

机构持股与公司行为:迎合还是改进?

——基于公司盈余管理的经验证据

薛坤坤¹ 王 凯²

(1. 郑州大学 商学院/公共管理博士后科研流动站, 河南 郑州 450001;

2. 首都经济贸易大学 工商管理学院, 北京 100070)

摘要:基于迎合理论和代理理论,本文研究了机构投资者持股对公司盈余管理的影响,并利用2006~2018年沪深两市上市公司的数据进行实证分析。研究发现,机构投资者持股与公司盈余管理呈倒U型关系,较低的机构投资者持股会增加公司盈余管理行为,当机构投资者持股达到一定比例后,机构投资者持股增加会降低公司盈余管理行为。在将上市公司按照上期业绩好坏、机构投资者类型以及企业所有权性质进行划分之后发现,机构投资者持股与盈余管理之间的倒U型关系在不同样本中存在差异,在上期业绩较差、存在稳定型机构投资者以及国有企业样本中,机构投资者持股与盈余管理之间的倒U型关系更加明显。

关键词:机构投资者;公司行为;盈余管理;迎合理论;代理理论

中图分类号:F272.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)03-0015-11

一、引言

机构投资者参与公司治理已经成为理论和实践界的重要议题。为了鼓励机构投资者参与公司治理并发挥良好的外部监督作用,2004年国务院出台了《国务院关于推进资本市场改革开放和稳定发展的若干意见》,明确提出:鼓励合规资金入市;继续大力发展证券投资基金;支持保险资金以多种方式直接投资资本市场,逐步提高社会保障基金、企业补充养老基金、商业保险资金等投入资本市场的资金比例;要培养一批诚信、守法、专业的机构投资者,使基金管理公司和保险公司为主的机构投资者成为资本市场的主导力量。然而机构投资者参与公司治理的效果如何,实践和理论界都未得到一致结论。现有的理论研究主要基于代理理论探讨了机构投资者持股对公司治理的影响,从企业绩效、投

收稿日期:2020-06-09

基金项目:国家自然科学基金青年项目“董事会权力结构、决策类型与企业投资效率研究”(72002205);国家自然科学基金青年项目“创始人资源禀赋与反收购条款设立的双向影响研究:理论与应用”(71702114);郑州大学人文社会科学优秀青年科研团队项目“国有企业混合所有制改革的微观治理机制及其优化研究”(2020-QNTD-01)

作者简介:薛坤坤(1989—),男,河南济源人,郑州大学商学院讲师,郑州大学公共管理博士后科研流动站博士后;

王 凯(1989—),男,山东聊城人,首都经济贸易大学工商管理学院副教授。

资效率、管理层薪酬、CEO 更替等方面对机构投资者的监督效果进行了检验。然而,在转型经济体中由于股权集中并且上市公司与其控股股东之间存在先天的紧密联系,所以在这种“一股独大”的股权结构下,机构投资者能否与控股股东抗衡从而起到监督作用需要进一步探讨。那么,一个随之而来的问题就是在转型经济体中,机构投资者持股规模达到多少时才能与控股股东抗衡从而起到监督作用呢?即机构投资者发挥监督作用的拐点在哪里?

基于以上问题,本文试图解析机构投资者参与公司治理的作用机理,并讨论其对公司盈余管理行为的影响,以回应已有研究中得到的不一致结论。具体而言,本文研究认为机构投资者持股规模是影响公司治理效果的一个显著因素。在机构投资者持股较低时,机构投资者的退出威胁会迫使管理层通过盈余管理来维持公司的高绩效,以迎合机构投资者;而随着机构投资者持股增加,机构投资者利益与公司利益趋于一致,产生利益协同效应,机构投资者会利用其专业和信息优势对管理层进行监督,抑制其盈余管理行为。因此,机构投资者持股与公司盈余管理之间呈倒 U 型关系。实证结果表明,机构投资者持股超过 9.68% 时,才能更好地对管理层进行监督,这相当于我国上市公司第二大股东的平均持股比例。此外,在将样本按照上期业绩好坏、机构投资者类型以及所有权性质分组以后,本文研究发现,机构投资者持股与公司盈余管理之间的关系在上期业绩较差、存在稳定型机构投资者以及国有企业样本中更加明显。

本文的研究贡献主要有以下几个方面:第一,现有文献主要关注控股股东与其他股东持股对代理问题的影响,本文则关注机构投资者这一特殊类型的股东持股对盈余管理的影响,丰富和扩展了股东持股方面的文献研究。第二,本文将迎合理论和代理理论相结合,分析机构投资者参与公司治理对公司盈余管理行为的影响。本文认为,机构投资者持股规模的不同会导致其参与公司治理的动机和效果不同,需要用不同的理论进行解释,这也回应了已有研究中机构投资者参与公司治理效果不一致的结论。第三,本文基于机构投资者视角分析了盈余管理中的迎合理论,认为外部监督和不对称会导致管理层的迎合行为,进一步丰富了 Baker 和 Wurgler 以及 Polk 和 Sapienza 提出的公司股利分配以及投资活动中的迎合行为^{[1][2]}。第四,结合公司股权性质、上期业绩以及机构投资者类型,本文进一步探讨了机构投资者参与公司治理可能因公司自身或者机构投资者定位的不同而产生的不同影响,这是对机构投资者参与公司治理相关研究的丰富。

二、文献评述与研究假设

(一)文献评述

自机构投资者受到关注以来,国内外学者从企业绩效、投资效率、管理层薪酬、CEO 更替等方面对机构投资者的作用进行了研究。归纳起来,已有对机构投资者的研究可以归总为三种假说,分别是有效监督假说、无效监督假说和利益合谋假说。

有效监督假说认为相比于个人投资者而言,机构投资者可以凭借其专业知识和信息优势对公司管理层进行监督,如通过任免公司的董事、完善内部审计以及管理层薪酬制度设计或者通过对财务报表进行核查等方式起到监督作用。Shleifer 和 Vishny 认为机构投资者的专业优势和更强的投资能力会降低其对管理层的监督成本,从而会对管理层的违规行为进行积极干涉以维护自身利益^[3]。Mitra 和 Cready 研究发现机构投资者持股会显著降低应计项目操纵行为,并且在公司规模较小以及外部信息不透明的情况下,这种作用会更加明显^[4]。王琨和肖星检验了机构投资者持股与上市公司资金被关联方占用程度之间的关系,研究发现前十大股东中存在机构投资者的上市公司被关联方占用的资金显著少于前十大股东中不存在机构投资者的公司,他们认为我国的机构投资者已经参与到公司治理中,并能够对公司经营起到一定的监督作用^[5]。程书强发现机构投资者持股越多越能够有效抑制操纵应计利润的盈余管理行为,从而改善公司治理结构^[6]。Ferreira 和 Matos 发现机构投资者持股比例高的公司具有更高的资产回报率、净利润率以及更少的资本支出,机构投资者能够降低公司的过度投资行为^[7]。李争光等研究发现机构投资者持股能够显著提升公司的会计稳健性^[8]。

无效监督假说认为在股权相对集中的经济体中,由于上市公司与其控股股东之间存在先天的紧密联系,因此在“一股独大”的股权结构下,机构投资者能否与控股股东抗衡从而起到监督作用是存在疑问的。再加上这些地区的法律法规制度不健全,机构投资者利用信息优势操纵股价从而获利要比监督管理层的成本低得多。因此,这类经济体中的机构投资者往往起不到监督作用。Gillan 和 Starks 认为机构投资者的监督本质上是代理人对代理人的监督,当机构投资者的收益函数与中小股东的收益函数不一致时,很难起到监督管理层的作用^[9]。常巍和贝政新发现,包括证券投资基金在内的机构投资者参与公司治理的意识不强,只能定义为消极股东的角色,并不能起到良好的监督作用^[10]。吴超鹏等研究发现机构投资者持股与对价送达率和送出率均存在负相关关系,这表明机构投资者在股改中并没有起到对中小股东的保护作用^[11]。王雪荣和董威研究发现现阶段我国的机构投资者还没有参与到公司治理中,只是通过传统的买卖股票的投机行为来获取收益^[12]。

利益合谋假说进一步认为,在法律制度不健全的情况下,机构投资者也可能与管理层合谋以对中小股东的利益进行侵占。当机构投资者和管理层进行合作对双方都有利时,他们之间可能会采取结盟的策略,这会对其他股东的利益造成损害。无效监督假说和利益合谋假说都与有效监督假说相反,认为机构投资者不仅没有起到监督作用,甚至扮演了利益攫取的角色。如唐松莲和袁春生发现,在机构投资者持股较低时,机构投资者往往会扮演利益攫取的角色,机构投资者持股不仅不会改善公司业绩甚至对公司业绩有负面影响^[13]。

由此可以看出,已有关于机构投资者的研究都是建立在代理理论之上的,即机构投资者的专业优势和信息优势能够起到有效的监督作用,降低管理层的机会主义行为。现有研究尽管并没有得出一致的结论,但是把机构投资者监督失效归因于其外部制度环境的约束以及自身监督能力的不足,而对机构投资者参与公司治理可能导致的其他后果以及不同持股规模的机构投资者参与公司治理的作用机理并没有进行深入研究。本文在已有研究的基础上,基于迎合理论和代理理论,对不同规模的机构投资者参与公司治理的作用机理和效果进行分析。

(二) 研究假设

迎合理论认为管理层会根据投资者的需求调整公司的股利政策^[1]。当投资者倾向于购买发放股利的股票时,管理层为了迎合这种需求而发放股利;反之,当投资者倾向于购买不发放股利的股票时,管理层则选择不发放股利。不仅仅是股利分配政策,Polk 和 Sapienza 认为公司的投资行为也可以用迎合理论进行解释,他们发现在市场中被高估的公司更倾向于增加公司投资^[2]。这表明管理层的投资决策会考虑投资者情绪。

本文认为在机构投资者持股比例较低时,机构投资者的退出威胁会导致管理层有动机迎合机构股东,从而进行盈余管理。本质上,这与 Baker 和 Wurgler 提出的股利分配的迎合行为是一致的。从逻辑上讲,本文的假设需要满足三个条件:(1)管理层有动机确保公司股价的稳定,避免下跌;(2)机构股东会因公司的较差业绩而卖出股票;(3)公司管理层操纵盈余管理的成本很低。而这三个假设在本文的研究中均能够满足。首先,股价下跌会增加管理层的离职率,因此,管理层有动机确保公司股价的稳定;其次,当机构投资者持股较低时,由于监督能力有限,机构股东无法有效地参与公司治理,仅仅通过买卖股票获取投机收益,当公司业绩低迷时,则会选择“用脚投票”^[14];第三,较低的机构持股无法对管理层形成有效的监督,导致管理层能够低成本地进行机会主义行为。因此,我们认为在机构投资者持股较低时,管理层会为了迎合机构股东而采取盈余管理行为。

然而,管理层实施机会主义行为也会考虑其成本问题,随着机构投资者持股规模的增加,机构投资者与公司利益趋于一致,产生利益协同效应^[15],机构投资者会开始关注公司的长期发展而非短期投机获取的利益。在这种情况下,从公司的长远利益看,机构投资者凭借专业知识和信息优势就可以对管理层的盈余管理行为进行监督,从而减少公司的盈余管理行为。因此,基于迎合理论和代理理论,本文提出如下假设:

假设 1:机构投资者持股与公司盈余管理行为呈倒 U 型关系,当机构持股比例较低时,机构投资

者持股会增加公司盈余管理；当机构持股达到一定规模后，随着持股比例的增加，机构投资者会降低公司盈余管理。

公司以往的业绩是公司内外部治理机制发挥作用的结果以及管理层进行一系列决策的重要依据。Krause 指出，公司以往的业绩较差时，董事会会通过加强对 CEO 的监督和控制在提升公司业绩^[16]。陈红和徐融认为公司在面临业绩压力时，尤其是业绩低迷可能带来的特殊处理等压力会迫使公司管理层进行盈余管理等财务包装行为^[17]。姜国华和王汉生通过构建公司盈亏模型同样验证了这样的观点，他们发现，在面临连续亏损的情况下，公司为了避免被 ST，会选择通过盈余操纵的手段来避免亏损^[18]。此外，公司业绩低迷也被认为是公司 CEO 和管理层被解雇的主要因素。

上述研究表明在公司业绩低迷时管理层会面临来自公司内外部的压力。对于管理层而言，在公司业绩低迷时，机构投资者退出威胁的概率会增加，为了避免机构投资者退出带来的股价下跌、管理层更替等一系列市场负面反应，公司管理层更有可能进行盈余管理以迎合机构投资者。相反，当公司业绩良好时，一方面董事会会采取“合作”而非“控制”的方式来支持管理层的工作^[16]，另一方面机构投资者也会乐于支持管理层的工作，管理层面临的被解雇的风险也大大降低。此时公司管理层更倾向于做一个忠实的管家，并且会增加其内在责任感，降低其机会主义行为。而在机构投资者持股规模较大时，公司的低迷业绩则会导致机构股东的积极主义行为，从而加强对管理层的监督和控制在。

因此，相比于公司业绩良好的情况，在公司业绩低迷时，机构投资者参与公司治理的效应更加显著，对管理层盈余管理行为的影响也更加明显。基于此，本文提出如下假设：

假设 2：相比于业绩较好的公司，机构投资者持股与公司盈余管理行为的倒 U 型关系在业绩较差的公司中更加明显。

影响机构投资者持股与盈余管理关系的另一个重要的因素是机构投资者的类型。Webb 等对机构投资者的监督作用提出了质疑，他们认为一些机构投资者可能更加关注其短期收益，而忽略了公司的长期价值^[19]。因此，如果机构投资者关注短期利益，那么其监督作用是值得怀疑的，尤其是在我国“一股独大”的股权结构下。Parrino 等认为一些机构投资者并不会努力去影响公司的管理决策，而是在公司业绩低迷时选择用脚投票^[20]。Gaspar 等发现持有高周转率投资组合的机构投资者并不会对管理层的收购决策产生重要影响^[21]。Chen 等研究认为只有注重长期利益的机构投资者才会对管理层进行监督，而关注短期利益的机构投资者更加注重买卖股票所获取的利润^[22]。这些研究表明，不同类型的机构投资者参与公司治理的广度和深度是存在差异的，其对管理层行为的影响也必然存在差异。

学者们对机构投资者类型进行了分类，并研究不同类型的机构投资者的行为特征。Brickley 等按照机构投资者的监督意愿将机构投资者分为灰色机构投资者和独立机构投资者，并且认为灰色机构投资者由于需要维持与公司潜在的业务关系而不会去挑战管理层的决策，只有独立机构投资者才会对管理层进行监督^[23]。借鉴已有研究，本文将机构投资者分为稳定型机构投资者和交易型机构投资者。稳定型机构投资者指那些持股比例较高且交易频率较低的机构投资者，这类投资者倾向于长期持有公司的股票，因此注重公司的长期利益，有动力参与公司治理，并对管理层进行监督。相反，那些持股比例较低且交易频繁的交易型机构投资者更多的是为了获取投机收益，对管理层的监督意愿不高。基于此，本文提出如下假设：

假设 3：相比于交易型机构投资者，稳定型机构投资者持股与盈余管理行为的倒 U 型关系更加明显。

与国外成熟市场不同，在转型经济体中政府依然在资源配置中起重要作用。而国有企业往往成为政府资源配置的“工具”，为政府的特定目标服务。政府稳定就业、促进地区经济增长以及社会稳定等目标往往也会导致国有企业目标和职能的多重性。此外，与民营企业的职业经理人相比，国有企业的管理层尤其是 CEO 依然是由政府行政任命产生的，而在对管理层的监督过程中，党委和纪委发挥的作用要远远大于其他监督机制。正如陈仕华等研究国有企业纪委的监督作用时指出，对于作为职

业经理人身体的管理层而言,以董事会为核心的公司治理机制可能会发挥作用,但是对于作为“政府官员”身份的管理层而言,公司治理机制可能无法发挥作用,但纪委却能发挥重要作用^[24]。因此,相比于国有企业,民营企业的市场属性更有利于发挥机构投资者的作用。

然而,现实中也可能存在相反的结果。首先,2004年发布的《国务院关于推进资本市场改革开放和稳定发展的若干意见》中鼓励机构投资者参与资本市场,而国有企业作为政府主导的企业,有动机去践行国家的政策规定,这为机构投资者参与国有企业公司治理提供了政策支持,使得国有企业中机构投资者能够发挥治理作用。其次,在国有企业改革中政府放权给企业的内部人造成了国有企业的内部人控制问题,如何对内部人进行监督是国企改革中作为最终控制人的政府需要解决的问题,因此,政府作为最终控制人有动机通过引入机构投资者来进行监督。而民营企业中则容易出现大股东与管理层的合谋现象^[25],从而导致机构投资者的监督受到大股东的阻挠而增加监督成本,无法有效发挥治理作用。基于此,本文提出如下竞争性假设:

假设 4a:相比于国有企业,机构投资者与盈余管理行为之间的倒 U 型关系在民营企业中更加明显。

假设 4b:相比于民营企业,机构投资者与盈余管理行为之间的倒 U 型关系在国有企业中更加明显。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 2006~2018 年沪深两市所有 A 股上市公司作为初始研究样本,同时删除金融保险行业的样本公司、统计当年被 ST 的公司以及存在缺失值的公司,最终得到 16588 个公司年度样本。样本数据均来自 CSMAR 数据库。为了消除极端值的影响,本文对所有连续变量进行 1% 和 99% 分位上的 winsorize 处理。

(二)模型设定与变量说明

本文采用模型(1)来检验本文的研究假设:

$$DACC = \beta_0 + \beta_1 INST + \beta_2 INST^2 + \beta_3 Size + \beta_4 Lev + \beta_5 Salesgrowth + \beta_6 Roa + \beta_7 Boardsize + \beta_8 Dir + \beta_9 First + \beta_{10} Property + \beta_{11} Big4 + \sum Ind + \sum Year \quad (1)$$

模型(1)中各变量定义如下:

1.因变量:公司的盈余管理水平(DACC)。本文根据 Dechow 等构建的修正 Jones 模型,首先利用回归方法分行业分年度估计公司不可操纵应计利润,如模型(2)所示,该模型的残差表示公司的可操纵应计利润,然后取残差的绝对值作为盈余管理水平。

$$\frac{TA_t}{Size_{t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{Size_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{Size_{t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_t}{Size_{t-1}} + \epsilon_t \quad (2)$$

2.自变量:机构投资者持股(INST)。机构投资者持股数据来自 CSMAR 数据库中机构投资者子库,该子库中将机构投资者分为基金、合格境外投资者、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等九类。借鉴曹丰等的研究^[26],本文计算前八类机构投资者的持股比例之和来衡量机构投资者持股。

3.分组变量。为了检验假设 2,本文加入了公司上期业绩指标变量(LROA),LROA 是一个虚拟变量,如果公司上期业绩低于行业平均值则取值为 1,否则取值为 0。为了检验假设 3,本文加入了机构投资者类型指标(IIC),借鉴已有研究,从时间和行业两个维度衡量机构投资者类型。首先,从时间维度度量机构投资者的稳定性,用公司当年机构投资者持股比例除以公司前三年机构投资者持股比例的标准差度量,该值越大表明公司的机构投资者持股比例的变动越小,机构投资者稳定性越强。反之,如果机构投资者因投机性交易而频繁买卖公司股票,则该值越小。其次,考虑公司的行业特征,计算上述求得的数值的行业、年度中位数,如果该数值大于行业中位数则 IIC 取值为 1,将该机构投资者

者定义为稳定型机构投资者,否则为 IIC 取值为 0,将该机构投资者定义为交易型机构投资者。具体计算公式如下:

$$\begin{cases} SD_{it} = \frac{INST_{it}}{STD(INST_{it-1}, INST_{it-2}, INST_{it-3})} \\ IIC = \begin{cases} 1, SD_{it} > MEDIAN(SD_{it}) \\ 0, 其他 \end{cases} \end{cases} \quad (3)$$

为了检验假设 4,本文按照上市公司的实际控制人性质分为国有企业和民营企业,并进行分组检验。

4.控制变量。借鉴姜付秀等的研究^[27],本文加入了公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、公司成长性(Salesgrowth)和公司盈利能力(Roa)等控制变量。其中公司规模用总资产的自然对数衡量,资产负债率用总负债除以总资产衡量,公司成长性用销售收入增长率衡量,公司盈利能力用总资产收益率衡量。为了消除董事会监督对公司盈余管理的影响,本文还加入了董事会规模(Boardsize)和董事会独立性(Dir)两个变量,其中董事会规模用董事会总人数衡量,董事会独立性用董事会中独立董事的比例衡量。为了控制大股东的影 响,本文还加入了大股东持股比(First)变量,用第一大股东的持股比衡量。另外本文还加入股权性质(Property)来控制不同股权性质对盈余管理的影响。同时控制变量中还加入审计质量(Big4),如果公司聘请了四大事务所,则取值为 1,否则为 0。此外,回归分析中还控制了行业和时间虚拟变量,以消除行业和时间的影响。

四、实证结果分析

(一)描述性统计

表 1 给出了变量的描述性统计结果。由表 1 可以看出,DACC 的均值为 0.070,最小值为 0.001,最大值为 0.530,这表明不同公司的盈余管理之间存在较大差异。INST 的均值为 0.052,最大值为 0.242,即机构投资者平均持股比例为 5.2%,最大持股比例达到了 24.2%。控制变量方面,Size 的均值为 21.947,Lev 的均值为 0.475,Salesgrowth 的均值为 0.213,Boardsize 的均值为 9.014,Dir 的均值为 0.368。样本公司中第一大股东平均持股 36.45%,且有 51.3%的公司为国有控股。此外,样本公司中聘请四大事务所的比例为 6.6%。可以看出,控制变量经过 winsorize 处理后,都在正常范围内波动。

表 1 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
DACC	16588	0.070	0.081	0.001	0.047	0.530
INST	16588	0.052	0.051	0.000	0.036	0.242
Size	16588	21.947	1.291	18.767	21.791	26.643
Lev	16588	0.475	0.229	0.048	0.475	1.481
Salesgrwoth	16588	0.213	0.588	-0.701	0.122	4.679
Roa	16588	0.042	0.064	-0.260	0.039	0.241
Boardsize	16588	9.014	1.841	5.000	9.000	15.000
Dir	16588	0.368	0.052	0.273	0.333	0.571
First	16588	0.365	0.154	0.088	0.345	0.748
Property	16588	0.513	0.500	0.000	1.000	1.000
Big4	16588	0.066	0.248	0.000	0.000	1.000

此外,相关性分析结果表明多数变量之间的相关系数均小于 0.3,为了规避部分变量的相关系数过高可能导致的回归结果偏差问题,本文进一步计算了解释变量的方差膨胀因子,结果发现 VIF 最大值为 1.72,均值为 1.30,表明变量之间不存在严重的多重共线性问题。

(二)实证结果分析

表 2 给出了模型的回归结果,因变量为盈余管理。模型 1 在控制时间和行业后仅加入了机构投资者持股及其平方项,模型 2 加入了控制变量。从表 2 可以看出,机构投资者持股的一次项显著为

正,二次项显著为负,即机构投资者持股与公司盈余管理行为呈倒 U 型关系,假设 1 得到验证。实证结果表明,当机构投资者持股比例较低时,机构投资者的退出威胁会导致管理层通过盈余管理来迎合机构股东,从而增加公司盈余管理行为;而随着机构投资者持股比例的增加,机构股东的利益与公司利益一致,产生利益协同效应,此时,机构持股增加会加强其监督能力,减少管理层盈余管理行为。控制变量方面,公司规模、董事会规模、企业性质、审计质量与盈余管理均显著负相关,而资产负债率、公司成长性、第一大股东持股比与盈余管理均显著正相关,这与已有研究结论保持一致。

表 2 机构投资者持股与盈余管理的回归结果

变量	模型 1	模型 2
INST	0.056 * (0.033)	0.069 ** (0.034)
INST ²	-0.327 * (0.176)	-0.359 ** (0.178)
Size		-0.012 *** (0.001)
Lev		0.062 *** (0.004)
Salegrowth		0.024 *** (0.001)
Boardsize		-0.001 * (0.000)
Dir		0.019(0.014)
First		0.000 *** (0.000)
Property		-0.008 *** (0.002)
Big4		-0.007 ** (0.003)
Roa		-0.015(0.012)
Constant	0.059 *** (0.006)	0.291 *** (0.016)
Ind/Year	控制	控制
N	16588	16588
R ²	0.014	0.058

注: *、** 和 *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著;括号里为标准误;下表同。

此外,表 2 的结果还表明,机构投资者治理作用的拐点出现在 INST=9.68% 处,即当机构投资者持股比例低于 9.68%,机构投资者持股会增加管理层的盈余管理行为,而当机构投资者持股超过 9.68% 时,机构投资者持股会降低管理层的盈余管理行为。该研究也验证了孔东民和刘莎莎对中小股东参与公司治理效果的研究,即中小股东参与公司治理给管理层带来压力从而扭曲了其公司治理行为^[14]。

进一步地,根据国泰安数据库资料,在 2006~2018 年间我国上市公司中第一大股东持股比例呈逐年下降趋势,且均值为 36.19%;第二大股东持股比例近几年呈现逐步上升的趋势,且均值为 9.43% (如表 3 所示)。我们的研究也间接表明,只有当机构投资者持股接近或者超过第二大股东持股时,机构投资者才能更好地发挥监督作用。这一方面是因为当机构投资者作为第二大股东时,其利益与公司整体利益趋于一致,不会选择“用脚投票”的方式被动参与公司治理,而是有监督的意愿;另一方面,作为第二大股东,机构投资者有能力更好地参与公司治理,对管理层盈余管理行为进行监督。此外,考虑到我国上市公司中控股股东可能与管理层合谋获取控制权私人收益,本研究也表明只有在机构投资者能够对第一大股东形成制衡时,机构投资者才能更好地监督管理层,这也从侧面验证了非控股股东的监督作用^[28]。

表 3 2006~2018 年我国上市公司前三大股东持股比 (%)

Year	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
First	41.90	40.45	36.39	36.03	36.37	36.29	36.33
Second	9.79	9.82	9.17	8.95	8.80	8.70	9.24
Third	3.88	3.86	3.70	3.66	3.59	3.63	3.95
Year	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Mean
First	36.21	36.43	36.10	35.39	34.44	33.65	36.19
Second	9.59	9.69	9.45	9.29	9.62	9.67	9.43
Third	4.19	4.22	4.11	4.04	4.37	4.72	4.07

注:表中 First、Second、Third 分别代表第一、第二、第三大股东持股比。

表 4 给出了不同样本中机构投资者持股与盈余管理之间的关系。模型 3 和模型 4 给出了上期业绩差和上期业绩好的分样本检验结果,可以看出,在上期业绩差的样本中(LROA=1),机构投资者持股的一次项系数显著为正,二次项系数显著为负,而在上期业绩好的样本中(LROA=0),机构投资者持股的系数并不显著。这表明当公司上期业绩较差时,一方面管理层有可能迎合机构投资者进行盈余管理,另一方面机构投资者持股的增加也会加强其对管理层的监督和控制。因此相比于业绩较好的公司,机构投资者持股与盈余管理的倒 U 型关系在业绩较差的公司中更加明显,假设 2 得到验证。

模型 5 和模型 6 给出了稳定型和交易型机构投资者的分样本检验结果,可以看出,在稳定型机构投资者的样本中(IIC=1),机构投资者持股的一次项系数显著为正,二次项系数显著为负,而在交易型机构投资者的样本中(IIC=0),机构投资者持股的系数并不显著。这表明相比于交易型机构投资者,稳定型机构投资者持股与盈余管理的倒 U 型关系更加明显,假设 3 得到验证。

模型 7 和模型 8 给出了国有企业和民营企业的分样本检验结果,可以看出,在国有企业的样本中(Property=1),机构投资者持股的一次项系数显著为正,二次项系数显著为负,而在民营企业的样本中(Property=0),机构投资者持股的系数并不显著。这表明国家政策层面对机构投资者参与公司治理的鼓励能够发挥机构股东在国有企业中的积极作用,而在民营企业中由于大股东和管理层合谋而导致机构投资者监督作用无法得到有效发挥。因此,相比于民营企业,机构投资者持股与盈余管理之间的倒 U 型关系在国有企业中更加明显,假设 4b 得到验证。

表 4 机构投资者持股与盈余管理的分样本回归结果

变量	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	LROA=1	LROA=0	IIC=1	IIC=0	Property=1	Property=0
INST	0.123*** (0.047)	-0.008 (0.046)	0.138** (0.060)	-0.040 (0.046)	0.106** (0.043)	0.021 (0.055)
INST ²	-0.637** (0.257)	-0.061 (0.233)	-0.813*** (0.306)	0.139 (0.254)	-0.444** (0.216)	-0.145 (0.296)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	0.313*** (0.020)	0.214*** (0.024)	0.311*** (0.026)	0.299*** (0.022)	0.234*** (0.021)	0.345*** (0.029)
Ind/Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	8292	8296	5685	9069	8508	8080
R ²	0.053	0.067	0.058	0.075	0.060	0.059

(三)稳健性检验

为了保证结果的稳健性,本文进行了如下稳健性检验:

首先,借鉴已有研究,用业绩匹配的盈余操纵(DACC_ROA)来替代盈余管理。该模型在修正的 Jones 模型基础上,进一步控制了上期的 ROA。将业绩匹配的盈余操纵带入模型(1)进行检验,回归结果并没有显著变化(如表 5 所示)。

其次,Chen 等指出,残差项作为因变量的回归可能会导致估计偏差^[29]。为了解决该问题,借鉴其给出的方案,我们在第二阶段的模型中加入第一阶段模型的解释变量作为控制变量,对模型重新进行检验。检验结果如表 6 所示,可以看出,重新检验后结果并没有显著变化。

再次,为了消除机构投资者持股与公司盈余管理之间可能存在的内生性问题,我们采用 2SLS 进行检验。选择自变量的行业、年度均值作为工具变量,即机构投资者持股的行业、年度均值作为一次项的工具变量(IV_INST),机构投资者持股的行业、年度均值的平方项作为二次项的工具变量(IV_INST²)。工具变量检验结果表明不存在过度识别问题(Sargan 检验的 P 值为 0.729>0.1),也通过了弱工具变量检验(Cragg-Donald 检验的 F 值为 107.298)。2SLS 的检验结果如表 7 所示,模型 3 的结果表明机构投资者持股与盈余管理之间依然呈显著的倒 U 型关系。

表 5

替换盈余管理衡量方法后的回归结果

变量	全样本	LROA=1	LROA=0	IIC=1	IIC=0	Property=1	Property=0
INST	0.065 ** (0.033)	0.123 *** (0.047)	-0.034 (0.047)	0.112 ** (0.056)	0.001 (0.045)	0.088 ** (0.042)	0.024 (0.052)
INST ²	-0.343 ** (0.171)	-0.637 ** (0.257)	0.030 (0.235)	-0.677 ** (0.289)	-0.020 (0.249)	-0.399 * (0.214)	-0.124 (0.280)
Controls	控制						
Constant	0.266 *** (0.015)	0.313 *** (0.020)	0.213 *** (0.024)	0.261 *** (0.025)	0.292 *** (0.021)	0.227 *** (0.021)	0.308 *** (0.027)
Ind/Year	控制						
N	(0.015)	(0.020)	(0.024)	(0.025)	(0.021)	(0.021)	(0.027)
R ²	0.056	0.052	0.071	0.054	0.065	0.062	0.058

表 6

考虑残差项估计偏差后的稳健性回归结果

变量	全样本	LROA=1	LROA=0	IIC=1	IIC=0	Property=1	Property=0
INST	0.073 ** (0.033)	0.128 *** (0.047)	-0.031 (0.047)	0.100 * (0.060)	0.032 (0.043)	0.081 * (0.042)	0.040 (0.052)
INST ²	-0.361 ** (0.171)	-0.645 ** (0.256)	0.032 (0.234)	-0.692 ** (0.315)	-0.089 (0.231)	-0.360 * (0.212)	-0.171 (0.281)
1/Size	14.292 *** (3.031)	22.068 *** (4.008)	4.255 (4.730)	15.997 *** (4.881)	17.637 *** (4.272)	4.110 (4.057)	22.466 *** (6.250)
(Δ REV - Δ REC)/Size	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.002 ** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
PPE/Size	-0.003 ** (0.002)	0.001 (0.002)	-0.006 ** (0.002)	0.002 (0.004)	-0.006 *** (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.003)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-1.032 *** (0.275)	-1.693 *** (0.364)	-0.180 (0.429)	-1.184 *** (0.446)	-1.301 *** (0.384)	-0.147 (0.363)	-1.774 *** (0.579)
Ind/Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	16588	8292	8296	5685	9069	8508	8080
R ²	0.056	0.056	0.073	0.041	0.071	0.058	0.057

最后,为了消除遗漏变量导致的内生性问题,我们采用 Change 模型进行估计,即对模型中的变量进行差分处理。回归结果如表 7 模型 4 所示,其中因变量为 DACC 的差分项(Δ DACC),自变量和控制变量同时取差分项。可以看出,采用 Change 模型后机构投资者持股与盈余管理之间依然呈显著的倒 U 型关系。

五、研究结论与启示

本文基于迎合理论和代理理论,利用 2006~2018 年沪深上市公司数据,对机构投资者参与公司治理的机理和效果进行了理论分析和实证检验,并得出以下结论:第一,机构投资者持股比例是其治理效果的重要影响因素,在机构持股较低时,机构投资者持股会导致管理层的迎合行为,增加公司的盈余管理,随着机构投资者持股增加,机构投资者持股会降低公司的盈余管理行为。总体而言,机构投资者持股比例与公司盈余管理呈现倒 U 型关系,且拐点发生在机构投资者持股比例约为 9.68% 时,近似于中国上市公司第二大股东的平均持股水平。第二,机构投资者参与公司治理的效果在不同的样本中有所差异,在上期业绩较差、存在稳定型机构投资者以及国有企业中,机构投资者持股与公司盈余管理之间的倒 U 型关系更加明显。

表 7

2SLS 回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	First-stage	First-stage	Second-stage	-
	INST	INST ²	DACC	△DACC
INST			1.246 ** (0.609)	0.128 *** (0.045)
INST ²			-7.095 ** (3.285)	-0.416 * (0.231)
IV_INST	0.640 ** (0.265)	-0.000 (0.051)		
IV_INST ²	2.534 (2.198)	1.475 *** (0.422)		
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.072 *** (0.012)	-0.005 ** (0.002)	0.276 *** (0.022)	0.001 (0.007)
Ind/Year	控制	控制	控制	控制
N	16585	16585	16585	12890
(Uncentered) R ²	0.157	0.161	0.052	0.045
Sargan statistic(P)		0.729		
Cragg-Donald(F)		107.298		

本研究突破了以往基于代理理论来研究机构投资者参与公司治理的文献,认为机构投资者持股比例的不同会导致其参与公司治理的效果不同,并且结合迎合理论和代理理论两方面加以阐述,完善了机构投资者参与公司治理的机制研究,具有重要的启示意义:第一,机构投资者发挥监督作用是有条件的,只有在机构持股比例达到一定规模后,才能够对管理层的盈余管理行为进行有效监督。因此对于公司而言要想发挥机构股东的积极作用,必须增加机构投资者的持股规模。第二,当公司业绩较差时,应该加大力度引入机构投资者,此时机构投资者能够发挥积极的治理作用,加强对管理层的监督。第三,不同类型的机构投资者的治理作用存在差异,对于亟需机构投资者发挥积极作用的公司,应该着力引入稳定型机构投资者,这类投资者更加关注公司的长期价值,有动力参与公司治理,并对管理层进行监督。第四,对于国有企业而言,机构投资者能够发挥积极作用,对管理层的盈余管理行为进行有效监督,因此可以通过引入机构投资者解决国有企业的内部控制问题。

本文的不足在于仅仅从盈余管理方面刻画了管理层的机会主义行为,而机构投资者参与公司治理对管理层的其他机会主义行为也可能存在类似的治理效果。然而由于篇幅所限,本文未能对其他的管理层机会主义行为一一论述,留待以后的研究进一步丰富。另外,本文对机构投资者的分类也只是借鉴了已有研究中的一种分类,对于其他的分类方式,机构投资者参与公司治理的效果是否存在差异,也有待进一步研究。

参考文献:

- [1] Baker, M., Wurgler, J. A. Catering Theory of Dividends[J]. The Journal of Finance, 2004, 59(3): 1125—1165.
- [2] Polk, C., Sapienza, P. The Stock Market and Corporate Investment: A Test of Catering Theory[J]. Review of Financial Studies, 2009, 22(1): 187—217.
- [3] Shleifer, A., Vishny, R. W. Large Shareholders and Corporate Control[J]. Scholarly Articles, 1986, 94(3): 461—488.
- [4] Mitra, S., Cready, W. M. Institutional Stock Ownership, Accrual Management, and Information Environment [J]. Journal of Accounting Auditing & Finance, 2005, 20(3): 257—286.
- [5] 王琨,肖星.机构投资者持股与关联方占用的实证研究[J].南开管理评论, 2005, (2): 27—33.
- [6] 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.

- [7] Ferreira, M. A., Matos, P. The Colors of Investors' Money: The Role of Institutional Investors around the World[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88(3): 499—533.
- [8] 李争光, 赵西卜, 曹丰, 刘向强. 机构投资者异质性与会计稳健性——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2015, (3): 111—121.
- [9] 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.
- [10] 常巍, 贝政新. 资本市场发展中的投资主体与投资行为——“资本市场与金融投资研讨会”综述[J]. 经济研究, 2002, (7): 58—62.
- [11] 吴超鹏, 郑方镛, 林周勇, 李文强, 吴世农. 对价支付影响因素的理论和实证分析[J]. 经济研究, 2006, (8): 14—23.
- [12] 王雪荣, 董威. 中国上市公司机构投资者对公司绩效影响的实证分析[J]. 中国管理科学, 2009, (2): 15—20.
- [13] 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]. 管理评论, 2010, (8): 19—29.
- [14] 孔东民, 刘莎莎. 中小股东投票权、公司决策与公司治理[J]. 管理世界, 2017, (9): 101—115.
- [15] Russino, A., Picone, P. M., Dagnino, G. B. Unveiling the Role of Multiple Blockholders: Evidence from Closely Held Firms[J]. Corporate Governance: An International Review, 2019, 27(6): 477—502.
- [16] Krause, R. Being the CEO's Boss: An Examination of Board Chair Orientations[J]. Strategic Management Journal, 2017, 38(3): 697—713.
- [17] 陈红, 徐融. 论 ST 公司的财务关注域及分析框架的构建[J]. 会计研究, 2005, (12): 47—52.
- [18] 姜国华, 王汉生. 上市公司连续两年亏损就应该被“ST”吗? [J]. 经济研究, 2005, (3): 100—107.
- [19] Webb, R., Beck, M., Roddy, M. Problems and Limitations of Institutional Investor Participation in Corporate Governance[J]. Corporate Governance: An International Review, 2003, 11(1): 65—73.
- [20] Parrino, R., Sias, R. W., Starks, L. T. Voting with their Feet: Institutional Ownership Changes around Forced CEO Turnover[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 68(1): 3—46.
- [21] Gaspar, J. M., Massa, M., Matos, P. Shareholder Investment Horizons and the Market for Corporate Control [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 76(1): 135—165.
- [22] Chen, X., Harford, J., Li, K. Monitoring: Which Institutions Matter? [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 86(2): 279—305.
- [23] Brickley, J. A., Lease, R. C., Jr., C. W. S. Ownership Structure and Voting on Antitakeover Amendments[J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20(1—2): 267—291.
- [24] 陈仕华, 卢昌崇. 国有企业党组织的治理参与能够有效抑制并购中的“国有资产流失”吗? [J]. 管理世界, 2014, (5): 106—120.
- [25] 陈文强. 控股股东涉入与高管股权激励: “监督”还是“合谋”? [J]. 经济管理, 2017, (1): 114—133.
- [26] 曹丰, 鲁冰, 李争光, 徐凯. 机构投资者降低了股价崩盘风险吗? [J]. 会计研究, 2015, (11): 55—61.
- [27] 姜付秀, 朱冰, 唐凝. CEO 和 CFO 任期交错是否可以降低盈余管理? [J]. 管理世界, 2013, (1): 158—167.
- [28] 李姝, 翟士运, 古朴. 非控股股东参与决策的积极性和企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2018, (7): 155—173.
- [29] Chen, W., Hribar, P., Melessa, S. Incorrect Inferences When Using Residuals as Dependent Variables[J]. Journal of Accounting Research, 2018, 56(3): 751—796.

(责任编辑: 胡浩志)