

连锁股东与分析师盈余预测

余怒涛 苗瑞晨 袁博

(云南财经大学会计学院, 云南 昆明 650221)

摘要: 基于逐渐普遍的连锁股东现象, 学术界对其发挥的效应是协同治理还是竞争合谋的讨论也越发激烈。本文从分析师盈余预测视角考察连锁股东如何影响分析师预测行为。研究发现, 连锁股东能提高分析师盈余预测质量, 降低预测偏差, 减少分析师之间的预测分歧度。机制检验发现, 连锁股东通过发挥协同效应和治理效应提高分析师预测质量。进一步分析发现, 连锁股东的协同治理具有行业效应, 因连锁股东形成的同行业企业群越大, 连锁股东对分析师盈余预测影响越强; 考察主体异质性发现, 外资和机构型连锁股东对分析师预测质量的促进作用更强, 且连锁股东更能提高低能力分析师的预测质量。本研究从外部信息中介角度丰富了连锁股东的经济影响, 提供了通过完善微观企业股东治理改善资本市场运行效率的理论依据。

关键词: 连锁股东; 分析师盈余预测; 协同治理; 信息环境; 董事委派

Abstract: Based on the growing prevalence of the cross-ownership phenomenon, the academic debate on whether the influence of cross-ownership is collaborative governance or competitive collusion has become increasingly intense. This paper examines how cross-ownership affects analysts' forecasting behavior from the perspective of analysts' earnings forecasts. It is found that cross-ownership can improve the quality of analysts' earnings forecasts, reduce forecast bias, and decrease the degree of forecast disagreement among analysts. The mechanism test finds that cross-ownership improves the quality of analysts' forecasts by exerting synergistic effects and governance effects. Further analyses find that the synergistic governance of cross-ownership has an industry effect. When the group of enterprises in the same industry formed cross-ownership gets larger, the influence of cross-ownership on analysts' earnings forecast gets stronger. By examining the subject heterogeneity, it finds that foreign and institutional cross-ownership have a stronger contribution to analysts' forecast quality, and cross-ownership is more likely to improve the forecast quality of low-ability analysts. This study enriches the economic impact of cross-ownership from the perspective of an external information intermediary. It provides a theoretical basis for increasing the operating efficiency of the capital market by improving the governance of enterprises' shareholders from a micro perspective.

Key words: cross-ownership, analysts' earnings forecast, collaborative governance, information environment, director appointment

作者简介: 余怒涛, 管理学博士, 云南财经大学副校长、会计学院教授、博士生导师, 研究方向: 公司治理与公司财务。苗瑞晨(通讯作者), 女, 云南财经大学会计学院博士生, 研究方向: 公司治理与公司金融。袁博, 云南财经大学会计学院硕士生, 研究方向: 公司治理与资本市场。

中图分类号: F272 文献标识码: A

一、引言

我国独特的政治与文化因素塑造出与西方企业迥异的“中国式”治理模式, 企业间可通过关系型合约保持长期多维度的合作交流(蓝紫文和李增泉, 2022)^[25]。在

“关系型社会”的制度背景下, 社会关系网络与公司财务关系的研究越来越成为热点问题, 现有研究多从政商关系(唐松和孙铮, 2014)^[31]、董事网络(陈运森和郑登津, 2017)^[20]、供应商客户关系网络(包群和但佳丽, 2021)^[18]等角度开展。股权结构作为企业治理的核心, 是

平衡企业权力与利益的重要机制,其中,需要重点关注的是由共同股东持股形成的企业连锁关系,即一个或多个股东同时在两家或多家企业中持有股权的连锁股东现象。据统计,截至2020年底,有超过20%的上市公司通过共同股东形成关联,并且连锁股东对企业行为的影响随着股东之间网络关系的扩展逐渐加深,随着企业间互动关系的变化而逐渐重要。例如,复星医药(600196)同时持股金城医药(300233)和山河药辅(300452)后,促使企业间达成战略合作伙伴关系,共同探索多维度生态供应链协作赋能。又如,国家集成电路产业投资基金股份有限公司至2020年已在境内持股北斗星通(002151)、北方华创(002371)等同行业上市公司近20家,通过下设管理公司以及委派董监高等方式加大行业整合力度,发挥协同治理作用。

针对资本市场中逐渐普遍的连锁股东现象,学术界的相关研究快速涌现,然而结论存在较大争议。总体来看,连锁股东可以产生协同治理和竞争合谋两种效应。具体而言,部分学者从公司治理层面出发,认为同行业企业的持股使连锁股东获得更多的治理经验,在信息传递与资源流动方面展现更多优势,可以降低财务重述(杜勇和胡红燕, 2022)^[24]、促进持股企业间的产品市场协调(He and Huang, 2017)^[9]、提高并购交易完成度(Brooks et al., 2018; Kang et al., 2018)^{[4][11]}、缓解融资约束(Chen et al., 2021)^[6]、提高风险承担水平(杜善重和马连福, 2022)^[21]、降低盈余管理(杜勇等, 2021)^[23]等。然而,部分学者从竞争合谋层面出发,认为连锁股东需同时考虑其投资组合企业的价值,因此有更强的动机对所持股企业之间的竞争行为施加控制(He and Huang, 2017)^[9],如实施垄断高价(于左等, 2021)^[36]、减少广告投入力度(Lu et al., 2021)^[13]、出现投资不足(潘越等, 2020)^[30]、改变管理层薪酬设计(Liang, 2016)^[12]等。

基于此,有必要加强对连锁股东经济影响的研究。目前已有文献关注到连锁股东对企业自愿性信息披露的影响(Pawliczek and Skinner, 2018; Park et al., 2019)^{[16][15]}。然而,我国投资者并不活跃,且以散户为主,对企业披露信息的把握不够全面。分析师作为资本市场较为专业的信息中介,以盈余预测、评级报告等方式对外发布公司价值分析报告,有助于改善资本市场信息效率。从分

析师预测表现角度探讨连锁股东的影响有利于将股东之间网络关系与资本市场有效联系起来,将连锁股东对企业行为的影响扩展到更广阔的资本市场信息环境中。与此同时,虽然分析师是专业信息中介,但受自身利益驱动和外部环境制约等因素影响,分析师的独立性一直备受质疑,发布的盈利预测偏差较为严重,探讨连锁股东是否以及如何影响分析师预测质量,能够为提高资本市场信息效率提供来自微观层面股东治理的经验证据。

鉴于此,本文采用2007—2020年中国A股上市公司数据进行实证检验。研究发现:(1)连锁股东有助于提高分析师盈余预测质量,降低分析师预测偏差,减少预测分歧度;在经过一系列内生性和稳健性检验后结论依然成立。(2)机制检验表明连锁股东能够发挥协同效应和治理效应进而提升分析师盈余预测质量。(3)进一步分析发现,连锁股东的协同治理具有行业效应,当公司因连锁股东联结作用形成的同行业企业群越大时,连锁股东对分析师盈余预测质量的影响越大,而连锁股东持股非同行业多家企业并不会对分析师盈余预测产生显著作用;考虑主体异质性发现,相较于国有和非机构连锁股东,外资和机构连锁股东更能提高分析师盈余预测质量;相比高能力分析师,连锁股东对低能力分析师盈余预测质量的作用更强。

相较于以往研究,本文可能的研究贡献在于:首先,目前关于连锁股东行为后果的研究多集中在投融资、产品市场表现等方面,发现连锁股东会导致同行业企业间的合谋;然而,连锁股东如何发挥协同治理优势也是值得关注的话题。本文从分析师盈余预测的视角探讨连锁股东对资本市场信息效率的影响,既是对主流研究主题的有益补充,也是对社会关系下股东连锁研究的进一步拓展,为规范和引导连锁股东行为的相关政策制定提供更丰富的经验参考。其次,分析师预测行为事关资本市场信息传递,是资本市场研究中的重要话题。已有研究结合信息环境、公司特征、分析师个人特征进行分析,而股东关系是嵌入企业微观层面更为具体的内容,对分析师预测行为的影响是深入且重要的,本文从股东连锁关系层面为提高分析师预测质量提供新的经验证据,也可以为完善资本市场监管提供借鉴。最后,本文将连锁股东异质性因素和协同治理的行业效应纳入考

虑,从多维度丰富了现有连锁股东相关研究对股东异质性的考察,有助于理解和认识连锁股东的作用发挥。

二、文献回顾与假设提出

(一)连锁股东与分析师盈余预测:基于协同治理效应的分析

一方面,连锁股东的协同治理效应有助于改善企业信息环境,丰富分析师盈余预测所需的公共信息,并对其私有信息产生溢出效应,进而提高盈余预测质量。已有研究表明,公共信息和私有信息是分析师盈余预测的重要来源,对降低预测分歧度与偏差发挥重要作用(王雄元和彭旋,2016)^[32]。从公共信息看,专有成本理论认为管理层在向外传递信息时,往往担心披露的专有信息被竞争对手利用进而牺牲披露公司的利益(Park et al., 2019)^[15],这对分析师向市场传递高质量盈余预测具有一定的阻碍。连锁股东拥有同行业多个投资标的,更关注投资组合的价值最大化,有动机削弱所持股公司之间的恶性竞争,进而对管理层施加协同影响,减少企业对信息披露专有成本的担忧,强化企业披露意愿。市场中公共信息的增多促使分析师能更好地捕捉增量信息,深入理解企业盈余状况,提高盈余预测准确性(林晚发等,2020;赵刚等,2019)^{[27][38]}。此外,企业的信息披露还会影响分析师供给和需求成本,进而影响分析师关注(Bhushan, 1989)^[3]。上市公司信息披露的内容越充分越完整,往往会吸引更多的分析师关注。连锁股东推动企业披露更多公共信息,能够提高分析师可获得公共信息的数量和质量,降低收集和分析成本,促使分析师愿意提供更多的服务,即连锁股东能吸引更多分析师的跟踪关注。较多的分析师关注能够形成对公司的外部监督,进一步倒逼公司进行更多更准确的披露,减少企业未被发现的信息,降低分析师预测难度,进而提高分析师预测质量。从私有信息看,分析师可通过调研与分析非财务报告信息而获取各类信息。连锁股东可促进投资组合内企业间的关系协同和资源协调,增强彼此之间的业务联系和合作性交易(杜勇和胡红燕,2022)^[24],通过连锁股东形成的关系和资源网络无疑会增强分析师进行多渠道的私有信息获取。例如,分析师可同时调研预测公司以及因连锁股东而产生关联的其他同行业公司,通过股东

持股网络获得更多有价值的信息(Jang et al., 2022)^[10],进而提高盈余预测质量。此外,私有信息还包括基于公开信息进行专业分析判断所形成的特有信息(相加凤和全怡,2021)^[35]。研究发现,当某一企业发布盈余公告,分析师可及时修正,借助有关联的公司之间信息溢出效应作出更准确的预测(Guan et al., 2015; 罗棧心等,2020)^{[8][29]}。因此,若共同股东持股的多个企业被相同的分析师跟踪,则有助于提高分析师盈余预测质量。

另一方面,连锁股东实施监督治理,有助于提高治理水平,降低盈余波动,进而提高分析师盈余预测质量。分析师主要关注企业的盈利能力以及未来发展机会(Bryan and Tiras, 2007; 林晚发等,2020)^{[5][27]},为获取更多的交易佣金和投资银行服务费用而更喜欢追踪盈余平滑或稳定的公司(Barth et al., 2001; 王雄元和彭旋,2016)^{[2][32]}。此外,业绩大幅波动或盈余报告范围频繁变化还会加大分析师的预测成本。因此,企业的盈余稳定是影响分析师盈余预测质量的重要因素之一。连锁股东参与同行业多家企业的经营活动,多家企业的共性使其能够积累特定的行业知识和丰富的监督治理经验(Kang et al., 2018)^[11],随着联结数量的增加还会产生更低的监督治理成本(杜勇等,2021)^[23]。因此,连锁股东对行业发展态势及获利情况更为熟知,有更强的意愿引导企业设定并实现与市场环境相符合的经营目标,有效避免企业陷入盈余剧烈波动或经营困境的局面,并且连锁股东能够以直接参与监督治理的方式降低企业的盈余波动,对管理层基于业绩压力而操纵盈余的机会主义行为具有更强的鉴别能力,这有助于提高分析师对未来盈利预测的准确度并降低分析师之间的预测偏差。

据此,本文提出假设:

H1a: 连锁股东会提高分析师盈余预测质量,表现为降低分析师盈余预测偏差与分歧度。

(二)连锁股东与分析师盈余预测:基于竞争合谋效应的分析

一方面,连锁股东可能会促使企业建立信息壁垒,加大分析师盈余预测成本。为了实现投资组合收益最大化,连锁股东能够改善信息环境。然而连锁股东持股同行业内多家企业,比单一股东拥有更多获取内部私有信息的渠道和机会,可通过持股网络深入挖掘行业层面和

公司运营层面的私有信息。若良好的信息披露带来的收益不及连锁股东利用自身掌握私有信息而获取的私有收益,那么连锁股东更可能建立信息壁垒,促使企业进行更少且低质量的披露,进而实现私有收益最大化。研究发现,当机构投资者有更多渠道获取企业专有信息时,会促使企业披露低质量会计信息(Maffett, 2012)^[14]。连锁股东相比其他投资者的信息优势越明显时,获取私有收益的动机越强,与其他投资者之间的信息不对称程度也会加大,进而增加分析师的搜集难度,加大信息解读成本,分析师需要付出更多时间和精力获取私人信息,难以提供有价值的预测信息,这容易导致分析师盈余预测偏差增大。

另一方面,连锁股东有可能操纵投资企业合谋,提高分析师盈余预测难度。当同时持股行业内具有竞争关系的多家上市公司时,为了避免企业间激烈竞争而损害投资组合整体利益,共同机构投资者会干预投资组合公司减少竞争,进行产品市场合谋(吴晓晖等, 2022)^[34]。这种合谋会降低企业对投资机会的敏感性(潘越等, 2020)^[30],也会增大企业经营风险(梁日新和李英, 2022)^[26]。分析师的盈利预测与公司经营业务活动息息相关,合谋风险的增加无疑会加大分析师盈余预测难度。此外,连锁股东倾向于缓解所持股企业之间的竞争程度,促使投资组合中的同行业企业集体行动(Azar et al., 2018; 潘越等, 2020)^{[1][30]},也可能通过合谋形成垄断,以获取垄断利润,这使得分析师在预测时难以始终保持独立判断能力,更容易高估盈余,发布较为乐观的盈余预测。同时,连锁股东也会借助自身的联结关系以私下共享的方式进行私有信息的传递,在投资组合企业间建立免费的沟通“信息桥”,为企业间合谋提供条件,这进一步加大了分析师盈余预测难度。

据此,本文提出假设:

H1b: 连锁股东会降低分析师盈余预测质量,表现为提高分析师盈余预测偏差与分歧度。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

由于《企业会计准则》于2007年开始实施,本文选取2007—2020年沪深A股上市公司作为初始样本,并按

照以下标准进行筛选:(1)剔除资产负债率超过1或不足0的样本;(2)剔除ST、PT样本;(3)剔除银行、保险等金融行业;(4)删除数据缺失样本,最终得到19751个公司-年度观测值。本文构建连锁股东及股东异质性相关指标的数据来源于国泰安CSMAR与RESSET数据库,委派董事数据通过手工查询巨潮资讯网上市公司年报得到,管理层讨论与分析内容来自CNRDS数据库,其他数据均来自CSMAR数据库。为了避免异常值的影响,本文对所有连续变量进行了上下1%的缩尾处理。

(二)模型设定与变量定义

为检验本文的研究假设,构造了如下模型:

$$Error_{i,t}/Fdisp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cross_{i,t} + \beta_2 Ctrls_{i,t} + \sum_i Year_i + \sum_j Ind_j + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

1.被解释变量:分析师盈余预测质量

参考王玉涛和王彦超(2012)^[33]、王雄元和彭旋(2016)^[32]、林晚发等(2020)^[27]的做法,本文采用分析师盈余预测误差(*Error*)和预测分歧度(*Fdisp*)来衡量分析师盈余预测质量。由于每个公司每年有多个不同的分析师跟踪,且同一分析师在同一年对同一公司还可能发布多次盈利预测报告,为此,本文只保留了每个分析师当年度最后一个预测值。具体地,分析师预测误差(*Error*)代表分析师预测与企业实际盈余之间的偏离程度,盈余预测分歧度代表不同分析师之间的预测偏差,两个指标的计算方法如式(2)和(3)所示:

$$Error_{i,t} = \frac{\text{abs}[\text{mean}(Fcsteps_{i,t,j}) - Acteps_{i,t}]}{\text{abs}(Acteps_{i,t})} \quad (2)$$

$$Fdisp_{i,t} = \frac{sd(Fcsteps_{i,t,j})}{\text{abs}(Acteps_{i,t})} \quad (3)$$

其中, $Fcsteps_{i,t,j}$ 衡量分析师 j 对公司 i 在第 t 年所做的盈余预测值, $Acteps_{i,t}$ 衡量公司 i 在第 t 年的真实每股盈余, $\text{mean}(Fcsteps_{i,t,j})$ 为分析师盈余预测平均值。

2.解释变量:连锁股东

本文参考潘越等(2020)^[30]和Chen et al.(2021)^[6]的研究,根据以下步骤构建连锁股东指标 *Cross*。首先,在公司季度层面十大股东文件的基础上保留持股比例不低于5%的大股东。其次,在季度层面匹配每家公司中有多少名大股东同时也是同行业其他公司的大股东。最后,若公司在一年内任意季度拥有连锁股东,则 *Cross*1 为1,否则为0;并针对季度上连锁股东的数量求年度均值,加1取对数后得到连锁股东数量指标 *Cross*2。在行业匹配

表 1 变量定义

变量类别	变量代码	变量说明
被解释变量	<i>Ferror</i>	分析师盈余预测偏差，见式(2)
	<i>Fdisp</i>	分析师盈余预测分歧度，见式(3)
解释变量	<i>Cross1</i>	是否存在连锁股东，企业在一年内任意季度拥有连锁股东即为1，否则为0(在季度层面持股比例不低于5%的股东在其他公司持股5%以上即存在连锁股东)
	<i>Cross2</i>	连锁股东的数量，根据季度层面上企业拥有连锁股东的数据求年度均值，并加1取对数
控制变量	<i>Size</i>	企业规模，期初公司股票市值的自然对数
	<i>Lev</i>	资产负债率，年末总负债除以年末总资产
	<i>Roa</i>	盈利能力，总资产回报率
	<i>Growth</i>	营业收入增长率，本年营业收入增长额除以上一年营业收入
	<i>SOE</i>	产权性质，实际控制人是国有时为1，否则为0
	<i>Dual</i>	两职合一，董事长与总经理是同一个人时为1，否则为0
	<i>Inst</i>	机构投资者持股比例，机构投资者持股总数除以流通股本
	<i>Balance</i>	股权制衡度，第二到第五位股东持股比例之和除以第一大股东持股比例
	<i>Predict</i>	盈余可预测性，营业利润占利润总额的百分比的绝对值
	<i>Vsales</i>	业绩波动，公司最近三年营业收入与总资产的比值的标准差
	<i>Yretwd</i>	个股回报率，本年度考虑现金红利再投资的年个股回报率
	<i>Liquid</i>	换手率，流通股日均股票换手率
	<i>Anal</i>	分析师关注度，某年度跟踪某公司的分析师总人数加1取对数
	<i>Horizon</i>	分析师预测时间，公司年报公布日与分析师预测发布日之间的天数取自然对数
	<i>Rank</i>	虚拟变量，存在排名第1的分析师对其发布预测时为1，否则为0
	<i>Cover</i>	分析师预测的努力程度，分析师当年做出盈余预测的公司个数加1取对数
	<i>Sex</i>	分析师性别，当年对某公司发布盈余预测的女性分析师占比

时，以2012版证监会行业分类标准为基础，制造业企业细分到二级代码，非制造业企业细分到一级代码。

被解释变量、解释变量、控制变量的定义如表1所示。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2列示了主要变量的描述性统计结果。在被解释变量方面，分析师盈余预测偏差和盈余预测分歧度的标准差较大，说明分析师盈余预测与企业实际盈余存在较大偏差，分析师之间的预测分散程度较大。在解释变量方面，是否存在连锁股东指标的均值为0.170，表明在研究样本中，有17%的样本存在连锁股东。其余控制变量均与已有研究大致相同，此处不再赘述。

表2中Panel B根据企业是否存在连锁股东进行分组，均值*t*检验与中位数*z*检验均显示有连锁股东的企业分析师盈余预测质量显著更高，初步支持了连锁股东提高分析师盈余预测质量的假设。

表 2 变量的描述性统计结果

Panel A: 全样本描述性统计结果								
变量	样本量	均值	标准差	最小值	<i>p</i> 25	中位数	<i>p</i> 75	最大值
<i>Ferror</i>	19751	2.268	4.896	0.004	0.211	0.674	1.929	33.267
<i>Fdisp</i>	19751	1.528	3.080	0.012	0.240	0.540	1.302	20.681
<i>Cross1</i>	19751	0.170	0.376	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Cross2</i>	19751	0.116	0.270	0.000	0.000	0.000	0.000	1.609
<i>Size</i>	19751	23.153	1.112	20.903	22.373	22.988	23.781	27.359
<i>Lev</i>	19751	0.443	0.198	0.062	0.289	0.443	0.594	0.866
<i>Roa</i>	19751	0.048	0.060	-0.415	0.019	0.043	0.075	0.245
<i>Growth</i>	19751	0.193	0.429	-0.732	-0.001	0.123	0.283	4.806
<i>SOE</i>	19751	0.421	0.494	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Dual</i>	19751	0.238	0.426	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Inst</i>	19751	0.422	0.237	0.000	0.224	0.435	0.612	0.889
<i>Balance</i>	19751	0.669	0.569	0.016	0.222	0.504	0.966	2.961
<i>Predict</i>	19751	0.955	0.310	0.145	0.900	0.981	1.003	3.236
<i>Vsales</i>	19751	0.095	0.104	0.003	0.034	0.064	0.116	0.721
<i>Yretwd</i>	19751	0.207	0.669	-0.704	-0.232	0.031	0.439	3.093
<i>Liquid</i>	19751	2.178	1.640	0.209	0.972	1.705	2.921	8.206
<i>Anal</i>	19751	1.874	1.046	0.000	1.099	1.946	2.708	3.807
<i>Horizon</i>	19751	5.398	0.813	1.253	5.411	5.674	5.853	6.403
<i>Rank</i>	19751	0.089	0.285	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Cover</i>	19751	2.630	0.497	0.693	2.348	2.615	2.910	5.421
<i>Sex</i>	19751	0.273	0.232	0.000	0.091	0.250	0.400	1.000
Panel B: 有无连锁股东的分析师盈余预测情况								
变量	无连锁股东			有连锁股东			均值 <i>t</i> 检验	中位数 <i>z</i> 检验
	数量	均值	中位数	数量	均值	中位数		
<i>Ferror</i>	16394	2.367	0.730	3357	0.582	0.430	6.277***	13.727***
<i>Fdisp</i>	16394	1.579	0.575	3357	0.303	0.399	5.198***	12.427***

注：***表示在1%水平下显著。

表 3 2007—2020 年样本公司连锁股东的分布

年份	连锁股东持股比例的企业数量分布(家)				企业拥有的连锁股东数量分布(%)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	总数	比例不超过34%的企业	比例在34%~51%的企业	比例超过51%的企业	数量为1的占比	数量为2的占比	数量超过3的占比
2007	85	46	23	16	81.18	15.29	3.53
2008	103	55	29	19	83.50	14.56	1.94
2009	138	73	38	27	84.06	13.77	2.17
2010	163	92	39	32	81.60	16.56	1.84
2011	182	103	46	33	80.22	17.03	2.75
2012	222	133	54	35	75.68	19.82	4.50
2013	235	142	57	36	82.55	15.32	2.13
2014	238	144	60	34	84.03	14.29	1.68
2015	255	165	54	36	85.88	11.37	2.74
2016	267	166	65	36	83.90	13.48	2.62
2017	293	198	59	36	83.28	14.33	2.39
2018	338	247	57	34	86.69	10.65	2.67
2019	404	305	59	40	85.15	12.87	1.98
2020	434	334	51	49	81.11	16.82	2.07
平均					82.77	14.72	2.51

为更好了解连锁股东的作用，本文对样本公司2007—2020年连锁股东的分布情况进行统计。从表3可看出，存在连锁股东的企业数量逐年增加，从2007年的85个增长到2020年的434个。列(2)~(4)展示了连锁股东持股比例的公司数量分布。持股比例不超过34%的公司最多，共2203家；其次是34%~51%，共691家；最后是持股比例超过51%，共463家。列(5)~(7)反映了82.77%的公司拥有一个连锁股东，14.72%的公司拥有两个连锁股

表 4 连锁股东与分析师盈余预测

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ferror		Fdisp	
Cross1	-0.209** (-2.010)		-0.156** (-2.144)	
Cross2		-0.314** (-2.086)		-0.213** (-1.999)
Size	0.239*** (4.409)	0.242*** (4.434)	0.145*** (3.942)	0.146*** (3.938)
Lev	-0.532* (-1.886)	-0.531* (-1.884)	-0.203 (-1.042)	-0.202 (-1.034)
Roa	-13.926*** (-16.541)	-13.936*** (-16.549)	-8.069*** (-14.540)	-8.074*** (-14.547)
Growth	-0.740*** (-9.105)	-0.740*** (-9.110)	-0.364*** (-7.222)	-0.365*** (-7.225)
SOE	-0.391*** (-3.783)	-0.390*** (-3.767)	-0.199*** (-2.935)	-0.199*** (-2.945)
Dual	0.027 (0.284)	0.027 (0.284)	0.052 (0.846)	0.052 (0.844)
Inst	-0.838*** (-4.254)	-0.833*** (-4.227)	-0.446*** (-3.311)	-0.444*** (-3.299)
Balance	-0.004 (-0.053)	-0.001 (-0.006)	0.016 (0.327)	0.017 (0.351)
Predict	2.156*** (7.741)	2.156*** (7.740)	1.309*** (7.388)	1.309*** (7.387)
Vsales	1.051*** (2.675)	1.045*** (2.659)	0.647** (2.424)	0.643** (2.410)
Yretwd	-0.732*** (-11.008)	-0.734*** (-11.016)	-0.273*** (-6.160)	-0.274*** (-6.168)
Liquid	0.104*** (3.414)	0.104*** (3.418)	0.054*** (2.691)	0.054*** (2.690)
Anal	-0.750*** (-14.111)	-0.752*** (-14.115)	-0.412*** (-11.775)	-0.412*** (-11.780)
Horizon	-0.046 (-0.716)	-0.046 (-0.715)	0.244*** (6.444)	0.244*** (6.443)
Rank	0.198* (1.790)	0.197* (1.786)	0.097 (1.346)	0.097 (1.342)
Cover	-0.240*** (-2.732)	-0.239*** (-2.727)	-0.115** (-2.066)	-0.115** (-2.062)
Sex	0.162 (0.903)	0.162 (0.898)	0.038 (0.341)	0.038 (0.337)
截距项	-1.604 (-1.226)	-1.674 (-1.272)	-2.711*** (-3.077)	-2.728*** (-3.083)
年份	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
样本量	19751	19751	19751	19751
调整R ²	0.142	0.142	0.107	0.107

注：括号内为t值，标准误在公司层面进行聚类调整，***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。下表同。

东，2.51%的公司拥有超过三个连锁股东。

(二)回归结果分析

表4报告了连锁股东对分析师盈余预测表现的影响结果。其中列(1)~(2)为使用分析师盈余预测偏差作为因变量的回归结果，列(3)~(4)为使用分析师盈余预测分歧度作为因变量的回归结果，Cross1和Cross2的回归系数均在5%水平下显著为负。从以上结果可以看出，相较于不存在连锁股东的企业，存在连锁股东的企业分析师盈余预测偏差和分歧度更低，并且随着连锁股东数量的增加，连锁股东对分析师盈余预测偏差和分歧度的抑制作用更强。上述实证结果较好地支持了假设H1a。

(三)内生性检验

1.工具变量法

为更好解决内生性问题对研究结论的影响，本文参考潘越等(2020)^[30]的研究，选取股票是否在沪深300指数和中证500指数中变动作为工具变量，具体分别设置虚拟变量ln300和ln500，为当股票上一期由非中证500升入中证500指数，则ln500为1，否则为0；当股票上一期由中证500升入沪深300指数，则ln300为1，否则为0。工具变量的检验结果如表5所示。在第一阶段中，工具变量的回归系数具有显著性，说明对内生变量有较好的解释力度，且F值均远大于10，说明不存在弱工具问题。在第二

表 5 工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	第二阶段	
	Cross1	Ferror	Fdisp
Cross1		-13.409** (-2.254)	-8.289** (-2.174)
ln300	-0.045** (-2.317)		
ln500	-0.023** (-2.013)		
截距项	-2.251*** (-25.639)	-31.083** (-2.329)	-20.875** (-2.442)
控制变量	是	是	是
年份	是	是	是
行业	是	是	是
样本量	19751	19751	19751
调整R ²	0.1950		
F值	81.82		
Hansen J统计量		1.666	0.416
Hansen J统计量的p值		0.197	0.519
Sargan 统计量		1.801	1.229
Sargan 统计量的p值		0.180	0.268

阶段中，无论被解释变量是*Ferror*还是*Fdisp*，Hasen *J*统计量值和Sargan统计量值对应的*p*值均大于0.1，说明工具变量符合外生性要求。上述结果表明本文选取的工具变量是合适的。此外，在第二阶段的回归结果中，*Cross1*的回归系数均显著为负，说明连锁股东对分析师预测偏差和分歧度具有抑制作用，支持了前文的结论。

2.样本选择偏差控制

为避免样本选择问题带来的估计偏差，本文参照杜勇等(2021)^[23]的研究，使用Heckman两阶段模型进行检验。首先，通过Probit模型估计逆米尔斯比率(*IMR*)，用以检验滞后期的企业特征变量是否会影响连锁股东持股。其次，将获取的逆米尔斯比率作为控制变量加入模型(1)，回归结果如表6所示，无论被解释变量是*Ferror*还是*Fdisp*，逆米尔斯比率(*IMR*)的估计系数均在1%水平下显著，表明确实存在连锁股东的分布偏差，且连锁股东的回归系数显著为负，结论依然成立。

3.安慰剂检验

本文参考潘越等(2020)^[30]的做法，在PSM配对样本基础上，进行安慰剂检验。首先提取研究样本中*Cross2*变量的所有取值，再将这些数值逐个随机地分配到每个公司-年度观测值中，进而对模型(1)重新回归，重复此过程1000次。回归结果如表7列(1)(2)所示，*Cross2*的回归系数并不显著，说明安慰剂效应不存在，再次验证了结论的可靠性。

4.动态效应检验

本文借鉴杜善重和马连福(2022)^[21]、杜勇等(2021)^[23]的方法，在PSM配对样本基础上采用多时期双重差分法

(DID)来估计股权结构发生变化前后分析师盈余预测的差异。本文区分了连锁股东“从无到有”和“从有到无”两种情况。*Treat*表示组别，当处理组(*Treat*=1)样本从无变为有连锁股东时，将始终没有连锁股东的样本定义为控制组(*Treat*=0)；当处理组(*Treat*=1)样本从有变为没有连锁股东时，将始终拥有连锁股东的样本定义为控制组(*Treat*=0)。*Post*表示连锁股东变更年份前后的哑变量。检验结果见表7列(3)~(6)。连锁股东从无到有时，无论被解释变量是*Ferror*还是*Fdisp*，*Treat*×*Post*的回归系数均显著为负，意味着当上市公司从没有连锁股东变更为有连锁股东后，分析师盈余预测偏差和分歧度显著降低。连锁股东从有变为无时，*Ferror*对*Treat*×*Post*的回归系数为正但不显著，*Fdisp*对*Treat*×*Post*的回归系数显著为正，意味着当上市公司的连锁股东缺失后，分析师盈余预测分歧度会显著增大。这一结果较好地支持了本文的结论。

表 7 安慰剂检验与动态效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>
	安慰剂检验		从无到有		从有到无	
<i>Cross2</i>	-0.082 (-0.474)	-0.060 (-0.535)				
<i>Treat</i> × <i>Post</i>			-0.441* (-1.887)	-0.325* (-1.719)	0.718 (1.057)	1.043* (1.751)
截距项	1.404 (0.658)	-1.253 (-0.897)	3.809 (0.634)	2.622 (0.649)	4.567 (0.816)	2.424 (0.643)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	否	否	否	否
个体	否	否	是	是	是	是
样本量	5020	5020	4658	4658	4780	4780
调整 <i>R</i> ²	0.151	0.120	0.094	0.076	0.095	0.078

表 6 Heckman 两阶段回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferror</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Fdisp</i>
<i>Cross1</i>	-0.245** (-2.410)		-0.169** (-2.538)	
<i>Cross2</i>		-0.363** (-2.528)		-0.233** (-2.456)
<i>IMR</i>	-1.370*** (-4.839)	-1.367*** (-4.828)	-0.714*** (-4.001)	-0.712*** (-3.991)
截距项	11.158*** (4.208)	11.063*** (4.169)	4.560*** (2.718)	4.526*** (2.696)
控制变量	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
样本量	15916	15916	15916	15916
调整 <i>R</i> ²	0.146	0.146	0.112	0.112

表 8 考虑行业的年度趋势

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferror</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Fdisp</i>
<i>Cross1</i>	-0.221** (-2.359)		-0.163*** (-2.635)	
<i>Cross2</i>		-0.332** (-2.509)		-0.226** (-2.566)
截距项	-2.607* (-1.696)	-2.680* (-1.738)	-3.080*** (-2.713)	-3.102*** (-2.728)
控制变量	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
年份×行业	是	是	是	是
样本量	19751	19751	19751	19751
调整 <i>R</i> ²	0.144	0.144	0.108	0.108

(四)稳健性检验

1.考虑行业的年度趋势

样本期间不同行业会经历不同的周期变化，不同年度国家出台的货币政策、产业政策等因素会对不同行业企业产生差异化影响，这些宏观因素会对连锁股东是否进入某一行业产生影响，也会影响行业内企业的盈余状况。因此，本文加入了行业年度交乘项的固定效应，回归结果如表8所示。无论被解释变量是*Ferror*还是*Fdisp*，连锁股东的回归系数显著为负，结论仍然保持不变。

2.改变连锁股东的界定门槛

本文将持股比例不低于10%作为界定标准，重新计算企业是否拥有连锁股东(*Cross11*)和拥有的连锁股东数量(*Cross12*)，回归结果如表9所示，*Cross11*和*Cross12*的回归系数至少在5%水平下显著，结论保持不变。

3.替换分析师预测表现的衡量方式

本文采用期末股票收盘价进行平滑处理得到*Error2*和*Fdisp2*，回归结果见表10列(1)~(4)，回归系数均在1%水平下显著为负，表明连锁股东能够有效提高分析师盈余预

表 9 改变连锁股东的界定门槛

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferror</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Fdisp</i>
<i>Cross11</i>	-0.259** (-2.500)		-0.165** (-2.371)	
<i>Cross12</i>		-0.442*** (-2.848)		-0.281*** (-2.706)
截距项	-1.640 (-1.451)	-1.703 (-1.503)	-2.684*** (-3.632)	-2.724*** (-3.678)
控制变量	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
样本量	19751	19751	19751	19751
调整R ²	0.142	0.142	0.107	0.107

表 10 分析师预测表现的替代变量回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Error2</i>	<i>Error2</i>	<i>Fdisp2</i>	<i>Fdisp2</i>	<i>Ferrmoon</i>	<i>Ferrmoon</i>
<i>Cross1</i>	-0.005*** (-5.617)		-0.002*** (-4.133)		-0.230** (-2.080)	
<i>Cross2</i>		-0.008*** (-6.124)		-0.003*** (-3.886)		-0.330** (-2.102)
截距项	-0.027** (-2.296)	-0.029** (-2.458)	-0.054*** (-9.136)	-0.054*** (-9.134)	-2.466* (-1.915)	-2.512* (-1.945)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
样本量	19751	19751	19751	19751	17200	17200
调整R ²	0.404	0.405	0.213	0.213	0.136	0.136

测质量。考虑到我国分析师预测存在较大乐观偏差，因此这里识别出存在分析师乐观偏差的样本并构建分析师乐观偏差变量(*Ferrmoon*)，等于分析师*i*对公司*i*预测的EPS均值减去公司*i*实际EPS的差值除以公司*i*实际EPS，若该值为正则表明存在乐观偏差。回归结果如表10列(5)(6)所示，回归系数均在5%水平下显著为负，说明连锁股东能有效降低分析师预测乐观偏差，提高预测质量。

五、作用机制检验

(一)协同效应检验

在理论分析中，连锁股东提高分析师盈余预测质量的路径之一在于：连锁股东能够发挥协同效应，缓解企业对信息专有成本的担忧，改善信息环境，进而提升盈余预测质量。为了检验上述协同效应，本文借鉴刘佳伟和吉利(2021)^[28]的做法，选择年报中的“管理层讨论与分析”作为信息数量(*Sentnum*)的衡量指标，该指标通过年报中“管理层讨论与分析”内容的语句数加1后取对数得到，且该数值越大，信息数量越多；此外，借鉴Dechow et al.(1995)^[7]的做法，选择修正的Jones模型计算得出的应计盈余管理水平作为信息质量(*AbsDA*)的衡量指标，且该数值越大，信息质量越差。检验结果如表11所示，被解释变量是*Sentnum*时，*Cross1*和*Cross2*的回归系数显著为正，被解释变量是*AbsDA*时，*Cross1*和*Cross2*的回归系数显著为负，表明连锁股东可以有效发挥协同效应。

(二)治理效应检验

股东主要通过股东大会投票与董事会投票两种渠道参与公司监督治理。因此，探讨持股与委派董事能从“质”的层面更好地回答连锁股东是否真的能发挥监督

表 11 协同效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Sentnum</i>	<i>Sentnum</i>	<i>AbsDA</i>	<i>AbsDA</i>
<i>Cross1</i>	0.025** (2.465)		-0.004*** (-3.921)	
<i>Cross2</i>		0.028* (1.947)		-0.007*** (-4.922)
截距项	2.662*** (22.202)	2.655*** (22.077)	0.098*** (7.196)	0.095*** (6.964)
控制变量	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
样本量	19751	19751	19751	19751
调整R ²	0.442	0.442	0.099	0.100

治理作用，进而提升分析师预测质量。借鉴蔡贵龙等(2018)^[19]、潘越等(2020)^[30]的做法，本文构建连锁股东持股比例(*CrossShare*)和委派董事比例(*CrossDir*)变量。如表12中Panel A所示，二者的回归系数均显著为负，说明连锁股东持股比例越高，委派董事数量越多，越能降低分析师盈余预测偏差和分歧度，这意味着连锁股东参与公司监督治理能够对分析师盈余预测质量起到提升作用。

考虑到不同持股模式能够反映连锁股东不同的话语权和持股动机，本文探讨了在不同持股模式下连锁股东委派董事的效应如何。参照杜善重和李卓(2022)^[22]的做法，按照不同持股比例分为三种模式：持股不足34%的分为分散策略持股，持股比例超过34%且不足51%的分为相对控股，持股比例超过51%的分为绝对控股。如表12中Panel B所示，连锁股东委派董事仅在分散策略持股时表现出显著的抑制作用，在绝对控股状态下，连锁股东委派董事甚至会提高分析师盈余预测偏差，这在一定程度上也说明了分散策略持股的连锁股东监督作用更好。

表 12 治理效应检验						
Panel A: 持股与委派董事						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)		
	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>		
<i>CrossShare</i>	-0.553* (-1.942)	-0.321* (-1.668)				
<i>CrossDir</i>			-0.266* (-1.769)	-0.207** (-1.981)		
截距项	-1.502 (-1.340)	-2.575*** (-3.503)	-1.251 (-1.144)	-2.453*** (-3.412)		
控制变量	是	是	是	是		
年份	是	是	是	是		
行业	是	是	是	是		
样本量	19751	19751	19751	19751		
调整R ²	0.142	0.107	0.142	0.107		
Panel B: 不同持股模式下连锁股东委派董事						
变量	分散策略持股		相对控股		绝对控股	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>
<i>CrossDir</i>	-0.713*** (-3.093)	-0.627*** (-4.400)	-0.296 (-0.983)	-0.222 (-1.098)	0.725* (1.912)	0.430 (1.478)
截距项	-1.645 (-1.427)	-2.588*** (-3.426)	12.307** (2.437)	10.569*** (3.146)	5.481 (0.873)	3.717 (0.809)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
样本量	18597	18597	691	691	463	463
调整R ²	0.139	0.104	0.202	0.205	0.275	0.221

六、进一步分析

(一) 协同治理的行业效应

与单一持股股东相比，连锁股东的独特之处在于持有同行业多家企业股份。当连锁股东在同行业持有公司越多时，规模效应可以降低监督成本，提升治理效率。为检验连锁股东协同治理的行业效应，参照Ramalingegowda et al.(2020)^[17]和杜勇等(2021)^[23]的研究，本文构建了企业因连锁股东的联结程度指标(*Number*)。该指标通过计算季度层面上上市公司的连锁股东持股的同行业其他上市公司的数量后取年度均值并加1取对数得到，该指标越大，意味着因连锁股东作用而形成的同行业企业群越大。表13列(1)(2)展示了协同治理行业效应的检验结果，*Number*的回归系数显著为负，说明因连锁股东形成的同行业企业群联结程度越大，对分析师盈余预测偏差和分歧度的抑制作用越强。

此外，本文还进一步验证了连锁股东持股非同行业公司是否能够产生协同治理的行业效应，检验结果如表13列(3)~(6)所示，公司是否存在非同行业连锁股东(*NCross1*)和公司拥有的非同行业连锁股东数量指标(*NCross2*)对分析师盈余预测偏差和分歧度的作用并不显著，说明连锁股东持股非同行业公司并不会对分析师盈余预测质量产生协同治理的行业效应。

(二) 主体异质性分析

1. 基于连锁股东异质性的考虑

前文发现，连锁股东能提高分析师盈余预测质量，

表 13 协同治理的行业效应						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	同行业共同持股		非同行业共同持股			
	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>
<i>Number</i>	-0.137** (-2.491)	-0.083** (-2.170)				
<i>NCross1</i>			-0.015 (-0.165)	-0.019 (-0.296)		
<i>NCross2</i>					-0.051 (-0.403)	-0.037 (-0.423)
截距项	-1.678 (-1.471)	-2.692*** (-3.594)	-1.171 (-0.910)	-2.405*** (-2.791)	-1.225 (-0.950)	-2.427*** (-2.812)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
样本量	19751	19751	19751	19751	19751	19751
调整R ²	0.142	0.107	0.142	0.107	0.142	0.107

但不同属性的大股东可能存在不同的行为动机或者利益目标。为检验不同性质的连锁股东对分析师盈余预测质量的差异化影响，本文借鉴余怒涛等(2021)^[37]的做法，对连锁股东进行分类。首先，从连锁股东是否为国有属性角度出发，将连锁股东区分为国有、外资和其他。回归结果如表14中Panel A所示，相比国有连锁股东，外资连锁股东对分析师盈余预测偏差和分歧度的抑制作用更显著。其次，从连锁股东是否为机构投资者角度出发，将连锁股东区分为机构连锁股东和非机构连锁股东。回归结果如表14中Panel B所示，相比非机构连锁股东，机构型连锁股东更能显著降低分析师盈余预测偏差和分歧度。

2.基于分析师能力异质性的考虑

连锁股东对分析师盈余预测质量的促进作用还与分析师的能力密切相关。能力较高的分析师往往更关注职业声誉，更有动机和能力挖掘私有信息，盈余预测质量更高。因此，本文预计，与能力高的分析师相比，连锁

股东对能力较低分析师的盈余预测质量的影响更大。以明星分析师作为判断分析师能力的替代变量，计算跟踪企业的明星分析师数量并加1取对数，然后根据年度均值构建低能力分析师(*Starn*)变量，低于均值则赋值为1，否则为0。回归结果如表15所示，交乘项系数均显著为负，说明相对于高能力分析师，连锁股东更能提高低能力分析师的盈余预测质量。

七、结论与建议

随着连锁股东现象在资本市场中越来越普遍，学术界对于连锁股东如何影响企业行为的讨论日益激烈。本文的研究发现，连锁股东能够提高分析师盈余预测质量。作用机制检验表明，连锁股东主要通过发挥协同效应和治理效应进而来提高分析师盈余预测质量，协同效应能够改善信息环境，治理效应能深入到“质”的层面以完善公司治理。进一步分析发现，连锁股东的协同治理具有行业效应；相比国有和非机构连锁股东，外资连锁股东以及机构连锁股东对分析师盈余预测质量的促进作用较为明显；相比高能力分析师，连锁股东对低能力分析师预测质量的影响更明显。

由此，本文得到以下两方面启示：

一方面，从监管角度，监管部门应综合考量连锁股东的治理影响，在制度供给层面为连锁股东的发展提供政策环境，规范和引导连锁股东在所联结企业中发挥比较优势。一是适当放宽相关政策和规定，鼓励企业引入

表 14 主体异质性分析：基于连锁股东异质性

Panel A: 区分国有、外资和其他								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>
国有	-0.105 (-0.797)	-0.072 (-0.773)					-0.144 (-1.225)	-0.099 (-1.250)
外资			-0.392*** (-2.588)	-0.251** (-2.239)			-0.424*** (-3.185)	-0.275*** (-2.819)
其他					0.181 (0.474)	-0.001 (-0.002)	0.140 (0.363)	-0.027 (-0.123)
截距项	-1.188 (-0.932)	-2.399*** (-2.793)	-1.810 (-1.358)	-2.795*** (-3.096)	-1.126 (-0.887)	-2.364*** (-2.760)	-1.927* (-1.654)	-2.886*** (-3.757)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	19751	19751	19751	19751	19751	19751	19751	19751
调整R ²	0.142	0.107	0.142	0.107	0.142	0.107	0.142	0.107
Panel B: 区分机构连锁股东和非机构连锁股东								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		
	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>		
机构	-0.212** (-2.254)	-0.156** (-2.489)					-0.214** (-2.267)	-0.158** (-2.509)
非机构			-0.083 (-0.213)	-0.082 (-0.376)	-0.125 (-0.320)	-0.113 (-0.519)		
截距项	-1.609 (-1.418)	-2.711*** (-3.638)	-1.138 (-1.044)	-2.365*** (-3.297)	-1.614 (-1.422)	-2.716*** (-3.645)		
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	19751	19751	19751	19751	19751	19751	19751	19751
调整R ²	0.142	0.107	0.142	0.107	0.142	0.107		

表 15 主体异质性分析：基于分析师能力异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferror</i>	<i>Ferror</i>	<i>Fdisp</i>	<i>Fdisp</i>
<i>Cross1</i> × <i>Starn</i>	-0.486*** (-2.936)		-0.244** (-2.233)	
<i>Cross2</i> × <i>Starn</i>		-0.671*** (-2.862)		-0.353** (-2.230)
<i>Cross1</i>	0.118 (0.824)		0.002 (0.020)	
<i>Cross2</i>		0.140 (0.666)		0.018 (0.129)
<i>Starn</i>	0.002 (0.018)	-0.003 (-0.034)	-0.020 (-0.379)	-0.020 (-0.391)
截距项	-1.671 (-1.469)	-1.746 (-1.529)	-2.797*** (-3.904)	-2.817*** (-3.920)
控制变量	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
样本量	19751	19751	19751	19751
调整R ²	0.142	0.142	0.111	0.111

外资型和机构型连锁股东以优化股权结构和提升治理水平；二是加快推进企业连锁股东及其作用发挥的信息披露，避免因连锁股东造成的行业垄断和壁垒效应，更重要的是引导连锁股东在所联结企业之间形成催生正外部性的纽带，发挥协同效应。

另一方面，从外部信息中介角度，分析师应借助连锁股东获取可靠、相关的公司特质信息。在选择分析对

象以及评价公司未来发展机会时，分析师充分关注连锁股东的协同效应和监督治理作用对企业发展的影响，以便更好地进行预测，合理借助股东连锁形成的网络关系从多维度、多方面获取企业发展信息，发挥专业信息中介的信号传递作用，为投资者提供高质量信息。 ■

[基金项目：国家自然科学基金项目“供应链客户关系与上市公司大股东行为研究——基于股权质押视角”（批准号：72262034）、国家自然科学基金项目“大股东异质性、退出威胁与企业创新”（批准号：71862037）]

参考文献：

- [1] Azar J, Schmalz M C, Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership: anticompetitive effects of common ownership[J]. Journal of Finance, 2018, 73(4): 1513-1565.
- [2] Barth M E, Kasznik R, McNichols M F. Analyst coverage and intangible assets[J]. Journal of Accounting Research, 2001, 39(1): 1-34.
- [3] Bhushan R. Firm characteristics and analyst following[J]. Journal of Accounting and Economics, 1989, 11(2-3): 255-274.
- [4] Brooks C, Chen Z, Zeng Y. Institutional cross-ownership and corporate strategy: the case of mergers and acquisitions[J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 48: 187-216.
- [5] Bryan D M, Tiras S L. The influence of forecast dispersion on the incremental explanatory power of earnings, book value, and analyst forecasts on market prices[J]. Accounting Review, 2007, 82(3): 651-677.
- [6] Chen Y, Li Q, Ng J, Wang C. Corporate financing of investment opportunities in a world of institutional cross-ownership[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 69: 102041.
- [7] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting earnings management[J]. Accounting Review, 1995, (2): 193-225.
- [8] Guan Y, Wong M H, Zhang Y. Analyst following along the supply chain[J]. Review of Accounting Studies, 2015, 20(1): 210-241.
- [9] He J J, Huang J. Product market competition in a world of cross-ownership: evidence from institutional blockholdings[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(8): 2674-2718.
- [10] Jang I J, Kang N, Yezegel A. Common ownership, price informativeness, and corporate investment[J]. Journal of Banking & Finance, 2022, 135: 106-373.
- [11] Kang J K, Luo J, Na H S. Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors?[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 128(3): 576-602.
- [12] Liang L. Common ownership and executive compensation[J]. University of Texas at Dallas Working Paper, 2016.
- [13] Lu R, Shen Q, Wang T, Zhang X. Frenemies: corporate advertising under common ownership[J]. Management Science, 2021, 68(6): 4645-4669.
- [14] Maffett M. Financial reporting opacity and informed trading by international institutional investors[J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 54(2-3): 201-221.
- [15] Park J, Sani J, Shroff N, White H. Disclosure incentives when competing firms have common ownership[J]. Journal of Accounting and Economics, 2019, 67(2): 387-415.
- [16] Pawliczek A, Skinner A N. Common ownership and voluntary disclosure[J]. SSRN Paper 3002075, 2018.
- [17] Ramalingegowda S, Utke S, Yu Y. Common institutional ownership and earnings management[J]. Contemporary Accounting Research, 2020, 38(1): 208-241.
- [18] 包群, 但佳丽. 网络地位、共享商业关系与大客户占比[J]. 经济研究, 2021, (10): 189-205.
- [19] 蔡贵龙, 柳建华, 马新啸. 非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J]. 管理世界, 2018, (5): 137-149.
- [20] 陈运森, 郑登津. 董事网络关系、信息桥与投资趋同[J]. 南开管理评论, 2017, (3): 159-171.
- [21] 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, (1): 27-35.
- [22] 杜善重, 李卓. 连锁股东治理与企业创新[J]. 科学学与科学技术管理, 2022, (5): 117-141.
- [23] 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.
- [24] 杜勇, 胡红燕. 机构共同持股与企业财务重述[J]. 证券市场导报, 2022, (2): 67-79.
- [25] 蓝紫文, 李增泉. 关系型合约视角下双重股权结构选择动因解析——来自中概股的经验证据[J]. 财经研究, 2022, (3): 139-153.
- [26] 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.
- [27] 林晚发, 赵仲匡, 刘颖斐, 宋敏. 债券市场的评级信息能改善股票市场信息环境吗?——来自分析师预测的证据[J]. 金融研究, 2020, (4): 166-185.
- [28] 刘佳伟, 吉利. 明星CEO、信息渠道与分析师行为[J]. 当代财经, 2021, (2): 124-136.
- [29] 罗模心, 麻志明, 伍利娜. 关联交易方信息溢出效应对分析师的影响[J]. 会计研究, 2020, (3): 46-53.
- [30] 潘越, 汤旭东, 宁博, 杨玲玲. 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.
- [31] 唐松, 孙铮. 政治关联、高管薪酬与企业未来经营绩效[J]. 管理世界, 2014, (5): 93-105.
- [32] 王雄元, 彭旋. 稳定客户提高了分析师对企业盈余预测的准确性吗?[J]. 金融研究, 2016, (5): 156-172.
- [33] 王玉涛, 王彦超. 业绩预告信息对分析师预测行为有影响吗[J]. 金融研究, 2012, (6): 193-206.
- [34] 吴晓晖, 李玉敏, 柯艳蓉. 共同机构投资者能够提高盈余信息质量吗[J]. 会计研究, 2022, (6): 56-74.
- [35] 相加凤, 全怡. 系族企业与分析师预测准确度——来自中国民营上市公司的经验证据[J]. 当代财经, 2021, (9): 137-148.
- [36] 于左, 张容嘉, 付红艳. 交叉持股、共同股东与竞争企业合谋[J]. 经济研究, 2021, (10): 172-188.
- [37] 余怒涛, 张华玉, 刘昊. 非控股大股东与企业金融化: 蓄水池还是套利工具?[J]. 南开管理评论, 2021, (9): 1-33.
- [38] 赵刚, 江雨佳, 马杨, 吕雅铭. 新审计准则实施改善了资本市场信息环境吗?——基于分析师盈余预测准确性的研究[J]. 财经研究, 2019, (9): 114-126.

(责任编辑：邹威)