连锁股东对审计报告时滞的影响研究

——基于信息不对称的中介效应

马 湘，王 华

（沈阳理工大学经济管理学院，沈阳 110158）

摘要：以 2017—2024 年沪深 A 股上市公司为样本，实证检验了连锁股东对审计报告时滞的影响，并考察了信息不对称的中介作用。结果表明：连锁股东显著缩短了审计报告时滞，支持协同治理假说；信息不对称在二者之间发挥部分中介作用，即连锁股东通过降低信息不对称程度缩短审计报告时滞；异质性分析显示，该治理效应仅在大规模企业及非四大审计样本中显著。研究将连锁股东与审计报告时滞纳入同一分析框架，从协同治理视角拓展了审计效率的前因研究，揭示了“连锁股东-信息不对称-审计报告时滞”的传导路径，通过异质性分析明确治理效应适用边界，为企业优化股权结构、改善信息环境提供了差异化的理论依据。

关键词：连锁股东；审计报告时滞；信息不对称；协同治理

中图分类号：F231.6；F275.5 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)16－0289－08

近年来，连锁股东作为资本市场中日益普遍的股权网络现象，其治理效应备受关注。连锁股东是指同时持有同行业多家企业股权的机构投资者，其凭借跨企业信息整合能力与治理监督功能，可能对被投资企业的信息环境与决策效率产生重要影响。与此同时，作为衡量审计效率的重要指标，较长的审计报告时滞不仅会降低财务信息的有用性，还可能隐含治理缺陷。然而，既有研究多聚焦于连锁股东对企业投资效率或盈余管理的影响，鲜有探讨其如何影响审计效率，更未揭示其作用路径。基于上述分析，本文以 2017—2024 年沪深 A 股上市公司为研究样本，实证检验连锁股东对审计报告时滞的影响，并引入信息不对称作为中介变量，考察其在二者之间的传导作用。

1 文献综述

1.1 连锁股东的相关研究

1.1.1 连锁股东协同治理效应的研究

连锁股东的协同治理效应体现在其能够通过多重路径推动企业高质量发展。在治理层面，杜勇等[1]认为连锁股东有利于完善高管薪酬激励机制，遏制管理层盈余操控行为，压缩高管寻租空间，从而提高治理效率。在信息传导方面，李世刚等[2]发现连锁股东借助其联结功能促进企业间信息流动，优化信息环境，进而降低股权融资成本并激发企业创新活力。在资源整合层面，杨兴全和张记元[3]指出连锁股东能够推动企业间财务资源的协调配置，减轻资源约束，控制过度金融化，有效降低经营风险。此外，徐光华等[4]发现连锁股东可为战略调整提供资源支持，在兼并收购中充当咨询角色，改善收购绩效，并助力企业落实 ESG 责任。国外学者 Kang 等[5]、Canran 和 Huan[6]证实，连锁股东能够约束管理层自利行为、提升信息披露质量，并降低股价暴跌风险。上述研究表明，连锁股东通过强化外部监督与改善信息传递，有助于压缩管理层操纵财务报告的空间、提升审计师的工作效率，为理解连锁股东与审计报告时滞之间的关系提供了“治理优化”的逻辑起点，研究更倾向于支持协同治理假说。

1.1.2 连锁股东竞争合谋效应的研究

连锁股东的竞争合谋效应源于其追求投资组合收益最大化的动机，可能诱发企业间隐性合谋与代理冲突。在企业投资层面，杜善重和马连福[7]指出，连锁股东倾向于抑制回收周期较长但具有长期战略价值的项目，诱发投资不足并削弱企业价值。

收稿日期：2026-05-11

作者简介：马湘(2001—)，女，宁夏银川人，硕士研究生，研究方向为会计学；通信作者王华(1972—)，女，辽宁沈阳人，博士，教授，硕士研究生导师，研究方向为技术经济与管理、风险评估。

在信息治理层面，顾奋玲等[8]发现连锁股东与管理层可能形成利益捆绑，共同隐匿负面消息并实施盈余操控，导致信息透明度下降，推高股价崩盘风险；梁日新和李英[9]证实该代理冲突促使审计机构提高审计收费以补偿风险。此外，文佑云等[10]、王静和张露[11]发现连锁股东会弱化高管团队稳定性对创新的促进作用，并借助税率差异通过关联交易加剧企业避税。Anton等[12]进一步表明，连锁股东会降低高管薪酬激励与财务绩效间的敏感度，且当企业与竞争对手共享大股东时该效应更为突出。上述发现提示，连锁股东可能通过合谋与信息隐瞒机制，干扰审计工作正常开展，从而延长审计报告时滞。

1.2 审计报告时滞的相关研究

1.2.1 审计报告时滞的影响因素

审计报告时滞是指从资产负债表日到审计报告签署日之间的天数，是衡量审计效率与信息及时性的重要指标。近年来，学者从内部治理与外部监督两个维度探讨了其影响因素。在内部治理层面，董延安和张诗文[13]发现非控股大股东的退出威胁能够通过提升内部控制质量显著缩短审计报告时滞，且在审计师行业专长高、非国有企业中更为突出。刘瑞华[14]指出高管团队不稳定性会延长审计报告时滞，而实体企业金融化行为不仅自身加剧时滞，还会放大高管不稳定性的负面效应。窦笑晨等[15]从混合所有制改革视角发现，非国有股东持股比例的提高能够改善国企内部控制质量，从而有效降低审计报告时滞，在大规模、高成长性国企中更为明显。此外，申宇冰[16]表明，企业数字化转型通过提高业务复杂度增加了审计报告时滞，但审计师行业专长与高效内部控制能够部分抵御这一冲击。上述研究共同表明，内部治理结构的稳定性与有效性是决定审计报告时滞的关键基础。

1.2.2 审计报告时滞的信息含量与风险信号

现有文献进一步从信息风险释放与审计主体行为两个视角探讨了审计报告时滞的反应机制。在信息风险层面，卢思绮[17]发现异常审计报告时滞能够作为上市公司未来违规行为的事前预警信号，且该信号在内部治理监督较弱的企业中更为显著。在审计主体特征层面，洪文杰等[18]发现按客户数量衡量的会计师事务所行业专长与审计报告时滞显著正相关，而审计师个人行业专长则未表现出显著关系，表明事务所层面的专长可能因市场抢占行为而提升风险。余玉苗等[19]进一步指出，项目团队行业专长虽延长了审计报告时滞，但这种延长反而有利于提升年报审计质量。此外，刘慧等[20]表明上市公司未决诉讼尤其是被告方及经济类诉讼会显著延长审计报告时滞，且该效应仅在高法治水平地区成立。刘颖斐和吴晓艳[21]发现特殊普通合伙转制政策显著增加了审计报告时滞，主要影响“非四大”事务所及民营地区企业。上述研究揭示了审计报告时滞不仅是审计效率的负面指标，也蕴含着审计师风险应对的合理性及信息含量的正面价值。

1.3 评述与文献创新

现有研究为理解连锁股东的经济后果及审计报告时滞的驱动因素提供了丰富基础，但仍存在一定的研究空间：连锁股东与审计报告时滞之间的作用机理尚未得到充分揭示，两者关系的直接实证证据较少；信息不对称作为连接股权结构与审计效率的关键变量，在其中介作用被理论逻辑所指向，但缺乏系统的实证检验。

基于上述分析，本文的创新点主要体现在以下三个方面：首次将连锁股东与审计报告时滞纳入同一研究框架，从协同治理视角拓展了审计效率的前因研究，丰富了连锁股东经济后果的相关文献；创新性地引入信息不对称作为中介变量，系统揭示连锁股东影响审计报告时滞的内在传导路径，打开两者关系的“理论黑箱”；通过异质性分析，检验连锁股东的治理效应在不同企业特征下的差异化表现，为识别连锁股东发挥协同治理效应的适用边界提供了参考，也为监管层关注连锁股东在审计市场中的行为后果提供了理论依据。

2 理论分析与研究假设

2.1 连锁股东与审计报告时滞

连锁股东作为同时持有同行业多家企业股权的机构投资者，基于协同治理视角，其能够改善企业信息环境与内部控制质量。依据信息优势理论，连锁股东通过投资组合获取丰富的行业信息，能有效缓解管理层与外部审计师之间的信息不对称。杜勇等[1]指出，连锁股东有利于完善高管薪酬激励机制，遏制盈余操控行为，降低财务报告审计风险。当企业内部控制质量较高、财务信息可靠性增强时，审计师执行实质性程序的时间和资源投入将相应减少，从而缩短审计报告时滞。此外，连锁股东出于维护声誉与投资组合价值的考虑，有动机督促企业及时披露财务信息，避免因审计延迟引发市场负面反应。基于上述分析，研究提出以下假设。

H1：在其他条件不变的情况下，连锁股东的存在会缩短审计报告时滞。

2.2　连锁股东、信息不对称与审计报告时滞

信息不对称是影响审计师决策效率的核心因素，其缓解程度直接影响审计资源的投入规模与审计程序的执行时长。李百兴等[22]发现企业前瞻性信息披露有助于改善企业与外部的信息不对称程度，缓解审计师风险感知，从而提高审计效率；林钟高和李文灿[23]认为企业金融化通过增加经营风险、代理成本与业务复杂度显著延长审计延迟，且信息披露质量在其中发挥调节作用。在此逻辑下，连锁股东凭借跨企业持股所形成的信息网络优势，能够有效缓解管理层与外部审计师之间的信息不对称。具体而言，连锁股东通过获取丰富的行业横向信息，可更精准地识别企业财务报告中的潜在风险领域，并督促管理层及时、充分披露相关信息。当审计师面临的信息不对称程度降低时，其执行风险评估与实质性程序所需的时间与资源投入相应减少，从而显著缩短审计报告时滞。反之，若信息不对称程度较高，审计师为获取充分、适当的审计证据，往往需要扩大审计范围、追加审计程序，导致审计报告时滞延长。基于上述分析，提出以下假设。

H2：信息不对称在连锁股东与审计报告时滞之间起到中介传导作用。

3　研究设计

3.1　样本选择与数据来源

选取2017—2024年沪深A股上市公司为样本，数据来自国泰安数据库(China Stock Market & Accounting Research Database，CSMAR)、中国研究数据服务平台(Chinese National Research Data Services，CNRDS)及企业年报。选择2017年作为样本起点的原因在于：一方面，2017年前后中国资本市场中机构投资者和连锁股东的影响力显著增强，相关数据的可获得性与完整性得到改善；另一方面，为确保研究时效性，选取近8年的数据能更好地反映当前市场特征。处理步骤：剔除ST、*ST及金融行业公司；剔除数据缺失样本，最终得到20 656个观测值。对所有连续变量进行上下1%的Winsorize缩尾处理，以排除极端值影响。数据处理与实证分析使用Excel和Stata17.0软件。

3.2　模型构建

$$\ln ARL_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Cross_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$ASY_{it} = \beta_0 + \beta_1 Cross_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \theta_{it} \quad (2)$$

$$\ln ARL_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Cross_{it} + \gamma_2 ASY_{it} + \gamma_3 Controls_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \sigma_{it} \quad (3)$$

式中：i、t分别为公司个体与年份；α、β、γ为待估计的参数向量；ε、θ、σ为随机误差项；被解释变量lnARL为i公司第t年的审计报告时滞；解释变量Cross为连锁股东变量，其系数α_1预期符号为负；中介变量ASY衡量信息不对称程度；Controls为一系列控制变量；IND、YEAR为行业和年份固定效应。参照温忠麟和叶宝娟[24]提出的中介效应检验流程，若α_1显著，β_1显著，且γ_1显著，则表明中介效应存在。

3.3　变量定义

(1)被解释变量：审计报告时滞。参照刘慧等[20]的做法，采用审计报告实际披露日与资产负债表日(通常为当年12月31日)间隔天数的自然对数进行度量。该值越大，说明审计报告的时滞越长，审计效率越低。

(2)解释变量：连锁股东。参考潘越等[25]的做法，将连锁股东(Cross)定义为，每季度持股≥5%且同行业其他公司亦持股≥5%的股东数量，取年度均值加1后的自然对数。

(3)中介变量：信息不对称。借鉴于蔚等[26]的构建方法，选取A股上市公司日度个股交易数据与市场综合日度交易数据，分别构建流动性比率(LR)、非流动性比率(ILL)、收益率反转指标(GAM)三个股票流动性指标。当其他条件不变时，股票流动性越差，意味着信息不对称程度越高。考虑到上述单一指标难以完全覆盖信息不对称的多维属性，对以上指标进行主成分分析，构建信息不对称(ASY)综合指标。

(4)控制变量：为准确估计连锁股东的净效应，控制其他可能影响审计报告时滞的混杂因素，参考已有文献，选取了企业特征(企业规模、资产负债率、资产净利率、营业收入增长率)、审计特征(审计师类型、审计意见)和治理特征(产权性质、股权集中度)三类控制变量。其中，企业特征影响审计业务的复杂程度与风险水平；审计特征直接关联审计主体的工作效率与判断标准；治理特征反映了企业内部监督机制的有效性。此外，为避免其他因素干扰，加入年度与行业效应虚拟变量并予以双向控制，具体变量名称及说明如表1所示。

表 1　变量名称及说明

变量类型	变量名称	符号	测量方式
被解释变量	审计报告时滞	lnARL	审计报告实际披露日与资产负债表日差值取对数
解释变量	连锁股东	Cross	连锁股东数量的年度均值加 1 取自然对数
中介变量	信息不对称	ASY	数值越大，企业的信息不对称程度越严重
控制变量	企业规模	lnSIZE	年末总资产的自然对数
	资产负债率	LEV	总负债/总资产
	资产净利率	ROA	净利润/总资产
	营业收入增长率	GROWTH	营业收入增加额/上一期营业收入
	审计师类型	Big4	四大会计师事务所取 1，否则 0
	审计意见	Audit	非标准审计意见取 1，否则 0
	产权性质	STATE	国有企业取 1，否则 0
	股权集中度	TOP1	第一大股东持股比例
	年度效应	YEAR	年度虚拟变量
	行业效应	IND	证监会行业分类虚拟变量

4　实证结果与分析

4.1　描述性统计

描述性统计结果如表 2 所示，样本总量为20 656 个观测值，数据分布合理，结果可信。被解释变量 lnARL 的均值为 4.621，标准差为 0.158，表明审计报告时滞在不同公司间存在一定差异，但整体分布较为集中。解释变量 Cross 的均值为 0.083，标准差为 0.224，说明约 8.30%的样本公司存在连锁股东，且不同公司间差异较大。中介变量 ASY 最小值为－2.151，最大值为 0.911，显示样本中既存在信息环境较为透明的企业，也存在信息不对称程度较高的企业，为探讨信息不对称的中介效应提供了良好的变异基础。各控制变量取值均在合理范围内，表现出不同程度的个体异质性，适合进行后续回归分析。

表 2　描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
lnARL	20 656	4.621	0.158	4.078	4.787
Cross	20 656	0.083	0.224	0.000	0.916
ASY	20 656	－0.460	0.560	－2.151	0.911
lnSIZE	20 656	22.510	1.352	19.890	26.390
LEV	20 656	0.429	0.193	0.0549	0.915
ROA	20 656	0.037	0.065	－0.266	0.236
GROWTH	20 656	0.124	0.316	－0.590	1.783
Big4	20 656	0.043	0.202	0.000	1.000
Audit	20 656	0.981	0.137	0.000	1.000
STATE	20 656	0.350	0.477	0.000	1.000
TOP1	20 656	0.335	0.140	0.082	0.740

4.2　相关性分析

相关性分析结果如表 3 所示，为回归分析提供初步依据。被解释变量 lnARL 与解释变量 Cross 在 1%的水平上显著负相关，初步支持 H1。同时，Cross 与中介变量 ASY 呈负相关；ASY 与 lnARL 呈显著正相关，说明连锁股东可能通过减少信息不对称程度来缩短审计报告时滞，初步支持 H2。在控制变量中，lnSIZE、ROA、GROWTH、Big4、Audit、STATE、TOP1 与 lnARL 显著负相关，而 LEV 与 lnARL 显著正相关。

为保障回归结果的可靠性，研究进行了多重共线性检验。如表 4 所示，各变量 VIF 最大为 2.75，远低于临界值 10，表明变量间不存在严重多重共线性，适合进行多元回归分析。

4.3　回归分析

为检验连锁股东对审计报告时滞的影响，研究依据模型(1)～模型(3)，采用双向固定效应模型(控制行业与年份)进行基准回归分析，结果如表 5 所示。

列(1)为连锁股东对审计报告时滞的总效应。结果显示，Cross 的系数为－0.049 7，在 1%的水平

表 3　相关性分析

变量	lnARL	Cross	ASY	lnSIZE	LEV	ROA	GROWTH	Big4	Audit	STATE	TOP1
lnARL	1										
Cross	－0.116***	1									
ASY	0.074***	－0.298***	1								
lnSIZE	－0.069***	0.359***	－0.601***	1							
LEV	0.052***	0.099***	－0.116***	0.486***	1						
ROA	－0.188***	0.088***	－0.184***	0.042***	－0.350***	1					
GROWTH	－0.090***	0.007	－0.079***	0.023***	0.033***	0.297***	1				
Big4	－0.111***	0.149***	－0.175***	0.275***	0.091***	0.023***	－0.007	1			
Audit	－0.092***	0.039***	－0.044***	0.050***	－0.062***	0.173***	0.060***	0.008	1		
STATE	－0.151***	0.215***	－0.149***	0.374***	0.244***	－0.079***	－0.044***	0.114***	0.051***	1	
TOP1	－0.092***	0.052***	0.031***	0.218***	0.045***	0.151***	0.031***	0.138***	0.070***	0.248***	1

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表 4　多重共线性检验

变量	VIF	1/VIF
Cross	1.19	0.840 316
ASY	1.82	0.548 390
lnSIZE	2.75	0.363 698
LEV	1.73	0.578 150
ROA	1.46	0.685 126
GROWTH	1.14	0.879 148
Big4	1.10	0.912 463
Audit	1.04	0.963 202
STATE	1.25	0.800 425
TOP1	1.20	0.834 215
MeanVIF	1.47	

表 5　回归分析

变量	(1)	(2)	(3)
	lnARL	ASY	lnARL
Cross	−0.049 7***	−0.169 8***	−0.047 5***
	(−9.74)	(−13.00)	(−9.27)
ASY			0.013 0***
			(4.77)
lnSIZE	0.002 8***	−0.299 7***	0.006 7***
	(2.59)	(−109.09)	(4.95)
LEV	0.021 8***	0.413 4***	0.016 4**
	(3.03)	(22.45)	(2.26)
ROA	−0.348 4***	−0.950 4***	−0.336 1***
	(−17.86)	(−19.02)	(−17.08)
GROWTH	−0.014 8***	−0.091 8***	−0.013 6***
	(−4.11)	(−9.95)	(−3.77)
Big4	−0.065 7***	−0.045 2***	−0.065 1***
	(−12.14)	(−3.26)	(−12.03)
Audit	−0.055 5***	0.049 2**	−0.056 1***
	(−7.15)	(2.48)	(−7.23)
STATE	−0.050 5***	−0.001 0	−0.050 5***
	(−20.21)	(−0.15)	(−20.22)
TOP1	−0.005 8	0.602 4***	−0.013 6*
	(−0.72)	(29.29)	(−1.66)
IND	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES
常数项	4.593 0***	5.772 1***	4.518 3***
	(187.41)	(91.96)	(155.34)
观测值	20 656	20 656	20 656
R^2	0.108	0.534	0.109

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内为 t 值。

上显著,表明连锁股东能够显著缩短审计报告时滞,H1 得到验证。列(2)为连锁股东对中介变量信息不对称的影响。结果显示,Cross 对 ASY 的系数为−0.169 8,在 1%的水平上显著,说明连锁股东显著降低了企业的信息不对称程度,满足中介效应检验的前提条件。列(3)将连锁股东与信息不对称同时纳入模型进行回归。结果显示,ASY 的系数为 0.013 0,在 1%的水平上显著,表明信息不对称程度越高,审计报告时滞越长。同时,Cross 的系数由列(1)的−0.049 7 降至−0.047 5,但仍在 1%的水平上显著,说明信息不对称在连锁股东与审计报告时滞之间发挥了部分中介效应。

效应分解结果显示:直接效应为−0.047 5(占比为 95.56%),间接效应=(−0.169 8)×0.013 0≈−0.002 2(占比为 4.42%),总效应为−0.049 7,与列(1)结果吻合,证实了中介效应分解的合理性。这表明信息不对称在连锁股东与审计报告时滞之间发挥了部分中介作用,连锁股东主要通过直接路径影响审计报告时滞。温忠麟和叶宝娟[26]表明,当两个系数均显著时,逐步回归法在检验力上具有明显优势;江艇[27]认为该方法所得结果更宜作为探索性证据使用,其因果推断效力可能受到中介变量内生性问题的制约。综合考虑理论逻辑与实证发现,研究谨慎地接受信息不对称起部分中介作用的判断。综上所述,H2 获得支持。

4.4　稳健性检验

4.4.1　替换解释变量

为确保基准回归结果的可靠性,采用两种方式替换核心解释变量进行稳健性检验,结果如表 6 所示。列(1)将连锁股东连续变量(Cross)替换为连锁股东虚拟变量(Cross_Dum),若企业存在连锁股东则取值为 1,否则为 0。回归结果显示,Cross_Dum 的系数为−0.030 6,在 1%的水平上显著,与基准结果一致。列(2)采用连锁股东持股比例(Cross_Share)替换原解释变量,该变量同样在 1%的水平上显著为负。上述结果表明,无论采用何种方式度量连锁股东,其对审计报告时滞的缩短效应均稳健成立,H1 仍然成立。

4.4.2　工具变量法

为缓解内生性问题,研究采用工具变量法进行两阶段回归。借鉴已有研究,选取同年度同行业其他公司连锁股东数量的均值作为工具变量(IV),并采用 IVprobit 与两阶段最小二乘法进行估计。表 6 列(3)结果显示,工具变量通过了内生性检验与弱工具变量检验,表明在控制内生性后,连锁股东对审计报告时滞的缩短效应依然稳健,H1 成立。

4.5　异质性分析

为进一步考察连锁股东对审计报告时滞的影响在不同企业特征下的差异,分别从产权性质、审计师类型及产品市场竞争程度三个维度进行分组回归分析,结果如表 7 所示。

表 6　稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	
	lnARL	lnARL	第一阶段	第二阶段
			Cross	lnARL
Cross				−0.127 3***
				(−3.80)
Cross_Dum	−0.030 6***			
	(−8.99)			
Cross_Share		−0.001 5***		
		(−11.45)		
IV			0.003 3***	
			(22.22)	
lnSIZE	0.002 6**	0.002 5**	0.053 9***	0.007 2***
	(2.44)	(2.35)	(38.49)	(3.31)
LEV	0.0220***	0.0222***	−0.0655***	0.0158**
	(3.06)	(3.09)	(−6.75)	(2.07)
ROA	−0.347 1***	−0.358 4***	0.250 3***	−0.330 9***
	(−17.77)	(−18.42)	(9.52)	(−15.78)
GROWTH	−0.014 9***	−0.014 7***	−0.006 6	−0.015 3***
	(−4.12)	(−4.09)	(−1.35)	(−4.22)
Big4	−0.065 7***	−0.068 5***	0.058 9***	−0.060 8***
	(−12.14)	(−12.69)	(8.09)	(−10.44)
Audit	−0.055 7***	−0.055 2***	0.004 9	−0.055 0***
	(−7.18)	(−7.12)	(0.47)	(−7.05)
STATE	−0.051 0***	−0.049 3***	0.045 3***	−0.046 6***
	(−20.43)	(−19.69)	(13.47)	(−15.41)
TOP1	−0.005 4	0.001 6	−0.104 6***	−0.013 9
	(−0.67)	(0.20)	(−9.68)	(−1.58)
IND	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES
常数项	4.596 6***	4.597 8***	−1.185 3***	4.498 4***
	(187.26)	(190.14)	(−37.02)	(95.15)
观测值	20 656	20 656	20 656	20 656
R^2	0.107	0.109	0.188	0.099
Cragg-Donald F			493.854(10% maximal=16.38)	
Durbin (score) chi2(1)			5.556 11**	
Wu-Hausman			5.549**	

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 t 值。

4.5.1　企业规模

借鉴企业规模分类的常规做法，以年度行业中位数为临界点，将样本企业划分为小规模与大规模两类：凡总资产低于当年行业中间值的企业视为小规模企业，反之视为大规模企业。由列(1)和列(2)的回归结果可知，连锁股东对审计报告时滞的缩短作用呈现显著的企业规模依赖性。具体而言，在小规模企业样本中，Cross 的回归系数为−0.016 9 且未通过显著性检验，表明其对缩短审计报告时滞的作用有限；在大规模企业样本中，Cross 的系数为−0.055 4，并在 1%的水平上显著，说明其协同治理效应在大企业中得以有效发挥，能够显著缩短审计报告时滞。

表 7　异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业规模		四大审计	
	小规模	大规模	否	是
Cross	−0.016 9	−0.055 4***	−0.051 9***	−0.017 7
	(−1.42)	(−9.64)	(−9.65)	(−1.09)
lnSIZE	−0.000 1	0.004 6**	0.003 9***	−0.007 4*
	(−0.03)	(2.52)	(3.53)	(−1.76)
LEV	0.023 5**	0.015 4	0.019 9***	−0.050 0
	(2.43)	(1.40)	(2.71)	(−1.31)
ROA	−0.338 0***	−0.364 9***	−0.359 5***	−0.314 6***
	(−13.68)	(−11.16)	(−18.07)	(−3.07)
GROWTH	−0.017 9***	−0.010 3**	−0.014 6***	−0.011 9
	(−3.40)	(−2.07)	(−3.97)	(−0.69)
Big4	−0.023 5	−0.071 7***		
	(−1.55)	(−12.17)		
Audit	−0.055 9***	−0.053 6***	−0.053 9***	−0.089 6**
	(−5.82)	(−4.02)	(−6.83)	(−2.11)
STATE	−0.053 3***	−0.048 3***	−0.049 3***	−0.090 0***
	(−13.87)	(−14.52)	(−19.25)	(−7.94)
TOP1	−0.005 5	−0.006 0	−0.002 1	−0.069 0**
	(−0.45)	(−0.55)	(−0.26)	(−2.07)
IND	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES
常数项	4.657 7***	4.548 4***	4.571 2***	4.834 8***
	(79.23)	(105.65)	(181.09)	(44.92)
观测值	10 328	10 328	19 772	884
R^2	0.093	0.119	0.096	0.207

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 t 值。

上述差异的成因可归结为连锁股东发挥作用的空间与成本差异。大规模企业通常组织结构复杂、业务多元化程度高，管理层与股东之间的代理问题更为突出，审计过程中面临的信息不对称程度也更高，这为连锁股东凭借其跨企业信息整合优势和治理监督能力介入审计协调提供了充足空间。相比之下，小规模企业治理结构相对简单，财务报表信息透明度较高，审计报告时滞较短，连锁股东进一步压缩时滞的边际收益较低；同时，在小企业中，连锁股东往往持股比例有限、议价能力较弱，介入审计流程所需付出的沟通与干预成本相对较高，导致其协同治理效应难以有效释放。

4.5.2　审计师类型

表 7 列(3)和列(4)为基于是否由国际四大会计师事务所审计的分组回归结果。在非四大审计机构的样本中，Cross 的系数为−0.051 9，在 1%的水平上显著；在四大审计的样本中，Cross 的系数为−0.017 7，但未通过显著性检验。这表明连锁股东对审计报告时滞的缩短效应主要存在于非四大审计机构的企业中，而在四大审计机构的企业中该效应

不显著,主要原因如下。

在非四大审计机构样本中,连锁股东显著缩短了审计报告时滞,因其能弥补非四大事务所资源有限、行业专长不足的缺陷,通过优化信息环境与督促企业配合来提升审计效率。而在四大事务所审计样本中,连锁股东效应不显著,原因在于四大事务所自身拥有高度标准化的流程与深厚的行业专长,审计效率已处于高位,连锁股东的边际改善空间有限;同时四大事务所对高风险领域的独立判断能力较强,受企业内部控制质量影响较小,加之客户企业治理水平本就较高,连锁股东的协同治理效应难以进一步显现。

5　结论与建议

5.1　结论

本文以2017—2024年沪深A股上市公司为样本,实证检验了连锁股东对审计报告时滞的影响及信息不对称的中介作用,得出以下主要结论。

(1)连锁股东显著缩短了审计报告时滞,支持协同治理假说。说明连锁股东凭借信息优势与跨企业监督能力,能够有效改善企业信息环境、压缩管理层盈余操纵空间,从而提升审计效率。

(2)信息不对称在连锁股东与审计报告时滞之间发挥部分中介作用。中介效应分析表明,连锁股东能通过降低信息不对称程度这一传导路径间接缩短审计报告时滞。尽管中介效应占比较小,但验证了"连锁股东-信息不对称-审计报告时滞"这一理论逻辑的合理性。

(3)连锁股东的治理效应具有显著的情境依赖性。异质性分析显示,连锁股东对审计报告时滞的缩短作用仅在大规模企业和由非四大审计的企业中显著;在小规模企业和四大审计样本中,该效应不显著。这表明连锁股东需要一定的企业复杂度与治理空间才能有效发挥协同治理功能。

5.2　建议

基于上述结论,提出如下政策建议。

(1)鼓励和支持连锁股东发挥协同治理功能。监管层引导连锁股东积极参与被投资企业的治理实践,利用其跨企业信息整合优势,推动企业完善内部控制与信息披露机制,从而提升审计效率。同时,警惕连锁股东可能存在的合谋风险,加强对连锁股东行为的监督与规范。

(2)重视信息不对称在审计效率提升中的中介作用。企业主动提高信息披露质量,降低与外部审计师之间的信息壁垒;监管层进一步完善信息披露制度,压缩信息不对称的存在空间,为审计师高效开展审计工作创造良好的信息环境。

(3)针对不同企业特征实施差异化监管策略。对于大规模企业,重点关注连锁股东的治理参与程度,鼓励其发挥协同效应;对于小规模企业,可以通过政策引导降低连锁股东介入治理的成本,激发其治理积极性。在审计市场方面,鼓励非四大会计师事务所提升行业专长与审计效率,为连锁股东协同治理效应的发挥创造更好的外部条件。

参考文献

[1] 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.

[2] 李世刚,蒋煦涵,蒋尧明. 连锁股东与企业创新投入[J]. 南开管理评论,2023,26(5):50-62.

[3] 杨兴全,张记元. 连锁股东与企业金融化:抑制还是促进[J]. 中南财经政法大学学报,2022(2):27-40.

[4] 徐光华,冯雨佳,杨有德. 连锁股东对企业漂绿的影响研究[J]. 会计之友,2025(3):73-80.

[5] KANG J K, LUO J, NA H S. Are institutionalinvestors with multiple block holdings effective monitors? [J]. Journal of Financial Economics, 2018, 128(3): 576-602.

[6] CANRAN H, HUAN L. Institutional cross-ownership and stock price crash risk[J]. Research in International Business and Finance, 2023, 65: 101-989

[7] 杜善重,马连福. 连锁股东对企业风险承担的影响研究[J]. 管理学报,2022,19(1):27-35.

[8] 顾奋玲,马一先,许晨曦. 信息驱动还是竞争合谋:连锁股东与企业股价崩盘风险[J]. 会计研究,2022(7):141-153.

[9] 梁日新,李英. 连锁股东影响审计师定价决策吗[J]. 会计研究,2022(6):165-177.

[10] 文佑云,高弋卜,苏武俊. 高管团队稳定性对企业创新绩效的影响研究——基于风险偏好和连锁股东视角[J]. 会计之友,2022(23):106-115.

[11] 王静,张露. 连锁股东、关联交易与企业避税[J]. 商业会计,2024(17):41-45.

[12] ANTON M, EDERER F, GINE M, et al. Common ownership, competition and top management incentives [J]. Journal of Political Economy, 2023, 131(5): 1294-1355.

[13] 董延安,张诗文. 非控股大股东退出威胁与审计报告时滞[J]. 会计之友,2024(14):133-140.

[14] 刘瑞华. 实体企业金融化、高管团队不稳定性与审计报告时滞[J]. 财会通讯,2024(19):49-53.

[15] 窦笑晨,汪玉兰,刘芝一. 混合所有制改革降低了国企审计报告时滞吗?[J]. 审计研究,2022(6):94-104.

[16] 申宇冰. 企业数字化转型能够提高审计师工作效率吗?——基于审计报告时滞的研究[J]. 财会通讯,2025(9):35-40.

[17] 卢思绮. 异常审计报告时滞是否为公司违规的预警信号——基于审计功能的视角[J]. 新金融，2021(5)：44-49.
[18] 洪文杰，邱强，冯子琪，等. 审计师行业专长能够降低审计风险吗？——基于审计报告时滞视角的实证检验[J]. 财经理论研究，2023(5)：73-85.
[19] 余玉苗，宋子龙，孙迪. 项目团队行业专长、审计报告时滞与年报审计质量[J]. 管理评论，2021，33(4)：248-258.
[20] 刘慧，张俊瑞，孙嘉楠. 上市公司未决诉讼、法律环境与审计报告时滞[J]. 审计研究，2018(3)：112-120.
[21] 刘颖斐，吴晓艳. “特殊普通合伙”转制政策对审计报告时滞的影响[J]. 商业研究，2017(1)：135-141.
[22] 李百兴，李弄文，闫小庆. 企业前瞻性信息披露如何影响审计决策？[J]. 会计研究，2025(7)：176-188.
[23] 林钟高，李文灿. 企业金融化造成审计延迟了吗？[J]. 中国注册会计师，2022(4)：34-42.
[24] 温忠麟，叶宝娟. 中介效应分析：方法和模型发展[J]. 心理科学进展，2014，22(5)：731-745.
[25] 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)：136-164.
[26] 于蔚，汪森军，金祥荣. 政治关联和融资约束：信息效应与资源效应[J]. 经济研究，2012，47(9)：125-139.
[27] 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.

Research on the Impact of Chain Shareholders on the Delay of Audit Reports: Based on the Mediating Effect of Information Asymmetry

MA Xiang, WANG Hua

(School of Economics and Management, Shenyang Ligong University, Shenyang 110158, China)

Abstract: Using a sample of A-share listed companies on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2017 to 2024, the impact of chained shareholders on the audit report lag and investigates the mediating role of information asymmetry was empirically examined. The results show that chained shareholders significantly shorten the audit report lag, supporting the collaborative governance hypothesis. Information asymmetry plays a partial mediating role between them, that is, chained shareholders shorten the audit report lag by reducing the degree of information asymmetry. Heterogeneity analysis reveals that this governance effect is only significant in large-scale enterprises and non-big-four audit samples. This study incorporates chain shareholders and audit report lag into the same analytical framework, expands the research on the antecedents of audit efficiency from the perspective of collaborative governance, reveals the transmission path of “chain shareholders-information asymmetry-audit report lag”, and clarifies the applicable boundaries of governance effects through heterogeneity analysis, providing differentiated theoretical basis for enterprises to optimize their equity structure and improve the information environment.

Keywords: chained shareholders; audit report lag; information asymmetry; collaborative governance