

机构投资者股东积极主义、审计委员会主任背景特征与审计委员会治理效率

尹美群¹, 李晓宁², 隋馨仪³

(1. 中国政法大学 商学院, 北京 100088; 2. 北京第二外国语学院 商学院, 北京 100024; 3. 浦发银行 北京分行, 北京 100000)

[摘要] 利用 2014—2018 年在上海证券交易所和深圳证券交易所上市公司的非平衡面板数据作为研究样本, 研究了机构投资者股东积极主义、审计委员会主任背景特征和审计委员会治理效率三者的关系, 得到如下结论: (1) 审计委员会主任委员的声誉水平与审计委员会治理效率呈正相关; (2) 在审计委员会主任委员本地化的情况下, 公司审计委员会的治理效率更高; (3) 和机构投资者持股比例较低的公司相比, 在机构投资者持股比例较高的公司中, 审计委员会主任委员的声誉以及是否本地化特征能够更加有效地提高审计委员会的治理效率; (4) 相比于交易型机构投资者, 稳定型机构投资者能够正向调节审计委员会主任背景特征与审计委员会治理效率之间的正相关关系。

[关键词] 机构投资者; 股东积极主义; 背景特征; 治理效率; 财务报告质量

[中图分类号] F239.43 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2021)02-0011-12

一、引言

2019 年康美药业财务造假引起市场震惊, 企业的财务状况与审计及公司治理密不可分。Jensen 等认为, 因为委托人和代理人之间信息不对称, 经理人可能做出损害股东利益的决策^[1]。而现代公司的相关理论和实践表明, 合理的组织结构能够对管理层的行为起到监督作用, 并降低代理成本。审计委员会无论是对外部审计师的选择, 还是对财务报告编制的监督以及对公司内部控制体系的完善, 都发挥着重要作用^[2]。我国上市公司独立董事在独立性受损情况下, 审计委员会主任委员对于整体审计委员会治理效率的作用更为关键。机构投资者一方面通过积极行为(提案、表决、诉讼)对公司内部治理进行监督和改进^[3]; 另一方面通过外部治理行为(市场接管或并购、影响股价)保护中小股东利益, 与控股股东实现制衡。由证券监管者主导建立的投资者保护机构作为积极股东出现, 并获得一系列法定授权, 是近年来我国上市公司治理版图中不可忽视的新现象^[4]。审计委员会承担着监督财务报告质量、加强内部控制和风险管理方面的职责。现有研究大多关注审计委员会主任背景特征与公司内部控制以及企业治理之间的关系^[5]。本文将把机构投资者股东积极主义、审计委员会主任背景特征和审计委员会治理效率置于同一个框架之下进行分析, 研究公司内部审计委员会以及外部机构投资者对于审计委员会治理效率的影响, 这对利用声誉机制以及外部治理机制发挥审计委员会治理手段有一定的理论与实践价值。

二、文献综述

(一) 机构投资者股东积极主义

机构投资者可以通过威胁提交股东议案或者通过劝说公司管理层甚至向他们施加压力的方式, 实

[收稿日期] 2020-07-08

[基金项目] 北京市社会科学基金项目(18GLB038)

[作者简介] 尹美群(1971—), 女, 山东高密人, 中国政法大学商学院教授, 博士, 主要研究方向为公司治理、资本市场财务问题, 邮箱: yinmeiqun@126.com; 李晓宁(1995—), 男, 河北张家口人, 北京第二外国语学院商学院硕士生, 主要研究方向为公司治理问题; 隋馨仪(1996—), 女, 山东威海人, 浦发银行北京分行职员, 主要研究方向为审计。

现公司经营管理和战略层面的改进。机构投资者这种通过长期规划来改善公司业绩劣势的方式,就是机构投资者的股东积极主义。机构投资者能够充分利用其信息优势与治理经验参与决策。Hartzell 等研究发现机构持股会降低公司管理层薪酬,提高公司管理层绩效敏感性^[6]。Brickley 等研究发现,当公司推出有损股东财富的反收购议案时,机构投资者持股比例与公司中反对反收购议案的投票率呈正相关关系^[7]。Agrawal 等研究发现累计超额收益率与机构投资者持股比例显著正相关^[8]。学者们也研究了机构投资者异质性对于公司控制权市场的影响。Murphy 等发现银行和保险公司的投资者更倾向于支持管理层发起的反收购提案^[9]。Zeckhauser 等认为机构投资者会促使管理者实行高股利政策,减少公司自由现金流,从而使公司接受资本市场监管^[10]。也有研究分析了机构投资者与公司的盈余管理行为之间的关系。Beasley 发现机构投资者与盈余管理之间没有显著的相关关系^[11]。Brickley 等发现如果短期持有公司股票的机构投资者比较多,管理者为了避免股票被抛售会进行盈余管理^[7]。Koh 研究发现,当机构投资者持股比例较低时,持股比例与公司盈余管理正相关;当机构投资者持股比例较高时,持股比例与公司盈余管理负相关^[12]。

(二) 审计委员会主任背景特征

审计委员会最核心与关键的成员便是具有独立性与专业性的审计委员会主任^[13]。审计委员会主任在审计委员会中发挥关键作用,主任的角色与其他审计委员会成员的角色不同^[14]。现有研究大部分将审计委员会主任的知识及经验作为其背景特征的主要度量指标^[15]。声誉激励在公司治理中能够有效解决在所有权和经营权分离的情况下公司激励机制可能出现的问题^[16]。独立董事有建立并巩固自身声誉的动机,如果独立董事具有多重身份,他们的声誉水平与自身独立性正相关^[17]。Chan 等以独立董事兼职的公司数目作为独立董事的声誉指标,检验了独立董事声誉水平对公司信息透明度的提高作用以及对公司信息不对称程度的抑制作用^[18]。声誉是对审计委员会成员的强烈激励,会影响其在财务报告过程中的监督效果^[19]。本地股东相比于异地股东,更容易抑制公司应计盈余管理行为^[20]。地理距离会影响股东对于公司管理层的监督效果,地理位置越远,股东挖掘私人利益的可能性越大^[21]。

(三) 审计委员会治理效率

国外文献研究证明,审计委员会能够对外部审计提供有效支持。审计委员会促进公司聘用大规模的会计师事务所,以此获得更高质量的监督^[22]。独立且积极的审计委员会倾向于聘用更专业的审计师^[23]。独立且有能力的审计委员与公司的审计收费显著正相关^[24]。如果独立董事的比例超过审计委员会成员总数的 51%,公司的操纵性应计额会显著降低^[25]。审计委员会在监督公司管理层、聘用外部审计师、确保财务报告真实性、抑制管理层职权、保护公司中小股东利益方面发挥日益重要的作用。杨忠莲等对发生财务舞弊的公司进行研究,发现如果公司存在财务舞弊行为,该公司设立审计委员会的概率会显著降低^[26]。也有学者发现审计委员会在维护上市公司财务安全性方面并没有发挥显著的作用^[27]。

综上所述,大部分研究认为机构投资者积极主义能够对管理层发挥有效的监督作用,抑制管理层运用自身权力谋取私利,从而维护投资者利益,促进公司优化治理。研究审计委员会,既要分析审计委员会与管理当局等在分别发生作用的监督过程中产生怎样的治理行为,又要基于审计委员会赖以运作的治理环境和制度背景进行剖析。因此研究审计委员会主任委员背景特征、机构投资者股东积极主义对于审计委员会治理效率的影响作用,将为审计委员会治理效率的研究提供新的角度和思路。

三、理论分析与研究假设

(一) 审计委员会主任委员声誉与审计委员会治理效率

公司外部董事有维护自身专家身份的动机。如果独立董事在业绩不佳的公司任职,会被认为没有能力或者没有努力地履行自身的职责,他们被其他公司聘任的可能性会因此降低^[28]。本研究认为审计

委员会的主任委员兼任的公司数目,能够代表他们在业界的声望。而且,良好声誉的形成并不是一蹴而就的,而是需要很长时间积淀。更进一步来说,如果审计委员会主任委员任职的公司出现财务舞弊现象,他们就不可避免地会受到牵连,监管部门的处罚以及个人声誉的跌落会接踵而至。综上所述,审计委员会主任委员的声誉对于其履行个人职责具有很高的激励以及约束作用。审计委员会主任委员兼任的公司数目越多,他们的声誉资本也就越值得维护,因此他们会更加勤勉地工作,所在的审计委员会会拥有更高的治理效率。据此,本文提出以下假设:

H₁: 审计委员会主任委员的声誉水平能够提高审计委员会治理效率。

(二) 审计委员会主任委员本地化与审计委员会治理效率

审计委员会主任委员也面临信息不对称问题。审计委员会主任委员的工作地点如果和公司高管层的办公地点不一致,会加重信息不对称。当审计委员会中的独董本地化,公司未来出现股价崩盘的风险会降低^[29]。独董与公司之间的距离越远,公司财务报告质量越低^[30]。相较于外地主任委员,本地审计委员会主任委员的信息获取成本更低、速度更快。具体来说,本地化情况下,独立董事参加现场董事会更加便利,也可以更频繁地与公司执行层面对面交流。本地独董更可能采用实地调查研究的方式来获取更多信息,获取信息的质量也更高。外地独董可能因为交通和时间条件,难以出席现场董事会,独董与公司之间的距离影响了信息的获得效率,加剧了信息不对称程度^[20-21]。基于以上分析,审计委员会主任委员的本地化会通过降低与公司管理层的信息不对称程度,提高审计委员会的治理效率,因此,本文提出以下假设:

H₂: 审计委员会主任委员的本地化能够提高公司审计委员会的治理效率。

(三) 机构投资者持股比例对于审计委员会主任背景特征与治理效率的影响

当机构投资者对于董事会决策或者公司业绩存在不满时,他们可以出售公司股票,也可以继续持有股票并保持沉默,或继续持有股票并表达异议。相关文献表明,继续持有公司股票的收益高于出售股票的情况^[31]。近年来,越来越多的机构投资者放弃保持沉默或者出售股票等行为,采用提交议案并继续持有股票的积极行为,承担外部治理者角色。机构投资者持有股票对中小股东和大股东利益冲突能起到缓解作用并增强董事会的独立性,机构投资者持股比例越高,公司盈余质量越高。机构投资者有充足的专业人员,有获取并分析信息以及运用专业知识的能力。随着机构持股比例的上升,机构的巨量持股导致其在大量卖出股票时流动性大幅降低,这将使机构被迫承担大量的交易损失。在这种情况下,机构有动力转而运用其不断增长的提案权、投票权等手段影响或改变公司的管理,而不是简单地卖出股票。此外,机构投资者拥有丰富的资产与强大的投资能力,对管理层或控股股东的行为不满时,可以采取代理投票权、同管理层直接协商、将公司置于公众关注之下等方式来表达异议。机构投资者的作用更直接地体现为通过知情人交易向市场传递信息,引发市场的关注,并且诱发“羊群效应”,影响公司股价,这将给公司管理层的机会主义行为带来强大的“威慑”作用^[32]。机构投资者持股比例越高,其发挥股东积极主义的动机越强,越有利于机构投资者促进审计委员会发挥作用,履行监督财务报告质量的职责,降低公司与投资者之间信息不对称程度。因此,本文提出以下假设:

H₃: 在机构投资者持股比例较高的公司中,审计委员会主任委员的声誉水平以及是否本地化特征能够更加有效地提高审计委员会的治理效率。

(四) 机构投资者异质性的调节作用

在不同的投资契约、投资环境下,不同机构投资者在投资目的和投资行为等方面是有差异的。压力敏感型机构投资者更倾向于支持管理层在反收购修正案的决策^[33]。独立型机构投资者持股比例高的公司,经营业绩更为突出,资本支出也更低^[34]。独立型机构投资者相比于非独立型机构投资者,对于管理层有更好的监督作用^[35]。稳定型独立机构投资者相比于交易型独立机构投资者,有更好的治理作用^[36]。不同类型的机构投资者对于公司费用黏性的抑制作用不同,压力抵制型机构投资者以及其他机

机构投资者对公司费用黏性可以发挥显著抑制作用,而压力敏感型机构投资者却不能发挥这样的作用^[37]。按照机构投资者持股的稳定性将其划分为稳定型机构投资者和交易型机构投资者,稳定型机构投资者能够更加有效地降低公司的代理冲突,促进企业绩效的提升,还可以缓解会计稳健性和投资不足的正相关。稳定型机构投资者通过长期持有公司股票的方式对公司进行价值投资,获利渠道是公司分红以及持有股票的增值。而交易型机构投资者持有公司股票期限较短,获利源于股票市价在短期内的升高。因此,稳定型机构投资者会更加关注公司治理层面出现的问题,而且,稳定型机构投资者在公司的影响力更高,管理层和大股东倾向于听取机构投资者对公司治理方面的建议,稳定型机构投资者对公司管理层也能够起到更好的监督作用。而交易型机构投资者往往倾向于和管理层合谋,因为提高公司治理水平需要较长时间,对于他们来说,难以达到自身短期获得收益的目的。因此,如果公司拥有稳定型机构投资者,凭借稳定型机构投资者对于公司治理层面的积极监督以及改善,审计委员会发挥治理效率的成果会更加显著。基于以上分析,本文提出以下假设:

H₄: 相比于交易型机构投资者,稳定型机构投资者能够正向调节审计委员会主任背景特征与审计委员会治理效率之间的正相关关系。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

审计委员会主任背景特征数据根据国泰安数据库中披露的审计委员会成员特征情况以及公司的高管特征数据库中的资料进行匹配取得,其中审计委员会主任委员的本地化数据通过高管简历并配合搜索引擎进行整理。机构投资者持股比例来源于锐思数据库和国泰安数据库。控制变量全部来源于国泰安数据库。选择的样本是2014年至2018年A股上市非ST公司,并剔除金融保险类公司以及审计委员会主任委员数据缺失的公司年度变量。对所有连续型变量进行上下1%水平的缩尾处理。

(二) 变量设计

1. 因变量(应计盈余管理和真实盈余管理)

(1) 应计盈余管理

采用 Dechow 等的研究方法^[38],利用修正的 Jones 模型,计算总应计利润:

$$TA_t = NI_t - CFO_t \quad (1)$$

其中 TA 是公司第 t 年的总应计利润,由公司第 t 年净利润 NI_t 减去公司第 t 年的经营现金流量 CFO_t 计算而得,第二步计算非操控性应计利润,首先按照模型(2)得到回归结果,然后将系数代入模型(3)

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2[(\Delta SALE_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}] + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \varepsilon \quad (2)$$

$$NDA_t = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2[(\Delta SALE_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}] + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \varepsilon \quad (3)$$

其中 $\Delta SALE_t$ 是第 t 年营业收入的变化值, ΔREC_t 是第 t 年应收账款的变化值, PPE_t 是第 t 年固定资产净额的增加值, NDA_t 是第 t 年的非操纵性应计利润, A_{t-1} 代表第 $t-1$ 年的期末总资产。

最后计算操控性应计利润:

$$DA_t = TA_t/A_{t-1} - NDA_t \quad (4)$$

(2) 真实盈余管理

借鉴 Roychowdhury 的做法^[39],构建回归模型(5)、模型(6)、模型(7)。

$$CFO_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \alpha_2(S_t/A_{t-1}) + \alpha_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon \quad (5)$$

$$PROD_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \alpha_2(S_t/A_{t-1}) + \alpha_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon \quad (6)$$

$$DISEXP_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \alpha_2(S_t/A_{t-1}) + \alpha_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon \quad (7)$$

其中 CFO_t 代表公司第 t 年的净经营现金流, $PROD_t$ 是公司第 t 年的生产成本, $DISEXP_t$ 是公司第 t 年的酌量性费用,酌量性费用包括销售费用和管理费用, S_t 代表公司第 t 年的销售收入, S_{t-1} 代表公司第 $t-1$

1 年的销售收入, S_t 代表第 t 年营业收入变化值, ΔS_{t-1} 代表第 $t-1$ 年销售收入变化值。

2. 自变量(审计委员会主任背景特征)

审计委员会主任委员声誉借鉴向锐等的研究方法以审计委员会主任委员担任独立董事的公司数量来衡量^[5];审计委员会主任委员的本地化,以审计委员会主任委员的工作地与公司注册地是否一致来衡量,如果一致取值为 1,如果不一致则取值为 0。

3. 控制变量

为了控制其他因素对公司盈余管理水平的影响,引入兼任、审计委员会主任委员性别、审计委员会中财务专家比例、董事会中独立董事比例、总资产回报率、资产负债率、公司规模、审计师选择作为控制变量,并引入年度以及行业虚拟变量。

4. 分组变量

借鉴已有研究以公司样本中的机构投资者持股比例作为机构投资者股东积极主义的代理变量^[40],其中机构投资者持股比例是公司各类机构投资者持股比例的总和与公司总股本的比例。

5. 调节变量

借鉴李争光等的做法^[41],采用行业维度和时间维度对机构投资者的异质性进行研究,计算公式为:

$$SD_{it} = INVH_{i,t} / STD(INVH_{i,t-3}, INVH_{i,t-2}, INVH_{i,t-1}),$$

$$\begin{cases} STABLE_{i,t} = 1, SD_{i,t} \geq MEDIAN_{t,j}(SD_{i,j}) \\ STABLE_{i,t} = 0, SD_{i,t} < MEDIAN_{t,j}(SD_{i,j}) \end{cases} \quad (8)$$

在式(8)中, $INVH_{i,t}$ 代表的是公司 i 在第 t 年机构投资者的持股比例, $STD(INVH_{i,t-3}, INVH_{i,t-2}, INVH_{i,t-1})$ 表示公司 i 在 $t-1$ 年、 $t-2$ 年、 $t-3$ 年机构投资者持股比例的标准差, $SD_{i,t}$ 表示为两者比值。 $MEDIAN_{t,j}(SD_{i,j})$ 代表行业 j 在 t 年的中位数。如果 $SD_{i,t}$ 大于或者等于 $MEDIAN_{t,j}(SD_{i,j})$, 代表公司 i 在年度 t 的机构投资者是稳定型机构投资者,反之则为交易型机构投资者。

具体变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量描述
应计盈余管理	DA	运用修正的 Jones 模型计算得到的可操控性应计利润
	REM	真实盈余管理的综合指标
真实盈余管理	$RPROD$	真实盈余管理中的生产操纵水平
	$RCFO$	真实盈余管理中的经营操纵水平
	$REXP$	真实盈余管理中的费用操纵水平
主任委员声誉	Rep	主任委员兼任独立董事的公司数目
主任委员本地化	$Local$	主任委员的办公地点与公司注册地点是否一致,若一致取值为 1,不一致取值为 0
兼任	$Dual$	虚拟变量,如果公司董事长和总经理是同一人取 1,否则为 0
主任委员性别	$Gender$	审计委员会主任委员性别,女性取 1,男性取 0
专业性	$Expert$	审计委员会中财务专家所占比例
审计质量	$Bigfour$	若公司聘用的事务所为“四大”取 1,否则为 0
董事会独立性	$Percentage$	董事会中独立董事所占的比例
资产规模	$Size$	上市公司期末总资产的自然对数
资产收益率	Roa	上市公司的总资产收益率
财务杠杆	Lev	上市公司的资产负债率
行业	Ind	按照证监会 2001 年分类标准,设置 16 个行业虚拟变量
年份	$Year$	样本区间为 2014—2018 年,因此设置了 4 个年份虚拟变量
机构投资者持股比例	$Ratio$	为公司 i 在年度 t 的机构投资者持有流通股的比例
机构投资者异质性	$Stable$	虚拟变量,如果稳定性指标 SD 高于或等于同行业同年度的中位数,取值为 1,否则取值为 0

(三) 计量模型

为了检验 H₁,即审计委员会声誉与审计委员会治理效率之间的关系,构建模型如下:

$$DA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Rep_{i,t} + \beta_2 Dual_{i,t} + \beta_3 Gender_{i,t} + \beta_4 Expert_{i,t} + \beta_5 Bigfour_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} + \beta_7 Roa_{i,t} + \beta_8 Lev_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (9)$$

$$REM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Rep_{i,t} + \beta_2 Dual_{i,t} + \beta_3 Gender_{i,t} + \beta_4 Expert_{i,t} + \beta_5 Bigfour_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} + \beta_7 Roa_{i,t} + \beta_8 Lev_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (10)$$

为了检验 H₂,即审计委员会主任委员本地化与审计委员会治理效率之间的关系,构建模型如下:

$$DA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Local_{i,t} + \beta_2 Dual_{i,t} + \beta_3 Gender_{i,t} + \beta_4 Expert_{i,t} + \beta_5 Bigfour_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} + \beta_7 Roa_{i,t} + \beta_8 Lev_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (11)$$

$$REM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Local_{i,t} + \beta_2 Dual_{i,t} + \beta_3 Gender_{i,t} + \beta_4 Expert_{i,t} + \beta_5 Bigfour_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} + \beta_7 Roa_{i,t} + \beta_8 Lev_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (12)$$

为了检验 H₃,按照全部样本中机构投资者持有流通股比例的平均值将全样本分为两组,一组为机构投资者持股比例低于平均值组,一组为机构投资者持股比例高于平均值组。对基本回归模型(9)到模型(12)进行分组回归。

为了验证机构投资者异质性与对审计委员会主任特征与应计盈余管理的调节效应,构建调节效应回归模型(13)和模型(14)。

$$DA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Rep_{i,t} + \beta_2 Stable_{i,t} + \beta_3 Rep_{i,t} \times Stable_{i,t} + \beta_4 Dual_{i,t} + \beta_5 Gender_{i,t} + \beta_6 Expert_{i,t} + \beta_7 Bigfour_{i,t} + \beta_8 Size_{i,t} + \beta_9 Roa_{i,t} + \beta_{10} Lev_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (13)$$

$$DA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Local_{i,t} + \beta_2 Stable_{i,t} + \beta_3 Local_{i,t} \times Stable_{i,t} + \beta_4 Dual_{i,t} + \beta_5 Gender_{i,t} + \beta_6 Expert_{i,t} + \beta_7 Bigfour_{i,t} + \beta_8 Size_{i,t} + \beta_9 Roa_{i,t} + \beta_{10} Lev_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (14)$$

为了验证机构投资者异质性与对审计委员会主任特征与真实盈余管理的调节效应,构建调节效应回归模型(15)和模型(16)。

$$REM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Rep_{i,t} + \beta_2 Stable_{i,t} + \beta_3 Rep_{i,t} \times Stable_{i,t} + \beta_4 Dual_{i,t} + \beta_5 Gender_{i,t} + \beta_6 Expert_{i,t} + \beta_7 Bigfour_{i,t} + \beta_8 Size_{i,t} + \beta_9 Roa_{i,t} + \beta_{10} Lev_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (15)$$

$$REM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Local_{i,t} + \beta_2 Stable_{i,t} + \beta_3 Local_{i,t} \times Stable_{i,t} + \beta_4 Dual_{i,t} + \beta_5 Gender_{i,t} + \beta_6 Expert_{i,t} + \beta_7 Bigfour_{i,t} + \beta_8 Size_{i,t} + \beta_9 Roa_{i,t} + \beta_{10} Lev_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (16)$$

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

全样本主要变量的描述性统计结果如表2所示。从表中可以看出,操纵性应计利润的平均值为0.057,最小值和最大值分别为0.001和0.351,从标准差来看,样本的操纵性应计利润的差异性较低。真实性盈余管理的方差为0.169,最小值与最大值分别为0.002和0.894,表明公司样本的真实性盈余管理水平之间存在较大差异。审计委员会主任委员平均在两家公司担任独立董事,声誉最高的独立董事兼任的公司数量为7家,四分之三的独立董事兼任的公司数量在三家及以下。从本地化水平来看,一半左右的审计委员会主任委员与公司高管层办公地点一致。70%以上的审计委员会主任委员由男性担任,26%的样本存在董事长与总经理兼任的情况。选择“四大”会计师事务所进行审计的公司样本约为五分之一。总资产回报率以及资产负债率指标的方差较小,而公司在规模上的差异比较大。

表2 全样本描述性统计

variable	N	mean	sd	min	P25	p50	P75	max
DA	8371	0.057	0.062	0.001	0.017	0.038	0.072	0.351
REM	8371	0.161	0.169	0.002	0.048	0.106	0.210	0.894
RPROD	8371	-0.030	0.127	-0.452	-0.086	-0.026	0.031	0.385
REXP	8371	0.019	0.077	-0.195	-0.016	0.008	0.043	0.311
RCFO	8371	0.002	0.070	-0.231	-0.033	0.004	0.043	0.199
Rep	8371	2.134	1.325	1.000	1.000	2.000	3.000	7.000
Local	8371	0.502	0.500	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
Gender	8371	0.720	0.449	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
Dual	8371	0.261	0.439	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Expert	8371	0.618	0.255	0.000	0.333	0.667	0.800	1.000
Percentage	8371	0.373	0.094	0.174	0.300	0.364	0.429	0.625
Bigfour	8371	0.050	0.218	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Roa	8371	0.035	0.054	-0.219	0.013	0.033	0.060	0.185
Size	8371	22.361	1.228	20.076	21.506	22.199	23.056	26.109
Lev	8371	0.429	0.200	0.060	0.268	0.424	0.578	0.878

(二) 回归检验与结果分析

1. 审计委员会主任委员声誉与公司盈余管理之间的关系

表3列示了审计委员会主任委员声誉与公司应计盈余管理水平和真实盈余管理水平的关系。从表中可以看出,在因变量是操纵性应计利润DA的情况下,Rep的系数为-0.0012,且在5%的显著性水平上显著,表明公司审计委员会主任委员的声誉越高,公司的操纵性应计利润水平越低;在因变量是真实性盈余管理指标REM的情况下,Rep的系数为-0.0028,表明审计委员会主任委员的声誉越高,公司的真实性盈余管理水平越低;在因变量是费用操纵和销售操纵的情况下,Rep的系数分别在5%和10%的水平上显著,表明审计委员会声誉能够抑制费用型操纵和销售型操纵。通过以上分析,可以得出审计委员会主任委员声誉能够提高审计委员会的治理效率。在控制变量方面,董事长和总经理是否为同一人、审计师质量、公司规模、总资产报酬率、资产负债率的系数均显著,表明这些因素和公司的盈余管理水平显著相关。在董事会独立性强、由“四大”会计师事务所进行审计、规模大、营利性好、杠杆率低的公司中,盈余管理水平比较低,控制变量的符号与预期相符。

表3 审计委员会主任委员声誉与盈余管理之间的关系

	DA	REM	RPROD	REXP	RCFO
Rep	-0.0012** (0.012)	-0.0028** (0.030)	-0.0015 (0.109)	0.0013** (0.042)	0.0010* (0.064)
Gender	0.0021 (0.139)	0.0032 (0.394)	-0.0005 (0.850)	0.0005 (0.780)	-0.0025 (0.132)
Expert	0.0020 (0.428)	0.0136** (0.045)	-0.0014 (0.790)	0.0071** (0.026)	-0.0028 (0.337)
Dual	0.0042*** (0.006)	0.0107*** (0.007)	-0.0060** (0.046)	0.0078*** (0.000)	0.0041** (0.021)
Percentage	0.0000 (0.997)	-0.023 (0.210)	-0.0266* (0.062)	0.0169* (0.059)	0.0045 (0.585)
Bigfour	-0.0061* (0.054)	0.0129 (0.120)	-0.0203*** (0.001)	0.0159*** (0.000)	0.0122*** (0.001)
Size	-0.0063*** (0.000)	-0.0141*** (0.000)	-0.0047*** (0.001)	0.0033*** (0.000)	0.0004 (0.609)
Roa	-0.0948*** (0.000)	0.8754*** (0.000)	-0.7167*** (0.000)	0.1073*** (0.000)	0.2494*** (0.000)
Leverage	0.0380*** (0.000)	0.0878*** (0.000)	0.0916*** (0.000)	-0.0472*** (0.000)	-0.0193*** (0.000)
Cons	0.1756*** (0.000)	0.3813*** (0.000)	0.0857*** (0.007)	-0.0590*** (0.003)	-0.0036 (0.848)
Ind	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制
N	8371	8371	8371	8371	8371
Within_R-sq	0.0768	0.1432	0.1435	0.0642	0.0508
Adj. R-sq	0.0736	0.1402	0.1405	0.0609	0.0475
F-value	23.93***	48.08***	48.17***	19.73***	15.39***
平均VIF值	3.34	3.34	3.33	3.34	3.34

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内报告的是双侧检验的显著性水平,下同。

2. 审计委员会主任委员本地化与公司盈余管理之间的关系

表4列示了审计委员会主任委员本地化与公司应计盈余管理水平和真实盈余管理水平的关系

系。从表中可以看出,在因变量是操纵性应计利润 *DA* 的情况下, *Local* 的系数为 -0.0043,且在 1% 的显著性水平上显著,表明公司审计委员会主任委员本地化程度越高,公司的操纵性应计利润水平越低。在因变量是真实性盈余管理指标 *REM* 的模型中, *Local* 的系数为 -0.0033,但是并没有通过显著性检验,表明审计委员会主任委员本地化与公司的真实性盈余管理水平负相关,并且,在因变量是费用操纵的情况下, *Local* 的系数为 0.0038,在 5% 的显著性水平上显著,表明审计委员会主任委员的本地化能够抑制费用型操纵。通过以上分析可以得出,审计委员会主任委员本地化能够提高审计委员会的治理效率。在控制变量方面,董事长和总经理是否为同一人、审计师质量、公司规模、总资产报酬率、资产负债率的系数均显著,表明这些因素和公司的盈余管理水平显著相关。从控制变量可以看出,董事长和总经理是同一人的情况下,公司盈余管理水平较高;董事会中独立董事所占比例越高,公司盈余管理水平越低;大规模以及资产负债率较低的公司中,盈余管理水平相对较低。

3. 机构投资者持股比例的影响

表 5 中机构投资者持股比例高于平均值组,审计委员会主任声誉水平与操纵性应计利润的系数为 -0.0016,且在 5% 的显著性水平上显著,审计委员会主任本地化与操纵性应计利润的系数为 -0.0041,且在 5% 的水平上显著。而机构投资者持股比例低于平均值组,审计委员会主任声誉水平与操纵性应计利润的系数为 -0.0008,并且没有通过显著性水平检验,审计委员会主任本地化与操纵性应计利润的系数为 -0.0038。回归结果表明机构投资者持股比例会对审计委员会主任声誉水平以及本地化发挥治理效用造成影

表 4 审计委员会主任委员本地化与盈余管理之间的关系

	<i>DA</i>	<i>REM</i>	<i>RPROD</i>	<i>REXP</i>	<i>RCFO</i>
<i>Local</i>	-0.0043 ^{***} (0.001)	-0.0033 (0.339)	0.0055 ^{**} (0.0035)	0.0038 ^{**} (0.019)	-0.0042 ^{***} (0.006)
<i>Gender</i>	0.0018 (0.208)	0.0026 (0.490)	-0.0007 (0.791)	0.0008 (0.647)	-0.0024 (0.153)
<i>Expert</i>	0.0018 (0.477)	0.0129 [*] (0.056)	-0.0019 (0.696)	0.0074 ^{**} (0.021)	-0.0024 (0.416)
<i>Dual</i>	0.0043 ^{***} (0.004)	0.0110 ^{***} (0.006)	-0.0060 ^{**} (0.046)	0.0076 ^{***} (0.000)	0.0040 ^{**} (0.021)
<i>Percentage</i>	0.0014 (0.845)	-0.0220 (0.23)	-0.0273 [*] (0.055)	0.0156 ^{***} (0.008)	0.0051 (0.536)
<i>Bigfour</i>	-0.0054 [*] (0.084)	0.0139 [*] (0.094)	-0.0202 ^{***} (0.001)	0.0153 ^{***} (0.000)	0.0121 ^{***} (0.001)
<i>Size</i>	-0.0064 ^{***} (0.000)	-0.0142 ^{***} (0.000)	-0.0048 ^{***} (0.001)	0.0034 ^{***} (0.000)	0.0004 (0.586)
<i>Roa</i>	-0.0940 ^{***} (0.000)	0.8764 ^{***} (0.000)	-0.7170 ^{***} (0.000)	0.1065 ^{***} (0.000)	0.2497 ^{***} (0.000)
<i>Leverage</i>	0.0373 ^{***} (0.000)	0.0869 ^{***} (0.000)	0.0920 ^{***} (0.000)	-0.0464 ^{***} (0.000)	-0.0196 ^{***} (0.000)
<i>Cons</i>	0.1773 ^{***} (0.000)	0.3812 ^{***} (0.000)	0.0811 ^{**} (0.011)	-0.0604 ^{***} (0.003)	-0.0001 (0.992)
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	8371	8371	8371	8371	8371
<i>Within_R-sq</i>	0.0773	0.1428	0.1437	0.0644	0.0513
<i>Adj. R-sq</i>	0.0741	0.1399	0.1407	0.0611	0.0480
<i>F-value</i>	24.11 ^{***}	47.93 ^{***}	48.25 ^{***}	19.78 ^{***}	15.54 ^{***}
平均 VIF 值	3.34	3.34	3.34	3.34	3.34

表 5 机构投资者持股比例对主任特征与应计盈余管理水平关系的影响

	(9)		(11)	
	<i>Ratio</i> >= 0.353	<i>Ratio</i> < 0.353	<i>Ratio</i> >= 0.353	<i>Ratio</i> < 0.353
<i>Rep</i>	-0.0016 ^{**} (0.021)	-0.0008 (0.212)		
<i>Local</i>			-0.0041 ^{**} (0.026)	-0.0038 ^{**} (0.043)
<i>Gender</i>	0.0023 (0.264)	0.0016 (0.441)	0.0019 (0.356)	0.0013 (0.522)
<i>Expert</i>	-0.0061 (0.111)	0.0090 ^{**} (0.012)	-0.0061 [*] (0.096)	0.0087 ^{**} (0.016)
<i>Dual</i>	0.0052 ^{**} (0.023)	0.0038 [*] (0.062)	0.0051 ^{**} (0.026)	0.0041 ^{**} (0.044)
<i>Percentage</i>	-0.0058 (0.575)	0.0047 (0.634)	-0.0042 (0.681)	0.0057 (0.567)
<i>Bigfour</i>	-0.0057 (0.135)	-0.0069 (0.208)	-0.0052 (0.173)	-0.0060 (0.269)
<i>Size</i>	-0.0061 ^{***} (0.000)	-0.0064 ^{***} (0.000)	-0.0062 ^{***} (0.000)	-0.0064 ^{***} (0.000)
<i>Roa</i>	-0.0477 ^{**} (0.018)	-0.1259 ^{***} (0.000)	-0.0472 ^{**} (0.019)	-0.1249 ^{***} (0.000)
<i>Leverage</i>	0.0354 ^{***} (0.000)	0.0413 ^{***} (0.000)	0.0344 ^{***} (0.000)	0.0407 ^{***} (0.000)
<i>Cons</i>	0.1784 ^{***} (0.000)	0.1706 ^{***} (0.000)	0.1784 ^{***} (0.000)	0.1724 ^{***} (0.000)
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	4034	4337	4034	4337
<i>Within_R-sq</i>	0.0748	0.0894	0.0747	0.0899
<i>Adj. R-sq</i>	0.0681	0.0833	0.0680	0.0838
<i>F-value</i>	11.16 ^{***}	14.58 ^{***}	11.15 ^{***}	14.68 ^{***}
平均 VIF 值	3.70	3.19	3.70	3.18

响。在机构投资者持股比例越高的公司样本中,声誉好、与管理层信息不对称程度低的审计委员会主任会更好地承担公司内部治理的职责。

表6中机构投资者持股比例高于平均值组,审计委员会主任声誉水平与真实性盈余管理水平的系数为-0.0065,且在1%的显著性水平上显著。审计委员会主任委员本地化与真实性盈余管理水平的系数为-0.0085,且在10%的显著性水平上显著,表明当机构投资者持股比例越高,声誉好、本地化的审计委员会主任委员越能够更好地承担职责。机构投资者持股比例低于平均值组,审计委员会主任声誉水平与真实性盈余管理水平的系数为0.0012,审计委员会主任本地化与真实性盈余管理水平的系数为0.0026,表明机构投资者持股比例较低的公司,即使审计委员会主任委员声誉好并能获得真实内部信息,也难以发挥自身的职责,难以提高审计委员会的治理效率。

表6 机构投资者持股比例对主任特征与真实盈余管理水平关系的影响

	(10)		(12)	
	Ratio > =0.353	Ratio <0.353	Ratio > =0.353	Ratio <0.353
Rep	-0.0065*** (0.001)	0.0012 (0.490)		
Local			-0.0085* (0.096)	0.0026 (0.581)
Gender	-0.0022 (0.691)	0.0090 (0.075)	-0.0039 (0.488)	0.0094* (0.067)
Expert	0.0154 (0.131)	0.0121 (0.180)	0.0144 (0.156)	0.0125 (0.165)
Dual	0.0128** (0.044)	0.0108** (0.035)	0.0129** (0.043)	0.0106** (0.040)
Percentage	-0.0393 (0.172)	-0.0007 (0.977)	-0.0354 (0.221)	-0.0016 (0.949)
Bigfour	0.0172 (0.105)	0.0026 (0.849)	0.0191* (0.072)	0.0018 (0.894)
Size	-0.0150*** (0.000)	-0.0132*** (0.000)	-0.0153*** (0.000)	-0.013*** (0.000)
Roa	0.9615*** (0.000)	0.8095*** (0.000)	0.9641*** (0.000)	0.808*** (0.000)
Leverage	0.0855*** (0.000)	0.0926*** (0.000)	0.0824*** (0.000)	0.0931*** (0.000)
Cons	0.4059*** (0.000)	0.3612*** (0.000)	0.4023*** (0.000)	0.3604*** (0.000)
Ind	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
N	4034	4337	4034	4337
Within_R-sq	0.1529	0.1438	0.1510	0.1438
Adj. R-sq	0.1467	0.1380	0.1449	0.1380
F-value	24.91***	24.94***	24.56***	24.94***
平均 VIF 值	3.70	3.19	3.70	3.18

根据以上分析, H₃ 得以验证, 在机构投资者持股比例较高的情况下, 机构投资者在公司中的地位更高, 更倾向于采取积极方式, 对公司治理提出意见和建议, 从而更有效地监督公司内部治理。

4. 机构投资者异质性的调节效应检验

为了探讨机构投资者异质性对于审计委员会主任委员发挥效用的调节作用, 在基本回归模型中引入 Stable 作为调节变量, 回归结果如表7所示。从表中可以看出, 在因变量是操纵性应计利润的情况下, Rep × Stable、Local × Stable 的系数分别为 -0.0010 与 -0.0034, 在因变量是真实性盈余管理综合指标的情况下, Rep × Stable 的系数为 -0.0049, 并且通过了 10% 水平的显著性检验。因此, 稳定型机构投资者有利于促进声誉水平高的审计委员会主任委员承担职责, 发现并抑制公司的真实盈余管理行为, 证实了稳定型机构投资者对于公司内部治理的激励作用。

5. 稳健性检验

(1) Kothari 等的研究表明^[42], 在修正的 Jones 模型中考虑 ROA 的影响能够更加准确地估计可操纵性应计利润, 因此, 依据业绩配比修正的 Jones 重新计量样本的应计盈余管理水平并进行模型回归, 回归结果与研究假设一致。

(2) 为了修正不可观测的变量来检验样本的选择偏误, 采用 Heckman 两阶段检验方法。在第一阶段中构建审计委员会主任委员声誉背景的 Probit 模型, 以 Rep 的虚拟变量为被解释变量, Gender、Expert、Dual、Percentage、Bigfour、Size、Roa、Leverage 为解释变量, 进行 Probit 回归, 并计算逆米尔斯指数 (lambda)。将逆米尔斯指数代入第二阶段回归, 结果显示, lambda 的系数为 -0.86 且不显著, 表示不存在自选择问题。在控制了 lambda 之后, Rep 在 5% 水平上显著, 系数为 -0.004, 仍然支持原假设。同样, 对审计委员会主任委员本地化背景进行 Heckman 两阶段检验, 结果仍与上文一致。

(3) 为避免回归模型中变量多重共线性的影响,我们对回归的每个模型进行了多重共线性检验,结果显示,各个模型中,方差膨胀因子均介于 3.18—3.70 之间,说明模型设定不存在严重的多重共线性问题。

(4) 由于机构投资者股东积极主义可能存在自选择问题,对此,采用倾向得分匹配法来加以解决。将机构投资者持股数量根据样本均值分为高低两组,高于均值的取 1,低于均值的取 0。采用主任委员声誉、主任委员本地化、兼任、主任委员性别、专业性、审计质量、董事会独立性、资产规模、资产收益率、财务杠杆作为变量,建立 Logistic 模型,进而根据倾向得分对处理组和对照组进行最近距离法 1:1 匹配,重新进行回归分析,发现在用应计盈余管理衡量审计委员会治理效率时,审计委员会主任委员特征仍与预期结果一致,说明结论是比较稳健的。

六、结论性评述

本文采用 2014—2018 年上海证券交易所和深圳证券交易所上市的公司作为研究样本,对审计委员会主任委员背景特征与审计委员会治理效率之间的关系进行了检验,并以审计委员会主任委员的声誉以及是否本地化两个特征变量,考察机构投资者持股比例的高低对于审计委员会主任委员发挥效用的影响。研究发现:机构投资者的持股比例越高,越有利于声誉好以及本地化的主任委员承担自身的职责;同时,声誉较好的主任委员能力较强,为了维持声誉会有效监督审计委员会的运行,防范风险;审计委员会主任日常办公地与管理层办公地一致能使其更多地参与信息沟通,使得审计委员会有效地发挥监督职能,提升审计委员会治理效率;将机构投资者划分为稳定型机构投资者和交易型机构投资者并验证了机构投资者异质性对于审计委员会特征与治理效率关系的调节作用,稳定型机构投资者能够正向调节审计委员会主任委员特征与审计委员会治理效率之间的关系,证实机构投资者在发挥外部治理作用之外,能够对公司的内部治理效用也发挥积极作用。

基于这些研究结论,为了提高公司治理水平,资本市场应注重发挥机构投资者的外部治理作用,资本市场在促进投资结构机构化的同时,应当建立一些有利于促进机构投资者长期持股的激励机制,从而提高机构投资者持股的稳定性。机构投资者积极主义对于审计委员会发挥治理效率有一定的激励作用,发挥机构投资者的外部治理作用,有助于提升审计委员会治理效率,提高上市公司财务报告质量,更加有效地优化公司治理机制。同时,对于上市公司聘任审计委员会委员具有参考价值,公司在聘任审计委员会主任委员时,应优先选择本地独立董事来担任,并从专业素养、勤勉程度、道德品质等多方位考察

表 7 机构投资者异质性的调节作用检验

模型变量	(13) DA	(15) REM	(14) DA	(16) REM
<i>Rep</i>	-0.0006 (0.363)	-0.0004 (0.818)		
<i>Local</i>			-0.0036* (0.063)	-0.0051 (0.319)
<i>Stable</i>	0.0036 (0.170)	0.0239*** (0.001)	0.0065 (0.135)	0.0124** (0.016)
<i>Rep × Stable</i>	-0.0010 (0.324)	-0.0049* (0.071)		
<i>Local × Stable</i>			-0.0034 (0.214)	0.0014 (0.847)
<i>Gender</i>	0.0032** (0.042)	0.0015 (0.717)	0.0028* (0.067)	0.0007 (0.860)
<i>Expert</i>	0.0016 (0.562)	0.0145** (0.046)	0.0014 (0.590)	0.0141* (0.053)
<i>Dual</i>	0.0048*** (0.003)	0.0121*** (0.005)	0.0049*** (0.003)	0.0123*** (0.005)
<i>Percentage</i>	-0.0030 (0.688)	-0.0276 (0.171)	-0.0015 (0.843)	-0.0262 (0.194)
<i>Bigfour</i>	-0.0059* (0.073)	0.0108 (0.215)	-0.0051 (0.123)	0.0123*** (0.005)
<i>Size</i>	-0.0067*** (0.000)	-0.0165*** (0.000)	-0.0067*** (0.000)	-0.0165*** (0.000)
<i>Roa</i>	-0.0951*** (0.000)	0.8848*** (0.000)	-0.0944*** (0.000)	0.8856*** (0.000)
<i>Leverage</i>	0.0359*** (0.000)	0.0888*** (0.000)	0.0350*** (0.000)	0.0872*** (0.000)
<i>Cons</i>	0.1837*** (0.000)	0.4342*** (0.000)	0.1842*** (0.000)	0.4378*** (0.000)
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	7441	7441	7441	7441
<i>Within_R-sq</i>	0.0770	0.1455	0.0782	0.1448
<i>Adj. R-sq</i>	0.0731	0.1419	0.0744	0.1412
<i>F-value</i>	19.93***	40.69***	20.28***	40.46***
平均 VIF 值	3.44	3.44	3.27	3.26

该候选审计委员会主任委员的声誉,选择声誉较好、能力较强的独立董事担任审计委员会主任委员,这对于推动上市公司审计委员会队伍建设以及审计委员会治理效率的提升有重要意义。

参考文献:

- [1] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm; Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 76(3):305-360.
- [2] 谌嘉席,王立彦. 国内审计委员会研究:十年回顾与展望(2002—2011)[J]. 审计研究, 2012(4):61-67.
- [3] Erickson J. The gatekeepers of shareholder litigation[J]. Oklahoma Law Review, 2017, 70(1):237-237.
- [4] 郭雳. 作为积极股东的投资者保护机构——以投服中心为例的分析[J]. 法学, 2019(8):148-159.
- [5] 向锐,徐玖平,杨雅婷. 审计委员会主任背景特征与公司内部控制质量[J]. 审计研究, 2017(4):73-80.
- [6] Hartzell J, Starks L. Institutional investors and executive compensation[J]. Journal of Finance, 2003, 58(6):2351-2374.
- [7] Brickley J A, Lease R C, Smith C W. Ownership structure and voting on anti-takeover amendments[J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20(2):267-291.
- [8] Agrawal A, Mandelker G N. Shark repellents and the role of institutional investors in corporate governance[J]. Managerial and Decision Economics, 2010, 13(1):15-22.
- [9] Murphy K, Van Nuys K. State pension funds and shareholder inactivism[R]. NBER Working Paper, 1994.
- [10] Zeckhauser R J, Pound J. Are large shareholders effective monitors? An investigation of share ownership and corporate performance [M]. Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 2009.
- [11] Beasley M S. An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud[J]. The Accounting Review, 1996, 71(4):443-465.
- [12] Koh P S. On the association between institutional ownership and aggressive corporate earnings management in Australia[J]. The British Accounting Review, 2003, 35(2):105-128.
- [13] 黄芳,张莉芳. 管理层权力、审计委员会主任——高管私人关系与会计信息质量[J]. 南京审计大学学报, 2020(1):25-33.
- [14] Khemakhem H, Fontaine R. The audit committee chair's abilities: Beyond financial expertise[J]. International Journal of Auditing, 2019, 23(3):457-471.
- [15] Ghafran C, Yasmin S. Audit committee chair and financial reporting timeliness: A focus on financial, experiential and monitoring expertise[J]. International Journal of Auditing, 2017, 22(1):13-24.
- [16] Fama E F. Agency problems and the theory of the firm[J]. Journal of Political Economy, 1980, 88(2):288-307.
- [17] Fama E F, Jensen M C. Separation of ownership and control[J]. The Journal of Law and Economics, 1983, 26(2):301-325.
- [18] Chan H, Faff R W, Mather P R, et al. The relationship between directors' independence, reputation and management earnings forecasts[J]. Social Science Electronic Publishing, 2016, 6(2):404-419.
- [19] Khoo E S, Lim Y, Monroe G S. Audit committee members' reputation incentives and their effectiveness in monitoring the financial reporting process[J]. Abacus, 2020, 56(3):348-406.
- [20] Ayers B C, Ramalingegowda S, Yeung P E. Hometown advantage: The effects of monitoring institution location on financial reporting discretion[J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 52(1):41-61.
- [21] Boubaker S, Derouiche I, Lasfer M. Geographic location, excess control rights and cash holdings[J]. International Review of Financial Analysis, 2015, 42(12):24-37.
- [22] Daniel N D, Stuart L G. On the demand for independent and active audit committees[J]. Journal of Corporate Finance, 2000, 6(4):427-445.
- [23] Abbott L J, Park Y, Parker S. The effects of audit committee activity and independence on corporate fraud[J]. Managerial Finance, 2000, 26(11):55-68.
- [24] Abbott L J, Parker S, Peters G F, et al. The association between audit committee characteristics and audit fees[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 2003, 22(2):17-32.
- [25] April K. Audit committee, board of director characteristics, and earnings management[J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, 33(3):375-400.

- [26] 杨忠莲,殷姿. 审计委员会、独立董事监管效果研究——来自财务舞弊的证据[J]. 上海财经大学学报,2006(1):93-97.
- [27] 谢永珍. 中国上市公司审计委员会治理效率的实证研究[J]. 南开管理评论,2006(1):66-73.
- [28] Kaplan S N, Reishus D. Outside directorships and corporate performance[J]. Journal of Financial Economics, 1990, 27(2):389-410.
- [29] 赵放,孙哲,聂兴凯. 审计委员会中会计独董的同城特征与股价崩盘风险[J]. 审计研究,2017(5):104-112.
- [30] 张洪辉,平帆,章琳一. 独立董事地理距离与财务报告质量——来自上市公司的经验证据[J]. 审计研究,2019(1):81-90.
- [31] Appel I R, Gormley T A, Keim D B. Passive investors, not passive owners[J]. Journal of Financial Economics, 2016,121(1):111-141.
- [32] Jun-Koo K, Juan L, Hyun S N. Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors[J]. Journal of Financial Economics, 2018,128(3):576-602.
- [33] Brickley J A, Lease R C, Smith C W. Ownership structure and voting on antitakeover amendments[J]. Journal of Financial Economics, 1988,20(1):267-291.
- [34] 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.
- [35] Callen J L, Fang X. Institutional investor stability and crash risk: Monitoring versus short-termism? [J]. Journal of Banking and Finance, 2013, 37(8):3047-3063.
- [36] 夏宁,杨硕. 异质性机构投资者持股水平与审计收费[J]. 审计研究,2018(2):72-79.
- [37] 梁上坤. 机构投资者持股会影响公司费用粘性吗? [J]. 管理世界,2018(12):139-154.
- [38] Dechow P M, Sloan R G, Hutton A P. Detecting earnings management [J]. Accounting Review, 1995, 70(2):193-225.
- [39] Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation [J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(3):335-370.
- [40] 袁蓉丽,肖泽忠,邹宏. 金融机构投资者的持股和公司业绩:基于股东积极主义的视角[J]. 中国软科学,2010(11):110-122.
- [41] 李争光,赵西卜,曹丰,等. 机构投资者异质性与企业绩效——来自中国上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究,2014(5):77-87.
- [42] Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance matched discretionary accrual measures [J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39(1):163-197.

[责任编辑:高婷]

Institutional Shareholder Activism, Background Characteristics of Audit Committee Director and Governing Efficiency of Audit Committee

YIN Meiqun¹, LI Xiaoning², SUI Xinyi³

(1. Business School, China University of Political Science and Law, Beijing 100088, China;

2. Business School, Beijing International Studies University, Beijing 100024, China;

3. Beijing Branch, Shanghai Pudong Development Bank, Beijing 100000, China)

Abstract: Using the unbalanced panel data of companies listed on Shanghai Stock Exchange and Shenzhen Stock Exchange from 2014 to 2018 as a research sample, through empirical analysis, the relationship among institutional shareholder activism, the background characteristics of the audit committee director and the efficiency of the audit committee are studied. The following conclusions are drawn: (1) The reputation level of the audit committee director is positively related to the audit committee effectiveness; (2) The company's audit committee effectiveness is higher when the chairman of the audit committee is localized; (3) Compared with companies with lower institutional investor shareholdings, in companies with higher institutional investor shareholdings, the reputation level and localization of the audit committee director can improve audit committee effectiveness more effectively; (4) Compared with transactional institutional investors, stable institutional investors can positively moderate the correlation between the audit committee director background characteristics and the audit committee effectiveness.

Key Words: institutional shareholder; shareholder activism; background characteristics; governing efficiency; quality of financial report