市公司欺诈行为,保护投资者权益,已成为中国资本市场面临的重要问题。

近年来,监管部门高度重视提升上市公司质量。2020年《国务院关于进一步提高上市公司质量的意见》中指出,中国上市公司数量快速增长,质量持续改善,但经营治理不规范等问题仍较突出。2022年《财政部和证监会关于提升上市公司财务报告内控有效性》的通知中指出,上市公司内控机制总体起到一定作用,但个别公司对内控重视不够、标准不恰当,内控评价和审计发挥作用有限。政策层面对提升上市公司质量给予了高度关注,但从根本上提升公司质量、治理违规还任重道远,需要从完善公司治理结构、健全内控体系等方面入手。

机构投资者已经成长为中国资本市场的重要力量,其对企业的管理决策和内部治理产生了直

收稿日期:2023-11-07

作者简介:侯晓辉,男,教授,博士生导师,经济学博士,研究领域为公司金融,电子邮箱:hxiaoh2006@163.com;王腾宇,男,博士研究生,研究领域为公司金融,电子邮箱:michaelwang09@qq.com。通讯作者:王腾宇。

接的影响,能够显著改善公司治理的质量,如降低控股股东的“掏空”行为(冯慧群,2016)^[1]、促进企业投资效率(冯晓晴和文雯,2022)^[2]等。相关研究表明,更高的投资者关注度(肖奇和吴文锋,2023)^[3]和投资者实地调研(卜君和孙光国,2020)^[4]均可以抑制企业欺诈行为的发生。然而,鲜有文献关注机构投资者持股对上市公司欺诈行为的影响。图1为中国A股上市公司欺诈事件数和欺诈发生概率走势图。图1(a)为公司欺诈事件数量,图1(b)为公司欺诈事件发生概率。可以观察到,在2010年达到低点之后,中国A股上市公司的欺诈绝对数值和发生概率均呈现显著上升趋势,这是否由机构投资者的监督失效所导致?

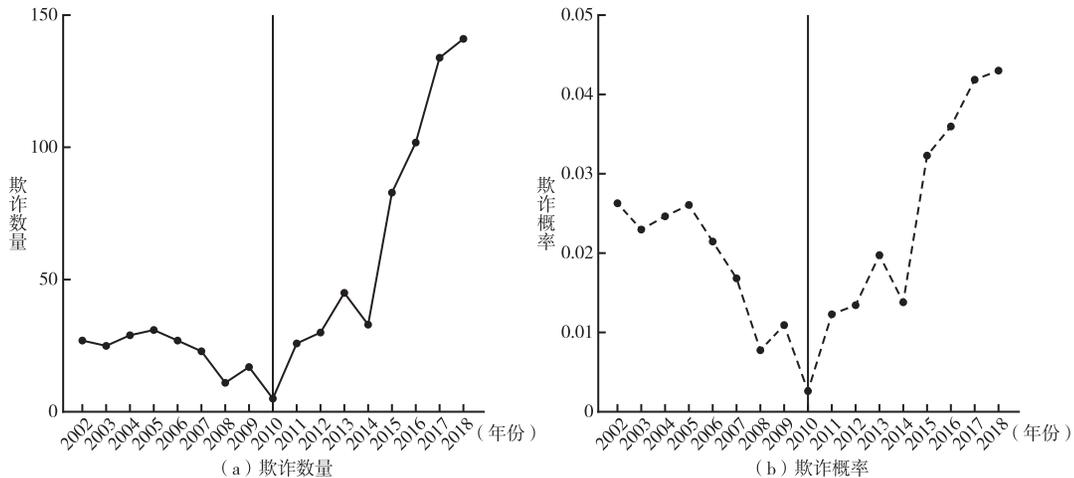


图1 中国A股上市公司欺诈数量和欺诈概率年度变化

为了解答上述疑问,本文以2002—2018年中国A股上市公司数据作为样本(公司欺诈行为被监管发现有一定的时间滞后,为了提高样本数据的稳定性,本文将样本选取的时间区间设定在2002—2018年),研究发现:机构投资者持股比例越高,公司发生欺诈行为的概率越低。在进行稳健性检验和考虑内生性影响之后,结论依然成立。此外,2010年之后机构投资者持股对企业欺诈行为的抑制作用大幅度减弱,这可能导致了企业欺诈概率的提高;机制分析结果显示,在受教育水平和市场化程度更高的地区,机构投资者的监督作用更强,并且分析师关注度、企业盈利能力和融资约束是主要的作用渠道;异质性分析表明,证券投资基金的监督能力更强,并且总部在中东部地区、非国有企业和当年参与并购的企业,机构投资者持股对企业欺诈行为的抑制作用更显著。

本文的贡献主要体现在以下三个方面:

首先,公司欺诈问题是中国资本市场的顽疾,目前的实证研究多关注公司欺诈的影响因素,而忽视了对公司欺诈行为及其影响因素时变特征的分析,这显然无法全面展示中国资本市场公司欺诈问题的复杂性。事实上,随着中国经济的高速发展和金融体系的变动,叠加全球经济环境和国际金融市场的波动影响,中国资本市场的特征随时间不断演进,具体表现为参与主体的多元化和市场监管体系的不断调整。本文通过考察中国A股上市公司欺诈问题的时变特征,发现上市公司欺诈发生事件的绝对数值和发生概率在2010年之前和之后均呈现出先下降后上升的发展趋势,随后在实证研究部分对该现象出现的原因进行了解释。

其次,监管机构针对公司欺诈问题出台了多项法律法规,然而,观察到的现象却是公司欺诈行为在2010年之后“不减反增”,本文的研究结论为解释该现象提供了新的思路,即可能不是促进公司欺诈的因素加强从而导致欺诈倾向提高,而是抑制公司欺诈因素的减弱,导致了欺诈现象“有增无减”。如果政府在提高监管强度的同时,市场监督力量却在弱化,即监管“加压”,市场监督力量

却在“降压”,这必然导致监管效果的弱化甚至失效,从而影响中国资本市场的健康发展。本文的实证研究结果为解释中国资本市场公司欺诈行为频发提供了新的分析思路。同时,本文也针对机构投资者抑制公司欺诈行为的作用机制进行了理论和实证分析,深化了对机构投资者监督职能的认识。

最后,传统的计量经济学倾向于使用数据建模方法进行研究,本文通过引入机器学习所代表的算法建模方法对公司欺诈行为进行了预测,并对基准回归模型的有效性和可信性进行了交叉验证。机器学习的预测结果对基准模型的支持主要体现在:一方面,机器学习模型中逻辑回归模型较好的预测结果进一步支持了基准回归建模的有效性;另一方面,从六种机器学习模型准确率的横向比较来看,逻辑回归模型的准确率和其他支持非线性模型的方法相差无几,这有力地支持了基准模型采用线性模型的合理性。此外,考虑到机器学习模型和基准回归模型使用相同的特征变量,机器学习模型较好的识别效果也支持了基准回归模型变量选取的合理性。从监管的角度出发,公司欺诈行为存在监管难度大、发现周期长和市场危害大的特点,对企业欺诈行为的事后处罚无法带来有效的震慑,对资本市场造成的冲击也难以在短期内平复。如果使用机器学习算法,能够对企业欺诈行为进行预测,从而实现事前监管,在政策层面将具有重要的应用价值,可以节约大量的行政资源。

二、文献回顾与假设提出

1. 文献回顾

(1)机构投资者持股、大股东与公司治理。公司可以被视为个人之间一系列合同关系的纽带(Jensen和Meckling,1976)^[5],随着企业规模逐渐扩大(尤其是对于上市公司而言),通常会具有高度分散的所有权结构,这种结构实际上将公司的所有权与控制权分离开来。这种现象在组织理论和现代公司社会意义的讨论中都占有重要地位(Demsetz和Lehn,1985)^[6],在所有权和控制权分离的情况下,便产生了委托—代理问题。委托—代理理论认为股东是一个理性行为者并且寻求个人效用的最大化(Jensen和Meckling,1976)^[5],然而,管理者很可能通过在职消费或其他非最优的投入和产出扩张,从而以牺牲委托人利益为代价最大化自身效用,即存在“第一类代理问题”。面对该问题,大股东承担了监督管理者并改善公司运营状况的职能(Shleifer和Vishny,1986)^[7],原因主要有以下两个方面:

第一,所有权结构分散导致的最明显弊端,就是所有者推卸责任的动机增强,他们可以把时间和精力用在其他工作上,而代价则是公司业绩变差。这种代价由所有者按其拥有的股票数量比例分担,所有权越集中,利益和成本由同一所有者承担的程度就越大。极端情况下,在完全由一个人拥有的公司中,所有者推卸责任的所有收益和成本都由唯一的所有者承担。而在一家股权非常分散的企业中,所有者收益与成本之间的差距要大得多,因而具有强烈的动机推卸责任(Demsetz和Lehn,1985)^[6]。总而言之,大股东存在监督效应,并且随着其权力水平的提高,监督的动力也变得更强。第二,大股东也有足够的能力对管理层进行监督,小股东在公司中所占的股份不足以承担监督管理层的成本,因而存在“搭便车”行为,而大股东从自己股份中获得的收益足以支付其监督和收购成本(Shleifer和Vishny,1986)^[7],大股东有强烈的动机监督公司的基本价值,即使大股东不能参与公司运营,他们也可以通过各种方式对公司施加影响。此外,集中的股权可以有效激励大股东收集信息,尤其是当企业所处的市场环境变化剧烈时,公司所有者保持更严格控制的回报就越大(Demsetz和Lehn,1985)^[6]。

在中国资本市场中,机构投资者往往充当了大股东的角色(平均持股比例达到了46%)。当股东和管理层之间存在代理问题时,机构投资者为避免因信息不对称等因素带来的被动损失,会监

督并促进公司提高业绩。面对管理层的不当行为,机构投资者会在适当的时机进行干预以保证自身利益。比如机构投资者可以促进更好的信息披露质量(谭劲松和林雨晨,2016)^[8],抑制企业杠杆操纵、商誉泡沫和计提商誉减值风险(肖奇和吴文锋,2023^[3];李安泰等,2022^[9]),同时,也可以降低企业费用黏性(梁上坤,2018)^[10]并且提高其投资效率(冯晓晴和文雯,2022)^[2]。当机构投资者积极行使股东权力时,其持股比例越高,对公司治理越有利。总体上来说,奉行“股东积极主义”的机构投资者能够有效扮演监督者的角色,在提升公司治理水平的同时提高公司业绩和公司价值(Yin等,2018)^[11]。

(2)公司欺诈。良好的公司治理体系不仅能够确保企业的财务诚信,还能够在根本上降低欺诈行为发生的可能性。理论上三种监督机制用来确保公司治理的可信性,即外部审计、内部审计和董事制度(Rashid等,2022)^[12]。其中,董事制度是代表股东监督管理层的重要制度安排。现有的文献主要从四个方面研究影响企业欺诈行为发生的因素:首先是公司自身特征,企业更高的数字化转型程度(Sun,2023)^[13]和管理水平(Wang等,2017)^[14]均会抑制企业欺诈行为的发生;而控股股东股权质押会提高公司欺诈行为发生的可能性(李瑞涛和酒莉莉,2018)^[15],非国有企业也更容易出现违规行为(徐筱凤等,2019)^[16]。其次是外部监督机制,监管信息公开(李文贵和邵毅平,2022)^[17]、四大会计师事务所审计(Lisic等,2015)^[18]、投资者关注度(肖奇和吴文锋,2023)^[3]、高管纵向兼任(乔菲等,2021)^[19]和投资者实地调研(卜君和孙光国,2020)^[4]均可以抑制企业欺诈行为的发生。再次是公司治理能力,较高的高管现金薪酬和持股比例(赵栩和马奔,2018)^[20]、董事长兼任总经理(Yang等,2017)^[21]等均会促使企业实施欺诈行为;反之,如果企业拥有更高的独立董事占比(梁上坤等,2020)^[22]、监事会独立性(周泽将等,2019)^[23],则会抑制企业欺诈行为的发生。最后是外部环境特征,更高的经济政策不确定性会显著提高企业的欺诈倾向(Hou等,2021)^[24],而地区儒家文化传统则能够显著抑制企业欺诈行为的发生(李文佳和朱玉杰,2021)^[25]。

虽然现有文献对影响企业欺诈行为的因素进行了实证研究,但仍存在以下两个方面的不足:首先,鲜有文献关注中国资本市场公司欺诈行为的时变特征。在2011年之后,监管部门对上市公司实施了较为严厉的监管措施,旨在遏制公司欺诈行为。然而,令人费解的是,在这种高压监管环境下,中国A股上市公司的欺诈倾向却逐年升高,呈现出与监管政策背道而驰的态势。目前,尚未有实证研究给出合理的解释。其次,现有研究缺乏对机构投资者参与上市公司治理作用机制的详细分析。机构投资者作为上市公司外部治理的重要力量,其参与公司治理和监督决策的程度将直接影响公司的经营行为。然而,目前的实证研究未能充分阐明机构投资者在遏制公司欺诈行为方面所发挥的具体作用,以及其影响作用的传导机制和条件约束,这导致对于机构投资者监督作用缺乏较为深刻的认识。

2. 理论分析与假设提出

如前文所述,中小股东由于监督成本、信息匮乏和监督动机的缺乏,他们往往会选择“用脚投票”的方式进行投资。而机构投资者作为大股东,有强烈的动机去收集有关公司基本价值的高成本信息,由于持有大量股份,他们有动力干预企业的管理决策,而不会在亏损时自动卖出。因此,其通常会倾向于用“用手投票”的方式,通过积极参与公司治理,行使股东监督权力,从而抑制公司欺诈行为的发生。

由于上市公司高管薪酬结构的因素和其展示自我价值的动机,其对于股价的短期表现非常敏感,极其容易表现出管理者短视。而积极的投资者可以有效约束管理层的机会主义行为,他们会花费巨大的精力来影响公司,从而增加股东价值(Levit,2019)^[26]。其不仅可以改善公司的并购决策,减少过度投资,使其专注于核心业务(Wu和Chung,2022)^[27],还可以提高企业创新效

率(Brav等,2018)^[28],并且促成了首席执行官的更替、更高的股东报酬和经营业绩的改善(Bebchuk等,2020)^[29]。约束可以通过多种方式实现,投资者首先会积累大量有投票权的股份,从而赢得董事会席位,并寻求对公司的正式控制。有了足够的控制权,积极的投资者就可以命令现任管理层实施特定的战略,或者干脆取而代之。即使其未获得公司的正式控制权,通过与公司高管和董事会成员当面交流,甚至采用公开致信管理层表达自己的观点等方式,仍然可以影响公司的战略、财务、运营或组织变革。股东积极主义者甚至会主动集结起来,以“狼群”的形式获得其既定目标(如获得董事会席位)(Levit,2019)^[26]。综上所述,机构投资者更倾向于“用手投票”而不是“用脚投票”的方式干预公司治理,从而抑制其欺诈行为。因此,本文提出如下假设:

H₁:机构投资者持股抑制了上市公司欺诈行为,并且持股比例越高,抑制作用越强。

机构投资者通过怎样的渠道抑制公司欺诈行为?本文进一步对其作用机制展开分析。公司欺诈分析的模型最早由Cressey(1953)^[30]提出,并被命名为“欺诈三角”模型,它由三个变量组成:即财务需求、机会和动机的合理化。基于该模型,实施欺诈必须存在三个因素:即情境压力、实施不诚实行为的机会和隐瞒不诚实行为的情境。在中国资本市场,由于分仓佣金是大量证券研究机构的主要利润来源,因此,机构投资者的投资行为对于分析师的荐股行为存在显著的正向影响(姚禄仕等,2014)^[31],而分析师关注度又会显著抑制企业的欺诈行为(肖奇和吴文锋,2023)^[3]。基于“欺诈三角”模型,较高的分析师关注度使得企业的欺诈机会和隐瞒不诚实行为的情境均受到了抑制,机构投资者可能通过提高分析师关注度从而抑制企业欺诈行为。因此,本文提出如下假设:

H₂:机构投资者通过提高企业的分析师关注度从而抑制其欺诈行为。

机构投资者可以显著改善企业的运营状况和盈利能力。首先,机构投资者通过积极的股东行动可以有效监督管理层,并改善公司治理结构,这间接提高了企业的运营效率和盈利能力(Yin等,2018)^[11]。其次,由于机构投资者拥有更多资源和专业知识,他们能够更好地分析企业信息,并利用这种信息优势来帮助企业做出更明智的投资决策,提高资本配置效率和盈利能力(Borochin和Yang,2017)^[32]。再次,机构投资者的持股会促使企业进行更多的研发投资,这有利于企业长期盈利能力的建设(Aghion等,2013)^[33]。最后,一些积极型机构投资者会直接参与企业的重大决策(包括并购、投资等),这可以使企业专注于核心业务并提高其创新效率(Brav等,2008^[34];Wu和Chung,2022^[27])。总体来看,机构投资者通过多种途径提升了企业的资本配置效率,包括加强监督、利用信息优势、促进长期投资、改善公司治理以及直接参与决策等。这些机制共同作用,帮助企业做出更明智、更有效率的资本配置决策,从而提高整体盈利能力和企业价值。通过提高企业的盈利能力,机构投资者有效地降低了企业实施财务欺诈的动机和情境压力,从而降低了企业发生欺诈行为的可能性,因此,本文提出如下假设:

H₃:机构投资者通过提高企业的盈利能力从而抑制其欺诈行为。

当企业面临较高的融资约束时,可能选择铤而走险实施欺诈行为,而机构投资者可以有效缓解企业的融资约束。首先,机构投资者的存在能够促使企业提高信息披露质量,这降低了其他投资者的信息获取成本,从而缓解了企业的融资约束(Boone和White,2015)^[35]。其次,机构投资者可以直接为企业提供资金,同时,他们的参与可以降低公司的违约风险,从而改善银行贷款条件,降低债务融资成本(Brav等,2008)^[34]。再次,机构投资者的持股可以增强市场对公司的信心,从而提高公司的融资能力和股票流动性,降低股权融资成本(Rubin,2007)^[36]。最后,国际机构投资者的参与可以促进跨境资本流动,为企业提供更多的融资渠道(Kang和Kim,2010)^[37]。总的来说,机构投资者通过多种途径降低了企业的融资约束,包括提高信息透明度、降低融资成本、增强市场信

心、提高股票流动性以及促进跨境资本流动。这些机制不仅直接缓解了企业的融资压力,而且间接改善了企业的经营环境和市场表现。通过缓解融资约束,机构投资者有效降低了企业实施财务欺诈的动机和情境压力,因此,文本提出如下假设:

H₄:机构投资者通过降低企业的融资约束从而抑制其欺诈行为。

三、研究设计

1. 模型设定

为了检验机构投资者持股对企业欺诈行为的影响,本文建立如下高维固定效应回归模型:

$$Probit(Fraud_{i,t} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 InsOwn_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + Industry_i + Year_t + Area_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示不同的上市公司和年份; $Fraud_{i,t}$ 表示 t 年 i 企业是否发生欺诈行为; $InsOwn_{i,t}$ 表示机构投资者持股比例; $X_{i,t}$ 表示控制变量集,包括该企业的规模($Size$)、上市时间(Age)、账面市值比(BM)、托宾Q值($TobinQ$)、企业经营杠杆率(Lev)、所有制结构($StateOwn$)、董事会规模($Boardsize$)、独立董事比例($IndDirector$)、CEO持股比例($CEOShare$)、董事长是否兼任总经理($Dual$)、审计质量($Big4$)和监管强度($Length$); $Industry_i$ 表示不随时间变化的行业固定效应, $Year_t$ 表示以年为年的时间固定效应, $Area_i$ 表示不随时间变化的区域固定效应; $\epsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。此外,本文对标准误在企业层面进行了聚类调整。

2. 变量设定

(1)因变量。本文首先定义了公司欺诈,变量 $Fraud$ 表示该年内是否发生了公司欺诈行为(包含财务造假、虚假或者延迟公告、违规占用资金和内幕交易等违规行为)。如果公司 i 在 t 年发生了欺诈行为,则 $Fraud$ 等于1,否则为0; $Announce$ 变量表示该公司在本年度发生了虚假或者延迟公告行为,发生等于1,否则等于0;变量 $WithoutFine$ 表示该公司在本年度被证监会公开谴责或官方警告但未处以罚金,发生取1,否则取0; $WithFine$ 变量表示该公司在本年度被证监会处以罚金,发生取1,否则取0。

(2)自变量。本文以机构投资者持股比例来度量机构投资者对公司的影响, $InsOwn$ 表示该企业本年度结束时所有机构投资者的持股比例,以百分数表示。然后将投资机构分为证券投资基金和其他类型机构投资者(包括券商、保险、社保基金、信托、财务公司、银行和非金融类上市公司)。用 $SifInsOwn$ 变量表示证券投资基金的持股比例,用 $OtherInsOwn$ 变量表示其他类型投资机构的持股比例。

(3)控制变量。参考已有研究,本文从以下几方面选取控制变量。首先,选取企业自身特征:包括企业规模($Size$)、上市时间(Age)、账面市值比(BM)、托宾Q值($TobinQ$)、企业所有制结构特征($StateOwn$)和企业经营杠杆率(Lev)(唐松莲和袁春生,2010)^[38]。其次,选取公司治理层面特征:包括董事会规模($Boardsize$)、独立董事比例($IndDirector$)、CEO持股比例($CEOShare$)以及董事长是否兼任总经理($Dual$)(Hsu等,2021)^[39]。再次,选取审计质量:审计师可以作为外部治理机制,以阻止诚信较低的高管实施欺诈,公司是否由四大会计师事务所审计会严重影响企业欺诈行为的发生(Yiu等,2019)^[40],因此,本文选取是否由四大会计师事务所审计($Big4$)来度量企业审计质量。最后,选取监管强度特征:本文使用公司总部所在地和其所在省份证监会派出机构所在地之间的球面距离($Length$)来度量监管强度,球面距离的计算公式为 $Length = R \arccos[\cos\beta_1 \cos\beta_2 \cos(\alpha_1 - \alpha_2) + \sin\beta_1 \sin\beta_2]$, β_1 、 α_1 和 β_2 、 α_2 分别为两点之间的纬度角和经度角, R 为地球半径。最后,加入东部、中部和西部地区($Area$)、年份($Year$)和行业($Industry$)哑变量。

主要变量说明如表1所示。

表 1 主要变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	测度方法
被解释变量	欺诈行为	<i>Fraud</i>	该年内发生了公司欺诈行为则取 1, 否则取 0
	虚假或者延迟公告	<i>Announce</i>	该年内发生了虚假或延迟公告行为为取 1, 否则取 0
	公开谴责或官方警告	<i>WithoutFine</i>	该年内被证监会公开谴责或官方警告但未处以罚金取 1, 否则取 0
	有罚金的处罚	<i>WithFine</i>	该年内被证监会处以罚金取 1, 否则取 0
解释变量	机构投资者持股比例	<i>InsOwn</i>	机构投资者持有股份总数量占上市公司总股份比例(%)
	证券投资基金持股比例	<i>SifInsOwn</i>	证券投资基金所持股份比例(%)
	其他机构投资者持股比例	<i>OtherInsOwn</i>	券商、保险、社保基金、信托、财务公司、银行和非金融类上市公司所持股份比例总和(%)
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	每个会计年度年末市值的自然对数(以百万元人民币为单位)
	企业经营成熟度	<i>Age</i>	企业上市时间的自然对数(以年为单位)
	账面市值比	<i>BM</i>	企业账面价值/市场价值(%)
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产(%)
	独立董事比例	<i>IndDirector</i>	董事会中独立董事所占比例(%)
	董事会规模	<i>Boardsize</i>	董事会成员个数的自然对数
	总经理持股比例	<i>CEOShare</i>	总经理持股比例(%)
	托宾 Q 值	<i>TobinQ</i>	公司市场价值/资产重置成本(%)
	监管强度	<i>Length</i>	公司总部所在地和该省证监会派出机构之间的球面距离取自然对数
	审计质量	<i>Big4</i>	公司由四大会计师事务所审计取 1, 否则取 0
	所有制结构	<i>Stateown</i>	国有企业取 1, 非国有企业取 0
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长兼任总经理取 1, 否则取 0

3. 描述性统计分析

2002 年之后,随着中国加入世贸组织,产业结构和金融体系也迎来了深度转型。本文选取 2002—2018 年沪深 A 股上市公司作为研究样本,数据来源包括国泰安(CSMAR)数据库、中国经济研究中心(CCER)数据库、Wind 金融终端、中国城市统计年鉴、CEIC 数据库、《中国金融年鉴》和《中国统计年鉴》,并进行了手工整理。本文按照如下流程对初始样本进行筛选:1)剔除金融行业公司样本;2)剔除在样本期间被 ST 和*ST 处理以及退市的企业样本;3)剔除注册地位于新疆和西藏的企业样本;4)剔除关键数据缺失的企业样本。最终得到 47956 个公司-年度观测值,同时,为了排除极端值的影响,对所有的连续变量都进行了上下 1% 的缩尾处理。

描述性统计结果如表 2 所示,从表 2 中可以看到,机构投资者平均持股比例为 46%,并且上市公司由四大会计师事务所审计的比例偏低,平均仅有 6.1%,董事长兼任总经理的情况也比较普遍,达到了 27.4%。企业欺诈行为的年均比例为 2.5%,虚假或延迟公告的比例达到 2.1%。被证监会警告但是没有被处以罚金的比例为 2.6%,行为严重并被处以罚金的欺诈行为比例达到了 1.4%。

表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Fraud</i>	31719	0.025	0.156	0	1
<i>Announce</i>	31719	0.021	0.143	0	1

续表 2

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>WithoutFine</i>	31719	0.026	0.160	0	1
<i>WithFine</i>	31719	0.014	0.117	0	1
<i>InsOwn</i>	47952	0.460	0.256	0	0.957
<i>SifInsOwn</i>	28301	0.043	0.066	0	0.755
<i>OtherInsOwn</i>	28301	0.023	0.040	0	0.710
<i>Size</i>	46703	8.540	1.065	6.311	11.720
<i>Age</i>	45211	2.327	1.467	0	7.612
<i>BM</i>	46461	0.641	0.246	0.112	1.164
<i>Lev</i>	41579	0.442	0.200	0.060	0.895
<i>Boardsize</i>	47956	2.254	0.184	1.792	2.773
<i>IndDirector</i>	47952	0.369	0.057	0.200	0.571
<i>TobinQ</i>	41579	1.948	1.244	0.854	8.223
<i>Length</i>	31690	7.080	1.617	3.311	9.645
<i>CEOShare</i>	47951	0.046	0.108	0	0.514
<i>Big4</i>	47956	0.061	0.239	0	1
<i>Dual</i>	44544	0.274	0.446	0	1
<i>StateOwn</i>	31719	0.471	0.499	0	1
<i>IndDirCent</i>	43817	0.371	0.365	0	4
<i>Risk</i>	25320	4.516	1.479	-3.109	11.040
<i>FanGang</i>	35804	7.447	1.585	2.330	11.710
<i>ProvinceEdu</i>	12886	0.018	0.035	0.002	0.312
<i>ROE</i>	46931	0.046	1.075	-174.900	33.830
<i>KZ</i>	41579	1.688	2.903	-11.450	20.520
<i>Analyst</i>	15752	2.111	1.286	0	5.288

四、实证结果

1. 基准回归

表 3 是基准回归结果,第(1)一(4)列依次加入时间固定效应、行业固定效应、地区固定效应和控制变量。从回归结果可以看出,机构投资者持股(*InsOwn*)与企业欺诈行为(*Fraud*)均在 1% 的显著性水平上负相关。以第(4)列为例,在控制了时间固定效应、行业固定效应、区域固定效应和控制变量之后,机构投资持股的系数为-0.345,且在 1% 的水平上显著,统计意义和经济意义均比较显著。通过计算,机构投资者持股的平均边际效应(AME)为-0.018^①,即持股比例平均每增加 1%,企业发生欺诈行为的概率平均下降 0.018%,机构投资者持股与企业欺诈行为发生概率之间存在显著的负相关关系,假设 H_1 初步得到支持。

^① 由于本文基准回归模型采用 Probit 模型,因此自变量的系数并不是其对因变量的边际影响,本文使用 margins 命令,将自变量对因变量的边际影响进行了计算,结果为-0.018。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
<i>InsOwn</i>	-0.375*** (-5.59)	-0.384*** (-5.56)	-0.406*** (-5.83)	-0.345*** (-3.08)
常数项	-1.912*** (-23.16)	-1.487*** (-11.61)	-1.582*** (-11.99)	-0.741* (-1.65)
观测值	31716	31714	31714	24402
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	是	是	是
地区固定效应	否	否	是	是
控制变量	未控制	未控制	未控制	控制
伪 R ²	0.036	0.040	0.044	0.095

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号内的数值为*t*统计量;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上统计显著,下同

2. 稳健性检验

(1) 更换固定效应。为了使回归结果更加准确,本文分别使用省份固定效应代替地区固定效应,使用行业年份联合固定效应代替行业固定效应和年份固定效应,来吸收更多无法观测的影响因素。结果如表4第(1)和(2)列所示,使用省份固定效应和年份行业联合固定效应之后,机构投资者持股与公司欺诈行为之间仍然在1%的显著性水平上负相关。

表 4 更换固定效应、去掉直辖市数据和更换因变量

变量	省份固定	年份行业联合固定	删除直辖市数据	更换因变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Announce</i>	<i>WithFine</i>	<i>WithoutFine</i>
<i>InsOwn</i>	-0.324*** (-2.88)	-0.343*** (-3.00)	-0.289** (-2.44)	-0.317** (-2.52)	-0.573*** (-4.40)	-0.163* (-1.68)
常数项	-0.877* (-1.84)	-0.462 (-0.57)	-1.176** (-2.42)	-0.651 (-1.37)	-2.489*** (-3.86)	-1.175*** (-2.77)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	24155	20695	19379	24361	23961	24391
时间固定效应	是	否	是	是	是	是
行业固定效应	是	否	是	是	是	是
地区固定效应	否	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	否	否	否	否	否
年份行业联合固定	否	是	否	否	否	否
伪 R ²	0.108	0.092	0.090	0.089	0.074	0.095

(2) 删除直辖市数据。因为直辖市具有特殊的政治和经济结构,本文将样本中四个直辖市的数据删除重新进行回归,结果如表第4第(3)列所示,机构投资者持股与企业欺诈行为仍然在5%的显著性水平上负相关。

(3) 替换因变量。表4第(4)一(6)列为将*Fraud*变量分别替换为虚假或者延迟公告(*Announce*)、有公开谴责或者没有罚金的官方警告(*WithoutFine*)以及处以罚金的处罚(*WithFine*)之

后的回归结果。可以看到,替换被解释变量之后,机构投资者持股与因变量之间仍然至少在10%的显著性水平上呈负相关关系。

(4)更换样本时间区间。如图1所示,2010年前后,企业欺诈行为的发生概率分别呈现下降和上升的趋势,在这两个时间段内,机构投资者持股对企业欺诈行为的影响是否有所不同?为了验证基准回归结果的稳健性,同时解答引言中提出的问题,本文将样本分为2010年及之前和之后的样本进行分组回归,结果如表5第(1)和(2)列所示,2010年及之前的样本中,机构投资者持股与企业欺诈行为在5%的显著性水平上负相关,2010年之后在1%的显著性水平上负相关。此外,本文对组间系数差异进行了邹检验,结果显示 p 值为0.09,2010年之前机构投资者持股的系数为-0.673,2010年之后的系数为-0.314。虽然在2010年之后,机构投资者持股对企业欺诈行为的抑制作用依然有效,但是其作用大幅度减弱,这可能是导致企业欺诈行为高发的重要原因。

表5 稳健性检验与时间滞后分析

变量	2010年及之前	2010年之后	时间滞后分析		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i> f1	<i>Fraud</i> f2	<i>Fraud</i> f3
<i>InsOwn</i>	-0.673** (-2.12)	-0.314*** (-2.61)	-0.290** (-2.54)	-0.332*** (-2.81)	-0.274** (-2.19)
常数项	-0.547 (-0.52)	-1.618*** (-3.24)	-1.426*** (-2.95)	-1.240** (-2.51)	-0.242 (-0.45)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6503	17163	21302	18771	16505
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是	是
伪R ²	0.150	0.068	0.087	0.077	0.078

3. 内生性分析

(1)时间滞后分析。机构投资者持股与企业欺诈行为之间存在可能的内生性问题,即不是机构投资者抑制了企业欺诈行为,而是没有欺诈行为的企业吸引了机构投资者持股。为了缓解该问题,本文对回归模型中解释变量和所有控制变量滞后一期处理,重新进行回归,结果如表5第(3)列所示,机构投资者持股与企业欺诈行为在5%的水平上显著负相关,滞后一期处理并未对基准回归结果产生明显影响。为探究更长期影响,本文还考虑了滞后二期和三期的情况,结果如表5第(4)和(5)列所示,机构投资者持股的系数依然至少在5%的水平上显著为负。

(2)工具变量法。本文进一步使用Bartik工具变量法来缓解内生性问题(Bartik, 1991)^[41],工具变量的构建思路是:通过2002年各个行业机构投资者持股均值的初始数值和全国范围内机构投资者持股比例的变化率模拟出历年的估计值,该估计值和每个年度该行业上市公司机构投资者持股比例高度相关,同时,由于全国范围内的机构投资者增长率是一个外生变量,并不会影响某个企业是否实施欺诈行为,因此,该工具变量符合工具变量法的要求。表6第(1)列是工具变量两步法第一阶段的结果,*IVInsOwn*的系数在1%的水平上显著为正,并且第一阶段回归的F值为5628.73,整体上显著。表6第(2)列是工具变量两步法第二阶段的回归结果,工具化之后的机构投资者持股系数仍然在1%的水平上显著为负,弱工具变量检验结果显示,AR检验的 p 值为0.001,在1%的显著性水平下拒绝弱工具变量假设。Wald检验的 p 值为0.001,在1%的显著性水平下拒绝弱工具变量假设。此外,如表6第(3)和(4)列所示,本文还使用最大似然法(MLE)进行了工具变量内生性检验,*IVInsOwn*与机构投资者持股均在1%的水平上显著。

表6 内生性分析检验结果

变量	工具变量两步法第一阶段	工具变量两步法第二阶段	工具变量MLE法第一阶段	工具变量MLE法第二阶段	Heckman样本选择模型	处理效应模型	PSM-DID
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>InsOwn</i>	<i>Fraud</i>	<i>InsOwn</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
<i>IVInsOwn</i>	32.707*** (343.63)		32.707*** (32.48)				
<i>InsOwn</i>		-0.353*** (-3.19)		-0.353*** (-2.96)	-0.326** (-2.47)	-0.622*** (-3.13)	
<i>imr</i>					-1.648 (-1.06)	0.080* (1.69)	
<i>Treatment</i>							0.783*** (2.64)
常数项	-0.239*** (-19.29)	-0.599 (-1.25)	-0.239*** (-3.57)	-0.599 (-1.28)	0.032 (0.03)	0.068 (0.07)	-0.796 (-0.27)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	22872	22872	22872	22872	12705	4618	371
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是	是	是	否
时间/个体固定效应	否	否	否	否	否	否	是
伪R ² /R ²	0.912				0.086	0.095	0.228

注:工具变量两步法第二阶段和工具变量MLE法第一、二阶段的*IVInsOwn*与*InsOwn*系数下方;括号内标注的均为z统计量

(3)样本选择与自选择偏误。由于不是所有的企业欺诈行为都会被发现,可能存在样本选择问题,本文采用Heckman两步法缓解样本选择偏误。具体来说,本文同时从外部监督和内部监督两个方面分析企业欺诈行为未被发现的原因:一方面,本文用审计质量来度量企业外部监督,将非四大会计师事务所审计的企业视为外部监督较弱的企业;另一方面,用独立董事监督能力度量内部监督,将独立董事网络中心度^①为0的企业视为内部监督较差的企业(鲁乔杉等,2022)^[42]。当企业内部监督和外部监督同时缺失,即非四大会计师事务所审计并且独立董事网络中心度为零时,本文将该企业视为难以发现欺诈行为的样本(*expose*=0)。然后,本文运用Probit模型估计企业欺诈被发现的概率。除前文提到的控制变量、时间、行业和地区固定效应以外,本文进一步将企业经营风险(度量方式为企业三年经营性现金流滚动标准差)纳入回归方程。接下来计算每个观察值的逆米尔斯比率*imr*,该比率包含了发现企业欺诈行为的可能性信息。最后将逆米尔斯比率应用于发现欺诈行为的样本,进行回归分析即获得一致估计,结果如表6第(5)列所示,考虑样本选择偏误之后机构投资者持股仍然在5%的显著性水平上抑制企业欺诈行为。

① 独立董事网络中心度的计算方法为: $Degree_i = \sum_{j=1}^n \frac{P_{ij}}{n-1}$, n 表示构成独立董事网络的企业数量, P_{ij} 表示公司*i*和公司*j*之间是否存在关系,如公司*i*的独立董事在公司*j*担任独立董事职务,则 $P_{ij}=1$,否则 $P_{ij}=0$ 。

本文进一步考虑另外一种情况,即上市企业由于某些动机主动隐瞒了其欺诈行为,从而导致样本存在自选择偏误,本文使用处理效应模型缓解该问题。具体逻辑如下:企业隐瞒欺诈行为的信息可以从两个方面被刻画。首先,从隐瞒动机来看,董事长兼任总经理的企业领导人权力过大,存在隐瞒企业欺诈行为的动机;其次,从权力制约角度来看,本文认为独立董事网络中心度为零的企业,其董事会对董事长和总经理的制约能力更弱(鲁乔杉等,2022)^[42]。当企业董事长兼任总经理同时独立董事监督能力又较弱时,该企业可能具有掩盖欺诈行为的倾向($expose=0$)。本文使用 Probit 模型预测企业掩盖欺诈行为的可能性 $expose$,除前文提到的控制变量以及年份、行业和地区固定效应之外,此处进一步将企业经营风险加入回归方程。随后计算出未掩盖欺诈行为企业的逆米尔斯比率 $imr1$ 和掩盖欺诈行为企业的逆米尔斯比率 $imr2$ 。最后按照企业是否对欺诈行为进行了掩盖,将 $imr1$ 和 $imr2$ 分别赋值给 imr (当 $expose=1$ 时, $imr=imr1$;当 $expose=0$ 时, $imr=imr2$)。之后将逆米尔斯比率 imr 放入全部样本中进行回归即获得一致估计,结果如表 6 第(6)列所示,考虑自选择偏误之后机构投资者持股仍然在 1% 的显著性水平上抑制企业欺诈行为。

(4)基于倾向得分匹配的双重差分法(PSM-DID)。参考李安泰等(2022)^[9]的做法,本文采用准自然实验方法进一步分析机构投资者持股与企业欺诈行为的关系。实验的逻辑如下:首先,中证 800 指数为大中盘股指数,中证 1000 指数为中小盘股指数,由于部分投资者追踪指数进行投资,因此,指数成分的变化会带来机构投资者持股比例的外生冲击。其次,纳入中证 1000 指数的头部成分股获得的机构持股会高于纳入中证 800 指数尾部成分股的公司。尽管一个企业可以影响自身市值,但无法控制其他公司市值。因此,处于两个指数交界处的企业,无法决定自身属于某个指数,其指数分配可以视为随机过程,当某个企业所属的指数变化时,就构成了一种准自然实验。

本文选取在 $t-1$ 年属于中证 1000 指数,而在 t 年属于中证 800 指数的样本作为实验组,将 t 年作为冲击发生的时间,为了使实验组和对照组之间匹配度更高,本文使用倾向得分匹配法(PSM),通过带卡尺的近邻 1:1 匹配方法在未发生指数转换的样本中为实验组匹配对照组。实验组 303 个样本全部匹配,未发生指数转换的样本总计 24099 个,匹配了 17179 个样本。对匹配结果进行多变量 t 检验,发现对照组和实验组的所有控制变量满足双重差分的平行性假定。在匹配之前各变量系数差异显著不为零,而在匹配之后,各变量之间的差异不再显著,并且匹配后所有变量 Bias 的绝对值均小于 10%,明显小于匹配前。平衡性检验与共同支撑假定检验结果显示,匹配之后变量之间差异显著减小,并且大部分样本均参与了匹配。

因为外生冲击的发生时间并不同步,本文构建多期 DID 双重差分模型,具体如模型(2)所示:

$$Probit(Fraud_{i,t} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 Treatment_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + Firm_i + Year_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Treatment_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 年是否属于实验组,是则取 1,否则取 0; $X_{i,t}$ 为控制变量集; $Firm_i$ 表示企业固定效应, $Year_t$ 表示时间固定效应; $\epsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。匹配之后进行双重差分的回归结果如表 6 第(7)列所示, $Treatment$ 的系数在 1% 的水平上显著为正,上市公司从中证 1000 指数跃升进入中证 800 指数之后,企业欺诈行为发生的概率增加,指数跃迁意味着机构投资者持股比例减少,反之则说明机构投资者持股比例增加抑制了企业欺诈行为。图 2 展示了安慰剂检验的结果。本文对处理组进行了 500 次随机抽样,并绘制了系数和 t 值的分布图。可以看到,两者的取值均集中分布在 0 值附近,这意味着机构投资者持股对企业欺诈行为的影响没有受到其他未被观测到的因素影响。

通过以上稳健性检验和内生性分析,支持机构投资者持股抑制了公司欺诈行为的结论,假设 H_1 得到进一步支持。

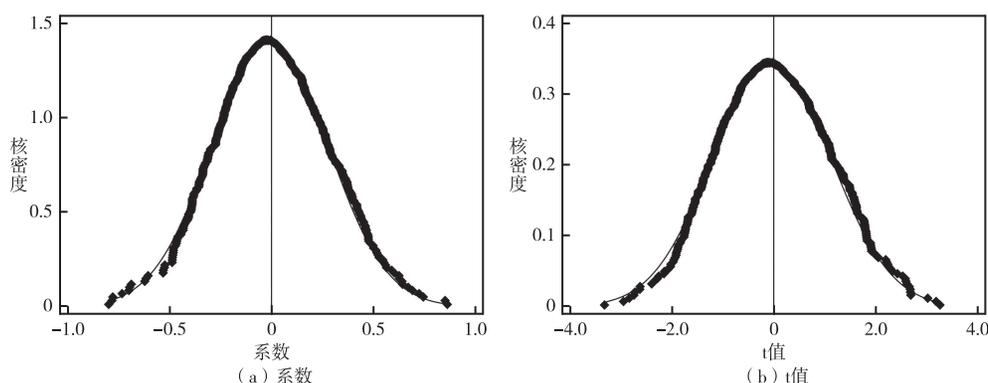


图2 安慰剂检验

五、机制分析

1. 调节机制

(1)地区受教育水平。相关研究指出,地区受教育水平与地区犯罪率呈现显著的负相关关系(Buonanno和Leonida,2006)^[43],而地区犯罪率的提高,会显著加剧企业的欺诈行为。首先,地区犯罪率的上升可能被视为潜在的风险因素,导致机构投资者减少对该地区公司的投资,从而削弱机构投资者对管理层的监督(Jensen和Meckling,1976)^[5]。其次,在高犯罪率地区,企业可能认为实施欺诈的成本相对较低,一方面,执法资源可能被其他类型的犯罪分散,降低了企业欺诈被发现的概率;另一方面,高犯罪率可能反映了较弱的法律执行力度,这可能会降低企业对惩罚的预期,从而加剧其欺诈行为(Becker,1968)^[44]。最后,社会规范对个人和企业行为存在显著的影响,在犯罪率高的地区,不道德或非法行为可能被视为更“正常”或可接受,这降低了企业管理者实施欺诈的心理和道德成本(Cialdini等,1990)^[45]。综上所述,地区受教育水平可能对投资者的监督起到正向的调节作用。本文以公司总部所在省份人口中大学学历及以上的人口比例作为地区受教育程度的代理变量(*ProvinceEdu*),地区受教育水平与机构投资者持股的交互项(*ProvinceEdu*×*InsOwn*)是本文关注的核心解释变量,如果地区受教育水平越高,机构投资者持股对企业欺诈行为的抑制作用越强,则交互项系数应显著为负。此外,为了防止可能出现多重共线性,本文对机构投资者持股和地区受教育水平均进行了中心化处理。调节机制的分析结果如表7第(1)列所示,地区受教育水平与机构投资者持股交互项系数为-19.174,并且在5%的水平上显著,说明地区受教育水平强化了机构投资者持股对企业欺诈行为的抑制作用。

表7 调节机制:地区受教育水平和市场化程度

变量	(1)	(2)
	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
<i>InsOwn</i>	-0.720*** (-3.78)	-0.346*** (-3.08)
<i>ProvinceEdu</i>	-11.719** (-2.22)	
<i>InsOwn</i> × <i>ProvinceEdu</i>	-19.174** (-2.53)	
<i>FanGang</i>		-0.012 (-0.60)
<i>InsOwn</i> × <i>FanGang</i>		-0.092* (-1.66)

续表 7

变量	(1)	(2)
	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
常数项	-0.395 (-0.48)	-0.801* (-1.68)
控制变量	控制	控制
观测值	10280	24133
时间/行业/地区固定效应	是	是
伪 R ²	0.110	0.095

(2)地区市场化程度。市场化程度较高的省份法治化水平相对较高,外部治理机制和信息披露机制均较为完善,机构投资者的监督能力也越强(马惠娴和佟爱琴,2019)^[46]。因此,地区市场化程度可能强化了机构投资者的监督作用,本文使用樊纲市场化指数(*FanGang*)作为地区市场化程度的代理变量。地区市场化程度与机构投资者持股的交互项(*FanGang*×*InsOwn*)是本文关注的核心解释变量,如果地区市场化程度越高,机构投资者持股对企业欺诈行为的抑制作用越强,则交互项系数应显著为负。此外,为了防止可能出现多重共线性,本文对机构投资者持股与地区市场化程度均进行了中心化处理。调节机制的分析结果如表 7 第(2)列所示,地区市场化程度与机构投资者持股交互项的系数为-0.092,在 10% 的水平上显著,说明地区市场化程度强化了机构投资者持股对企业欺诈行为的抑制作用。

2. 中介机制

(1)分析师关注度。本文采用年度结束前三个月内为企业发布年度预测的金融分析师人数的自然对数(*Analyst*)作为分析师关注度的代理变量,参考温忠麟和叶宝娟(2014)^[47]的方法进行中介机制分析。结果如表 8 第(1)和(2)列所示,机构投资者持股与分析师关注度在 1% 的显著性水平上呈正相关,分析师关注度与企业欺诈行为在 1% 的显著性水平上呈负相关。

表 8 中介机制:分析师关注度

变量			高分析师关注度组	低分析师关注度组
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Analyst</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
<i>InsOwn</i>	0.680*** (9.16)	-0.302* (-1.66)	-0.349*** (-2.82)	-0.351 (-1.60)
<i>Analyst</i>		-0.142*** (-4.89)		
常数项	-5.360*** (-15.49)	-1.259 (-1.31)	-0.682 (-1.39)	-1.252 (-1.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	13217	12768	17463	5711
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
伪 R ² /R ²	0.404	0.104	0.097	0.082
F 值	150.300			

由于温忠麟和叶宝娟(2014)^[47]的方法可能导致潜在的内生性问题(江艇,2022)^[48],上述结果需要进一步讨论。本文通过分组回归的方法对中介机制分析结果进行验证(刘欢等,2020^[49];余明桂和王空,2022^[50])。根据分析师关注度的均值,本文将样本分为高分析师关注度组和低分析师关注度组进行分样本回归。具体逻辑为:如果机构投资持股通过提高分析师关注度抑制了公司欺诈

行为,那么应该观察到在分析师关注度较高的组中,机构投资者持股对公司欺诈行为的抑制作用更加显著。分组回归的分析结果验证了该设想,如表8第(3)和(4)列所示,在分析师关注度高的样本中,机构投资者持股显著抑制了企业欺诈行为;而在分析师关注度低的样本中,机构投资者持股的影响则不显著,并且组间系数差异的邹检验结果显示 p 值为0.059。分样本回归结果进一步支持了机构投资者持股通过提高企业分析师关注度从而抑制企业欺诈行为,综上所述,分析师关注度的中介作用路径成立,假设 H_2 得到验证。

(2)企业盈利能力。本文使用净资产收益率(ROE)作为企业盈利能力的代理变量进行中介机制分析,回归结果如表9第(1)和(2)列所示,机构投资者持股与企业盈利能力在1%的显著性水平上正相关,企业盈利能力与企业欺诈行为在5%的显著性水平上负相关。

为了缓解可能的内生性影响,本文根据 ROE 均值划分为盈利能力较强的样本和盈利能力较差的样本进行分组回归。结果如表9第(3)和(4)列所示,在盈利能力较强的样本中,机构投资者持股的系数为-0.330,在5%的显著性水平上抑制企业欺诈行为;在盈利能力较弱的样本中,机构投资者持股的系数为-0.293,在10%的显著性水平上抑制企业欺诈行为,组间系数差异的邹检验结果显示 p 值为0,说明机构投资者持股对盈利能力较强的企业欺诈行为的抑制作用更加显著,并且抑制作用更强,这进一步支持了机构投资者持股通过提高企业的盈利能力抑制其欺诈行为。综上所述,假设 H_3 得到支持。

表9 中介机制:企业盈利能力

变量			盈利能力较高组	盈利能力较低组
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ROE	$Fraud$	$Fraud$	$Fraud$
ROE		-0.124** (-2.26)		
$InsOwn$	0.058*** (3.77)	-0.335*** (-2.99)	-0.330** (-2.24)	-0.293* (-1.71)
常数项	-0.182** (-2.03)	-1.150** (-2.42)	-0.645 (-1.05)	-1.077 (-1.60)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	24249	24249	15201	8150
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
控制变量	控制	控制	控制	控制
F值	27.330			
伪 R^2/R^2	0.021	0.098	0.089	0.097

(3)融资约束。本文使用KZ指数(KZ)作为企业融资约束状况的代理变量进行中介机制分析,回归结果如表10第(1)和(2)列所示,机构投资者持股与企业融资约束水平在1%的显著性水平上负相关,企业融资约束水平和企业欺诈行为在1%的显著性水平上正相关。

为了缓解可能的内生性影响,本文按照企业融资约束水平均值分为高融资约束组和低融资约束组,进行分样本回归。回归结果如表10第(3)和(4)列所示,融资约束较低的组中,机构投资者持股的系数为-0.403,在1%的显著性水平上抑制企业欺诈行为;而融资约束较高的组中,机构投资者持股的系数为-0.271,在10%的显著性水平上抑制企业欺诈行为。组间系数差异的邹检验结果显示 p 值为0.1,说明机构投资者持股对融资约束较低组企业欺诈行为的抑制作用更加显著,这进一步支持机构投资者通过降低企业融资约束抑制其欺诈行为。综上所述,假设 H_4 成立。

表 10 中介机制：融资约束

变量			高融资约束组	低融资约束组
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>KZ</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
<i>KZ</i>		0.055*** (3.96)		
<i>InsOwn</i>	-1.081*** (-10.42)	-0.296*** (-2.62)	-0.271* (-1.74)	-0.403*** (-2.60)
常数项	3.153*** (6.73)	-0.990** (-2.20)	-0.388 (-0.69)	-1.066 (-1.40)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	24402	24402	12382	11221
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
F 值	431.400			
伪 R ² /R ²	0.666	0.099	0.126	0.064

六、进一步讨论

1. 异质性分析

(1) 机构投资者特征。虽然机构投资者作为大股东能够有效监督管理层,但是不同的机构投资者奉行的理念却并不相同:一类基金奉行“股东积极主义”的理念;另一类机构投资者奉行被动管理的投资理念。与主动型机构投资者相比,奉行被动投资理念的机构投资者(如指数基金)监督效果较差。在有争议的治理问题上,指数基金往往倾向于不在公司重大决策中对管理层持反对态度。这种行为模式可能会无意中削弱董事会的独立性,这一现象的根源可以追溯到被动机构投资者的核心竞争优势:低成本运营,正是这种追求低成本的商业模式,限制了指数基金在公司治理监督方面投入充足资源的能力。此外,被动型机构投资者还存在搭便车的问题,因为公司价值的提升由所有股东共享,但其成本却只由付出监督努力的股东承担,当被动型机构投资者参与公司治理时,公司治理不仅没有改善,反而可能在多个方面出现恶化(Heath等,2021)^[51]。证券投资基金作为偏主动型的投资机构,会倾向于“用手投票”的方式向管理层施加压力,从而有效抑制公司欺诈行为。而其他类型的投资机构更倾向于“用脚投票”的方式进行被动型投资,可能无法有效提升公司的治理能力。基于上述分析,本文进一步从投资机构的异质性角度考察机构投资者持股对企业欺诈行为的差异化影响,将机构投资者分为证券投资基金(*SifInsOwn*)和其他类型机构投资者(*OtherInsOwn*)加入基准模型进行回归。结果如表 11 第(1)列所示,证券投资基金持股在 1% 的显著性水平上抑制了企业欺诈行为,而其他机构投资者的影响则不显著,说明主动型机构投资者确实承担了监督管理层的责任,而被动型机构投资者对管理层的约束力较弱。

(2) 地区特征。本文将研究样本按照东部、中部和西部三个地区进行分样本回归,探究机构投资者持股对不同地区企业欺诈行为的影响。表 11 第(2)一(4)列分别列示了东部、中部和西部地区的回归结果。在东部和中部地区,机构投资者持股均能够显著抑制企业欺诈行为,但是在西部地区并无显著影响。原因在于机构投资者大多数处于中东部地区,对本地区的企业监督作用更强,并且中东部地区市场化程度更高,更有利于机构投资者监督作用的发挥,以上因素均可能造成机构投资者影响企业欺诈行为的地区差异。

表 11 投资机构和地区特征的差异化影响

变量	不同机构	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
<i>SifInsOwn</i>	-1.405*** (-2.85)			
<i>OtherInsOwn</i>	-0.330 (-0.67)			
<i>InsOwn</i>		-0.288** (-2.11)	-0.813*** (-3.58)	-0.143 (-0.43)
常数项	-0.753 (-1.56)	-0.387 (-0.66)	-1.436* (-1.79)	-2.140* (-1.67)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	22700	16697	4478	2491
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
伪 R ²	0.098	0.103	0.108	0.107

(3)企业并购行为特征。并购过程是公司欺诈行为的高发区域,在控制权转移过程中存在严重的违规交易行为,超过五分之一的重组存在基金内幕交易(王潇炜和顾桂定,2015)^[52]。为了探究企业并购行为对机构投资者持股抑制企业欺诈行为的差异化影响,本文按照企业当年是否发生并购行为进行分样本回归。结果如表 12 第(1)和(2)列所示,在当年发生并购的企业中,机构投资者持股在 5% 的显著性水平上抑制企业欺诈行为;在当年未发生并购的企业中,机构投资者持股在 10% 的显著性水平上抑制企业欺诈行为。由此可见,对于当年参与并购的企业,机构投资者持股对企业欺诈行为的抑制作用更显著。

(4)企业所有制特征。对于非国有企业而言,其规模一般较小,大股东权力对公司业绩的提升作用更强,机构投资者话语权较强,监督作用也更强,企业实施欺诈行为的机会和情境均会被抑制;对于国有企业而言,国家所有权和政治联系对企业所采取的战略,如财务杠杆、研发强度和国际化都有深远的影响,因此,机构投资者话语权相对较小,对企业的监督作用也会弱化。本文按照企业是否为国有企业进行分样本回归,考察不同企业所有制特征对机构投资者持股抑制企业欺诈行为的差异化影响。结果如表 12 第(3)和(4)列所示,在非国有企业样本中,机构投资者持股在 1% 的显著性水平上抑制企业欺诈行为;在国有企业样本中,机构投资者持股在 10% 的显著性水平上抑制企业欺诈行为。机构投资者持股对非国有企业欺诈行为的抑制作用更为显著。

表 12 企业并购行为和所有制特征的差异化影响

变量	发生并购	未发生并购	非国有企业	国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
<i>InsOwn</i>	-0.306** (-2.49)	-0.467* (-1.68)	-0.336*** (-2.62)	-0.428* (-1.93)
常数项	-0.793 (-1.49)	-1.031 (-1.03)	-1.493* (-1.94)	-0.717 (-1.16)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	18352	5498	12876	11440
时间/行业/地区固定效应	是	是	是	是
伪 R ²	0.095	0.106	0.081	0.113

2. 基于机器学习的模型有效性讨论

本文使用基于 Scikit-Learn 和 TensorFlow 库的六种机器学习模型对企业欺诈行为进行了识别, 并和基准回归模型的结果进行了交叉验证。具体过程如下: 首先, 选取基准回归模型的自变量、协变量和地区、行业、年份特征作为机器学习模型的特征(features), 并将企业当年是否有欺诈行为作为模型的标签(labels), 并划分出 80% 的样本作为训练集, 另外 20% 的样本作为测试集, 以对模型的识别能力进行测试。其次, 本文分别选取逻辑回归模型、决策树模型、随机森林模型、支持向量机模型、神经网络模型和深度神经网络模型共计六种模型在训练集上进行了训练, 然后在测试集上测试其性能, 其中逻辑回归模型与本文所使用的基准回归模型原理相同, 可以作为对比参考。每个模型的 ROC 曲线如图 3 所示, 所有模型的测试准确率如表 13 所示。可以看到, 各模型间准确度相差并不大, 其中随机森林模型的识别效果最好(86%)。逻辑回归模型 85% 的准确率略低于最优值, 同时, 考虑到除逻辑回归模型之外的其他五种模型均支持非线性关系, 结果支持了基准回归使用线性模型的合理性。逻辑回归模型具有 85% 的准确率, 也说明基准回归模型所选取的变量具有较高的解释能力。综上所述, 基于机器学习的识别结果支持了基准回归模型的有效性和结果的可信性。

表 13 六种机器学习模型的准确率

模型	逻辑回归	决策树	随机森林	支持向量机	神经网络	深度神经网络
准确率	0.850	0.760	0.860	0.850	0.850	0.850
总样本数	9592	9592	9592	9592	9592	9592

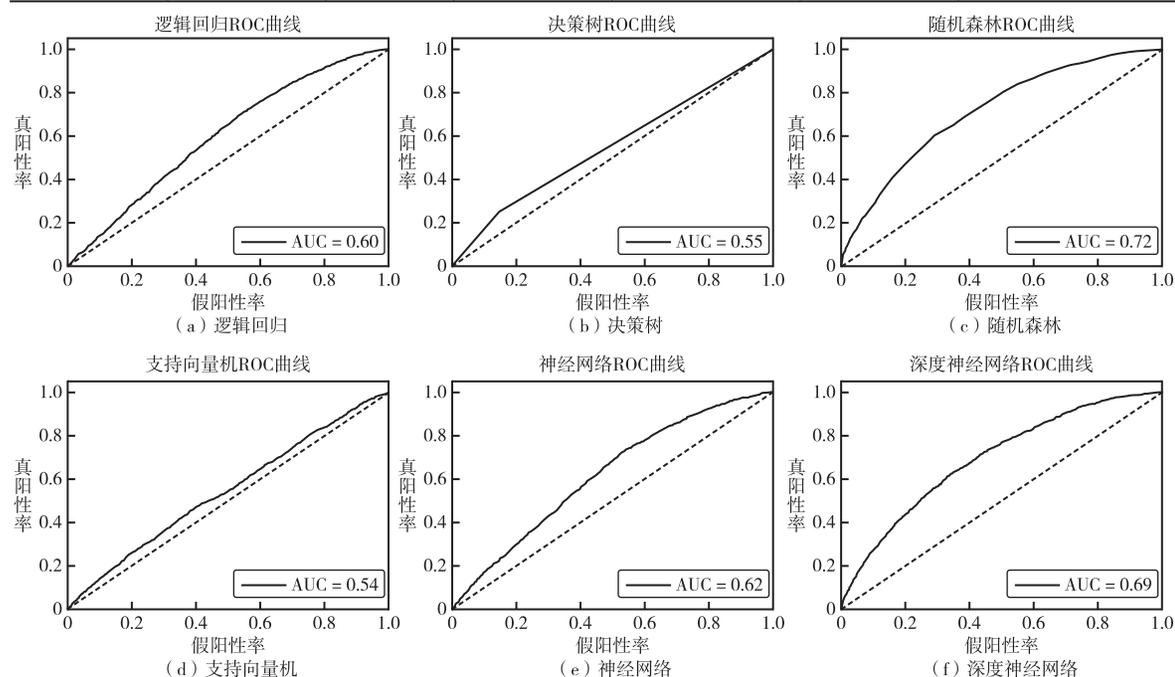


图 3 六种机器学习模型的 ROC 曲线

七、研究结论与政策建议

1. 研究结论

本文以 2002—2018 年 A 股上市公司为样本, 在微观层面上分析了机构投资者持股影响企业欺诈行为的作用机制、时变特征和差异化影响, 得到以下三项结论: 首先, 机构投资者在中国 A 股市场

可以实现对企业欺诈行为的有效监督,但是在2010年之后,随着机构投资者监督作用的减弱,企业欺诈倾向逐渐提高,这揭示了中国资本市场企业欺诈案件频发的原因。其次,机构投资者持股对企业欺诈行为的影响具有显著的差异性,这种差异性可以概括为地区差异性、投资机构差异性和企业差异性。从地区差异性的角度分析,经济较为发达的中东部地区企业和地处西部的企业,机构投资者的影响完全不同。此外,不同的地区受教育程度和市场化程度也均会影响机构投资者的监督能力;从机构差异性角度分析,证券投资基金能够显著抑制公司欺诈行为,而其他类型的机构投资者则无显著影响;从企业差异性的角度分析,不同所有制结构以及企业是否参与并购,均会影响到机构投资者对企业欺诈行为的抑制作用。最后,机构投资者可以从提高分析师关注度、提升企业盈利能力和缓解融资约束多个渠道抑制企业欺诈行为,这些措施不仅降低了企业欺诈风险,还有助于提高企业的运营和治理能力,从而有效提升上市公司质量。欺诈行为的减少只是上市公司质量提升的副产品,抑制企业欺诈行为的发生,需要从提升上市公司发展质量入手。

2. 政策建议

基于本文的研究结论,提出以下政策建议,旨在优化公司治理结构,遏制企业欺诈行为,促进资本市场的健康发展:

首先,强化机构投资者参与度。本文的实证研究结果表明,机构投资者对企业欺诈行为具有显著的抑制作用,然而这种作用在2010年后大幅度减弱。为了重振机构投资者的监督作用,本文建议赋予合格机构投资者更广泛的监督权,如增加其在董事会的席位或赋予其特殊表决权。同时,可以针对积极参与公司治理的机构投资者实施税收优惠政策,如免税或低税率,或者对积极履行监督职责的机构投资者给予奖励,如优先配售新股或优先获得投资机会。此外,应鼓励机构投资者与上市公司建立常态化沟通机制,定期交流公司战略、经营状况和风险管理等问题。这些措施可以激励机构投资者更深入地参与公司治理,充分发挥市场力量在防范企业欺诈中的作用。

其次,进一步推动证券投资基金行业发展。证券投资基金作为主动管理型机构投资者,是实践股东积极主义的重要力量。为进一步发挥其作用,本文建议完善与证券投资基金相关的法律法规体系,为其参与公司治理提供更明确的法律保障。同时,鼓励基金公司设立专门的公司治理部门,深入研究投资目标公司的治理结构,建立基金经理与上市公司管理层的定期会晤机制,促进良性互动,并且加强对基金从业人员的培训,提高其公司治理和风险管理的专业能力。此外,还应完善基金行业的薪酬激励机制,将参与公司治理的效果与绩效考核挂钩,鼓励基金公司发布年度公司治理报告,增加行业透明度。这些措施将有助于提升证券投资基金行业的整体监督能力,为资本市场的健康发展注入新的动力。

再次,专项帮扶西部地区机构投资者。针对机构投资者在西部地区监督作用较弱的问题,可以设立西部企业投资专项基金,为机构投资者投资西部企业提供额外激励,同时,在西部地区试点实施更为严格的信息披露制度,提高企业透明度,吸引机构投资者,或者考虑为投资西部企业的机构投资者提供税收优惠或补贴,降低其投资成本。可以实施“西部企业治理提升计划”,通过培训、咨询等方式提高西部企业的治理水平,加强东西部地区企业之间在公司治理方面的交流,促进先进治理理念在西部地区的传播。此外,还可以鼓励西部地区的高等院校和研究机构加强公司治理研究,为地方企业提供智力支持。这些措施可以提高西部地区企业的吸引力,促进资本均衡流动,缩小区域发展差距。

最后,完善非公有制企业公司治理结构。考虑到非公有制企业面临的特殊挑战,本文建议建立针对非公有制企业的差异化监管体系。应鼓励机构投资者设立专门针对非公有制企业的投资基金,增加对非公有制企业的关注度,并且进一步完善非公有制企业的信息披露制度,提高透明

度,降低信息不对称,建立非公有制企业与机构投资者的对接平台,促进双方良性互动。同时加大对非公有制企业财务造假、内幕交易等违法行为的惩处力度,营造良好的市场环境。然而,在保持监管力度的同时,也应考虑非公有制企业公司治理能力薄弱的特点,可以筹划设立“非公有制企业治理咨询服务中心”,为非公有制企业提供专业的公司治理建议。此外,还应鼓励行业协会发挥自律作用,制定非公有制企业治理的行业标准和最佳实践指南。这些措施将有助于提高非公有制企业的治理水平,促进其规范化、高质量发展,同时也为机构投资者参与非公有制企业治理创造良好条件。

参考文献

- [1]冯慧群. 私募股权投资对控股股东“掏空”的抑制效应[J].北京:经济管理,2016,(6):41-58.
- [2]冯晓晴,文雯. 国有机构投资者持股能提升企业投资效率吗?[J].北京:经济管理,2022,(1):65-84.
- [3]肖奇,吴文锋. 投资者关注具有治理功用吗? ——基于公司违规行为的考察[J].武汉:经济评论,2023,(3):152-168.
- [4]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].北京:会计研究,2020,(5):30-47.
- [5]Jensen, M.C., and W.H.Meckling.Theory of The Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J].Journal of financial Economics, 1976, 3, (4):305-360.
- [6]Demsetz, H., and K.Lehn.The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences[J].Journal of Political Economy, 1985, 93, (6): 1155-1177.
- [7]Shleifer, A., and R.W.Vishny.Large Shareholders and Corporate Control[J].Journal of Political Economy, 1986, 94, (3, Part1): 461-488.
- [8]谭劲松,林雨晨. 机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据[J].天津:南开管理评论,2016,(5): 115-126, 138.
- [9]李安泰,张建宇,卢冰. 机构投资者能抑制上市公司商誉减值风险吗? ——基于中国A股市场的经验证据[J].北京:金融研究,2022,(10):189-206.
- [10]梁上坤. 机构投资者持股会影响公司费用粘性吗?[J].北京:管理世界,2018,(12):133-148.
- [11]Yin, C., C.Ward, and S.Tsolacos.Motivated Monitoring: The Importance of The Institutional Investment Horizon[J].International Review of Financial Analysis, 2018, 60:197-212.
- [12]Rashid, M., A.Al-Mamun, and H.Roudaki, et al.An Overview of Corporate Fraud and Its Prevention Approach[J].Australasian Business, Accounting and Finance Journal, 2022, 16, (1): 101-118.
- [13]Sun, G.Digital Finance and Corporate Financial Fraud[J].International Review of Financial Analysis, 2023, (87), 102566.
- [14]Wang, Z., M.-H.Chen, and C.L.Chin, et al.Managerial Ability, Political Connections, and Fraudulent Financial Reporting in China[J].Journal of Accounting and Public Policy, 2017, 36, (2): 141-162.
- [15]李瑞涛,酒莉莉. 控股股东股权质押会“诱发”上市公司违规吗?[J].济南:产业经济评论,2018,(1):95-116.
- [16]徐筱凤,李寿喜,黄学鹏. 实际控制人、高管激励与上市公司违规行为[J].上海:世界经济文汇,2019,(5):90-101.
- [17]李文贵,邵毅平. 监管信息公开与上市公司违规[J].北京:经济管理,2022,(2):141-158.
- [18]Lisic, L.L., S.D.Silveri, and Y.Song, et al.Accounting Fraud, Auditing, and The Role of Government Sanctions in China[J]. Journal of Business Research, 2015, 68, (6): 1186-1195.
- [19]乔菲,文雯,徐经长. 纵向兼任高管能抑制公司违规吗?[J].北京:经济管理,2021,(5):176-191.
- [20]赵栩,马奔. 绩效激励、公司欺诈与资本市场发展[J].北京:宏观经济研究,2018,(4):124-139.
- [21]Yang, D., H.Jiao, and R.Buckland.The Determinants of Financial Fraud in Chinese Firms: Does Corporate Governance as An Institutional Innovation Matter?[J].Technological Forecasting and Social Change, 2017, 125:309-320.
- [22]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].北京:世界经济,2020,(6):171-192.
- [23]周泽将,马静,胡刘芬. 经济独立性能否促进监事会治理功能发挥——基于企业违规视角的经验证据[J].天津:南开管理评论,2019,(6):62-76.
- [24]Hou, X., T.Wang, and C.Ma.Economic Policy Uncertainty and Corporate Fraud[J].Economic Analysis and Policy, 2021, 71:97-110.
- [25]李文佳,朱玉杰. 儒家文化对公司违规行为的影响研究[J].北京:经济管理,2021,(9):137-153.
- [26]Levit, D.Soft Shareholder Activism[J].The Review of Financial Studies, 2019, 32, (7): 2775-2808.

- [27] Wu, S.-Y., and K.H.Chung.Hedge Fund Activism and Corporate M&A Decisions[J].Management Science, 2022, 68, (2): 1378-1403.
- [28] Brav, A., W.Jiang, and S.Ma, et al.How Does Hedge Fund Activism Reshape Corporate Innovation?[J].Journal of Financial Economics, 2018, 130, (2): 237-264.
- [29] Bebchuk, L.A., A.Brav, and W.Jiang, et al.Dancing with Activists[J].Journal of Financial Economics, 2020, 137, (1): 1-41.
- [30] Cressey, D.R.Other People's Money; A Study of The Social Psychology of Embezzlement[M].New York: Free Press, 1953.
- [31] 姚禄仕,何方,王丽娜,雷晓洁.利益冲突下的证券分析师跟进行为研究——基于面板数据的实证研究[J].北京:中国管理科学, 2014, (6): 43-49.
- [32] Borochoin, P., and J. Yang.The Effects of Institutional Investor Objectives on Firm Valuation and Governance [J].Journal of Financial Economics, 2017, 126, (1): 171-199.
- [33] Aghion, P., J.V.Reenen, and L.Zingales.Innovation and Institutional Ownership[J].American Economic Review, 2013, 103(1): 277-304.
- [34] Brav, A., W.Jiang, and F.Partnoy, et al.Hedge Fund Activism, Corporate Governance, and Firm Performance[J].The Journal of Finance, 2008, 63, (4): 1729-1775.
- [35] Boone, A.L., and J.T.White.The Effect of Institutional Ownership on Firm Transparency and Information Production[J].Journal of Financial Economics, 2015, 117, (3): 508-533.
- [36] Rubin, A.Ownership Level, Ownership Concentration and Liquidity[J].Journal of Financial Markets, 2007, 10(3): 219-248.
- [37] Kang, J.-K., and J.-M.Kim.Do Foreign Investors Exhibit A Corporate Governance Role? Evidence from The Korean Market[J].Journal of Financial Economics, 2010, 96, (1): 138-158.
- [38] 唐松莲,袁春生.监督或攫取:机构投资者治理角色的识别研究——来自中国资本市场的经验证据[J].北京:管理评论, 2010, (8): 19-29.
- [39] Hsu, S., S.-W.Lin, and W.-P.Chen, et al.CEO Duality, Information Costs, and Firm Performance[J].The North American Journal of Economics and Finance, 2021, 55, 101011.
- [40] Yiu, D.W., W.P.Wan, and Y.Xu.Alternative Governance and Corporate Financial Fraud in Transition Economies: Evidence from China[J].Journal of Management, 2019, 45, (7): 2685-2720.
- [41] Bartik, T.J. Who Benefits from State and Local Economic Development Policies? [M] W.E.Upjohn Institute for Employment Research, 1991.
- [42] 鲁乔杉,李秉祥,张涛,权小锋.独立董事关系网络与MD&A文本信息惯性披露——基于程度中心度和结构洞视角[J].北京:会计研究, 2022, (9): 39-51.
- [43] Buonanno, P., and L.Leonida.Education and Crime: Evidence from Italian Regions[J].Applied Economics Letters, 2006, 13, (11): 709-713.
- [44] Becker, G.S.Crime and Punishment: An Economic Approach[J].Journal of Political Economy, 1968, 76, (2): 169-217.
- [45] Cialdini, R.B., R.R.Reno, and C.A.Kallgren.A Focus Theory of Normative Conduct: Recycling The Concept of Norms to Reduce Littering in Public Places[J].Journal of Personality and Social Psychology, 1990, 58, (6): 1015-1026.
- [46] 马惠娟,佟爱琴.卖空机制对高管薪酬契约的治理效应——来自融资融券制度的准自然实验[J].天津:南开管理评论, 2019, (2): 61-74.
- [47] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].北京:心理科学进展, 2014, (5): 731-745.
- [48] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].北京:中国工业经济, 2022, (5): 100-120.
- [49] 刘欢,周会洋,侯黎然.地方政府债务与企业创新[J].北京:会计研究, 2020, (9): 163-177.
- [50] 余明桂,王空.地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣[J].北京:经济研究, 2022, (2): 58-72.
- [51] Heath, D., D.Macciocchi, and R.Michaely, et al.Do Index Funds Monitor?[J].The Review of Financial Studies, 2021, 35, (1): 91-131.
- [52] 王潇炜,顾桂定.重大资产重组中是否存在基金内幕交易? ——基于基金持股数据的FDR分析[J].北京:经济管理, 2015, (8): 99-108.

“Vote with Feet” or “Vote with Hands”: Institutional Shareholding and Corporate Fraud

HOU Xiao-hui, WANG Teng-yu

(School of Economics and Finance of Xi'an Jiaotong University, Xi'an, Shanxi, 710061, China)

Abstract: Corporate fraud has always been a challenging issue in the capital market. After reaching a low point in 2010, the probability of corporate fraud in China A-share listed companies gradually increased. Is this due to the failure of supervisory measures by institutional investors? This study examines the impact of institutional investor ownership on corporate fraud using data from China A-share listed companies from year 2002 to 2018. The research findings indicate that the higher the proportion of institutional investor ownership, the lower the probability of corporate fraud. Even after robustness and endogeneity tests, the conclusion still holds. Furthermore, the study reveals that the restraining effect of institutional investors on corporate fraud has weakened since 2010, which may have contributed to the increase in the probability of corporate fraud.

Mechanism analysis show that institutional investors have a stronger supervisory role in regions with higher levels of education and marketization. Analyst attention, firm profitability, and financing constraints are identified as the main channels through which institutional investors exert their influence. Heterogeneity analysis indicates that securities investment funds demonstrate stronger supervisory capabilities, and institutional investor ownership has a more pronounced restraining effect on corporate fraud in companies headquartered in the eastern and central regions, non-state-owned enterprises, and companies involved in mergers and acquisitions during the analyzed period.

There are two cultures in statistical modeling for drawing conclusions from data: “data modeling” and “algorithmic modeling”. Data modeling assumes the data is generated by a given model, whereas algorithmic modeling views the data mechanism as unknown. Based on the core principles that “algorithmic modeling” and “data modeling” are complementary, this paper conducts cross-validation of six machine learning models on a benchmark regression model. The results show that the random forest model has the best identification ability (86%), slightly outperforming logistic regression (85%). Considering that the other five models, except for the logistic regression model, support nonlinear relationships. The machine learning results validate the effectiveness and reliability of the benchmark regression model.

The conclusions of this study can be summarized in three main points. Firstly, institutional investors in the China A-share market have the capacity to effectively supervise corporate fraud. However, their impact has diminished after 2010, coinciding with an increasing trend of corporate fraud, which partially explains the frequent occurrence of corporate fraud cases in the Chinese capital market. Secondly, institutional investors' influence on corporate fraud exhibits significant variations, which can be summarized as regional differences, institutional differences, and corporate differences. From a regional perspective, the impact of institutional investors differs significantly between economically developed enterprises in the central and eastern regions and those in the western regions. Additionally, the level of education and marketization in different regions also affects the supervisory capacity of institutional investors. Analyzing institutional differences, the impact on corporate fraud varies between securities investment funds and other types of investment institutions. From a corporate perspective, different ownership structures and whether a company is involved in mergers and acquisitions can influence the restraining effect of institutional investors on corporate fraud. Lastly, institutional investors can restrain corporate fraud through multiple channels, including increasing analyst coverage, enhancing firm profitability, and alleviating financing constraints. These measures not only reduce the risk of corporate fraud but also contribute to improving the operational and governance capabilities of companies, ultimately enhancing the quality of listed companies. The reduction of fraudulent behavior is a “by-product” of the improvement in the quality of listed companies, and suppressing the occurrence of corporate fraud requires starting from enhancing the quality of listed company development.

Key Words: corporate fraud; institutional investors; firm profitability; analyst attention; financing constraints

JEL Classification: D21, M24, G20

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2024.07.010

(责任编辑:张任之)