

机构投资者对其持股公司绩效的影响研究^①

——基于机构投资者自我保护的视角

张涤新^{1,2}, 李忠海¹

(1. 南京大学经济学院, 南京 210093; 2. 南京大学金融计量与风险管理研究中心, 南京 210093)

摘要: 从机构投资者自我保护的视角出发, 通过构建公司内部人和机构投资者的博弈模型, 揭示了机构投资者对其持股公司绩效影响的微观机制. 在此基础上, 实证研究我国沪深 A 股市场 2004 年—2012 年公司样本. 结果表明: 机构对其持股公司绩效的改善作用在 2004 年—2007 年和 2008 年—2012 年两个阶段存在结构性变动; 从整体来看, 在上述两个阶段, 机构投资者对其持股公司绩效有显著改善作用, 但第二阶段的改善作用明显减弱; 基金有助于改善其持股公司绩效, 而其它机构投资者缺乏这种改善作用. 机构在第二阶段改善作用减弱的主要原因是, 在样本期间, 基金持股规模占比迅速衰减, 其它机构投资者持股规模占比大幅提高抑制了整个机构对其持股公司绩效的改善作用.

关键词: 机构投资者持股; 代理冲突; 公司绩效; 机构投资者自我保护

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2017)05-0082-20

0 引言

2010 年以来, 我国先后出台多项措施保护中小投资者利益, 加大对违法违规行为的处罚力度. 2012 年 6 月, 最高人民法院、最高人民检察院《关于办理内幕交易、泄露内幕信息刑事案件具体应用法律若干问题的解释》正式施行. 2013 年 7 月 9 日, 中国证监会提出, 把工作重点切实转换到加强监管执法和保护投资者特别是中小投资者合法权益上来. 在 IPO 停发近一年之际, 保护中小投资者利益已成为重振我国股票市场的重要基石. 因而, 如何保护中小投资者利益, 这不仅是人们普遍关心的热点, 也是学术界亟待研究的重要课题.

在股权分散的公司中, 股东和经理之间的代理冲突更为明显, 自由现金流滥用及过度投资也更为严重^[1,2]. La Porta 等^[3] 和 Claessens 等^[4] 研究表明, 在香港、泰国、马来西亚等新兴市场国家

和地区, 大股东通过金字塔结构和交叉持股等形式获得公司控制权, 借此通过关联交易侵占中小股东权益. 追随 La Porta^[3] 等所开辟的研究视角, 目前有关中小投资者保护文献分为 3 个维度: 一是法律体系. La Porta 等^[5] 发现, 利用法律保护外部投资者免受侵害是理解不同国家之间公司治理模式差异的核心, 强调通过立法保护投资者利益, 对降低融资成本、提升公司绩效具有重要意义; 二是政府监管. 由于受法律诉讼成本及其时效性约束, 单单依赖法律难以真正保护中小投资者利益, 利用政府监管和干预来保护投资者的理论应运而生^[6]. Pistor 和 Xu^[7] 指出, 由于法律条款不可能完备, 仅依靠法律保护投资者有时很难奏效, 因此, 政府和法律部门之间的权力分配对保护中小投资者至关重要. 在不同时期和不同国家, 若法律体系相对完善, 应将更多执法权分配给法庭; 反之, 应更多分配给政府; 三是公司治

① 收稿日期: 2014-03-05; 修订日期: 2016-03-19.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71271108; 71372036).

作者简介: 张涤新(1954—), 男, 江西丰城人, 博士, 教授, 博士生导师. Email: dixinz01@nju.edu.cn

理。Klapper 和 Love^[8]发现,公司治理与公司绩效显著正相关,法制环境越差的国家,公司治理对公司绩效的影响越明显。Chen 等^[9]证实,公司治理水平越高,公司权益融资成本越低,法制环境越差的国家,这种关系越显著。

法律体系、政府监管和公司治理形成了对中小投资者保护的環境,其本质是主要依赖法律部门、政府和公司等外部力量来实施这种保护。一个值得思考的问题是,中小投资者能否在现有的外部环境下实现自我保护。相对“一股独大”的大股东而言,我国中小投资者主要包括个人投资者和机构投资者。有关机构投资者范畴界定是个重大问题,中国证券监督管理委员会对此有明确界定,在《中国上市公司治理发展报告》^[10]中指出,中国机构投资者主要包括证券投资基金、社保基金、合格境外投资者(QFII)、证券自营商和保险公司等。尽管在 Wind 金融资讯数据库将投资公司、财富公司和管理公司等法人机构^②归为“一般法人”类型,但这些法人机构与该报告中界定的机构投资者在外部监管、信息披露和法律规制等方面存在较大差异。故该报告未将这类普通法人机构列为机构投资者,这也得到学术界和业界的普遍认同。在学术研究中,不少学者选择 Wind 金融资讯数据库的金融类机构持股数据^[11-13]。考虑到学术研究的规范性和权威性,本文采用该报告中的机构投资者界定方法。由于个人投资者的利益诉求很难达成一致等因素,受监督成本约束,他们更倾向于“搭便车”,而机构投资者在人才、资金、规模、信息收集和监督等方面拥有独特优势,能够对其持股公司进行主动和有效的监督^[14,15]。2002 年发生的中兴通讯 H 股发行搁浅事件,2005 年的双汇集团 MBO 收购抵制事件及 2010 年的神火股份发行可转债暂停事件均证实了这一点。与个人投资者相比,机构投资者更能对其持股公司违规等信息做出迅速反应,能够更好地发挥其监督作用。据此,本文通过构建公司内部人和机构的博弈模型,揭示了机构投资者影响其持股公司绩效的微观机制,并结合我国实际进行经验研究。近几年来,保险公司、QFII、社保

基金等其它机构投资者的证券投资规模不断增加,我国机构投资者结构发生根本性变化。2004 年,证券投资基金持股市值约为 1 525 亿,占 95%;社保基金持股市值约为 40 亿,占 2.5%;QFII 持股市值约为 30 亿,占 1.9%。2008 年,基金持股市值约为 8 927 亿,占 88%;保险公司持股市值为 505 亿,占 5%;QFII 持股市值为 190 亿,占 2%;社保基金持股市值为 101 亿,占 1.2%;券商集合理财持股市值为 84 亿,占 1%。2012 年,基金持股市值约为 1.4 万亿,占 61%;保险公司持股市值为 5 911 亿,占 27%;QFII 持股市值为 768 亿,占 4%;社保基金持股市值为 625 亿,占 3%;券商集合理财持股市值为 314 亿,占 1.5%。尽管如此,基金在机构投资者中的主导地位仍未发生根本性改变。一方面,作为我国机构投资者的中坚力量,基金一直受到我国政府支持和鼓励。1998 年以来,我国政府先后出台 55 项相关政策对基金予以引导和支持,并将其作为单独考试科目列入证券从业人员的资格考试,极大提高了基金的社会影响和公共形象。另一方面,2008 年以后,基金创新提速,其业务门类也从单一的基金业务扩充为资产管理(专项、集合)、社保基金及企业年金管理、投资咨询服务和 QFII 业务等,为其参与市场竞争创造了更加丰富的业务门类和收入渠道。第三方面,就持股市值而言,证券投资基金长期居于我国机构投资者主导地位。为研究机构投资者的异质性,本文将其它机构投资者归为一类,并将其与基金进行比较研究。据此,本文利用回归模型按年份就机构投资者对其持股公司绩效的影响进行了初步探索,结果发现:随着我国机构投资者市场结构的改变,其对公司绩效的影响也发生变化,所得结果在附录中列出。在此基础上,本文构建了公司绩效和机构持股的面板数据模型联立方程组,并利用我国沪深主板 A 股市场 2004 年—2012 年的公司样本进行实证研究。实证结果表明,机构对其持股公司绩效的改善作用在 2004 年—2007 年和 2008 年—2012 年这两个阶段存在显著差异。实证结果也表明,从整体来看,在第 1 阶段和第 2 阶段,机构投资者

② 为体现学术严谨性,本文手工搜集了投资公司、财富公司和管理公司等法人机构等非普通法人的机构数据,并在稳健性检验中将这类法人作为机构投资者之一进行实证研究。

对其持股公司绩效有显著改善作用;但与第2阶段相比,在第1阶段,机构投资者对其持股公司绩效的改善作用更强.实证研究还表明,基金有助于改善其持股公司绩效,而除基金以外的其它机构投资者缺乏这种改善作用.本文发现,机构在第2阶段改善作用减弱的主要原因是:在样本期间,基金持股规模占比迅速衰减及其它机构投资者持股规模占比大幅提高,抑制了整个机构对其持股公司绩效的改善作用.

本文从机构投资者自我保护的视角出发,通过构建公司内部人和机构投资者的博弈模型,揭示了机构投资者自我保护的微观机制.利用我国上市公司样本数据,本文还解释了机构对其持股公司绩效改善作用在2008年—2012年有所减弱这一现象,并证实了基金对其持股公司绩效具有显著改善作用.本文的研究丰富了La Porta等^[5]、Pistor和Xu^[7]有关中小投资者保护的文献,为大力发展以基金为代表的机构投资者提供理论支持和经验证据.

1 理论模型

假定公司项目运营的决策过程分为两个阶段:第1阶段,公司利用现有资产进行项目运营,并通过控制权最大化自身利益和谋取私利;第2阶段,公司进行项目融资并仅限于股权融资,实际融资规模由机构投资者和个人投资者的投资数量决定.在此过程中,所有机构投资者和个人投资者分别具有同质性,且能观察到公司项目运营情况以及公司内部人在第1阶段牟取私利的相关行为.机构投资者观察到这种行为后,对公司内部人进行监督,维护自身权利和利益,据此选择投资规模.特别地,如果第1阶段公司内部人的违规行为过于严重,机构投资者可能退出市场.机构投资者的上述行为也能够被公司内部人所预期,从而影响公司第2阶段实际融资金额.与之不同,个人投资者则难以对公司项目运营及违规行为进行有效监督,不得不选择搭便车.因而,机构投资者迫使公司内部人在攫取外部人利益的同时,必须考虑其行为对第2阶段实际融资规模的影响.一方面,机构投资者数量越多,越

能够对内部人违规行为进行有效监督,减少内部人在第1阶段谋取私利的行为.另一方面,随着内部人第一阶段攫取投资者利益的降低,公司实际融资规模越大、股权融资成本越低,内部人在第2阶段的收益越高.因此,公司内部人将在当期收益和第2阶段收益之间进行权衡,以便选择最优违规行为,以期在这两个阶段中获得最大化利益.借鉴Albuquerque和Wang^[16]使用的公司产出函数和内部人违规惩罚函数,本文构造了公司内部人目标函数.同时本文通过引入常数绝对风险规避系数的效用函数,分别构建了机构投资者和个人投资者的目标函数.在此基础上,本文建立了公司内部人、机构投资者及个人投资者之间的博弈模型,给出均衡状态下公司内部人攫取私利的最优违规水平及其收益函数.

1.1 公司内部人目标函数

假定在第1阶段的公司存量资本为 k_1 ,其简化的生产函数为 $y_1 = hk_1$,这里 y_1 为公司的收益, h 为公司投入产出回报系数.假定 h 大于市场无风险收益率 r_f ,否则公司将不愿意运营该项目.按照理性人假设,拥有公司实际决策权的内部人有动机最大化自身利益,并利用控制权谋取私利.假设公司内部人侵蚀投资者利益被查处,监管者将对其进行惩罚.用 $\varphi(s, \eta)$ 表示内部人被罚处的金额,不失一般性,选取 $\varphi(s, \eta) = \eta s^2 \times \frac{y_1}{2}$,显然有 $\frac{\partial \varphi(s, \eta)}{\partial s} > 0$, $\frac{\partial^2 \varphi(s, \eta)}{\partial s^2} > 0$, $\frac{\partial \varphi(s, \eta)}{\partial \eta} > 0$,其中 η 为监管者的监管水平,外生于公司内部人的目标函数; $s \in (0, 1)$ 是内部人攫取私利的比例, s 越大,其攫取的私利越多,受到惩罚越大,故 s 反映了公司内部人的违规强度.假设该项目仅进行股权融资,其公司内部人的目标函数包括预期收益.记 $k_{2,0}$ 为内部人为维持第2期持股比例 α 不变所投入的资金, $c(k_{2,0})$ 为其相应的资金成本.在生产函数不变的情况下,若 k_2 为项目计划融资规模,则内部人的收益为 $\alpha y_2 - c(k_{2,0})$,其中 $y_2 = hk_2$ 为产出, $c(k_{2,0}) = r_f k_{2,0} = r_f \alpha k_2$.由此得到,公司内部人的收益包括公司分红、其违规攫取的私利和项目收益,对应成本包括违规成本和用于维持其持股比例不变的资金成本.因而,公司内部人的目标函数为

$$R(s) = \alpha y_1 + s(1 - \alpha)y_1 - \frac{1}{2}\eta s^2 y_1 + \alpha y_2 - c(k_2, \rho) \quad (1)$$

1.2 机构投资者和个人投资者的资产组合函数

假设市场上存在 n 个投资者, 初始财富均为 w_0 , 机构投资者和个人投资者在该项目投资中人数比例分别为 β 和 $(1 - \beta)$. 称投资者在未观察到证券市场中的新信息之前, 对公司违规强度的初步判断结果为先验违规强度, 记为 s_0 . 假定初始时刻的先验信息集为 F_0 , 项目收益 r 服从期望收益和标准差分别为 μ_0 和 σ 的正态分布, 则 $\mu_0 = E[r | F = F_0]$. 假设项目期望收益的标准差不随信息集的变化而改变, 当公司内部人违规强度信息进入市场, 机构投资者所持有的信息集将更新为 F_1 , 则其对该项目的期望收益为 $\mu_1 = E[r | F = F_1]$; 由于信息不对称的影响, 个人投资者未能及时更新信息, 仍然维持初始时刻的信息集 F_0 , 故其投资该项目的期望收益仍为 $\mu_0 = E[r | F = F_0]$. 根据理性人假设和资产组合理论, 则有 $\mu_i > r_f$, 其中 $i = 0, 1$.

假定所有投资者都选择如下常数绝对风险规避系数的效用函数

$$u(w(r)) = -\exp(-2\gamma w(r)) \quad (2)$$

其中 γ 为绝对风险规避系数; $w(r)$ 为投资组合的财富水平.

定义 σ_w 为 $w(r)$ 对应资产组合的标准差; 由风险资产收益 r 的正态分布假设, 对式 (2) 求期望效用的最大化等价于对下式求最优化, 即

$$Eu(w) = Ew - \gamma\sigma_w^2 \quad (3)$$

假设投资者在扣除固定消费 c_0 后, 将剩余财富 $p_0 = w_0 - c_0$ 分别投资于该项目和无风险资产. 考虑到机构投资者与个人投资者的区别, 假设单个机构投资者和个人投资者投资该项目的比例分别为 θ_1 和 θ_2 , 则二者在第 2 阶段末持有资产组合的财富水平分别为 $w_1 = [(1 + r_f)(1 - \theta_1) + (1 + r)\theta_1]p_0$ 和 $w_2 = [(1 + r_f)(1 - \theta_2) + (1 + r)\theta_2]p_0$. 由于该资产收益的标准差不随信息集变化而改变, 故机构投资者和个人投资者的目标函数为

$$\begin{aligned} Eu(w_i | F_i) &= E(w_i | F_i) - \gamma\sigma_w^2 \\ &= [r_f(1 - \theta_i) + E(r | F_i)\theta_i]p_0 - \gamma(\theta_i p_0) 2\text{Var}(r) \end{aligned}$$

$$i = 1, 2 \quad (4)$$

特别地, 若观察到公司违规强度增加, 机构投资者预期内部人攫取私利的比例增加, 由此降低了对该项目投资的期望收益. 该项目收益随公司内部人攫取私利的比例而改变, 因此投资者预期收益将随这一比例及其对应的信息集而改变, 且与违规强度增量 $\Delta s_j = s_j - s_0$ 负相关, 即

$$E(r | F = F_j) = (1 - \Delta s_j)\mu_j \quad j = 1, 2 \quad (5)$$

1.3 模型求解及基本命题

设 $\beta > 0$, 即市场存在机构投资者. 由式 (1) 和式 (4), 公司内部人在均衡状态下的收益为

$$R(s) = \alpha y_1 + s^*(1 - \alpha)y_1 - 0.5\eta(s^*)^2 y_1 + \alpha n\tau(h - r_f)[\beta\mu(s_0 - s^*) + \delta] \quad (6)$$

其中 $\delta = \mu - r_f$. 通过对式 (6) 求关于 β 的导数, 可得内部人的最优化收益与机构投资者比例之间的关系, 即

$$\frac{\partial R}{\partial \beta} = \alpha\tau\mu n(h - r_f)(s_0 - s^*)$$

其中 $\alpha > 0, h - r_f > 0, \tau > 0, \mu > 0$ 和 $n > 0$. 由此可得到以下推断及命题.

1) 若 $s^* = s_0$, 则 $\frac{\partial R}{\partial \beta} = 0$, 即得到命题 1.

命题 1 在均衡状态下, 当内部人违规强度等于先验违规强度时, 其均衡收益将不会随机构投资者比例变化而改变.

这表明, 若内部人违规强度与先验违规强度一致时, 公司难以传递出有效的信息给机构投资者. 由于无法获得有效的外部信息, 机构投资者也难以及时调整投资行为、影响相应的公司绩效.

2) 若 $s^* > s_0$, 则 $\frac{\partial R}{\partial \beta} < 0$, 即得到命题 2.

命题 2 在均衡状态下, 当内部人违规强度大于先验违规强度时, 其均衡收益随机构投资者比例增加(减少)而降低(提高).

由命题 2 可知, 若公司内部人违规强度高于投资者的先验违规强度, 一方面, 机构投资者进行投资的意愿较弱, 另一方面, 机构投资者的参与必然会对公司内部人的违规行为进行有效监督, 制约其攫取私利的行为, 从而使其收益降低. 因此, 公司内部人不愿机构投资者参与投资. 作为市场管理者, 有必要出台鼓励机构投资者积极参与市场的政策, 这才有利于抑制公司内部人攫取私利的行为, 促进市场有效、健康发展. 2004 年

以来,我国政府也先后出台了30多条相关政策,鼓励以证券投资基金为代表的机构投资者进入市场。

3) 若 $s^* < s_0$, 则 $\frac{\partial R}{\partial \beta} > 0$, 即得到命题3。

命题3 在均衡状态下,当内部人违规强度小于先验违规强度时,其均衡收益随机构投资者比例增加(减少)而提高(降低)。

命题3表明,若公司内部人违规强度低于投资者先验违规强度,机构投资者比例的提高有利于改善公司绩效。在这样的市场背景下,机构投资者有意愿进行投资,而公司内部人也偏好机构投资者参与投资。需要补充说明的是,所谓“均衡条件下,内部人违规强度小于先验违规强度”意味着投资者预期随着外部证券市场环境改善的情况下,内部人违规强度将逐渐降低,最终会低于其先验违规强度,这可从3个层面加以证实。第1,法律法规体系不断完善。沈艺峰等^[17]发现,体现我国投资者保护程度的法律制度指数逐渐上升,该指数从1992年的8分,增加至2002年的59.5分。2002年以来,我国又先后修正和颁布了诸多重要法律法规,法律条款得分不断提高^[18]。第2,公司治理水平不断提高。李维安^[19]研究表明,我国上市公司治理的整体水平逐渐提高,公司治理指数均值从2004年的55.02上升至2007年的56.85。第3,信息披露和政府监管水平不断提高。来自深圳证券交易所上市公司信息披露质量评级结果显示,2001年信息披露为优秀的上市公司仅有5.89%,2012年上升到11.64%,这表明我国上市公司的信息披露质量呈现逐年改善之趋势。由此可知,命题3中的条件与我国证券市场近年来发展现状较为接近,其相应的结论也值得进一步提供经验证据予以检验。

2 假设提出

内部和外部环境对公司绩效的影响一直是学者们研究的问题^[20-22]。Black^[23]认为,机构投资者一般会比普通中小投资者更有动机、有能力监督其持股公司,关注公司行为并迅速采取对策。由此推测,借助其规模、信息和人才等优势,机

构投资者更有助于改善其持股公司绩效。这也得到国内外已有学者的经验证据支持^[24]。Gillan和Starks^[25]发现机构投资者所提议案比个人投资者更容易获得公司采纳,这表明机构投资者更容易通过董事会表达自身利益诉求。Brav等^[26]发现对冲基金宣布对持股公司实施积极行动时,带来约7%的非正常收益,表明其行动有助于提高公司价值。Chen等^[27]发现兼并后的公司绩效与长期存在机构持股的持股集中度正相关,证实了长期持股的机构投资者更专注于监督,有利于提升公司绩效。与国外类似,国内学者也逐渐关注机构投资者对其持股公司绩效的影响,但存在一些不足。一是现有文献的假设提出缺乏理论模型的有力支撑,尤其是未能对机构投资者如何影响其持股公司绩效的微观机制加以深入研究。二是机构投资者持股行为度量不准确,难以反映机构投资者持股比例的年内波动。如刘星和吴先聪^[28]仅选择第四季度末的机构投资者持股比例衡量机构全年持股水平。三是已有文献大多忽视了回归估计中的内生性问题,尤其是对方程联立所带来的内生性关注不够。事实上,公司绩效和机构投资者持股比例同时观测得到,如果不对其加以控制和识别,可能产生因这两者(公司绩效和机构投资者)相互作用带来的内生性问题。即,很难确定究竟是机构投资者持股行为影响了公司绩效,抑或是机构投资者依据公司绩效来选择所持股公司的比例。尽管刘星和吴先聪^[28]也使用了联立方程进行回归估计,但其研究视角、工具变量选择和关注重点均与本文有本质差异。四是已有文献大多忽略了回归方程的结构性变动^[29],未能利用严格的统计检验证实结构性变动的存在,从而检验探讨机构投资者对其持股公司绩效的影响是否存在变异。此外,也有国内学者从其它视角探讨了机构投资者的积极作用,同样有助于改善其持股公司绩效,但仍存在上述不足,如李维安和李滨^[11]、石美娟和董卫华^[13]等。结合上述分析及本文命题3的相关分析,提出如下假设。

H1 在其余条件不变时,机构投资者持股比例越高,越有助于改善其持股公司绩效。

2004年—2012年,我国机构投资者获得快速发展,但此期间的外部环境变化不能不引起人们重视。一方面,截至2007年末,我国股票市场

已有1 258家公司完成股权分置改革,占股改公司总数的98%,这标志着我国上市公司股权分置改革基本完成。另一方面,我国机构投资者持股格局发生巨大改变。2008年之前,基金是所有机构中持股规模最大的,其持股市值在机构持股总市值中的占比甚至高达65%以上。2008年以后,其它机构投资者持股市值迅速崛起。2010年,其它机构投资者持股市值在机构持股总市值中的占比达到68%。2012年,这一比例上升到80%。基于以上两方面原因,初步将2004年—2012年划分为两个阶段,即:2004年—2007年为第1阶段、2008年—2012年为第2阶段,并提出如下原假设。

H2 在其余条件不变时,机构投资者对其持股公司绩效的改善作用在第1阶段和第2阶段存在显著差异,即其回归方程存在结构性变动^③。

尽管机构投资者整体规模获得快速增长,但其各类机构投资者发展并不均衡,故不同类型的机构投资者在改善其持股公司绩效方面的作用也存在差异。Brickley等^[30]发现,有些机构与持股公司保持一定的商业关系,从而不愿意对公司管理者过度干预。Cornett等^[31]证实压力不敏感型机构的持股数目越多,公司绩效越好。Cronqvist和Fahlenbrach^[33]研究表明,不同大股东对该公司的投融资、管理层薪酬等公司财务决策具有显著的影响。由此可知,不同类型的机构投资者在参与公司治理、促使股利发放及影响公司价值等方面确实存在异质性。《2010中国证券投资基金业年报》显示,基金公司人才优势十分明显,其中,员工年龄分布在40岁以下的占87%,高级管理人员中具有研究生学历的(包括硕士和博士学位)占83%,基金经理中具有研究生学历的高达77%。随着我国基金行业准入门槛的降低和资金规模的扩大,基金行业运营更加规范,基金与基金之间的竞争更加激烈。一方面,追求高业绩的压力激发了基金业的“锦标赛”竞争,增强了基金对其持股公司监督的强烈动机和意识;另一方面,基金公司的人才和资金规模等优势,确保了

基金对上市公司拥有专业的监督能力。与证券投资基金相比,其它机构投资者所面临来自外部的市场监管和信息披露制度相对滞后甚至缺位,短期内难以形成相对独立、较为专业的行业竞争机制。由此推断,与其它机构投资者相比,基金更有动力和能力监督其持股公司行为。据此,本文提出如下原假设。

H3 在其余条件不变时,证券投资基金对其持股公司绩效的改善作用大于其它机构投资者。

3 研究设计

3.1 变量选择

1) 被解释变量。由于我国股票市场价格发现功能尚不充分且投机气氛较浓厚,以市场价格为基础的托宾 Q 难以反映上市公司真实价值^[34]。为此,本文选择总资产收益率作为衡量公司绩效的主要指标,反映公司高管利用公司总资产为公司赚取利润的能力。

借鉴国内外已有文献,本文选择以下指标作为解释变量。

2) 机构投资者持股比例^④。由于上市公司年报中所公布仅为该年第四季度末的机构投资者持股比例,难以全面反映该年机构持续持股的情况。按照《证券投资基金信息披露内容与格式准则》提出的信息披露要求,本文对半年报和年报中披露的机构投资者持股比例进行平均,以此衡量机构年度持股状态,尽可能平滑因机构持股时间长短不一带来的问题。该指标数值越大,表明机构在该年度平均持有该公司股份的比例越高。类似地,基金和其它机构投资者持股比例采用类似的计算方式。

3) 控制变量。本文选择第一大股东持股比例、持股公司规模、财务杠杆、公司成长性、上市年限、Beta 风险系数、实际控制人类型、公司所属地区,且用 Q 表示按上述顺序排列的变量组成的8

③ 此处提到的“回归方程结构性变动”理论来源为Chow^[29]。该理论认为,利用不同阶段的观测样本对同一回归方程构造统计量进行检验,判别该方程中解释变量的系数估计是否发生统计意义上的显著性差异,以此推断方程是否存在结构性变动,进而判断不同阶段机构投资者对其持股公司绩效的影响是否发生变异。细节可参见伍德里奇^[32]第238页至241页。

④ 特别感谢审稿专家所提机构投资者持股比例测算方法的建议,它使本文的数据基础更加经得起推敲。

维向量;同时控制公司所属行业和观测样本所属年份的影响.

4) 随机干扰. 用 a_i 表示仅随个体变化而不随时间改变的影响因素, λ_i 表示仅随时间变化而不随个体改变的时变因素; u_{it} 表示模型中不可观测的随机扰动项. 以下计量模型皆同.

所有变量定义如表 1 所示.

3.2 计量模型设定

3.2.1 机构持股对其持股公司绩效影响计量模型的结构变动

1) 基于传统邹检验的回归模型设定

为确认机构投资者影响其持股公司绩效是否发生结构性变动,本章借助邹检验^[29]来验证回归模型的结构稳定性. 为检验其是否发生结构性变动,建立如下回归模型构造邹检验统计量

$$roa_{s, it} = \beta_0 + \beta_1 inst_{s, it} + \beta_2 fst_{s, it} + \alpha^T Q_{s, it} + \varepsilon_{s, it} \quad (7)$$

其中 α 为控制变量的回归系数向量; $\{\varepsilon_{s, it}\}$ 为零均值的正态随机扰动; s 为样本分类指标, $s = 0, 1, 2$, 依次对应 2004 年—2012 年、2004 年—2007

年和 2008 年—2012 年的样本; $F = \frac{[RSS_0 - (RSS_1 + RSS_2)]/k}{(RSS_1 + RSS_2)/(n_1 + n_2 - 2k)}$ RSS_s 为第 s 类样本对应的残差平方和, n_1, n_2 分别为 2004 年—2007 年和 2008 年—2012 年的样本数, k 为解释变量个数.

2) 基于虚拟变量法的回归模型设定

尽管传统邹检验能够判断回归方程是否发生结构性变动,但难以直接比较不同类别样本对应回归方程系数估计的大小. 为此,本文结合回归方程式(7),建立基于虚拟变量的回归模型,用以弥补传统邹检验的潜在不足

$$roa_{it} = \beta_0 + \delta_0 ischg + \beta_1 inst_{it} + \delta_1 (inst_{it} \times ischg) + \beta^T Q_{it} + \Lambda^T (Q_{it} \times ischg) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中 $\beta = (\beta_2, \dots, \beta_{54})^T$ 为回归方程控制变量的回归系数向量; $\Lambda = (\delta_2, \dots, \delta_{54})^T$ 为回归方程控制变量与虚拟变量的回归系数向量. 若样本属于 2008 年—2012 年,则 $ischg = 1$; 否则, $ischg = 0$.

表 1 变量名称与定义

Table 1 Definitions of variables

变量	定义(来源)	变量	定义(来源)
<i>pf</i>	总资产收益率 = 净利润 / 平均资产总额	<i>pfe</i>	净资产收益率 = 净利润 / 净资产
<i>inst</i>	机构投资者年度平均持股比例	<i>linst</i>	上期机构投资者平均持股比例
<i>fund</i>	证券投资基金年度平均持股比例	<i>otin</i>	其它机构投资者年度平均持股比例
<i>lfund</i>	上期基金年度平均持股比例	<i>lotin</i>	上期其它机构投资者年度平均持股比例
<i>fnum</i>	持股基金数量	<i>gnum</i>	其它机构投资者数量
<i>fgst</i>	基金和其它机构投资者平均持股比例之和	<i>inum</i>	机构投资者数量
<i>fgnm</i>	持股基金和其它机构投资者数量之和	<i>tover</i>	换手率,取自然对数形式
<i>fst</i>	第一大股东持股比例	<i>alev</i>	应息债务比率
<i>size*</i>	公司规模,取总资产自然对数	<i>nage</i>	上市年限,进行序数化处理.
<i>grow</i>	公司成长性,净资产收益率同比增长率.	<i>beta</i>	beta 风险系数
<i>dest</i>	地区虚拟变量,属于东部取 1,否则取 0	<i>dsta</i>	实际控制人虚拟变量,国有控股取为 1,否则取 0
<i>year</i>	年份虚拟变量,属于年份取 1,否则取 0	<i>ind</i>	公司所属行业

注:资料来源:作者整理;由于 2004 年—2012 年跨度较大,以 GDP 平减指数测算通货膨胀水平为基准,消除公司资产规模增长的通货膨胀因素.

给定 $ischg = 1$, 可得第 1 阶段的回归方程,即

$$roa_{it} = \beta_0 + \delta_0 + (\beta_1 + \delta_1) inst_{it} + (\beta^T + \Lambda^T) Q_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

给定 $ischg = 0$, 得到第 2 阶段回归方程,即

$$roa_{it} = \beta_0 + \beta_1 inst_{it} + \beta^T Q_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

为检验回归方程是否发生结构性变动,考虑如下检验

$$H_0: \delta_1 = 0, \delta = 0 \text{ vs } H_1: \delta_1 \neq 0 \text{ or } \delta \neq 0$$

构建对应的 F 统计量,对给定的置信水平,若零假设成立,可认为,第 1 阶段和第 2 阶段对应相同的回归模型,否则,有理由认为第 1 阶段和第

2 阶段对应不同的回归模型, 即相应的回归系数存在显著差异. 若对应参数的估计满足 $\hat{\delta}_i \geq 0$, 则 $\hat{\beta}_i + \hat{\delta}_i \geq \hat{\beta}_i$; 若 $\hat{\delta}_i < 0$, 则 $\hat{\beta}_i + \hat{\delta}_i < \hat{\beta}_i$.

3.2.2 公司绩效与机构投资者持股

除观测到的第一大股东持股比例、上期公司绩效、公司规模等指标之外, 还有诸多难以观察的遗漏变量影响公司绩效, 如: 企业文化、竞争策略、会计政策等. 在这些遗漏变量中, 有些是仅与企业个体有关而与时间无关, 具有显著的个体特征, 如企业文化和竞争策略; 有些更多与时间有关却与个体无关, 如外部需求和会计政策. 为此, 利用面板数据分离出那些只随个体变动和仅随时间有关的解释变量, 建立包含个体与时间的固定效应面板数据模型. 同时, 为剔除公司绩效和机构持股比例可能存在由于互为因果关系引起的内生性, 建立如下面板数据模型联立方程

$$\begin{cases} pf_{it} = \beta_{1,1}inst_{it} + \alpha_{1,1}^T Q_{it} + a_i + \lambda_t + u_{it} \\ inst_{it} = \beta_{2,1}pf_{it} + \beta_{2,2}inst_{it-1} + \beta_{2,3}inum_{it} + \beta_{2,4}tover_{it} + \alpha_{2,1}^T Q_{it} + \gamma_i + \mu_t + v_{it} \end{cases} \quad (11)$$

其中 a_i 为仅随个体改变的不可观测因素; λ_t 为仅与时间有关的不可观测因素; u_{it} 为因时间和个体改变的随机扰动项; γ_i 为仅随个体改变的不可观测因素; μ_t 为仅与时间有关的不可观测因素; v_{it} 为因时间和个体改变的随机扰动项.

利用公司绩效和机构持股的联立方程组 (11), 本文初步选择上期机构持股比例、持股机构数量和换手率等作为机构持股比例的潜在工具变量, 其主要理由如下: 第一, 上期机构投资者持股比例. 上期机构投资者持股比例显然会直接影响到机构当期持股规模, 但可能与当期公司绩效无关; 第二, 持股机构数量. 一般而言, 持股机构的数量越多, 它们的合计持股比例也越高. 持股机构数量同样也可能与当期公司绩效无关. 叶建芳等^[35]曾选择上期机构投资者持股比例和机构投资者数量作为机构投资者持股比例的工具变量; 第三, 换手率. 作为衡量市场交易状态的重要指标, 换手率通常与公司绩效无关. 但它反映投资者对该股票持有预期, 进而影响机构投资者

持股规模.

3.2.3 机构投资者改善其持股公司绩效的异质性

为比较基金和其它机构投资者改善其持股公司绩效的差异, 本文建立如下计量模型

$$pf_{it} = \beta_1 fund_{it} + \beta_2 otin_{it} + \alpha^T Q_{it} + a_i + \lambda_t + u_{it} \quad (12)$$

若 $\hat{\beta}_1 > \hat{\beta}_2$, 基金改善其持股公司绩效的作用大于其它机构投资者; 反之, 两者没有差异(上面分析已排除 $\hat{\beta}_1 < \hat{\beta}_2$ 的可能性). 为了对这两个未知参数进行比较, 本文需要构造新的变量. 记 $\theta_1 = \beta_1 - \beta_2$, 则 $\beta_1 = \theta_1 + \beta_2$. 将它代入式(11), 整理可得

$$\begin{cases} pf_{it} = \theta_1 fund_{it} + \beta_2 fgst_{it} + \alpha^T Q_{it} + a_i + \lambda_t + u_{it} \\ fund_{it} = \beta_{2,1}pf_{it} + \beta_{2,2}fund_{it-1} + \beta_{2,3}fnum_{it} + \beta_{2,4}tover_{it} + \alpha_{2,1}^T Q_{it} + \gamma_i + \mu_t + v_{it} \end{cases} \quad (13)$$

其中 $fgst_{it} = fund_{it} + gene_{it}$, 称之为主要机构投资者年均持股比例, 其余变量定义同上.

显然, 若上述参数的估计 $\hat{\theta}_1 > 0$, 则 $\hat{\beta}_1 > \hat{\beta}_2$, 即可推断基金改善其持股公司绩效的作用大于其它机构投资者; 反之亦然. 类似地, 通过借鉴式(11)的讨论, 本文选择换手率、持股机构(基金或主要机构投资者)数量和上期机构(基金或主要机构投资者)持股比例作为式(13)中基金及主要机构投资者持股比例的工具变量, 借此消除由于互为因果关系引起的内生性.

3.3 数据来源及样本选择

除了公司实际控制人类型来源于色诺芬 (CCER) 数据库, 本文使用的其它信息来自万德 (Wind) 数据库. 借鉴已有文献, 本文按如下方式进行样本筛选: 按年度获得沪深主板 A 股 11 096 个待选的观测样本, 按证监会行业分类剔除金融、保险、信托等行业的观测样本, 剔除当年被 ST 和 *ST 的观测样本, 剔除当年含 B 股或 H 股的观测样本, 剔除净资产为负的观测样本, 剔除净资产收益率高于 1 或低于 -1 的观测样本及其它相关数据不全的观测样本. 经过上述筛选后,

本文共获得 8 123 个观测样本.

4 实证结果及分析

4.1 描述性统计

4.1.1 样本分布特征

在选定的 8 123 个观测样本中,存在机构持股公司有 7 222 家,占 89%. 在机构持股的公司中,持股比例超过 1% 的有 4 863 家,占 67%;持股比例超过 5% 的有 2 618 家,占 36%;持股比例

超过 10% 的有 1 492 家,占比约 20%. 观测样本实际控制人类型为国有控股的有 5 160 家,占样本总量的 64%;其余 36% 为民营控股、外资控股和集体控股等其它类型,见色诺芬数据库的分类标准. 观测样本隶属东部地区有 4 592 家,占样本总量的 56%;其它分别属于中部和西部地区,地区分类标准参见樊纲和王小鲁^[36]. 根据我国证监会的行业分类标准,并将数量较少的样本进行合并,从而使得这 8 123 个观测样本分布在 18 个行业,具体如表 2 所示.

表 2 观测样本行业分布

Table 2 Distribution of samples in different industries

行业名称	数量	行业名称	数量	行业名称	数量
传播与文化产业	111	交通运输、仓储业	318	食品、饮料	408
电力、煤气及水	462	金属、非金属	618	信息技术业	188
电子	494	农、林、牧、渔业	197	医药、生物制品	576
房地产业	769	批发和零售贸易	726	造纸、印刷	114
纺织、服装、皮毛	237	采掘业	273	综合类	383
机械、设备、仪表	1 122	社会服务业	207		
建筑业	155	石油、化学	765		

注:资料来源:作者整理;木材、家具行业因样本数量较少做了剔除.

4.1.2 统计描述

在此,利用样本对主要经济指标进行统计性描述,结果见表 3.

表 3 相关变量的统计描述

Table 3 Descriptive statistics of the variables

变量	统计值						
	均值	标准差	最小值	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数	最大值
<i>pf</i>	0.04	0.07	-0.48	0.01	0.03	0.06	0.93
<i>inst</i>	0.05	0.07	0	0.002	0.02	0.07	0.60
<i>fund</i>	0.04	0.07	0	0.0003	0.01	0.05	0.58
<i>otin</i>	0.01	0.02	0	0	0.003	0.01	0.38
<i>fst</i>	0.13	0.17	0	0.01	0.04	0.22	0.83
<i>size</i>	11.89	1.48	3.12	11.01	11.88	12.75	17.86
<i>alev</i>	0.29	0.18	0	0.15	0.29	0.41	0.94
<i>grow</i>	0.14	1.79	-9.98	-0.33	0.14	0.67	9.94
<i>nage</i>	2.00	0.75	1.00	1.00	2.00	3.00	3.00

由表 3 可知,无论是公司绩效,还是机构持股比例,均存在较大的变动幅度. 公司绩效最高的达到 0.93,最低的仅为 -0.48;基金最高持有流通股的 58%,最低为 0.

4.1.3 主要变量的相关分析

下面对观测样本的主要变量进行相关性分

析,所得结果列于表 4.

表 4 显示,公司绩效与机构、基金以及其他机构的年平均持股比例均显著正相关,即机构、基金及其他机构与其持股公司的绩效呈正相关关系. 此外,公司绩效还与第一大股东控股、公司规模与成长性高度正相关.

表 4 相关变量的相关性分析

Table 4 Correlation analysis of variables

变量	<i>pf</i>	<i>inst</i>	<i>fund</i>	<i>gent</i>	<i>fst</i>	<i>size</i>	<i>alev</i>	<i>grow</i>	<i>nage</i>
<i>pf</i>	1.00								
<i>inst</i>	0.36*	1.00							
<i>fund</i>	0.37*	0.94*	1.00						
<i>otin</i>	0.14*	0.43*	0.24*	1.00					
<i>fst</i>	0.12*	0.10*	0.10*	0.02*	1.00				
<i>size</i>	0.22*	0.34*	0.33*	0.13*	0.26*	1.00			
<i>alev</i>	-0.33*	-0.11*	-0.11*	-0.04*	0.01	0.17*	1.00		
<i>grow</i>	0.30*	0.08*	0.08*	0.01	0.03*	0.06*	-0.08*	1.00	
<i>nage</i>	0.01	-0.06*	-0.07*	0.03*	-0.20*	0.04*	-0.06*	-0.01	1.00

注：* 表示在 5% 的水平上显著。

表 5 公司绩效与机构投资者持股比例的回归结果

Table 5 Regression for corporation performance and proportions of institutional holdings

主要解释变量	传统邹检验			虚拟变量与主要 变量交叉项	虚拟变量法 IV
	I (s=0)	II (s=1)	III (s=2)		
<i>inst</i>	0.206*** (0.009)	0.209*** (0.013)	0.201*** (0.013)	<i>cinst</i>	0.018* (0.01)
	0.001 (0.004)	0.018 (0.017)	0.005 (0.004)		<i>cfst</i>
<i>fst</i>	0.009*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.010*** (0.001)	<i>csize</i>	0.001 (0.002)
	-0.121*** (0.003)	-0.118*** (0.005)	-0.122*** (0.005)		<i>calev</i>
<i>alev</i>	0.009*** (0.0003)	0.009*** (0.0005)	0.009*** (0.0004)	<i>cgrow</i>	-0.0002 (0.001)
	0.194*** (0.047)	0.092 (0.100)	0.239*** (0.054)		<i>cnage</i>
<i>grow</i>	0.0001 (0.001)	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	<i>cdsta</i>	0.001 (0.002)
	-0.009*** (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.012*** (0.002)		<i>cdest</i>
<i>dest</i>	控制年度虚拟变量 控制行业虚拟变量				
<i>dum</i>					
<i>Obs</i>	8 086	3 409	4 677	<i>Obs</i>	8 086
<i>R</i> ²	0.331	0.352	0.322	<i>R</i> ²	0.320
F-test	2.87			F-test	57.83

注：“***”表示 1% 水平上的显著，“**”表示 5% 水平上的显著，“*”表示 10% 水平上的显著；Obs 为样本容量；R² 为回归模型的拟合优度。

4.2 计量结果

4.2.1 机构影响其持股公司绩效回归模型的结构性变动

利用样本数据，本文分别对模型 (7) 和模型

(8) 的参数进行了估计，其主要结果见表 5。表中第 1 列和第 5 列为主要解释变量，I - III 为模型 (7) 分别对应整个观察期间(2004 年—2012 年) 和第 1 阶段(2004 年—2007 年)、第 2 阶段(2008

年—2012年)的回归结果.表中IV是机构投资者持股比例作为解释变量时,根据总体样本对模型(8)进行回归的估计结果^⑤,限于篇幅此处仅报告虚拟变量与主要变量交叉项的系数估计 $\hat{\delta}_i$, $10 \leq i \leq 18$,并且只保留了交叉项回归显著的结果.

为检验在2004年—2012年期间,机构投资者影响其持股公司绩效的回归模型是否发生结构性改变,本章利用传统的邹检验方法加以判别.借助回归结果I至III的残差,本文得到邹检验F统计量为2.87,远大于临界值1.18.由此可知,在1%的显著性水平上,拒绝“方程结构未发生改变”的原假设,即有理由认为回归方程在上述两个阶段发生结构性改变,从而证实了H2成立.为进一步比较这两个阶段回归系数的大小,本文利用虚拟变量法构造回归模型,据此进行实证检验,所得回归结果见IV.该结果表明,主要解释变量系数估计的F统计量取值为57.83,在10%的水平上显著,因此拒绝接受原假设,即在2004年—2012年,机构对其持股公司绩效的改善作用存在结构性变动,这一结果再次证实了假设H2成立.

4.2.2 公司绩效与机构投资者持股

利用所选样本,本文对模型(8)和模型(11)进行回归估计,并将结果列于表6.该表第1列、第6列为变量名称,第2列—5列和第7列—8列依次为I—VI. I和II为模型(11)在第1阶段对应的回归结果,III和IV为模型(11)在第2阶段对应的回归结果;V和VI表示,当机构投资者持股比例作为解释变量时,根据上述两个阶段所用样本对模型(8)进行回归的估计结果.因篇幅所限,表6中的V和VI仅报告了虚拟变量与主要变量交叉项的系数估计 $\hat{\delta}_i$, $10 \leq i \leq 15$.表6中,I、III和V为固定效应面板数据模型的回归结果;II、IV和VI表示将换手率、持股机构数量和上期机构持股比例作为机构持股比例的工具变量对应固

定效应面板数据模型的回归结果^⑥.

表6的I—II报告了机构投资者在第1阶段(2004年—2007年)对其持股公司绩效影响的实证结果,在此首先对它进行分析.为克服因变量遗漏所带来的内生性,本文建立考虑个体和时间效应的面板数据模型,并根据回归残差进行F检验、Breusch和Pagan^[37]的LM检验(LM test for individual-specific effects)及Hausman检验.这三种检验的结果表明,固定效应面板数据模型优于混合截面模型和随机效应面板数据模型.因而,本文选用面板数据固定效应模型进行分析.回归结果I显示,在其余条件不变时,机构持股比例(inst)的回归系数估计为0.065,且在1%的水平上显著.这表明,在2004年—2007年期间,机构持股比例每增加1单位,其持股公司绩效随之提升0.065单位,这与H1相吻合.由于公司绩效和机构投资者持股数据为同时观测所得,很难判断公司绩效改进的真正原因,即,公司绩效改善是源于机构持股比例增加,抑或是源于机构投资者选择了绩效较好的公司.故本文建立联立方程组,借此克服公司绩效和机构持股比例的关联性所带来的内生性问题.通过对联立方程组(11)的分析,本文引入换手率(*tover*)、持股机构数量(*inum*)和上期机构持股比例(*linst*)作为机构持股比例(*inst*)的工具变量,并利用第1阶段的样本数据进行回归,所得结果见II.为证实工具变量模型选择的合理性,对所选样本分别进行了内生性、过度识别和弱工具变量等检验,对应结果见表6.由该表可知,Hausman内生性检验统计量的*p*值为0,这表明不能在1%水平上接受所有变量为外生的原假设;过度识别性检验的Sargan检验和弱工具变量检验的F统计量*p*值均为0,据此有理由拒绝工具变量过度识别和存在弱工具变量的原假设.由此可知,所选择的工具变量是合理的,对应模型克服了机构持股比例和公司绩效因关联性带来的内生性问题.回归结果II显

⑤ 在应用虚拟变量法时,对于公司绩效先依据样本均值分年度做了去中心化处理,以消除年度效应.下文中应用虚拟变量法时,均使用消除过年度效应的公司绩效指标作为因变量.

⑥ 本文利用两阶段最小二乘法(2SLS)进行检验,发现公司绩效和上期机构投资者持股比例之间不存在统计意义上显著的相关关系,从而证实上期机构投资者持股比例作为本期机构投资者持股比例的有效性.限于篇幅和版面,此处未报告该结果.

示, 在其余条件不变时, 机构持股比例的回归系数估计为 0.117, 且在 1% 水平上显著. 这表明, 在克服因机构持股比例和公司绩效带来的内生性

后, 机构投资者对其持股公司绩效的改善作用从原来的 0.065 提高了 0.117, 从而进一步支持了本文的 H1.

表 6 公司绩效与机构投资者持股比例的回归结果

Table 6 Regression for corporation performance and proportions of institutional holdings

主要解释变量	公司绩效与机构投资者持股比例				虚拟变量与 主要变量	虚拟变量法	
	第 1 阶段		第 2 阶段			交叉项	V
	I	II	III	IV			
<i>inst</i>	0.065 ***	0.117 ***	0.138 ***	0.146 ***	<i>cinst</i>	-0.003 ***	-0.002 8 **
	(0.019)	(0.026)	(0.017)	(0.050)		(0.000 9)	(0.001 3)
<i>fst</i>	0.022 7	0.022 2	0.131 ***	0.129 ***	<i>cfst</i>	0.003 81	0.004 36
	(0.015 8)	(0.015 8)	(0.015 0)	(0.015 1)		(0.007 76)	(0.007 88)
<i>size</i>	0.0154 ***	0.014 2 ***	0.019 6 ***	0.019 ***	<i>csize</i>	-0.003 45 ***	-0.003 14 ***
	(0.002 5)	(0.002 5)	(0.001 5)	(0.001 6)		(0.000 893)	(0.000 942)
<i>alev</i>	-0.188 ***	-0.186 ***	-0.155 ***	-0.15 ***	<i>calev</i>	-0.007 45	-0.008 23
	(0.01)	(0.01)	(0.009)	(0.009)		(0.006 88)	(0.006 97)
<i>grow</i>	0.007 ***	0.007 ***	0.007 ***	0.007 ***	<i>cgrow</i>	0.000 973	0.000 9
	(0.000 5)	(0.000 5)	(0.000 4)	(0.000 4)		(0.000 6)	(0.000 6)
<i>nage</i>	0.000 681	0.000 741	-0.002 14	-0.002 27	<i>cnage</i>	-0.000 3	-0.000 4
	(0.003)	(0.003)	(0.002 3)	(0.002 3)		(0.001 8)	(0.002)
<i>dum</i>	控制年度虚拟变量 控制行业虚拟变量						
<i>Obs</i>	3 409	3 364	4 677	4 631	<i>Obs</i>	8 086	8 057
<i>R</i> ²	0.256	0.253	0.239	0.239	<i>R</i> ²	0.229	0.229
UI-test	0	0	0	0	F-test	3.94	
Hausman-test	0	0	0	0			
WeakID-test		0		0			
Sargan-test		0		0.003			

注: “***”表示 1%、“**”表示 5% 水平上的显著; *Obs* 为样本容量; *R*² 为回归模型的拟和优度; UI-test 为国

定效应个体异质性检验 *p* 值; WeakID-test 为弱工具变量检验 *p* 值; Sargan-test 为工具变量过度识别检验 *p* 值.

表 6 中的 III 和 IV 报告了机构投资者在第 2 阶段(2008 年—2012 年)对其持股公司绩效影响的实证结果, 其分析过程与第 1 阶段类似, 不再重复. 回归结果 III 显示, 在其余条件不变时, 机构持股比例的回归系数估计为 0.138, 且在 1% 的水平上显著. 这表明, 在 2008 年—2012 年, 机构持股比例每增加 1 单位, 其持股公司绩效随之提升 0.138 单位, 这同样 H1 相吻合. 利用工具变量剔除内生性后, 所得回归结果 IV 也显示, 在其余条件不变时, 机构持股比例的回归系数估计为 0.146, 且在 1% 的水平上显著. 由此可知, 在克服因机构持股比例和公司绩效带来的内生性后, 机构投资者对其持股公司绩效的改善作用明显提高, 即从原来的 0.138 增加了 0.146, 再次证实

了 H1. 由表 6 还可知, 与第 1 阶段相比, 第 2 阶段中机构持股比例的系数估计显著变小. 由此可以猜测: 机构投资者在第 1 阶段对其持股公司绩效的改善作用大于第 2 阶段, 作为机构整体对其持股公司绩效的改善作用随时间推移而减弱.

为证实这一猜测, 根据上述两个阶段所有样本对模型(10)进行估计, 对应回归结果见 V 和 VI. 回归结果 V 显示, 在其余条件不变时, 机构持股比例(*inst*)与前面定义的分段时间虚拟变量(*ischg*)交叉项(*cinst*)的回归系数估计为 -0.003, 且在 1% 的水平上显著. 由此可知, 机构在第 2 阶段对其持股公司绩效的改善作用弱于第 1 阶段, 即上述猜测成立. 利用工具变量剔除内生性后, 所得回归结果 IV 也显示, 在其余条件不变时, 机

构持股比例与分阶段虚拟变量交叉项的系数估计为 -0.0028 ，且在 5% 的水平上显著，这再次证实了上述猜测成立，即机构投资者在第 1 阶段对其持股公司绩效的改善作用大于第 2 阶段，作为机构整体对其持股公司绩效的改善作用随时间推移而减弱。

综上所述，无论是在第 1 阶段，还是在第 2 阶段，机构投资者对其持股公司绩效具有显著的改善作用，从而证实了 H1。这表明，2004 年以来，机构投资者借助自身所拥有的信息、规模、人力资源和监督等优势，积极参与公司重大决策、提升公司治理水平，从而促进了其持股公司绩效的改善、实现自我保护。与此同时，还发现，机构投资者在第 1 阶段对其持股公司绩效的改善作用大于第 2 阶段，整体而言，机构对其持股公司绩效的改善作用随时间推移而减弱，其原因将在下面进一步分析。

4.2.3 公司绩效与机构投资者异质性

上文发现了一个有趣的现象，即我国机构对其持股公司绩效的改善作用随时间推移而减弱。问题是，在机构投资者中，到底是哪一类机构投资者抑制了这种改善作用。为了探索这一现象之谜，本文将从不同类型机构投资者对其持股公司绩效影响的差异进行深入分析。

利用所选样本，对计量模型(8)和模型(11)进行回归估计，对应结果见表 7。该表第 1 列为变量名称，第 2 列—第 9 列依次记为 I—VIII。模型(13)在第 1 阶段对应的回归结果为 I—II，其中，I 是面板数据固定效应模型回归结果，II 是换手率、持股基金数量和上期基金持股比例作为基金持股比例工具变量所得到的固定效应面板数据模型回归结果。模型(11)在第 1 阶段对应回归结果见 III—IV，这里，III 为换手率、持股基金数量和上期基金持股比例作为基金持股比例工具变量对应面板数据固定效应模型的回归结果，IV 是换手率、其它机构投资者数量和上期其它机构投资者持股比例作为其它机构投资者持股比例工具变量对应面板数据固定效应模型回归结果。限于篇幅，本文仅报告模型(13)对应第 2 阶段的回归结果 V，它是将换手率、持股基金数量和上期基

金持股比例作为基金持股比例工具变量对应面板数据固定效应模型的回归结果。现在考虑所有样本对应的回归结果。VI 和 VII 依次表示，当基金和其它机构投资者持股比例作为解释变量时，根据上述两个阶段所用样本分别对模型(10)进行回归的结果。因篇幅所限，回归结果 VI 和 VII 仅报告分段时间虚拟变量与主要解释变量交叉项的系数估计 $\hat{\delta}_i, 10 \leq i \leq 15$ 。

表 7 中的 I—II 报告了不同类型的机构在第 1 阶段(2004 年—2007 年)对其持股公司绩效影响的实证结果，对应模型为(13)。回归结果 I 显示，在其余条件不变时，基金持股比例(*fund*)的回归系数估计为 0.017 ，却在 10% 水平上不显著，这可能是基金与公司绩效因方程联立而引起的内生性偏误所致。为此，利用两阶段最小二乘法进行回归估计，得到回归结果 II(相关内生性检验过程同上所述，此处不再赘述)。该结果显示，在其余条件不变时，基金持股比例的回归系数估计为 0.006 ，且在 10% 的水平上显著，故不能接受 $\theta_1 = 0$ 的原假设。由 $\hat{\theta}_1 = \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 = 0.006$ ，可得 $\hat{\beta}_1 > \hat{\beta}_2$ ，即基金对其持股公司绩效的改善作用比其它机构投资者高 0.006 单位，从而证实了 H3。

为进一步检验基金和其它机构投资者对其持股公司绩效影响的异质性，分别将基金和其它机构投资者作为解释变量对模型(11)进行回归，对应第 1 阶段样本的回归结果为 III 和 IV。结果 III 显示，在其余条件不变时，基金持股比例(*fund*)的回归系数估计为 0.116 ，且在 1% 的水平上显著。这表明，基金持股比例每提高 1 单位，其持股公司绩效将提高 0.116 单位，即基金有助于改善其持股公司绩效。然而，结果 IV 显示，在其余条件不变时，其它机构投资者持股比例(*otin*)的回归系数估计为 0.017 ，但在 10% 的水平上不显著。因此，没有理由认为其它机构投资者对其持股公司绩效具有改善作用。故在第 1 阶段，基金对其持股公司绩效的改善作用远高于其它机构投资者，这与 H3 相吻合。

在表 7 中，回归结果 V 报告了不同类型的机构

在第 2 阶段(2008 年—2012 年)对其持股公司绩效影响的实证结果,对应模型(13)。该结果显示,在其余条件不变时,基金持股比例的回归系数估计为 0.098,且在 1% 水平上显著。这表明,在第 2 阶段,基金对其持股公司绩效改善作用比其它机构投资者高 0.098 单位,这同样再次证实了 H3。

在表 7 中,回归结果 VI 和 VII 报告了基金和其它机构投资者在整个样本期间对其持股公司绩效影响的差异,对应模型(8)。回归结果 VI 显示,在其余条件不变时,基金持股比例与分段时间虚拟变量交叉项(*cfund*)的回归系数估计为 0.056,

且在 5% 水平上显著。这表明,基金在第 2 阶段对其持股公司绩效的改善作用超过第 1 阶段,即基金对其持股公司绩效的改善作用随时间推移而增强。然而,回归结果 VII 显示,在其余条件不变时,其它机构投资者持股比例与分段时间虚拟变量交叉项(*cotin*)的回归系数估计为 -0.047,且在 1% 的水平上也不显著。这表明,在整体样本观测期间,其它机构投资者对持股公司绩效不存在显著地改善作用。由此可知,机构投资者对其持股公司绩效的改善作用来自基金而非其它机构投资者。

表 7 公司绩效与基金和其它机构投资者持股比例的回归结果

Table 7 Regression for corporation performance and funds and other institutional holdings

主要解释变量	公司绩效与基金和其它机构投资者持股比例					虚拟变量与主要变量交叉项	虚拟变量法所用样本	
	第 1 阶段样本			第 2 阶段样本			VI	VII
	I	II	III	IV	V			
<i>fund</i>	0.017 (0.009 8)	0.006* (0.120)	0.116*** (0.026)		0.098*** (0.015)	<i>cfund</i>	0.056** (0.023)	
<i>otin</i>				0.017 (0.103)		<i>cotin</i>		-0.047 (0.014)
<i>fgst</i>	0.049 2 (0.069 2)	0.124* (0.119)			0.301* (0.154)	<i>cfst</i>	0.002 1 (0.007 7)	0.005 5 (0.008)
<i>fst</i>	0.022 7 (0.015 9)	0.022 2 (0.015 8)	0.022 6 (0.015 8)	0.023 0 (0.015 9)	0.128*** (0.015 1)	<i>csize</i>	-0.003 9*** (0.001)	-0.003 1*** (0.000 9)
<i>size</i>	0.015*** (0.002 4)	0.014*** (0.002 4)	0.014 4*** (0.002 4)	0.016 6*** (0.002 4)	0.019 2*** (0.001 6)	<i>calev</i>	-0.009 (0.007)	-0.014 3** (0.007)
<i>alev</i>	-0.188*** (0.010 3)	-0.186*** (0.010 3)	-0.187*** (0.010 3)	-0.189*** (0.010 3)	-0.153*** (0.009 31)	<i>egrow</i>	0.001 (0.000 6)	0.001 35** (0.000 7)
<i>grow</i>	0.007*** (0.000 5)	0.007*** (0.000 5)	0.007*** (0.000 5)	0.007*** (0.000 5)	0.007*** (0.000 4)	<i>cnage</i>	0.000 7 (0.002)	-0.000 5 (0.002)
<i>nage</i>	0.000 7 (0.003)	0.000 7 (0.003)	0.000 8 (0.003)	0.000 6 (0.003)	-0.002 5 (0.002 3)			
<i>dum</i>	控制年度虚拟变量 控制行业虚拟变量							
<i>Obs</i>	3 409	3 364	3 364	3 364	4 631	<i>Obs</i>	8 057	8 057
<i>R</i> ²	0.256	0.253	0.254	0.253	0.230		0.239	0.215
UI-test			0	0	0			
WeakID-test	0	0	0	0	0			
Sargan-test	0	0	0	0.017	0			

注：“***”表示 1%、“**”表示 5%、“*”表示 10% 水平上的显著; *Obs* 为样本容量; *R*² 为回归模型的拟和优度; UI-test 为固定效应个体异质性检验 *p* 值; WeakID-test 为弱工具变量检验 *p* 值; Sargan-test 为工具变量过度识别检验 *p* 值。

根据上述分析结果,可以揭开“我国机构对其持股公司绩效的改善作用随时间推移而减弱”的谜底。基金和其它机构投资者持股市值占比在

两个阶段发生巨大变化是这一现象产生的真正原因。事实上,我国基金持股市值在整个机构持股市值的占比在第 1 阶段平均为 90% 以上,但在第

2 阶段急剧下降到 65 %;相反,其它机构投资者持股市值占比在第 1 阶段平均为 10%,但在第 2 阶段迅速上升至 35%。尽管基金对其持股公司绩效的改善作用随时间推移而增强,但持股占比急剧下降,而其它机构投资者对其持股公司绩效没有改善作用,但持股占比却急速上升。这就是整体机构投资者对其持股公司绩效的改善作用随时间推移而减弱的原因所在。从机构投资者自我保护的角度来看,在我国,证券投资基金比其它机构投资者更有能力促进其持股公司绩效的改善,更有动力和能力保护自身利益,且其自我保护能力随时间推移而增强,而其它机构投资者的情况却不容乐观。

4.2.4 基金持股行为的进一步探讨

为检验“中国的机构投资者的独特性”,采用沪深主板 A 股上市公司 2004 年—2012 年的年度报告,手工搜集和计算前十大流通股东中证券投资基金累计持股比例,并依据该指标的中位数将样本区分为基金持股集中和持股分散的两类样

本。以此为基础,本文进行实证研究,结果如表 8 所示。

表 8 的实证结果显示,在第 1 阶段(2004 年—2007 年),若基金持股较为集中时,基金对其持股公司绩效改善作用的回归估计为 0.222,且在 1% 的水平上显著;同时,若基金持股较为分散时,相应的回归估计为 0.189,且在 1% 的水平上显著。该结果通过了邹检验(Chow Test)。这表明,若基金持股相对集中,其对被持股公司绩效的改善作用越强。在第 2 阶段(2008 年—2012 年),若基金持股较为集中时,基金对其持股公司绩效改善作用的回归估计为 0.27,且在 1% 的水平上显著;同时,若基金持股较为分散时,相应的回归估计为 0.256,且在 1% 的水平上显著。这同样表明,基金持股越集中,越有利于其对被持股公司绩效的改善作用。由此推断,在时机成熟时,适当放宽我国基金持股比例的限制,将有利于其发挥积极的监督作用、提升其持股公司绩效。

表 8 区分基金持股集中度的公司绩效与机构持股回归结果

Table 8 Regression for corporation performance and concentrations of proportions of funds and other institutional holdings

变量	2004—2007		2008—2012	
	基金持股较为集中	基金持股较为分散	基金持股较为集中	基金持股较为分散
<i>fund</i>	0.222 0*** (0.016 8)	0.189 0*** (0.026 8)	0.270 0*** (0.025 3)	0.256 0*** (0.021 6)
<i>Obs</i>	599	1 631	1 071	1 466
<i>R</i> ²	0.474	0.460	0.368	0.370

注:“***”表示 1% 水平上的显著;*Obs* 为样本容量;*R*² 为回归模型的拟和优度。

4.3 稳健性检验

为证实上述实证结论的可靠性,本文分 3 种情况对上面的模型进行稳健性检验。其一,本文从 wind 数据库所界定的一般法人中提取出投资公司、财务公司和管理公司这 3 类法人机构的持股比例,将其纳入到机构投资者持股比例,并进行实证检验。具体操作是:根据前十大股东名称进行筛选,剔除普通大股东、金融类法人机构(证券投资基金、保险公司、社保基金等)和自然人,保留其它非普通大股东和非金融类法人机构的前十大股东信息,从而得到其它以持有公司股票盈利为目标的投资公司、财富公司和管理公司等法人机构的持股比例。统计结果显示,存在这类法

人股东持股的年度上市公司观测样本为 261 个,年均 29 个样本,占总体观测样本的 3%。此类法人机构持股比例仅占其它机构投资者持股比例的 1%,占基金持股比例的 1.4%;其二,选择净资产收益率作为公司绩效的代理变量,得到相应的回归结果;其三,借助缩尾处理(winsorize)方法处理公司绩效最低和最高 1% 的观测样本,同样得到类似的结果。这 3 种情况的回归结果显示,除回归系数的估值略有改变外,主要变量的回归系数估计的统计特征、符号均保持不变,这就证实了本文所选模型是稳健的、所得结论具有可靠性。第 1 种情况对应的模型稳健性检验结果如表 9 所示,因篇幅所限,本文未报告其余两种情况的详细结果。

表 9 公司绩效与机构投资者持股比例的稳健性检验结果

Table 9 Robustness tests of corporation performance and proportions of institutional holdings

主要解释变量	公司绩效与机构投资者持股比例				虚拟变量与主要变量交叉项	虚拟变量法	
	第 1 阶段		第 2 阶段			V	VI
	I	II	III	IV			
<i>inst</i>	0.062 1*** (0.019)	0.116*** (0.027)	0.13*** (0.017)	0.15*** (0.051)	<i>cinst</i>	-0.003 6* (0.001 6)	-0.001 9* (0.000 9)
<i>size</i>	0.015 6*** (0.002 4)	0.014 4*** (0.002 5)	0.023 2*** (0.001 5)	0.023 1** (0.001 6)	<i>csize</i>	-0.002 49*** (0.000 89)	-0.002 76*** (0.000 95)
<i>alev</i>	-0.189*** (0.010)	-0.187*** (0.010)	-0.154*** (0.009 3)	-0.153** (0.009 5)	<i>calev</i>	-0.018 2*** (0.007 0)	-0.017 3** (0.007 1)
<i>grow</i>	0.007*** (0.000 51)	0.007*** (0.000 51)	0.007 8*** (0.000 40)	0.008*** (0.000 4)	<i>cgrow</i>	0.001 34** (0.000 65)	0.001 33** (0.000 65)
<i>nage</i>	0.000 736 (0.003 0)	0.000 812 (0.003 0)	-0.002 33 (0.002 3)	-0.002 36 (0.002 3)	<i>cnage</i>	0.003 51** (0.001 7)	0.003 47** (0.001 7)
<i>dum</i>	控制年度虚拟变量 控制行业虚拟变量						
<i>Obs</i>	3 422	3 377	4 702	4 656	<i>Obs</i>	8 124	8 095
<i>R</i> ²	0.26	0.25	0.24	0.24	<i>R</i> ²	0.23	0.23
UI-test	0	0	0	0	F-test	3.72	.
Hausman-test	0	0	0	0			
WeakID-test		0		0			
Sargan-test		0		0.003			

注：“***”表示 1%、“**”表示 5%、“*”表示 10% 水平上的显著；Obs 为样本容量；R² 为回归模型的拟和优度；UI-test 为固定效应个体异质性检验 p 值；WeakID-test 为弱工具变量检验 p 值；Sargan-test 为工具变量过度识别检验 p 值。

5 结束语

本文从机构投资者自我保护的研究视角出发，构建了公司内部人和机构投资者的博弈模型，研究了机构投资者改善其持股公司绩效的微观机制，并利用沪深 A 股市场 2004 年—2012 年公司样本进行实证研究。实证结果表明：机构对其持股公司绩效的改善作用在 2004 年—2007 年和 2008 年—2012 年两个阶段存在结构性变动；从整体来看，在上述两个阶段，机构投资者对其持股公司绩效有显著改善作用，但第 2 阶段的改善作用明显减弱；基金有助于改善其持股公司绩效，而其它机构投资者没有这种改善作用。本文发现，机构投资者在第 2 阶段改善作用减弱的主要原因是，在样本期间，基金持股比例迅速衰减，而其它机构投资者持股的市场占比大幅提高抑制

了机构整体对其持股公司绩效的改善作用。这些结论肯定了机构投资者对改善我国公司绩效起到积极的促进作用，也为我国今后发展以基金为代表的机构投资者提供了如下政策启示。

第一，规范上市公司决策机制，夯实机构投资者履行监督职能的基础。为了有效发挥机构投资者的监督作用，有必要进一步规范上市公司的决策机制，包括：股东大会议事规则、小股东代理投票机制和重大决策信息披露等。尽管我国已出台了一些相关政策，但其可操作性仍有待改进。例如，中国证监会 2002 年颁布的《上市公司治理准则》第 11 条中规定，机构投资者应在公司董事选任、经营者激励与监督、重大事项决策等方面发挥作用。《中国上市公司治理发展报告》提出，“应推动所有股东行使所有权，包括机构投资者。”但具体可操作的办法仍亟待建立和完善。因而，我国应加强对有关政策的落实，出台

相应的法律法规,规范上市公司决策机制,确保机构投资者履行监督职能。

第二,有效发挥行业协会的作用,借此增强机构投资者的“话语权”。Black^[23]指出,“话语权”优势是机构投资者有效发挥监督作用的重要途径。2001年8月28日,尽管我国成立了中国证券业协会基金业公会。但从近十年的运作情况来看,该公会很难发挥其应有的作用。为此,建议在吸收其它类型机构投资者及扩大行业协会会员的同时,规范会员的行为标准,建立和完善行业协会与相关部门的沟通渠道,增强行业协会的话语权。

第三,建立和完善对其它机构投资者市场监管和信息披露制度,提升其自我保护意识及竞争能力。机构监督动机是其有效参与公司外部治理的前提,也是其履行监督职能的基础。目前,尽管其它机构投资者已经成为我国持股规模重要的机构投资者,但它们对其持股公司绩效的改善作用却一直差强人意。这与其它机构投资者缺乏激烈的外部竞争环境有较大关系,以及与我国至今

尚未建立相应的市场监管和信息披露制度不无关系。因此,我国有必要加强对其它机构投资者市场监管、推动其建立规范的信息披露制度,引导其积极参与公司治理,履行监督职能,增强自我保护能力,促进其持股公司的绩效改善。

第四,大力发展证券投资基金,进一步提高机构投资者的自我保护能力,积极发挥它们对其持股公司的治理作用,改善我国上市公司的经营绩效。近年来,基金持股市值占比持续降低,从2004年的90%降低至2012年的61%。与此相反,其它机构投资者的持股市值占比却不断提高,从2004年10%左右提高至2012年的39%。作为我国发展最早的机构投资者,基金对持股公司绩效具有显著的改善作用,而其它机构投资者对其持股公司绩效却没有改善作用,这种巨大的反差不得不引起高度重视。为提高机构整体的自我保护能力,发挥其对公司的监督作用,提高机构整体对公司绩效的改善作用,有必要进一步加大对基金行业的发展力度,促进我国机构投资者整体迈向良性发展的轨道。

参 考 文 献:

- [1] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure [J]. The Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305 - 360.
- [2] Jensen M C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers [J]. The American Economic Review, 1986, 76(2): 323 - 329.
- [3] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Corporate ownership around the world [J]. The Journal of Finance, 1999, 54(2): 471 - 517.
- [4] Claessens S, Djankov S, Lang L H P. The separation of ownership and control in East Asian corporations [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1): 81 - 112.
- [5] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Investor protection and corporate governance [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1/2): 3 - 27.
- [6] Becker G S. Crime and punishment: An economic approach [J]. The Journal of Political Economy, 1968, 76(2): 169 - 217.
- [7] Pistor K, Xu C. Governing emerging stock markets: Legal vs administrative governance [J]. Corporate Governance An International Review, 2005, 13(1): 5 - 10.
- [8] Klapper L F, Love I. Corporate governance, investor protection, and performance in emerging markets [J]. Journal of Corporate Finance, 2004, 10(5): 703 - 728.
- [9] Chen B, Smith G S, Swan P L. CEO compensation and the threat of institutional investor [EB/OL]. <https://xue.glgoo.com/scholar?hl=zh-CN&q=Chen+B%2C+Smith+G+S%2C+Swan+P+L.+CEO+compensation+and+the+threat+of+>

institutional + investor&btnG =&l r = 2009.

- [10] 中国证券监督管理委员会. 中国上市公司治理发展报告[M]. 北京: 中国金融出版社, 2010.
China Securities Regulatory Commission. China Listed Company Corporate Governance Report [M]. Beijing: China Financial Publishing House, 2010. (in Chinese)
- [11] 李维安, 李滨. 机构投资者介入公司治理效果的实证研究——基于 CCGINK 的经验研究[J]. 南开管理评论, 2008, 28(1): 4-14.
Li Weian, Li Bin. An empirical study on the effect of institutional investors participating in corporate governance: Based on the Data of 2004-2006 CCGINK [J]. Nankai Business Review, 2008, 28(1): 4-14. (in Chinese)
- [12] 薄仙慧, 吴联生. 国有控股与机构投资者的治理效应: 盈余管理视角[J]. 经济研究, 2009, (2): 81-91.
Bo Xianhui, Wu Liansheng. The governance roles of state-owned controlling and institutional investors: A perspective of earnings management [J]. Economic Research Journal, 2009, (2): 81-91. (in Chinese)
- [13] 石美娟, 童卫华. 机构投资者提升公司价值吗? ——来自后股改时期的经验证据[J]. 金融研究, 2009, (10): 150-161.
Shi Meijuan, Tong Weihua. Do institutional investors enhance the corporate value? Empirical evidence from the period after the non-tradable share reform in China [J]. Journal of Financial Research, 2009, (10): 150-161. (in Chinese)
- [14] 程书强. 机构投资者持股与上市公司会计盈余信息关系实证研究[J]. 管理世界, 2006, (9): 129-136.
Cheng Shuqiang. The empirical research on the relationship between institutional holdings and accounting earnings information of listed companies [J]. Management World, 2006, (9): 129-136. (in Chinese)
- [15] 姚颀, 刘志远. 机构投资者具有监督作用吗? [J]. 金融研究, 2009, (6): 128-143.
Yao Yi, Liu Zhiyuan. Do institutional investors play an oversight role? [J]. Journal of Financial Research, 2009, (6): 128-143. (in Chinese)
- [16] Albuquerque R, Wang N. Agency conflicts, investment, and asset pricing [J]. The Journal of Finance, 2008, 63(1): 1-40.
- [17] 沈艺峰, 许年行, 杨熠. 我国中小投资者法律保护历史实践的实证检验[J]. 经济研究, 2004, (9): 90-100.
Shen Yifeng, Xu Nianhang, Yang Yi. Test on the law protection of minority investors in different stages [J]. Economic Research Journal, 2004, (9): 90-100. (in Chinese)
- [18] 王鹏. 投资者保护、代理成本与公司绩效[J]. 经济研究, 2008, (2): 68-82.
Wang Peng. Investor protection, agency cost and corporate performance [J]. Economic Research Journal, 2008, (2): 68-82. (in Chinese)
- [19] 南开大学公司治理评价课题组, 李维安. 中国上市公司治理评价与指数分析——基于2006年1249家公司[J]. 管理世界, 2007, (5): 104-114.
Research Group of Corporate Governance Evaluation in Nankai University, Li Weian. The evaluation of corporate governance and index analysis of Chinese listed companies: Based on the data from 1249 companies in 2006 [J]. Management World, 2007(5): 104-114. (in Chinese)
- [20] 肖作平, 廖理. 终极控制股东、法律环境与融资结构选择[J]. 管理科学学报, 2012, 15(9): 84-96.
Xiao Zuoping, Liao Li. Ultimate controlling shareholders, law environment and the choice of financing structure [J]. Journal of Management Sciences in China, 2012, 15(9): 84-96. (in Chinese)
- [21] 张涤新, 邓斌. 金融危机冲击下我国金融控股公司的经营绩效——微观主体风险控制权配置的视角[J]. 管理科学学报, 2013, 16(7): 66-79.
Zhang Dixin, Deng Bin. Performance of the Chinese financial holding companies in the financial crisis: A perspective of the micro-agent's risk control rights allocation [J]. Journal of Management Sciences in China, 2013, 16(7): 66-79. (in Chinese)
- [22] 叶勇, 刘波, 黄雷. 终极控制权、现金流量权与企业价值——基于隐性终极控制论的中国上市公司治理实证

- 研究[J]. 管理科学学报, 2007, 10(2): 66-79.
- Ye Yong, Liu Bo, Huang Lei. Ultimate control rights, cash flow rights and firm value: Empirical research of Chinese publicly listed companies based on recessive ultimate control rights [J]. Journal of Management Sciences in China, 2007, 10(2): 66-79. (in Chinese)
- [23] Black B. Watching agents: The promise of institutional investor voice [J]. UCLA Law Review, 1992, 39: 811-893.
- [24] 孔东民, 孔高文, 刘莎莎. 机构投资者、流动性与信息效率 [J]. 管理科学学报, 2015, 18(3): 1-15.
- Kong Dongming, Kong Gaowen, Liu Shasha. Institutional investors, liquidity and information efficiency [J]. Journal of Management Sciences in China, 2015, 18(3): 1-15. (in Chinese)
- [25] Gillan S L, Starks L T. Corporate governance proposals and shareholder activism: The role of institutional investors [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 57(2): 275-305.
- [26] Brav A, Jiang W, Partnoy F, et al. Hedge fund activism, corporate governance, and firm performance [J]. The Journal of Finance, 2008, 63(4): 1729-1775.
- [27] Chen X, Harford J, Li K. Monitoring: Which institutions matter? [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 86(2): 279-305.
- [28] 刘星, 吴先聪. 机构投资者异质性、企业产权与公司绩效——基于股权分置改革前后的比较分析 [J]. 中国管理科学, 2011, 19(5): 182-192.
- Liu Xing, Wu Xiancong. The influence of the heterogeneity of institutional investors and corporate ownership on firm performance: An analysis based on the split-share structure reform [J]. Chinese Journal of Management Science, 2011, 19(5): 182-192. (in Chinese)
- [29] Chow G C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions [J]. Econometrica, 1960, 28(3): 591-605.
- [30] Brickley J, Lease R, Smith C. Ownership structure and voting on antitakeover amendments [J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20(1/2): 267-292.
- [31] Cornett M M, Marcus A J, Saunders A, et al. The impact of institutional ownership on corporate operating performance [J]. Journal of Banking & Finance, 2007, 31(6): 1771-1794.
- [32] 伍德里奇. 计量经济学导论 [M]. 北京: 人民大学出版社, 2007.
- Wooldridge J M. Introductory Economics (third edition) [M]. Beijing: China Renmin University Press, 2007. (in Chinese)
- [33] Cronqvist H, Fahlenbrach R. Large shareholders and corporate policies [J]. Review of Financial Studies, 2009, 22(10): 3941-3976.
- [34] 黄磊, 王化成, 裘益政. Tobin Q 反映了企业价值吗——基于市场投机性的视角 [J]. 南开管理评论, 2009, 12(1): 90-95.
- Huang Lei, Wang Huacheng, Qiu Yizheng. Does Tobin's Q provide a useful measure of firm value? The perspective of capital market speculation [J]. Nankai Business Review, 2009, 12(1): 90-95. (in Chinese)
- [35] 叶建芳, 周兰, 李丹蒙. 管理层动机、会计政策选择与盈余管理——基于新会计准则下上市公司金融资产分类的实证研究 [J]. 会计研究, 2009, 21(3): 25-30.
- Ye Jianfang, Zhou Lan, Li Danmeng. Management motivation, accounting policy options and earnings management: An empirical study on the classification of financial assets for listed companies under the new accounting standards [J]. Accounting Research, 2009, 21(3): 25-30. (in Chinese)
- [36] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2010.
- Fan Gang, Wang Xiaolu, Zhu Hengpeng. NERI Index [M]. Beijing: Economic Science Press, 2010. (in Chinese)
- [37] Breusch T S, Pagan A R. The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics [J]. Review of Economic Studies, 1980, 47(1): 239-253.

Effect of institutional holdings on corporate performance: From the perspective of the institutional investors' self-protection

ZHANG Di-xin^{1,2}, LI Zhong-hai¹

1. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2. Research Center of Financial Econometrics and Risk Management, Nanjing University, Nanjing 210093, China

Abstract: Considering institutional investors' self-protection, a game model between insiders and institutional investors is built to reveal the micro mechanism how institutional holdings influence corporate performance. An empirical test is performed on the listed firm samples in Shanghai and Shenzhen A Stock Market between 2004 ~ 2012. The results show the structural change of the effects of institutional investors on corporate performance during the first period (2004 - 2007) and the second one (2008 - 2012). The results also show that although during these two periods the institutional investors as a whole had positive effects on corporate performance, the effect in the second period was obviously weaker than in the first period. The mutual fund holdings rather than the other institutional holdings could improve corporate performance. The main reason is that during the sample period, the holding ratio of the mutual fund decreased and the ratio of other institutional investors increased rapidly, which resulted in the overall weakening of the positive effect of the institutional investors on corporate performance.

Key words: institutional holdings; agency conflict; corporate performance; institutional investors' self-protection