

· 金融与投资 ·

监督型基金持股如何影响审计师应对力度?

黄晓蓓¹, 宋云玲², 武 浩³

(1. 北方工业大学 经济管理学院, 北京 100144; 2. 内蒙古大学 经济管理学院, 内蒙古 呼和浩特 010021;

3. 西南财经大学, 会计学院, 四川 成都 611130)

摘要: 在“促进居民储蓄向投资转化”“继续大力发展权益类公募基金”的政策背景下, 公募基金成为金融投资者进行财富管理的重要金融载体。本文基于2017—2023年中国A股上市公司数据, 采用双向固定效应模型实证检验监督型基金持股对审计师应对力度的影响及作用机制。研究结果显示: 监督型基金持股能够减小审计师应对力度, 该结论在经过一系列内生性检验和稳健性检验后仍然成立; 监督型基金持股对审计师应对力度的影响发生在审计师专业胜任能力较弱、公司风险较高和公司治理水平较低的样本中; 监督型基金持股通过降低经营风险和提高信息透明度减小审计师应对力度。本文丰富了监督型基金持股治理机制与经济后果的相关研究, 为监管部门推进公募基金高质量发展提供了借鉴, 也为审计行为研究开辟了新思路。

关键词: 监督型基金; 审计师应对; 经营风险; 信息透明度

中图分类号: F832.48 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2025)07-0042-13

一、问题的提出

在“促进居民储蓄向投资转化”“继续大力发展权益类公募基金”的政策背景下, 公募基金成为投资者进行财富管理的重要金融载体。根据理财魔方发布的《居民理财行为洞察报告》, 近30%的受访者愿意拿出总收入的30%—50%购买股票和混合基金等权益类资产。为了进一步发挥公募基金在稳定资本市场、提升居民投资与消费能力等方面的重要作用, 《关于加强监管防范风险推动资本市场高质量发展的若干意见》将“稳步推进公募基金改革”作为改革方向之一。2025年5月, 中国证券监督管理委员会发布《推动公募基金高质量发展行动方案》, 进一步落实公募基金改革方案。按照中国证券监督管理委员会的数据, 截至2023年底, 公募基金持有A股流通市值5.1万亿元, 成为A股第一专业机构投资者。这种结构性变化为公募基金深度参与上市公司治理提供了基础支撑, 公募基金是否及如何发挥“积极股东”的作用成为重要的研究命题。

收稿日期: 2025-04-18

基金项目: 教育部人文社会科学研究规划基金项目“机构投资者监督与审计意见购买研究: 基于动机与能力的分析”(22YJA630073)

作者简介: 黄晓蓓(1985—), 女, 安徽阜阳人, 副教授, 博士, 主要从事信息披露、公司金融与ESG研究。E-mail: hberry@163.com

宋云玲(通讯作者)(1978—), 女, 山东青岛人, 教授, 博士, 博士生导师, 主要从事公司治理、信息披露和公司金融研究。E-mail: syunling@163.com

武 浩(1996—), 男, 内蒙古鄂尔多斯人, 博士研究生, 主要从事公司治理与ESG研究。E-mail: mr_wuhao555@163.com

公募基金是影响上市公司价值、引导投资和稳定资本市场的主要途径之一。一方面, 由于机构投资者具备专业知识、信息等方面的优势^[1], 所以基金在这些方面具有天然的优势。另一方面, 基金的投资规模优势^[2]使其比其他中小投资者更具“用手投票”的能力; 即便不能“用手投票”, “用脚投票”及其产生的“退出威胁”也能产生显著的治理效应^[3-4]。但是, 由于资源限制和有限注意, 基金不可能将监督资源均匀地分配到每一家持股公司, 所以基金持股的治理效应存在差异。基金对在其投资组合中相对重要的公司具有更强的监督动机^[5], 因而监督型基金的治理效应更明显。现有研究多从公司经营决策的角度检验监督型基金持股对公司层面的治理效应, 本文进一步扩展监督型基金持股治理效应的作用对象, 考察监督型基金持股对审计师应对力度的影响。

根据审计风险模型, 审计风险=重大错报风险×检查风险。因此, 在给定审计师可接受的审计风险水平下, 如果审计师感知或预期的重大错报风险较高, 则需要采用较强的审计师应对力度, 以降低检查风险。即审计师应对力度与审计师感知或评估的重大错报风险正相关。这意味着, 如果监督型基金持股能够降低审计师感知或评估的重大错报风险, 那么监督型基金持股应该也能相应减小审计师应对力度。关键审计事项应对程序能够在很大程度上反映审计事项应对力度^[6]。因此, 本文基于2017—2023年中国A股上市公司数据, 采用关键审计事项应对程序作为审计师应对力度的代理变量, 实证检验监督型基金持股对审计师应对力度的影响及作用机制。

与现有研究相比, 本文可能的边际贡献主要体现在三个方面。第一, 本文丰富了关键审计事项方面的研究。关键审计事项方面的研究主要集中在关键审计事项披露的经济后果上, 鲜有研究从关键审计事项的视角分析审计师应对的影响因素。关键审计事项可以视为审计师公开披露的一种特殊“工作底稿”^[7-8], 能够传递有关审计努力的信号^[9]。本文通过关键审计事项打开审计过程的“黑箱”^[6], 丰富了关键审计事项方面的研究。第二, 本文丰富了基金监督动机对审计行为影响的研究。现有对基金监督动机的研究主要集中在公司经营决策方, 本文从信息鉴证的过程视角探讨基金监督动机的治理效应, 通过审计师应对力度这个动态指标对相关研究^[10]进行了有益补充, 既丰富了基金监督动机影响公司经营决策的经济后果研究, 也丰富了机构投资者和审计师两种公司治理机制如何关联的研究^[11]。第三, 本文具有一定的实践意义。在中国证券监督管理委员会的监管框架下, 公募基金被视为资本市场的专业投资力量和普惠金融载体, 并被寄予服务居民财富管理和实体经济金融需求的长远使命。本文的研究结果可以为培育机构投资者、更好地发挥机构投资者的治理效应和加快推进公募基金行业高质量发展提供政策借鉴。

二、理论分析与研究假设

(一) 监督型基金持股与审计师应对力度

即便是最高水平的市场参与者也需要为监督、获取和分析信息而努力, 这是以基金为代表的机构投资者未能充分利用已披露信息的主要原因^[12]。基于有限注意假说, 基金不可能将监督资源均匀地分到每一家持股公司, 而是主要关注在其投资组合中相对重要的公司^[5]。这意味着, 一家基金既可以被视为其投资组合中部分公司的监督型基金, 同时也充当其他公司的非监督型基金。在该基金的专业知识、信息优势及监督治理能力无显著差异的前提下, 其对不同投资组合治理效应产生差异的主要原因在于该基金是否具备监督动机, 而这种动机通常存在于投资权重较高且对基金业绩影响较大的公司中^[12]。

Edmans等^[4]指出, 包括基金在内的机构投资者参与持股公司监督的主要方式有“用手投票”“用脚投票”两种。其中, “用手投票”具体包括向持股公司委派董事、监督董事会行为等方式^[13-15]。但是, 委派董事需要基金拥有较高的持股比例, 不一定成为基金进行监督的主流方

式^①。按照《公开募集证券投资基金管理人参与上市公司治理管理规则》，基金管理人的股东权利除了投票表决，还包括沟通、致函、提出股东提案、提名董事、召集股东会、提起仲裁或诉讼等。即使是被动的指数型基金，也能影响公司治理^[16]。此外，基金对其“重仓股”的监督治理行为也可能如投服中心行权那样对其他中小股东产生示范效应^[17]。

“用脚投票”及其产生的“退出威胁”能够发挥作用的主要原因是信号传递，即实施退出策略或发出“退出威胁”的股东具有信息优势，其行为能够影响市场预期。基金本身具有收集和处理信息的专业优势，当其重仓特定公司时，分配至该公司的监督资源多于其他非重仓公司，因而能够获取更多的信息优势。加之机构投资者还拥有实地调研等获取私有信息的特殊渠道，市场会将基金重仓股及其变动视为投资风向标。因为持股份额相对较高，监督型基金的退出会导致相应股票出现较大的交易量波动。在此情境下，监督型基金的退出将向市场传递更多负面信息，从而带来更高的股价下跌风险。控股股东或管理层不管是出于对股价的敏感性，还是出于市值管理压力，都会重视监督型基金的“退出威胁”。

总的来说，监督型基金可以通过监督—“退出威胁”—退出的完整链条发挥治理效应。现有实证研究也从多个维度证实了监督型基金的治理效应。比如，在公司经营决策方面，监督型基金持股可以增加企业创新投入和创新产出^[18]，提高现金持有价值和投资效率^[19-20]；在信息披露方面，监督型基金持股可以提高信息透明度，进而抑制盈余管理^[2, 21]。

为了将审计风险控制在可接受水平，审计师需要执行更有效的审计程序^[22]。按照《中国注册会计师审计准则第1211号——重大错报风险的识别和评估》，审计师需要评估的风险包括经营风险，这说明经营风险是造成审计重大错报风险的重要因素。虽然经营风险是重大错报风险的主要来源^[23]，但信息透明度也是决定审计师能否发现重大错报的重要因素^[24]。在实践中，审计师也会依赖其他公司治理主体的信息治理作用。比如，审计师对机构投资者持股比例较高或分析师跟踪数量较高的公司执行较少的审计程序^[25-26]。监督型基金持股能够通过降低经营风险和提高信息透明度等途径提高上市公司质量。当经营风险较低、信息透明度较高时^②，审计师感知或评估的重大错报风险较低^[27]，需要执行较少的审计程序，进而减小审计师应对力度。基于上述分析，本文提出如下假设：

H1：监督型基金持股能够减小审计师应对力度。

(二) 监督型基金持股、经营风险与审计师应对力度

监督型基金持股能够降低经营风险。经营风险是公司经营过程中产生的不确定性，主要取决于市场风险和公司战略决策失误。市场风险源于需求变化、不可抗力、政策变化等行业和宏观经济因素；公司战略决策失误既可能源于对市场风险的错判，也可能源于公司治理缺陷诱发的管理层机会主义行为。一方面，监督型基金能够凭借其专业团队或同时持有多家公司（即共同所有权）等方式掌握被审计单位管理层未掌握的行业和宏观经济信息^[28-29]。然后通过投票表决、沟通、致函、提出股东提案等方式将这些信息分享给被审计单位^[17]，以更好地应对市场风险。另一方面，监督型基金能够通过治理效应改善公司治理结构，减少管理层机会主义行为^[19-20]。因此，监督型基金能够助力被审计单位更好地应对市场风险，减少战略决策失误，进而降低经营风险。当经营风险较低时，管理层进行财务舞弊的动机较弱。当审计师感知或评估的重大错报风险较低时，审计师应对力度较小^[30]。基于上述分析，本文提出如下假设：

H2a：监督型基金持股通过降低经营风险减小审计师应对力度。

① 同一基金管理人管理的全部基金持有一家公司发行的证券，不得超过该证券的10%。

② 这两个机制并不互斥：当经营风险较高时，管理层通过财务舞弊降低信息透明度的动机较强；当信息透明度较低时，外部利益相关者监督公司的能力受限，对公司产生负面评价的可能性较高，会通过融资等渠道影响经营风险。

(三) 监督型基金持股、信息透明度与审计师应对力度

监督型基金持股能够提高信息透明度。一方面, 监督型基金的治理效应能够改善公司治理结构, 而公司治理结构的改善有助于提高信息透明度^[31]。比如, 汪玉兰和易朝辉^[2]、李青原和时梦雪^[21]研究发现, 监督型基金持股能够提高信息透明度, 进而抑制盈余管理。盈余管理会提高重大错报风险, 进而减小审计师应对力度^[32]。另一方面, 监督型基金持股对公司质量的改善能够向市场传递“好消息”, 吸引更多投资者关注或投资公司股票, 提高公司声誉, 通过“聚光灯”效应倒逼管理层提高信息披露质量和财务报告透明度^[33]。比如, Cao等^[34]研究发现, 声誉较高的公司较少进行财务报表重述, 即这些公司出现重大错报的概率较低。总的来说, 当信息透明度较高时, 管理层进行财务舞弊的机会较少, 因而对应较小的审计师应对力度。基于上述分析, 本文提出如下假设:

H2b: 监督型基金持股通过提高信息透明度减小审计师应对力度。

三、研究设计

(一) 数据来源

中国沪深A股上市公司自2017年开始全面披露关键审计事项, 因而本文选取2017—2023年中国沪深A股公司中所有披露关键审计事项的公司为初始样本, 并剔除金融行业、ST和*ST公司及数据缺失的样本, 最终得到23 534个观测值。审计师应对力度数据经手工整理获得, 监督型基金持股数据来源于Wind数据库, 其他数据均来源于CSMAR数据库。为了排除异常值的干扰, 本文对所有连续变量进行上下1%的缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量是审计师应对力度 (*ProcedNum*)。本文首先识别审计师对*i*公司*t*年每个关键审计事项的应对程序数量, 然后采用*i*公司*t*年所有关键审计事项应对程序数量的均值+1的自然对数衡量审计师应对力度。

2. 解释变量

本文的解释变量是监督型基金持股 (*S_Motivated*)。本文借鉴Fich等^[5]、李青原和时梦雪^[21]、汪玉兰和易朝辉^[2]的研究, 首先将基金投资组合中位于前10%的公司定义为监督型基金, 然后采用每家公司每年监督型基金持股比例之和衡量监督型基金持股。

3. 中介变量

经营风险。本文分别借鉴陈文哲等^[35]、牛华等^[36]的研究, 将破产风险指数 (*ZScore*) 和现金流波动性 (*Risk*) 作为经营风险的代理变量。其中, 破产风险指数=1.2 (营运资本/总资产)+1.4 (留存收益/总资产)+3.3 (息税前利润/总资产)+0.6 (股东权益市值/总负债账面价值)+1.0 (销售收入/总资产); 现金流波动性采用公司近三年现金流波动性衡量。破产风险指数数值越大, 破产风险越低, 经营风险越低; 现金流波动性数值越大, 经营风险越高。

信息透明度。本文将分析师跟踪数量 (*Follow*) 和交易所信息披露评级 (*Rate*) 作为信息透明度的代理变量^[37-38]。其中, 分析师跟踪数量采用分析师跟踪数量+1的自然对数衡量; 交易所信息披露评级分为优秀、良好、合格、不合格, 分别取值为4、3、2、1。

4. 控制变量

本文借鉴王嘉鑫等^[39]的研究, 选取如下控制变量: 公司规模 (*Size*), 采用公司年末总资产的自然对数衡量; 资产负债率 (*Lev*), 采用公司年末总负债与总资产的比值衡量; 总资产收益率 (*ROA*), 采用公司年末净利润与年末总资产的比值衡量; 流动比率 (*CATA*), 采用公司年末流动资产与总资产的比值衡量; 账面市值比 (*B/M*), 采用公司年末权益的账面价值与市值的比值衡

量；审计复杂性（*InvRec*），采用公司年末存货与应收账款之和与总资产的比值衡量；子公司数量（*Subs*），采用纳入合并报表范围的子公司数的算术平方根衡量；其他机构持股（*Other_INS*），采用除基金之外的其他机构投资者持股比例之和衡量；大股东持股（*Top1*），采用第一大股东持股比例衡量；独立董事占比（*IndepR*），采用独立董事人数与董事会总人数的比值衡量；两职合一（*Dual*），如果董事长兼任总经理取值为1，否则为0；审计费用（*Aufee*），采用审计费用的自然对数衡量；审计师变更（*Switch*），如果审计师变更取值为1，否则为0；审计任期（*Tenure*），采用审计师任期的自然对数衡量；非标意见（*Opinion*），如果当年财务报告被出具非标准无保留意见取值为1，否则为0；“四大”审计（*Big4*），如果审计师来自国际四大会计师事务所取值为1，否则为0；产权性质（*SOE*），国有企业取值为1，否则为0。

本文主要变量的描述性统计结果如表1所示。此外，本文对回归模型进行了VIF检验，各变量的VIF值均不超过5，表明模型不存在严重的多重共线性问题。

表1 主要变量的描述性统计结果

变 量	符 号	观测值	均 值	中位数	标准差	最小值	最大值
审计师应对力度	<i>ProcedNum</i>	23 534	1.916	1.946	0.191	1.386	2.398
监督型基金持股	<i>S_Motivated</i>	23 534	0.843	0.000	2.105	0.000	11.824
破产风险指数	<i>ZScore</i>	23 534	4.679	3.128	4.978	-0.048	31.142
现金流波动性	<i>Risk</i>	20 893	0.537	0.439	3.741	-18.705	19.693
分析师跟踪数量	<i>Follow</i>	23 534	1.212	1.099	1.204	0.000	3.829
交易所信息披露评级	<i>Rate</i>	22 653	3.054	3	0.607	1	4
公司规模	<i>Size</i>	23 534	22.296	22.087	1.300	20.014	26.376
资产负债率	<i>Lev</i>	23 534	0.406	0.397	0.198	0.056	0.884
总资产收益率	<i>ROA</i>	23 534	0.037	0.040	0.067	-0.274	0.203
流动比率	<i>CATA</i>	23 534	0.585	0.600	0.196	0.113	0.951
账面市值比	<i>B/M</i>	23 534	0.647	0.646	0.248	0.130	1.213
审计复杂性	<i>InvRec</i>	23 534	0.259	0.243	0.150	0.012	0.684
子公司数量	<i>Subs</i>	23 534	4.139	3.606	2.417	0.000	13.675
其他机构持股	<i>Other_INS</i>	23 534	0.322	0.309	0.236	0.000	0.854
大股东持股	<i>Top1</i>	23 534	0.331	0.306	0.145	0.084	0.736
独立董事占比	<i>IndepR</i>	23 534	0.378	0.364	0.053	0.333	0.571
两职合一	<i>Dual</i>	23 534	0.328	0	0.470	0	1
审计费用	<i>Aufee</i>	23 534	13.954	13.835	0.652	12.766	16.213
审计师变更	<i>Switch</i>	23 534	0.599	1	0.490	0	1
审计任期	<i>Tenure</i>	23 534	1.969	2.079	0.687	0.693	3.296
非标意见	<i>Opinion</i>	23 534	0.024	0	0.154	0	1
“四大”审计	<i>Big4</i>	23 534	0.065	0	0.247	0	1
产权性质	<i>SOE</i>	23 534	0.293	0	0.455	0	1

（三）模型构建

为了检验监督型基金持股对审计师应对力度的影响，本文构建如下基准回归模型：

$$ProcedNum_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S_Motivated_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 和 t 分别表示公司和年份， $ProcedNum_{it}$ 表示审计师应对力度， $S_Motivated_{it}$ 表示监督型基金持股， $Controls_{it}$ 表示上述一系列控制变量， $Firm_i$ 和 $Year_t$ 分别表示公司固定效应和年份固定效应， ε_{it} 表示随机误差项。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果与分析

表2是本文基准的回归结果。表2列（1）是仅引入监督型基金持股、企业固定效应和年份固定效应的回归结果，监督型基金持股的回归系数为-0.002，且在5%水平上显著。表2列（2）是在列（1）基础上引入上述一系列控制变量的回归结果，监督型基金持股的回归系数为-0.002，且在1%水平上显著，H1得到验证。

表2 基准回归结果

变 量	(1)	(2)	变 量	(1)	(2)
<i>S_Motivated</i>	-0.002** (-2.458)	-0.002*** (-2.802)	<i>Dual</i>		0.002 (0.559)
<i>Size</i>		0.006 (1.008)	<i>Aufee</i>		-0.009 (-1.274)
<i>Lev</i>		0.011 (0.610)	<i>Switch</i>		0.003* (1.705)
<i>ROA</i>		0.002 (0.102)	<i>Tenure</i>		-0.009*** (-2.776)
<i>CATA</i>		0.059*** (3.550)	<i>Opinion</i>		0.019** (2.237)
<i>B/M</i>		-0.006 (-0.630)	<i>Big4</i>		0.017 (0.777)
<i>InvRec</i>		0.010 (0.425)	<i>SOE</i>		0.018* (1.950)
<i>Subs</i>		0.003* (1.916)	公司/年份FE	控制	控制
<i>Other_INS</i>		0.004 (0.349)	常数项	1.918*** (3 616.340)	1.881*** (13.910)
<i>Top1</i>		-0.068** (-2.106)	观测值	23 534	23 534
<i>IndepR</i>		0.031 (0.816)	\bar{R}^2	0.633	0.634

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，小括号内为t值（特殊标注除外），下同。

（二）内生性检验

1.处理效应模型和熵平衡匹配样本

本文的基准回归结果可能存在样本自选择偏差。比如，监督型基金可能存在选股偏好，更偏向于某种类型的上市公司，导致存在一些不可观测因素同时影响监督型基金持股和审计师应对力度。本文采用处理效应模型和熵平衡匹配样本对此进行检验。在处理效应模型中，第一阶段以是否存在监督型基金（*D_Motivated*）为被解释变量构建Probit回归模型，以同行业、同年度其他公司监督型基金持股的均值（*Mean*）作为排除性约束变量，根据第一阶段的回归结果计算逆米尔斯比率（*IMR*）。在第二阶段，将*IMR*引入模型（1）重新进行回归。由表3列（1）和列（2）可知，控制潜在样本自选择偏差的回归结果与基准回归结果一致。表3列（3）报告了熵平衡匹配样本的回归结果，与基准回归结果一致。

2.工具变量法

本文采用工具变量法进一步检验监督型基金持股对审计师应对力度的影响。其中，工具变量为同行业、同年度其他公司监督型基金持股的均值（*Mean*）和同行业、同年度有监督型基金持股的公司占比（*Proportion*）。由表3列（4）和列（5）可知，监督型基金持股的回归系数仍显著为负，表明本文基准回归结果是稳健的。此外，Kleibergen-Paap rk LM 统计量为60.491，且在

1%水平上显著，拒绝工具变量识别不足的原假设；Cragg-Donald Wald F统计量为51.932，大于Stock-Yogo弱工具变量识别F检验在10%显著性水平上的临界值，拒绝弱工具变量的原假设；Hansen J统计量为2.235，对应的P值为0.135，大于10%显著性水平，接受“所有工具变量都是外生的”原假设，因而本文选取的工具变量是合理的。

表3 内生性检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>D_Motivated</i>	<i>ProcedNum</i>	<i>ProcedNum</i>	<i>S_Motivated</i>	<i>ProcedNum</i>
<i>Mean</i>	0.511*** (23.054)			0.618*** (8.003)	
<i>Proportion</i>				-1.427*** (-4.714)	
<i>S_Motivated</i>		-0.002*** (-2.900)	-0.002*** (-2.879)		-0.021* (-1.861)
<i>IMR</i>		0.001 (0.975)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份 FE	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	23 534	23 534	23 534	23 534	23 534
\bar{R}^2 /Kleibergen-Paap rk LM	0.321	0.634	0.719	60.491 [0.000]	

注：列（1）小括号内为z值，中括号内为P值。

（三）稳健性检验

1.替换解释变量衡量方式

本文参考Lin和Fu^[40]的研究，首先将基金投资组合中位于前5%的公司定义为监督型基金，然后采用每家公司每年监督型基金持股比例之和衡量监督型基金持股（*S_Motivated1*）。Schmidt和Fahlenbrach^[41]研究发现，指数型基金通常不关心公司的运作方式，不影响公司治理。但是，Appel等^[16]研究发现，指数型基金因无法使用“退出威胁”，所以“用手投票”积极参与公司治理的动机比较强烈。为了排除指数型基金对回归结果的可能干扰，本文采用剔除指数型基金后的监督型基金持股（*S_Motivated2*）作为解释变量。替换解释变量衡量方式的回归结果如表4列（1）和列（2）所示，在替换监督型基金持股的衡量方式后，监督型基金持股的回归系数为负，且在1%水平上显著，表明本文基准回归结果是稳健的。

2.考虑持股期间

本文设置长期监督型基金持股（*S_Motivated_Long*）和短期监督型基金持股（*S_Motivated_Short*）考察持股期间的影响。当某公司在某一基金的半年报和年报中都位于该基金投资组合的前10%时，将该基金定义为这家公司的长期监督型基金；当某公司只在某一基金的年报中位于该基金投资组合的前10%时（半年报没有持股或不是前10%），将该基金定义为这家公司的短期监督型基金。本文将模型（1）中的*S_Motivated*替换为*S_Motivated_Long*和*S_Motivated_Short*进行回归。考虑持股期间的回归结果如表4列（3）所示，长期监督型基金持股的回归系数为负，且在1%水平上显著，而短期监督型基金持股的回归系数不显著，表明本文基准回归结果是稳健的。

3.增加关键审计事项变量

本文在模型（1）的基础上增加关键审计事项总量（*Num_KAM*）、关键审计事项风险（*Risk_KAM*）和关键审计事项可读性（*Readability_KAM*）等可能影响审计师应对力度的变量。增加关键审计事项变量的回归结果如表4列（4）所示，监督型基金持股的回归系数为负，且在1%水平上显著，表明本文基准回归结果是稳健的。

表 4 替换解释变量衡量方式、考虑持股期间、增加关键审计事项变量的稳健性检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>S_Motivated</i>				-0.002*** (-2.692)
<i>S_Motivated1</i>	-0.003*** (-3.234)			
<i>S_Motivated2</i>		-0.002*** (-2.673)		
<i>S_Motivated_Long</i>			-0.340*** (-3.101)	
<i>S_Motivated_Short</i>			-0.061 (-0.734)	
<i>Num_KAM</i>				-0.024*** (-7.232)
<i>Risk_KAM</i>				0.016*** (4.948)
<i>Readability_KAM</i>				-0.001*** (-5.589)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年份 FE	控制	控制	控制	控制
常数项	1.886*** (14.035)	1.887*** (13.950)	1.873*** (13.801)	1.805*** (13.483)
观测值	23 534	23 534	23 534	22 861
\bar{R}^2	0.634	0.634	0.634	0.640

4.排除替代性解释

监督型基金的治理效应意味着监督型基金持股可能影响审计师聘任决策。比如，监督型基金持股比例较高的公司倾向于选择专业胜任能力较强的审计师。这些审计师虽然收取较高的审计费用，但可能因其专业胜任能力较强而只需要执行较少的审计程序即可获得充分的审计证据。为了排除这种可能性，本文从行业专长和“四大”审计两个方面检验监督型基金持股对审计师聘任的影响。本文采用会计师事务所*j*在行业*k*的审计收费占行业*k*审计收费总额的比重衡量行业专长 (*Expertise*)，采用审计师是否来自国际四大会计师事务所衡量“四大”审计 (*Big4*)。排除替代性解释的回归结果如表 5 所示，监督型基金持股的回归系数均不显著，表明监督型基金持股不会显著影响审计师聘任决策。

表 5 排除替代性解释的稳健性检验结果

变 量	(1)	(2)	变 量	(1)	(2)
	<i>Expertise</i>	<i>Big4</i>		<i>Expertise</i>	<i>Big4</i>
<i>S_Motivated</i>	-0.000 (-0.967)	0.040 (1.559)	年份 FE	控制	控制
控制变量	控制	控制	常数项	-0.103*** (-3.152)	-43.632*** (-15.328)
公司 FE	控制	不控制	观测值	23 534	23 534
行业 FE	不控制	控制	\bar{R}^2 /Pseudo R^2	0.797	0.391

注：列（2）小括号内为 z 值。

（四）异质性分析

1.审计师专业胜任能力

在执行审计业务的过程中，专业胜任能力较强的审计师对其他治理机制的依赖度较低。分析师跟踪可以通过信息治理作用降低审计费用，但这种作用在审计师专业胜任能力较弱的样本中更

显著。在审计师专业胜任能力较弱的情况下，审计师对其他公司治理主体的依赖程度尤甚。本文从行业专长和独立性两个方面衡量审计师专业胜任能力。本文以会计师事务所*j*在行业*k*的审计收费占行业*k*审计收费总额的比重衡量行业专长，以会计师事务所*j*对客户*l*的审计收费占会计师事务所*j*审计收费总额的比重衡量独立性，并分别按中位数将样本分为两组，采用模型（1）进行回归。表6列（1）和列（2）的回归结果显示，监督型基金持股的回归系数分别为-0.000和-0.002，且前者不显著，后者在5%水平上显著，表明监督型基金持股对审计师应对力度的影响发生在审计师行业专长较弱的样本中。表6列（3）和列（4）的回归结果显示，监督型基金持股的回归系数分别为-0.001和-0.002，且前者不显著，后者在1%水平上显著，表明监督型基金持股对审计师应对力度的影响发生在审计师独立性较低的样本中。综上，监督型基金监督持股对审计师应对力度的影响发生在审计师专业胜任能力较弱的样本中。

表6 基于审计师专业胜任能力的异质性分析结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	行业专长较强	行业专长较弱	独立性较高	独立性较低
<i>S_Motivated</i>	-0.000 (-0.349)	-0.002** (-1.968)	-0.001 (-0.810)	-0.002*** (-2.707)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	2.062*** (9.693)	1.732*** (8.819)	2.182*** (10.008)	1.589*** (8.093)
观测值	11 574	11 960	11 916	11 618
\bar{R}^2	0.676	0.648	0.675	0.649

2.公司风险和公司治理水平

监督型基金持股对审计师应对力度的影响在公司风险较高和公司治理水平较低的情况下更显著。一方面，在上述情况下，监督型基金发挥作用的空间较大，即公司质量得以提升的可能性和程度较高^[42]。另一方面，在上述情况下，管理层进行重大错报的动机较强，机会较多。因此，审计师会更加关注其他能降低经营风险或信息风险的事项。本文采用关键审计事项中的风险词频衡量公司风险水平^[43]，采用华证ESG评级中的G评分衡量公司治理水平，并分别按中位数将样本分为两组，采用模型（1）进行回归。表7列（1）和列（2）的回归结果显示，监督型基金持股的回归系数分别为-0.003和-0.000，且前者在1%水平上显著，后者不显著，表明监督型基金持股对审计师应对力度的影响发生在公司风险较高的样本中。表7列（3）和列（4）的回归结果显示，监督型基金持股的回归系数分别为-0.001和-0.003，且前者不显著，后者在1%水平上显著，表明监督型基金持股对审计师应对力度的影响发生在公司治理水平较低的样本中。

表7 基于公司风险和公司治理水平的异质性分析结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	公司风险较高	公司风险较低	公司治理水平较高	公司治理水平较低
<i>S_Motivated</i>	-0.003*** (-3.003)	-0.000 (-0.323)	-0.001 (-1.338)	-0.003*** (-2.608)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	1.871*** (8.854)	1.735*** (8.550)	2.154*** (9.198)	1.878*** (10.588)
观测值	11 812	11 722	11 696	11 838
\bar{R}^2	0.654	0.687	0.680	0.624

五、机制检验

在前文的理论分析中, 本文提出监督型基金持股通过降低经营风险和提高信息透明度两个方面影响审计师应对力度。为了验证上述作用机制是否成立, 本文借鉴江艇^[44]的研究, 构建如下机制模型:

$$Mech_{it} = \beta_0 + \beta_1 S_Motivated_{it} + \beta_2 Controls_{it} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it}$$
 (2)

其中, $Mech_{it}$ 表示中介变量, 其他变量含义同模型 (1)。

(一) 经营风险

表8列 (1) 的回归结果显示, 监督型基金持股的回归系数为0.055, 且在1%水平上显著。因为ZScore数值越大, 经营风险越低, 所以监督型基金持股能够降低经营风险。表8列 (2) 的回归结果显示, 监督型基金持股的回归系数为-0.032, 且在5%水平上显著, 表明监督型基金持股能够降低经营风险。监督型基金持股通过降低经营风险减小审计师应对力度, H2a得到验证。

(二) 信息透明度

表8列 (3) 和列 (4) 的回归结果显示, 监督型基金持股的回归系数分别为0.042和0.040, 且在1%和5%水平上显著, 表明监督型基金持股能够提高信息透明度。监督型基金持股通过提高信息透明度减小审计师应对力度, H2b得到验证。

表8 机制检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ZScore	Risk	Follow	Rate
<i>S_Motivated</i>	0.055*** (3.093)	-0.032** (-2.069)	0.042*** (12.732)	0.040** (2.458)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	1.651 (0.679)	-1.839 (-0.499)	-12.459*** (-18.357)	—
观测值	23 534	20 893	23 534	16 494
R ²	0.836	0.037	0.785	0.091

六、研究结论与启示

公募基金在稳定资本市场和推动市场稳健向上等方面发挥了重要作用。本文基于2017—2023年中国A股上市公司数据, 采用双向固定效应模型实证检验监督型基金持股对审计师应对力度的影响及作用机制。研究结果显示: 监督型基金持股能够减小审计师应对力度, 表明监督型基金持股在完善公司治理方面发挥了积极作用; 在经过一系列内生性检验和稳健性检验后, 本文基准回归结果仍然成立; 异质性分析结果表明, 监督型基金持股对审计师应对力度的影响发生在审计师专业胜任能力弱、公司风险较高和公司治理水平较低的样本中; 机制分析结果表明, 监督型基金持股通过降低经营风险和提高信息透明度减小审计师应对力度。本文的研究为政策制定者和公司管理者提供了经验证据, 也为他们利用监督型基金进一步完善公司治理提供了参考。基于上述研究结论, 本文得到如下启示:

首先, 完善公募基金治理机制。监督型基金可以通过降低经营风险和提高信息透明度发挥治理效应, 但这种治理效应会受到基金投资组合权重的影响。让基金发挥治理效应的不一定是其在标的公司的持股比例, 而是标的公司在基金投资组合中的相对重要性。监管部门应进一步引导基金管理人坚持长期投资、价值投资理念, 关注基金投资组合集中度, 避免过度分散投资导致基金

失去专业知识、信息优势。同时,应鼓励基金管理人积极行使表决权、质询权和建议权等股东权利,充分发挥其在公司治理中的积极作用,切实发挥资本市场“稳定器”“压舱石”的功能。

其次,优化审计师执业环境。审计师应充分认识到监督型基金持股对公司治理和审计风险的影响,在执行审计任务时,应结合公司所处的治理环境和监督型基金持股情况,合理调整审计策略和应对程序。对于监督型基金持股比例较低且自身专业胜任能力较弱的审计项目,审计师应更加谨慎地评估审计风险,适当增加审计投入,以确保审计质量。

最后,推动关键审计事项披露改革。关键审计事项披露是审计报告的一大改革,其旨在减少审计师与报告使用者之间的信息不对称,增加审计报告的信息含量。近期诸多研究利用关键审计事项提取与审计师或公司相关的信息^[43, 45]。监管部门应进一步完善关键审计事项披露制度,鼓励审计师在关键审计事项披露中提供更多关于审计应对程序的细节,如审计程序的时间和范围等,以增加审计报告的信息含量,为利益相关者提供更有价值的决策依据。

参考文献:

- [1] 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):133-148.
- [2] 汪玉兰,易朝辉.投资组合的权重重要吗?——基于机构投资者对盈余管理治理效应的实证研究[J].会计研究,2017(5):53-59+97.
- [3] 陈克兢.退出威胁与公司治理——基于盈余管理的视角[J].财经研究,2018,44(11):18-32.
- [4] EDMANS A, LEVIT D, REILLY D. Governance under common ownership [J]. The review of financial studies, 2019,32(7):2673-2719.
- [5] FICH E M, HARFORD J, TRAN A L. Motivated monitors: the importance of institutional investors' portfolio weights[J]. Journal of financial economics, 2015, 118(1):21-48.
- [6] 柳木华,任嘉乐.关键审计事项应对与会计稳健性——基于实地走访程序的经验证据[J].证券市场导报,2019(12):30-39+49.
- [7] 黄亮华,汤晓燕.关键审计事项:审计师的“免责声明”?——企业真实活动盈余管理和关键审计事项披露的差异化[J].财经研究,2021,47(2):139-153.
- [8] 张婷,张敦力.审计师关注媒体对高管的负面评价吗——基于差异性审计应对视角[J].中南财经政法大学学报,2023(2):3-14.
- [9] ZENG Y, ZHANG J H, ZHANG J, et al. Key audit matters reports in China: their descriptions and implications of audit quality[J]. Accounting horizons, 2021, 35(2):167-192.
- [10] 宋云玲,武浩,宋衍衡,等.监督型基金持股会影响审计意见吗?[J].审计研究,2024(3):75-87.
- [11] AGUILERA R V, DESENDER K, BEDNAR M K, et al. Connecting the dots: bringing external corporate governance into the corporate governance puzzle[J]. Academy of management annals, 2015, 9(1):483-573.
- [12] BLANKESPOOR E, DEHAAN E, MARINOVIC I. Disclosure processing costs, investors' information choice, and equity market outcomes: a review[J]. Journal of accounting and economics, 2020, 70(2-3):101344.
- [13] LIU C, LOW A, MASULIS R W, et al. Monitoring the monitor: distracted institutional investors and board governance[J]. The review of financial studies, 2020, 33(8):4489-4531.
- [14] 潘越,汤旭东,宁博,等.连锁股东与企业投资效率:治理协同还是竞争合谋[J].中国工业经济,2020(2):136-154.
- [15] ALI R, GARCIA-SANCHEZ I, AIBAR-GUZMAN B, et al. Is biodiversity disclosure emerging as a key topic on the agenda of institutional investors?[J]. Business strategy and the environment, 2024, 33(3):2116-2142.
- [16] APPEL I R, GORMLEY T A, KEIM D B. Passive investors, not passive owners [J]. Journal of financial economics, 2016, 121(1):111-141.
- [17] 陈克兢,姜林,熊熊,等.小股东能监督大股东吗——来自“监管型小股东”的证据[J].会计研究,2024(1):152-163.

- [18] 张玉明, 杨凡. 监督型基金能够促进企业的创新投资吗?[J]. 财经论丛, 2019(10): 74-83.
- [19] WARD C, YIN C, ZENG Y. Institutional investor monitoring motivation and the marginal value of cash[J]. Journal of corporate finance, 2018, 48(1): 49-75.
- [20] WARD C, YIN C, ZENG Y. Motivated monitoring by institutional investors and firm investment efficiency[J]. European financial management, 2020, 26(2): 348-385.
- [21] 李青原, 时梦雪. 监督型基金与盈余质量——来自我国A股上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2018(1): 172-181.
- [22] DING X, CHOUROU L, BEN-AMAR W. Carbon emissions and audit fees: evidence from emerging markets[J]. Emerging markets review, 2024, 60: 101139.
- [23] 蔡利, 毕铭悦, 蔡春. 真实盈余管理与审计师认知[J]. 会计研究, 2015(11): 83-89.
- [24] 张志宏, 郑远. 供应链透明度与审计师风险决策——基于审计费用的经验证据[J]. 会计研究, 2025(1): 178-192.
- [25] FANG J, HAW I M, YU V, et al. Positive externality of analyst coverage upon audit services: evidence from China[J]. Asia-Pacific journal of accounting & economics, 2014, 21(2): 186-206.
- [26] 宋云玲, 宋衍蘅. 机构投资者持股与注册会计师视角下的会计信息质量——来自审计调整的经验证据[J]. 会计研究, 2020(11): 136-151.
- [27] 张永冀, 金昕, 苏治. 言多未必失: 经营月报对审计费用的影响研究[J]. 会计研究, 2024(8): 178-192.
- [28] 杜勇, 孙帆, 邓旭. 共同机构所有权与企业盈余管理[J]. 中国工业经济, 2021(6): 155-173.
- [29] YE M, ZHENG M Y, ZHU W. The effect of tick size on managerial learning from stock prices[J]. Journal of accounting and economics, 2023, 75(1): 101515.
- [30] 胡国柳, 王禹, 胡珺. 减税政策会影响审计师风险应对行为吗? ——基于简并增值税税率政策的准自然实验[J]. 审计研究, 2022(4): 88-98.
- [31] 高冰莹, 张伟华, 范慧敏. 国有资本参股能抑制民营企业股价崩盘风险吗?[J]. 中国软科学, 2024(1): 139-150.
- [32] 查研, 李明辉. “洗大澡”对审计定价的影响[J]. 审计与经济研究, 2025(1): 46-58.
- [33] 韩洪灵, 陈帅弟, 刘强, 等. 投服中心行权的“聚光灯”效应研究——来自企业避税视角的经验证据[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2023, 53(11): 40-61.
- [34] CAO Y, MYERS L A, OMER T C. Does company reputation matter for financial reporting quality? Evidence from restatements[J]. Contemporary accounting research, 2012, 29(3): 956-990.
- [35] 陈文哲, 石宁, 梁琪, 等. 股权激励模式选择之谜——基于股东与激励对象之间的博弈分析[J]. 南开管理评论, 2022, 25(1): 189-203.
- [36] 牛华, 连梦瑶, 朱莉. 银行金融科技能延长企业信贷期限吗? ——基于银行信贷配给视角[J]. 财经研究, 2025, 51(1): 154-168.
- [37] 姚立杰, 陈雪颖, 周颖, 等. 管理层能力与投资效率[J]. 会计研究, 2020(4): 100-118.
- [38] 叶建芳, 李丹蒙, 丁琼. 真实环境下机构投资者持股与公司透明度研究——基于遗漏变量与互为因果的内生性检验分析视角[J]. 财经研究, 2009, 35(1): 49-60.
- [39] 王嘉鑫, 孙梦娜, 于鑫雨. 碳风险与审计定价的“波特假说之谜”——基于《巴黎协定》的经验证据[J]. 审计研究, 2022(5): 75-84.
- [40] LIN Y R, FU X M. Does institutional ownership influence firm performance? Evidence from China[J]. International review of economics and finance, 2017, 49(1): 17-57.
- [41] SCHMIDT C, FAHLENBRACH R. Do exogenous changes in passive institutional ownership affect corporate governance and firm value?[J]. Journal of financial economics, 2017, 124(2): 285-306.
- [42] 王钟阳, 唐松. 行业经营性信息强制披露与审计费用[J]. 会计研究, 2024(3): 164-178.
- [43] 黄溶冰, 许吉宁. 关键审计事项风险信息披露与分析师预测[J]. 华东经济管理, 2024, 38(12): 108-117.
- [44] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [45] 孙龙渊, 李晓慧, 戴心玥. 审计师语调的“揭示”效应研究[J]. 财贸研究, 2025(1): 97-110.

How Does Motivated Fund Ownership Affect Auditors' Response Intensity?

HUANG Xiaobei¹, SONG Yunling², WU Hao³

(1. School of Economics and Management, North China University of Technology, Beijing 100144, China;

2. School of Economics and Management, Inner Mongolia University, Hohhot 010021, China;

3. School of Accounting, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Summary: Under the current policy background to “promote the transformation of residents’ savings into investments”, public mutual funds have garnered significant attention as key wealth management instruments, particularly for their influence on corporate governance and auditing processes. The recent “Nine National Measures” further emphasize public mutual fund reforms, amplifying their role as “active shareholders”. Leveraging their professional expertise and substantial equity holdings, public mutual funds may engage in corporate governance, thereby shaping investee companies’ business decisions and information disclosure. However, due to resource constraints, their supervisory incentives vary depending on the portfolio weight of invested firms. Against this backdrop, critical questions arise: Can public mutual funds effectively function as “active shareholders”? Do their governance activities generate spillover effects on other market participants?

From the audit risk model perspective, this study posits that motivated fund ownership reduces auditors’ response intensity by mitigating the risk of material misstatement. Using data from Chinese A-share listed companies from 2017 to 2023, this study empirically examines the impact and mechanisms of motivated fund ownership on auditors’ response intensity. The results demonstrate that motivated fund ownership significantly reduces auditors’ response intensity, underscoring its positive role in corporate governance. These findings remain robust after addressing endogeneity concerns and conducting robustness tests. Heterogeneity analysis reveals that the effect is more pronounced in firms with lower auditor competence, higher key audit matter risks, or weaker corporate governance. Mechanism tests indicate that motivated fund ownership lowers auditors’ response intensity by reducing operating risks and enhancing information transparency.

This study contributes to existing literature in the following aspects. First, it advances research on key audit matters by analyzing audit report disclosures to elucidate the “black box” of audit processes. Second, it broadens the scope of fund governance functions by examining supervisory motives through the lens of information verification, a departure from prior work focused solely on corporate decision-making. By linking fund governance to audit outcomes, this study deepens the discourse on the interplay between institutional investors and auditors as dual governance mechanisms. Third, the findings of this study have practical implications. In the regulatory framework of the China Securities Regulatory Commission (CSRC), public mutual funds are regarded as professional investment roles in the capital market and carriers for inclusive finance, entrusted with the long-term mission of serving household wealth management and meeting the financial needs of the real economy. The results can provide policy insights for a better understanding of the mechanisms through which institutional investors exert governance effects, fostering institutional investors, and accelerating the high-quality development of public mutual funds.

Key words: motivated fund; auditor responses; operating risks; information transparency

(责任编辑: 孙 艳)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2025.07.004

[引用格式]黄晓蓓,宋云玲,武浩. 监督型基金持股如何影响审计师应对力度?[J]. 财经问题研究,2025(7):42-54.