

审计委员会主任地理距离与公司风险承担*

• 向锐¹ 唐婧涵² 林融玉³

(1, 2, 3 四川大学商学院 成都 610064)

【摘要】本文以2007—2018年我国A股上市公司为样本,研究了审计委员会主任地理距离对公司风险承担的影响。研究发现,审计委员会主任地理距离越远,公司风险承担水平越高。进一步分析发现,机构投资者持股、事务所规模以及分析师关注度能够缓解审计委员会主任地理距离对公司风险承担的正向影响作用。机制检验结果显示,内部控制质量和盈余质量在审计委员会主任地理距离与公司风险承担的关系中起到部分中介作用。本文的研究结论对公司选聘审计委员会主任的决策提供了新的经验证据,对于提高审计委员会履职水平、保护投资者利益具有重要的启示意义。

【关键词】 审计委员会主任 地理距离 公司风险承担 影响机制

中图分类号: F275 文献标识码: A

1. 引言

公司风险承担水平决定了企业将如何选择其投资活动,对企业的发展具有重要意义(Liu et al., 2020)。承担风险的程度越高,公司越有可能选择预期净现值为正的高风险项目,但风险过高也会给企业带来一系列的负面后果,如使企业的竞争力下降(Jensen, 1986)、恶化企业的财务状况(洪金明, 2021)等。因此,将公司风险承担控制在企业能够承受的范围内至关重要。审计委员会是公司治理体系中一项重要的制度安排,审计委员会主任作为独立的财务专家,在审计委员会乃至整个公司治理中都发挥了重大的作用,其履职效率可能对公司风险承担水平产生重要影响。

物理距离这一概念已被发现对信息收集有一定的影响,特别是对于无法编码和转移的“软信息”,居住地过远会增加其获取成本(Liberti and Petersen, 2019)。距离也已被广泛地运用到与公司

* 基金项目: 国家社会科学基金一般项目“中国情境下学者独董参与治理、影响机制与企业经济后果”(项目批准号: 18BGL091)。

通讯作者: 唐婧涵, E-mail: hanna2221@163.com。

相关的研究中,比如独立董事地理距离、投资者地理距离以及审计师地理距离等。审计委员会主任负有监督公司的内审和内控制度、选聘外审机构、审核财务信息披露等责任,作为审计委员会成员与管理层、内部与外部审计师之间的主要联系点,是审计委员会有效性的决定性因素(Abernathy et al., 2014),对审计有效性和财务可靠性有重大的影响(向锐和林融玉, 2020)。审计委员会主任地理距离,即其常驻工作地与公司经营地之间的距离,在信息传播局限的客观条件下将会影响主任对公司信息的获取,继而影响其发挥监督等职能。现有文献大多从审计委员会主任的背景特征、社会关系等角度研究其对公司治理的影响,而地理距离作为其履职的另一重要特征,却一直被学者们所忽略。迄今为止,尚未有文献考虑审计委员会主任地理距离这一重要履职特征对公司风险承担的影响。

审计委员会主任负有监督公司内部控制和盈余管理的职责,受制于距离导致的监督效能的减弱,主任地理距离的增加将会减弱内控质量和盈余质量,难以约束管理层行为,进而对公司风险承担产生影响。因此,本文以2007—2018年我国A股上市公司为样本,研究了审计委员会主任地理距离是否影响公司风险承担。研究发现,审计委员会主任地理距离对其履职能力产生影响,距离的增加显著提高了公司盈余的波动性,使公司风险承担提高。进一步分析发现,机构投资者持股比例增加、选择大型会计师事务所进行审计以及证券分析师关注度的提高,将减少主任地理距离对公司风险承担的正向影响作用。此外,机制检验结果显示,内部控制质量和盈余质量在审计委员会主任地理距离提高公司风险承担的过程中起到了部分中介作用。

本文的创新点在于以下几个方面:

(1) 本文丰富了有关公司风险承担的研究。现有文献涉及了债权人权力(Acharya et al., 2011)、股东多元化(Faccio et al., 2011)、高管特征(Li et al., 2013; 余明桂等, 2013)、管理层薪酬计划(Coles et al., 2006)、独立董事政治关联(周泽将等, 2018)等对公司风险承担的影响,但尚未涉及审计委员会这一更为细化的主体对公司风险承担的研究。本文从审计委员会主任地理位置这一重要履职特征出发,补充了公司风险承担影响因素的研究。

(2) 本文丰富了有关独立董事地理距离对公司影响的研究。现有文献涉及了独立董事地理距离对公司财务报告质量(张洪辉等, 2019)、财务重述次数(张洪辉和平帆, 2019)、盈余管理(谢德仁和汤晓燕, 2012)和公司代理成本(罗进辉等, 2017)等的影响,仅将独立董事视为无差别整体,而没有考虑到审计委员会这一特殊的制度安排。由于审计委员会主任地理距离数据的难以获取,少数涉及其地理距离的研究也仅从“是否本地”这一简单二元变量进行分析(谢德仁和汤晓燕, 2012; Cheng et al., 2021)。为得到更加准确的研究结论,本文衡量其常驻工作地与公司经营地之间的绝对距离,拓宽了相关研究思路。

(3) 本文丰富了有关审计委员会主任履职特征的研究。有关审计委员会主任的文献大多从背景特征(谢德仁和汤晓燕, 2012; 向锐和杨雅婷, 2016; 向锐等, 2017)、社会关系(向锐和林融玉, 2020)等角度研究其对公司治理的影响,而较少涉及其地理距离对公司影响的研究。本文通过分析审计委员会主任地理距离对公司风险承担的影响,补充了审计委员会主任地理距离这一履职特征对公司治理影响的研究。

(4) 本文研究审计委员会主任地理距离与公司风险承担之间的关系,为企业做出更合理的审计

委员会主任选聘决策提供了经验证据, 也为如何提高主任履职水平提供了新的思路。

本文的后续结构安排如下: 第二部分在回顾有关文献后提出研究假设; 第三部分为研究设计, 包括变量定义和模型构建; 第四部分为实证结果分析和稳健性检验; 第五部分为进一步分析; 第六部分为结论与政策建议。

2. 文献综述与研究假设

2.1 文献综述

2.1.1 风险承担相关研究综述

公司风险承担指企业经营过程中面临的内外部因素对其盈利能力的影响 (Jo and Na, 2012), 现有对公司风险承担的研究包含外部因素和内部因素两个方面。外部因素方面, 学者们认为文化差异、宗教信仰会影响公司风险承担水平 (Hilary and Hui, 2009); 股权结构也影响公司的风险承担水平, 比如国有企业和债权人权力大的企业具有显著更低的风险承担 (李文贵和余明桂, 2012; Acharya et al., 2011)。内部因素方面, 现有文献发现女性高管更加规避风险 (Faccio et al., 2016), 过度自信的高管更愿意承担风险 (余明桂等, 2013); 同时, 高管薪酬中变动部分越多, 管理者越愿意提高风险以最大化自身收益 (Coles et al., 2006)。对于独立董事, 现有文献仅仅考虑到了独董政治关联对公司风险承担具有促进作用 (周泽将等, 2018), 并没有涉及审计委员会主任的特征对公司风险承担的影响。

2.1.2 地理距离相关研究综述

现有文献表明, 公司的各方利益相关者与公司所处地的地理距离将影响公司治理。对于投资者来说, 他们更偏好于投资距离较近的熟悉公司, 股东的地理位置大多离公司较近, 现有研究认为其原因主要是“本土偏见” (Grinblatt and Keloharju, 2001) 以及信息获取和监控成本 (Coval and Moskowitz, 2001)。在此基础上分析发现, 老练的投资者和海外投资者受地理距离的影响较少 (Grinblatt and Keloharju, 2001)。对于监管者来说, 距离的减少可以促进其对公司经营和财务信息披露方面的监督和管理, 距监管机构越近的公司发生财务错报的可能性也越小 (张洪辉和平帆, 2019)。现有文献还发现, 审计师与公司的地理距离越近, 信息获取优势越高, 审计质量 (刘文军, 2014) 和审计及时性 (Dong and Robinson, 2018) 也越高。

独立董事作为公司治理中的重要组成部分, 许多学者关注地理位置对其履职能力的影响。将本国和海外独董做对比发现, 海外独董由于文化、制度、信息获取等差异难以对公司进行有力的监督, 但可以通过其所处位置先进的治理制度、所获取的更为完善的知识体系以及其全球化的社会网络对公司的发展和全球化产生影响 (罗进辉等, 2017; Oxelheim and Randøy, 2003)。从更细化的角度分析, 独董距离的增大会导致公司的财务报告质量降低 (张洪辉等, 2019), 同时增加财务重述的次数

(张洪辉和平帆, 2019)。而对于审计委员会主任地理距离对公司治理的影响, 现有文献涉及较少, Cheng 等 (2021) 仅以本地和外地作为区分条件, 发现在信息环境不透明时, 审计委员会主任本地化与更好的应计质量相关。但现有文献中并未涉及主任地理位置的绝对距离所带来的影响, 更没有将其与公司风险承担联系起来。

2.2 理论分析与研究假设

根据《上市公司治理准则》, 审计委员会具有监督及评估外审和内审、审核公司财务信息及披露、监督和评估公司内部控制等职能。作为审计委员会的负责人, 主任领导并推动着审计委员会的各项工作。作为独立董事和财务专家, 主任在保障内控系统、提高审计有效性和财务可靠性等方面都起到了至关重要的作用, 其个人特质对审计委员会的有效性有显著影响(向锐和林融玉, 2020)。具体来说, 《企业内部控制基本规范》明确了审计委员会需要负责审查企业内部控制, 监督内控的实施和自我评价, 协调内控审计及其他相关事宜, 而且作为负责人的主任委员也应具备相应的职业操守和专业胜任能力。已有文献也表明, 审计委员会主任的个人特征包括受教育水平、薪酬水平以及声誉等都会显著影响内控质量(向锐等, 2017)。同时根据《董事会审计委员会实施细则指引》, 审计委员会会议在主任委员的主持下, 将会审议公司对外披露的财务报告等信息是否客观真实, 公司重大的关联交易是否合乎相关法律法规。现有研究发现, 主任委员的受教育水平、薪酬水平的提高及其本地化都能提升公司盈余质量, 主任的个人特征将会影响其对管理层的监督和财务报告的监控, 从而影响公司盈余质量(谢德仁和汤晓燕, 2012; 向锐和杨雅婷, 2016)。

审计委员会主任地理距离反映了审计委员会主任常驻地与公司之间客观存在的距离差异。从信息获取的角度来看, 虽然距离的远近不会影响公司公开信息的获取, 但远距离的双方沟通成本较高, 可能影响外部董事对于“软信息”的获取(罗进辉等, 2017)。独立董事在信息获取方面本身具有天然的劣势, 在距离过远的情况下, 独董难以与公司进行有效的沟通, 这可能制约了独董的监督能力。从履职成本的角度来看, 距离远, 时间和精力花费多, 这将会提高独董履职的现实成本, 削弱独董的监督动机。研究证明, 独董距离上市公司越远, 参加董事会会议次数越少, 公司的财务报告质量越低(张洪辉等, 2019), 财务重述也越多(张洪辉和平帆, 2019), 监督行为有效性显著降低(原东良和周建, 2021), 可能导致严重的过度投资(曹春方和林雁, 2017), 提高公司的风险承担水平(Barger et al., 2010)。

审计委员会主任与公司的地理距离越远, 在时间、精力等客观成本的阻碍下, 不能保证及时发现内部控制的薄弱环节, 难以有效履行审查公司内控制度的职责。而内部控制的提升可以通过多种渠道减少公司面临的风险, 比如通过内部控制环境建设、风险评估和控制活动来制约管理层的行为。在审计委员会疏于管控的情况下, 薄弱的内部控制制度可能导致“内部人控制”问题(吴有昌, 1995), 内部人员有动力尽可能多地蚕食企业的收益, 管理层可能违背忠诚义务, 追求建设个人帝国, 盲目冒险, 经营行为短期化, 发展战略过于激进, 导致企业过度投资与扩张、经营失败; 也可

能违背勤勉义务, 经营过程中敷衍偷懒、缺乏创新、投资不足, 导致企业错失市场机会, 被竞争对手超越, 面临巨大的竞争压力 (青木昌彦和张春霖, 1994; 孙天法, 2003)。上述情况都必然导致公司经营出现较大的波动, 风险承担增加。研究发现, 审计委员会主任本地化会对公司内控质量产生积极影响 (向锐等, 2017)。因此, 影响主任委员履行监督内部控制的职责, 可能是审计委员会主任地理距离影响企业风险承担水平的途径之一。

此外, 审计委员会主任与公司的地理距离越远, 越难以获取公司信息, 就难以有效履行审核公司财务信息的职责。信息不对称的增加使得主任难以对管理层的盈余管理行为进行监管, 不能通过公司财务约束管理层由于信息不对称和操纵空间增加导致的冒险行为 (董竹和张欣, 2021)。而缺少审计委员会的制约, 管理层也就拥有了更多的机会和动机通过盈余管理手段误导其他会计信息使用者, 导致管理层为了自身利益进行激进扩张或者由于懒政造成投资不足, 同时对管理行为中风险的判断和规避也会缺乏主动性, 因为在大多数情况下, 即使风险发生造成不利后果, 采取盈余管理手段显得更为便利, 也足以掩盖其中的不当行为, 这可能使管理层风险行为增加, 影响公司的风险承担。研究发现, 审计委员会主任本地化会对公司的盈余质量产生积极影响 (谢德仁和汤晓燕, 2012), 因此, 影响主任委员履行监督盈余信息的职责, 也可能是审计委员会主任地理距离影响企业风险承担水平的途径之一。

综上所述, 我们认为地理距离会影响审计委员会主任对公司信息的获取与监督行为的实施, 导致其不能对公司内部控制及信息披露行为进行有效监督, 从而导致公司风险承担的增加。由此, 本文提出假设:

H1: 审计委员会主任与公司地理距离越远, 公司风险承担越高。

3. 研究设计

3.1 变量选择与数据来源

自 2007 年 1 月 1 日起, 财政部颁布的新会计准则开始在中国上市公司中执行, 且 2007 年中国证监会首次要求上市公司年度报告中披露审计委员会的履职情况汇总报告, 同时由于因变量需做 3 年和 5 年滚动计算处理, 本文选取 2007—2018 年我国 A 股上市公司作为初始样本, 并对其进行如下筛选: (1) 剔除未披露审计委员会主任信息的公司; (2) 剔除 ST、*ST 的公司; (3) 剔除金融类上市公司; (4) 剔除其余数据存在缺失的样本。最终得到有效观察样本共 17359 个, 样本的年度分布情况见表 1, 随着上市公司数量的增加以及对审计委员会重视程度的提升, 数据量逐年攀升。为避免极端值对结果的影响, 本文对所有连续变量在 1% 和 99% 水平上进行 Winsorize 缩尾处理。本文中审计委员会主任信息及其主要工作所在地数据通过手工收集整理得到 (通过阅读公司董事会决议获取审计委员会主任信息, 并根据主任简历搜集其主要工作所在地数据), 其余相关数据来自 CSMAR 数据库, 包括上市公司经营地及注册地、股票市场数据以及财务报表数据等。

表 1 样本分布

年度	Freq.	Percent	Cum.
2007	373	2.15	2.15
2008	827	4.76	6.91
2009	1067	6.15	13.06
2010	1227	7.07	20.13
2011	1422	8.19	28.32
2012	1535	8.84	37.16
2013	1656	9.54	46.7
2014	1746	10.06	56.76
2015	1791	10.32	67.08
2016	1868	10.76	77.84
2017	1953	11.25	89.09
2018	1894	10.91	100
合计	17359	100	

3.2 变量定义与模型设定

3.2.1 公司风险承担

公司风险是一种固有风险，来自企业经营过程中各种因素对其盈利能力的影响 (Jo and Na, 2012)。盈余的波动性反映了投资决策的风险，代表了公司的风险承担。参考已有研究 (Faccio et al., 2011; 余明桂等, 2013)，本文选取公司盈余的波动性来衡量公司风险承担，波动性越大，风险承担越高。盈余的波动性通过 ROA 的五年 ($T-2, T-1, T, T+1, T+2$) 滚动值进行计算，ROA 为企业息税前利润 (EBITDA) 和年末资产总额 (ASSET) 之比。首先采用行业平均值对企业每一年的 ROA 进行调整计算出 Adjusted_ROA，然后计算其标准差 RT_1 和极差 RT_2 ，具体计算过程如模型 (1) 至 (3) 所示。

$$\text{Adjusted_ROA}_{i,n} = \frac{\text{EBITDA}_{i,n}}{\text{ASSET}_{i,n}} - \frac{1}{X_n} \sum_{k=1}^X \frac{\text{EBITDA}_{k,n}}{\text{ASSET}_{k,n}} \quad (1)$$

$$RT_1 = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{n=1}^N \left(\text{Adjusted_ROA}_{i,n} - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \text{Adjusted_ROA}_{i,n} \right)^2} \quad | N = 5 \quad (2)$$

$$RT_2 = \text{Max}(\text{Adjusted_ROA}_{i,n}) - \text{Min}(\text{Adjusted_ROA}_{i,n}) \quad (3)$$

3.2.2 审计委员会主任地理距离

对于审计委员会主任地理距离的衡量，参考罗进辉等 (2017) 的做法，对审计委员会主任主要

工作所在地行政中心与上市公司经营地的经纬度距离进行测算。通过使用 Haversine 公式 (Sinnott, 1984) 计算出经纬度距离 Distance, 具体计算如模型 (4)、(5) 所示。

$$\text{Distance} = 6371.04 \times \text{Acracos}(C) \times \frac{\pi}{180} \quad (4)$$

$$C = \cos(\text{latitude}_i) \times \cos(\text{longitude}_i) \times \cos(\text{latitude}_j) \times \cos(\text{longitude}_j) + \cos(\text{latitude}_i) \times \sin(\text{longitude}_i) \times \cos(\text{latitude}_j) \times \sin(\text{longitude}_j) + \sin(\text{latitude}_i) \times \sin(\text{latitude}_j) \quad (5)$$

同时, 由于存在某一年度内公司拥有多个审计委员会主任的情况, 本文通过计算每年上市公司所有主任距离的平均值作为审计委员会主任地理距离, 并取其自然对数作为本文的解释变量 (LnDis_O)。

3.2.3 模型构建

根据前文的理论假设分析, 本文构建回归模型 (6) 检验假设 H1:

$$RT = \beta_0 + \beta_1 \times \text{LnDis_O} + \beta_2 \times \text{Controls} + \beta_3 \times \text{Year} + \beta_4 \times \text{Ind} + \varepsilon \quad (6)$$

其中解释变量为审计委员会主任地理距离 (LnDis_O), 被解释变量为公司风险承担 (RT), 分别用 RT_1 和 RT_2 表示。模型 (6) 中若系数 β_1 为正, 则证明地理距离越大, 公司风险承担越高, 假设 H1 成立。Controls 为控制变量, 本文参考相关研究文献 (洪金明等, 2021; Cheng et al., 2021), 控制了 Size、Lev、Cashflow、Growth、Dual、Board、Indep、TobinQ、ListAge、Top1、SOE 以及 Market。Year 和 Ind 分别为年度哑变量和行业哑变量。具体变量定义和计算方式如表 2 所示。

表 2 变量定义

变量类型	变量名称	变量说明
被解释变量	RT ₁	每 5 年 (T-2, T-1, T, T+1, T+2) 滚动 Adjusted_ROA 的标准差
	RT ₂	每 5 年 (T-2, T-1, T, T+1, T+2) 滚动 Adjusted_ROA 的极差
解释变量	LnDis_O	审计委员会主任地理位置与公司经营地的距离的自然对数
控制变量	Size	公司规模, 年总资产的自然对数
	Lev	资产负债率, 年末总负债除以年末总资产
	Cashflow	现金流比率, 经营活动产生的现金流量净额除以总资产
	Growth	营业收入增长率, 本年营业收入/上一年营业收入-1
	Dual	两职合一, 董事长与总经理是同一人为 1, 否则为 0
	Board	董事人数, 董事会人数取自然对数
	Indep	独立董事比例, 独立董事除以董事人数
	TobinQ	托宾 Q 值, (流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产
	ListAge	上市年限, ln(当年年份-上市年份+1)
	Top1	第一大股东持股比例, 第一大股东持股数量/总股数

续表

变量类型	变量名称	变量说明
控制变量	SOE	公司最终控制人属于国有取值为 1, 否则为 0
	Market	樊纲市场化指数中市场化进程总得分
	Year	年份哑变量, 12 年的研究样本年度取 11 个哑变量
	Ind	行业哑变量, 按证监会 2012 年行业分类, 制造业取两位代码, 其他行业用大类

4. 实证结果与分析

4.1 描述性统计

表 3 列示了主要变量的描述性统计。由表 3 可知, 被解释变量 RT_1 范围为 0.006~3.067, 均值为 0.130, 标准差为 0.434; RT_2 范围为 0.014~7.203, 均值为 0.313, 标准差为 1.006, 说明企业间的风险承担差距较大。解释变量 LnDis_O 均值为 3.551, 标准差为 1.572, 对数还原后的审计委员会主任平均地理距离约为 84.181km, 说明主任常住地与公司存在一定距离。控制变量中, 公司规模 (Size)、公司杠杆 (Lev)、现金流比率 (Cashflow) 和营业收入增长率 (Growth) 均值分别为 22.166、0.474、0.045 和 0.204, 有 20.2% 的董事长同时兼任总经理 (Dual), 董事会的平均人数 (Board) 为 9 人, 其中独董比例 (Indep) 为 37%, 托宾 Q 值 (TobinQ) 平均为 2.036, 第一大股东持股比例 (Top1) 平均为 35.6%, 有 48.3% 的公司最终控制人为国有 (SEO), 市场化进程 (Market) 平均得分为 7.875。

表 3 主要变量描述性统计

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
RT_1	17359	0.130	0.434	0.006	3.067
RT_2	17359	0.313	1.006	0.014	7.203
LnDis_O	17359	3.551	1.572	-0.252	5.777
Size	17359	22.166	1.295	19.307	25.782
Lev	17359	0.474	0.211	0.051	0.984
Cashflow	17359	0.045	0.075	-0.188	0.25
Growth	17359	0.204	0.571	-0.58	4.024
Dual	17359	0.202	0.401	0	1
Board	17359	2.16	0.199	1.609	2.708

续表

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
Indep	17359	0.37	0.052	0.308	0.571
TobinQ	17359	2.036	1.459	0	9.321
ListAge	17359	2.337	0.655	0.693	3.219
Top1	17359	0.356	0.153	0.084	0.748
SOE	17359	0.483	0.5	0	1
Market	17359	7.875	1.832	2.92	10.62

4.2 相关性分析

表4报告了主要变量的 Pearson 相关系数及显著性水平。由表4可以看出, 审计委员会主任地理距离 (LnDis_O) 与 RT_1 和 RT_2 在 1% 显著水平上正相关, 相关系数分别为 0.0357 和 0.0359, 说明地理距离会影响公司风险承担, 地理距离越大, 公司风险承担越高, 初步证实了假设 H1。同时各变量之间相关系数 p 值小于 0.5, 表明变量之间不存在严重的多重共线性问题。

表4 主要变量相关系数

变量	RT_1	RT_2	LnDis_O	Size	Lev	Cashflow	Growth	Dual
RT_1	1.0000							
RT_2	0.9995*** (0.000)	1.0000						
LnDis_O	0.0357*** (0.000)	0.0359*** (0.000)	1.0000					
Size	-0.1652*** (0.000)	-0.1682*** (0.000)	-0.0002 (0.980)	1.0000				
Lev	0.0361*** (0.000)	0.0377*** (0.000)	-0.0230*** (0.002)	0.3342*** (0.000)	1.0000			
Cashflow	-0.004 (0.587)	-0.006 (0.420)	0.0373*** (0.000)	0.0513*** (0.000)	-0.1787*** (0.000)	1.0000		
Growth	0.0107 (0.159)	0.0105 (0.165)	0.0184** (0.015)	0.0503*** (0.000)	0.0391*** (0.000)	0.0105 (0.167)	1.0000	
Dual	-0.0045 (0.550)	-0.0039 (0.608)	0.0195*** (0.010)	-0.1043*** (0.000)	-0.0992*** (0.000)	-0.0198*** (0.009)	0.0144* (0.058)	1.0000

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著 (双尾检验), 括号内为 p 值。

4.3 回归结果分析

表5报告了模型(6)的回归结果,即以LnDis_O为解释变量,RT₁和RT₂为被解释变量,在列(1)和列(3)中只控制了年度和行业因素,在列(2)和列(4)中则控制了全部控制变量。列(1)、列(2)显示,LnDis_O与RT₁均在1%的显著水平上正相关,系数分别为0.0095和0.0090。列(3)、列(4)显示,LnDis_O与RT₂均在1%的显著水平上正相关,系数分别为0.0224和0.0210。从经济意义上看,LnDis_O变动一个标准差,列(2)的RT₁增长10.9%、列(4)的RT₂增长10.5%。这表明审计委员会主任工作地离公司越远,信息传播更不及时、监督效能更弱,公司风险承担越高,即审计委员会主任地理距离的增加提高了公司风险承担,假设H1得到验证。

表5 审计委员会主任地理距离与公司风险承担

变量	RT ₁		RT ₂	
	(1)	(2)	(3)	(4)
截距	0.4935*** (0.000)	0.9206*** (0.000)	1.1330*** (0.000)	2.1594*** (0.000)
LnDis_O	0.0095*** (0.000)	0.0090*** (0.000)	0.0224*** (0.000)	0.0210*** (0.000)
Size		-0.0263*** (0.000)		-0.0636*** (0.000)
Lev		0.1841*** (0.000)		0.4435*** (0.000)
Cashflow		-0.0977** (0.018)		-0.2390** (0.013)
Growth		0.0036 (0.493)		0.0082 (0.493)
Dual		-0.0000 (0.997)		-0.0001 (0.993)
Board		-0.0175 (0.325)		-0.0387 (0.348)
Indep		0.0047 (0.942)		0.0237 (0.872)
TobinQ		0.0120*** (0.000)		0.0290*** (0.000)

续表

变量	RT ₁		RT ₂	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ListAge		0.0267 *** (0.000)		0.0623 *** (0.000)
Top1		0.0159 (0.451)		0.0356 (0.467)
SOE		-0.0275 *** (0.000)		-0.0657 *** (0.000)
Market		0.0009 (0.649)		0.0020 (0.643)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17359	17359	17359	17359
调整的 R ²	0.2014	0.2156	0.1994	0.2147
F 值	137.812	109.417	136.084	108.842

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著，括号内为 p 值。

4.4 稳健性检验

4.4.1 更换被解释变量

本文选取 3 年滚动 Adjusted_ROA 的标准差 RT₃ 与极差 RT₄ 以及 5 年和 3 年滚动 ROE 的标准差与极差 RT₅、RT₆、RT₇、RT₈ 作为替换被解释变量，其计算方法与被解释变量 RT₁、RT₂ 一致。以 RT₃~RT₈ 替换模型 (6) 的 RT 分别进行检验，同时控制年份、行业以及所有控制变量。

回归结果如表 6 所示，结果显示，LnDis_O 与 RT₃、RT₄、RT₇ 和 RT₈ 在 1% 的显著水平上正相关，与 RT₅ 和 RT₆ 在 5% 的显著水平上正相关，即审计委员会主任地理距离越大，盈余波动性就越大，公司风险承担越高，更换被解释变量的测度后结论与前文一致，假设 H1 进一步得到验证。

表 6 更换被解释变量

变量	RT ₃	RT ₄	RT ₅	RT ₆	RT ₇	RT ₈
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距	1.2591 *** (0.000)	2.2383 *** (0.000)	2.2239 *** (0.000)	5.2280 *** (0.000)	1.4518 *** (0.000)	2.7052 *** (0.000)

续表

变量	RT ₃	RT ₄	RT ₅	RT ₆	RT ₇	RT ₈
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnDis_O	0.0081*** (0.000)	0.0144*** (0.000)	0.0099** (0.028)	0.0240** (0.018)	0.0077*** (0.003)	0.0145*** (0.002)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17359	17359	17359	17359	17359	17359
调整的 R ²	0.1850	0.1860	0.2264	0.2301	0.2037	0.2066
F 值	90.536	91.158	116.444	118.874	101.908	103.700

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著，括号内为 p 值。

4.4.2 更换解释变量

借鉴张洪辉等（2019）的研究，本文分别计算了审计委员会主任工作地与公司注册地地理距离的自然对数（LnDis_R）、审计委员会主任与公司经营地地理距离除以 100 的形式（Dis_Os）作为解释变量进入模型（6）重新进行回归检验。

表 7 报告了更换解释变量的检验结果，结果显示，LnDis_R 和 Dis_Os 的系数均在 1%的显著水平上为正，假设 H1 再次得到验证，说明更换地理距离的测度后前文的结论依然是稳健的。

表 7 更换解释变量

变量	RT ₁		RT ₂	
	(1)	(2)	(3)	(4)
截距	0.9319*** (0.000)	0.9384*** (0.000)	2.1856*** (0.000)	2.2010*** (0.000)
LnDis_R	0.0054*** (0.006)		0.0127*** (0.005)	
Dis_Os		0.0130*** (0.000)		0.0303*** (0.000)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17359	17359	17359	17359

续表

变量	RT ₁		RT ₂	
	(1)	(2)	(3)	(4)
调整的 R ²	0.2149	0.2153	0.2140	0.2144
F 值	109.006	109.223	108.426	108.643

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著，括号内为 p 值。

4.4.3 控制审计委员会整体特征

考虑到审计委员会的整体特征可能影响风险承担，本文补充会议次数、任期以及审计委员会规模 3 个审计委员会特征数据对模型 (6) 重新进行回归，其中通过审计委员会会议召开次数衡量会议次数 (Meet)，通过主任委员担任该职的月份数衡量任期 (Period)，通过审计委员会成员数衡量审计委员会规模 (AC_size)。

回归结果见表 8，可以看到 LnDis_O 与 RT₁ 和 RT₂ 均在 1% 的显著水平上正相关，审计委员会主任地理距离对公司风险承担的影响在控制了审计委员会整体特征后依然成立，假设 H1 再次得到验证。

表 8 控制审计委员会整体特征

变量	RT ₁		RT ₂	
	(1)	(2)	(3)	(4)
截距	0.5536*** (0.000)	1.0238*** (0.000)	1.2618*** (0.000)	2.3701*** (0.000)
LnDis_O	0.0061*** (0.000)	0.0054*** (0.001)	0.0142*** (0.000)	0.0125*** (0.001)
Size		-0.0240*** (0.000)		-0.0570*** (0.000)
Lev		0.1473*** (0.000)		0.3496*** (0.000)
Cashflow		-0.1319*** (0.000)		-0.3125*** (0.000)
Growth		0.0066 (0.149)		0.0149 (0.154)
Dual		-0.0017 (0.803)		-0.0041 (0.793)
Board		-0.0274* (0.088)		-0.0610* (0.096)

续表

变量	RT ₁		RT ₂	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Indep		-0.0374 (0.514)		-0.0762 (0.560)
TobinQ		0.0126 *** (0.000)		0.0297 *** (0.000)
Listage		0.0251 *** (0.000)		0.0575 *** (0.000)
Top1		-0.0054 (0.772)		-0.0138 (0.745)
SOE		-0.0251 *** (0.000)		-0.0584 *** (0.000)
Market		-0.0006 (0.722)		-0.0013 (0.732)
Meet		0.0002 (0.867)		0.0005 (0.832)
Period		-0.0008 *** (0.000)		-0.0018 *** (0.000)
AC_size		0.0024 (0.226)		0.0057 (0.215)
N	15431	15431	15431	15431
调整的 R ²	0.1658	0.1852	0.1643	0.1850
F 值	96.851	75.641	95.796	75.532

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著，括号内为 p 值。

4.4.4 控制内生性问题

(1) 固定效应模型。为了缓解公司层面不随时间变化而变化的遗漏变量所导致的内生性问题，本文通过固定效应模型对模型（6）重新进行回归。由表 9 可以看出，LnDis_O 对 RT₁和 RT₂均在 1% 的显著水平上正相关。说明审计委员会主任地理距离仍能使公司风险承担提高。结果表明遗漏变量问题没有影响本文的研究结论，主任地理距离对公司风险承担的影响在控制了公司层面的固定效应后依然成立。

表 9 固定效应模型

变量	RT ₁	RT ₂
	(1)	(2)
截距	1.5023 *** (0.000)	3.5778 *** (0.000)
LnDis_O	0.0169 *** (0.000)	0.0390 *** (0.000)
Control	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	17359	17359
组内 R ²	0.0325	0.0306
F 值	112.529	111.003

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著，括号内为 p 值。

(2) 解释变量滞后检验。对原模型的解释变量 LnDis_O 滞后一期重新回归，结果见表 10。可以看到滞后一期的 LnDis_O 系数依然在 1%的显著水平上为正，LnDis_O 显著影响未来一期的 RT，前文结论稳健，同时该检验也一定程度上证明了 LnDis_O 和 RT 的因果方向。

表 10 解释变量滞后检验

变量	RT ₁	RT ₂
	(1)	(2)
截距	1.0445 *** (0.000)	2.4342 *** (0.000)
L. LnDis_O	0.0070 *** (0.000)	0.0165 *** (0.000)
Control	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes
N	15148	15148
调整的 R ²	0.1843	0.1833
F 值	80.567	80.068

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著，括号内为 p 值。

(3) 动态效应模型。如果公司风险承担的提高是由审计委员会主任地理距离的增加带来的，那

么样本期间内不更换主任的公司，其风险承担不会发生变化；而更换了地理距离较远的审计委员会主任后，公司的风险承担应当显著上升。为了验证上述因果方向，参考刘斌等（2019）的做法，本文构建如下动态效应模型：

$$RT_1(RT_2) = b_0 + b_1 \times \text{Before2} + b_2 \times \text{Before1} + b_3 \times \text{Current} + b_4 \times \text{After1} + b_5 \times \text{After2} + b_6 \times \text{After3} + b_7 \times \text{After4} + b_8 \times \text{Controls} + b_9 \times \text{Ind} + b_{10} \times \text{Year} + \varepsilon \quad (7)$$

其中，当更换远距离主任的样本处于更换主任的前2年、前1年、当年、后1年、后2年、后3年、后4年时，Before2、Before1、Current、After1、After2、After3、After4分别取值为1，否则为0。检验结果见表11，可以看到在更换主任前，公司的风险承担没有发生变化（Before系数不显著），在更换远距离的主任当年及后1年，公司的风险承担显著提高。After2、After3、After4依然保持不显著为正，说明即使任期变长，主任也并不能克服远距离办公对其履职效果的损害。该检验再次证明了前文结论稳健，主任地理距离和公司风险承担的因果关系是成立的。

表 11 动态效应模型

变量	RT ₁	RT ₂
	(1)	(2)
截距	1.5566 *** (0.000)	3.7029 *** (0.000)
Before2	0.0043 (0.743)	0.0117 (0.699)
Before1	0.0174 (0.154)	0.0422 (0.135)
Current	0.0309 ** (0.012)	0.0737 *** (0.009)
After1	0.0241 * (0.070)	0.0586 * (0.056)
After2	0.0126 (0.370)	0.0298 (0.357)
After3	0.0117 (0.449)	0.0283 (0.426)
After4	0.0213 (0.196)	0.0507 (0.184)
Control	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	17359	17359

续表

变量	RT ₁	RT ₂
	(1)	(2)
调整的 R ²	0.1497	0.1480
F 值	89.441	88.249

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著，括号内为 p 值。

(4) 两阶段工具变量法。为进一步解决遗漏变量和测量误差导致的内生性问题，本文采取工具变量法重新进行回归检验。由于交通便利性会影响独董履职效用（张洪辉和平帆，2019），本文以交通便利性作为工具变量，并选取经营地所在地级市公路里程数的自然对数（Traffic）来衡量。同时考虑到部分地区能担任独董人员数量不足而上市公司过多的问题，借鉴原东良和周建（2021）的做法，选取公司经营地所在省份高校数量（College）和所在省份上市公司数量（Company）作为工具变量。

采用两阶段最小二乘法（2SLS）控制可能的回归偏误，其结果如表 12 所示。列（1）表示第一阶段的估计结果。其中工具变量 Traffic 的估计系数为 0.0176 并在 1% 的水平上显著，即公司经营地所在地级市公路里程数越多，交通越便利，公司选取距离越远的审计委员会主任的概率越大，与理论预期一致。College 则在 1% 的显著性水平上和主任地理距离负相关，其相关系数为 -0.8348，说明本省高校越多，公司更有可能选取近距离的审计委员会主任，即主任地理位置越近，与理论预期一致。同时，有关 Company 的相关系数为 0.3116，且在 1% 的水平上显著，表明本省上市公司数量越多，可选择的主任数量越少，公司更有可能选取远距离主任，主任地理距离越远，这也与理论一致。

此外，在工具变量的选择上，Anderson LM 检验显著拒绝原假设，说明所选取的工具变量 Traffic、College、Company 和内生解释变量相关；同时 Cragg-Donald Wald F 值为 35.65，明显大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验的临界值，拒绝了弱工具变量的原假设，说明不存在弱工具变量问题；Sargan 检验也表明所选取的工具变量是合适的。

表 12 中列（2）和列（3）为第二阶段结果，根据回归结果，LnDis_O 对 RT₁ 和 RT₂ 均呈现 1% 的显著水平，其相关系数分别为 0.1656 和 0.3992，其系数的方向与显著性和前文无明显差别，说明审计委员会主任地理距离与公司盈利波动性的正向相关关系，即主任地理距离越远，公司风险承担越高。在控制可能存在的内生变量后，假设 H1 依然成立，进一步表明其稳健性。

表 12 两阶段工具变量法

估计方法 变量	第一阶段	第二阶段	
	LnDis_O	RT ₁	RT ₂
	(1)	(2)	(3)
LnDis_O		0.1656 *** (0.000)	0.3992 *** (0.000)

续表

估计方法 变量	第一阶段	第二阶段	
	LnDis_O	RT ₁	RT ₂
	(1)	(2)	(3)
Traffic	0.0176 *** (0.001)		
College	-0.8348 *** (0.000)		
Company	0.3116 *** (0.000)		
Control	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes
N	17359	17359	17359
仅包含工具变量的联合检验 F 统计量		35.65 (0.000)	35.65 (0.000)
工具变量识别不足检验: Anderson Canon. LM		106.386 (0.000)	106.386 (0.000)
弱工具变量检验: Cragg-Donald Wald F 统计量		35.65	35.65
Stock-Yogo Weak ID Test Critical Values: 10% Maximal IV		9.08	9.08
工具变量过度识别检验: Sargan 统计量		0.727 (0.6952)	0.886 (0.6423)

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著, 括号内为 p 值。

5. 进一步分析

5.1 外部监督机制影响

公司风险承担除了受到审计委员会主任的影响, 还受到一定外部监督机制的影响。研究发现, 机构投资者比普通个体投资者拥有更多的专业知识, 同时作为比债权人更喜欢冒险的大股东, 监督动机更强, 极为关注外部审计师提供信息的可信度 (Myers, 1977; Chan et al., 2021)。证券分析师往往更关注审计委员会选聘财务专家的公司 (Farber et al., 2018)。而分析师关注度更高的公司, 其真实面貌会被更全面地解读 (潘越等, 2011)。不仅如此, 陈辉发等 (2012) 提到, 会计师事务所往往为维护自身声誉会有更加规范化的审计体系, 保持更高的谨慎态度, 更准确地评判客户的风险,

使公司维持一个相对合适的风险承担水平。而大型会计师事务所又会因其违规行为的损失更高而选择提供比小型事务所更高审计质量的服务 (DeAngelo, 1981)。

因此, 本文选取机构投资者持股比例 (INST)、分析师关注度 (Analyst) 和十大会计师事务所审计 (Big10) 作为外部监督的代表变量, 检验外部监督机制是否调节审计委员会主任地理距离对公司风险承担的影响作用。其中机构投资者持股比例 (INST) 指机构投资者持股占公司全部股份的百分比, 其比例越高表示机构投资者对公司影响越大; 分析师关注度 (Analyst) 通过对关注同一家上市公司的证券分析师人数加 1 后取自然对数进行衡量, 其数字越大表示分析师关注度越高; 十大会计师事务所审计 (Big10) 代表公司是否在当年选择十大会计师事务所进行外部审计, 是为 1, 否则为 0。回归结果见表 13。

表 13 考虑外部监督约束

变量	RT ₁			RT ₂		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距	0.9140*** (0.000)	0.8587*** (0.000)	0.9023*** (0.000)	2.1398*** (0.000)	2.0067*** (0.000)	2.1190*** (0.000)
LnDis_O	0.0185*** (0.000)	0.0133*** (0.000)	0.0127*** (0.000)	0.0429*** (0.000)	0.0312*** (0.000)	0.0294*** (0.000)
INST	0.1020*** (0.002)			0.2321*** (0.003)		
LnDis_O×INST	-0.0232*** (0.005)			-0.0533*** (0.005)		
Analyst		0.0078 (0.242)			0.0179 (0.244)	
LnDis_O×Analyst		-0.0031* (0.055)			-0.0074** (0.050)	
Big10			0.0256* (0.081)			0.0580* (0.088)
LnDis_O×Big10			-0.0077** (0.040)			-0.0172** (0.047)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17359	17359	17359	17359	17359	17359

续表

变量	RT ₁			RT ₂		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
调整的 R ²	0.2159	0.2157	0.2157	0.2150	0.2148	0.2148
F 值	104.909	104.781	104.767	104.351	104.241	104.209

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著，括号内为 p 值。

由表 13 可知，地理距离与机构投资者的交乘项 LnDis_O×INST 的系数均在 1% 的水平上显著为负，表明机构投资者能够起到外部监督作用，其在 LnDis_O 和 RT 的关系中起到了负向调节作用。交乘项 LnDis_O×Analyst 的系数分别在 10% 和 5% 的水平上显著为负，表明分析师关注度同样起到外部监督作用，其在 LnDis_O 和 RT 的关系中起到了负向调节作用。交乘项 LnDis_O×Big10 的系数均在 5% 的水平上显著为负，这说明大型会计师事务所在一定程度上能够更好地监督审计工作，促使审计委员会主任更好地履职，在 LnDis_O 和 RT 的关系中也起到了负向调节作用。因此，有效的外部监督机制能够降低公司风险承担，从而缓解了审计委员会主任地理距离对公司风险承担的正向影响作用。

5.2 作用机制检验

前文已证实了审计委员会主任地理距离对公司风险承担的正向影响关系，即地理距离增加，公司风险承担也会随之提高。根据《上市公司治理准则》，审计委员会的职责包括审查公司内部控制制度，监督内部与外部审计工作，以及审核公司财务信息与披露，确保公司对外披露的盈余信息质量。同时，已有文献表明，内部控制质量和盈余质量会显著地影响其风险承担（黄华，2019；Li et al., 2013）。因此，本文将进一步检验地理距离是否通过影响审计委员会主任的履职行为，导致公司内部控制质量和盈余质量降低，进而提高公司风险承担。

5.2.1 内部控制

为检验地理位置对公司风险承担的影响中内部控制是否存在中介作用，本文构建模型（8）至（10）进行验证。其中，内部控制质量以迪博内部控制指数的自然对数（LnIC）表示。

$$\text{LnIC} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{LnDis_O} + \beta_2 \times \text{Controls} + \beta_3 \times \text{Year} + \beta_4 \times \text{Ind} + \varepsilon \quad (8)$$

$$\text{RT} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{LnIC} + \beta_2 \times \text{Controls} + \beta_3 \times \text{Year} + \beta_4 \times \text{Ind} + \varepsilon \quad (9)$$

$$\text{RT} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{LnDis_O} + \beta_2 \times \text{LnIC} + \beta_3 \times \text{Controls} + \beta_4 \times \text{Year} + \beta_5 \times \text{Ind} + \varepsilon \quad (10)$$

回归结果见表 14。列（1）结果显示 LnDis_O 的系数在 1% 显著性水平上为负，说明地理距离的增加会导致内部控制水平的减弱。列（2）、列（4）结果显示 LnIC 的系数在 1% 显著性水平上为负，说明企业内控水平越高，其公司风险承担越低，证实了黄华等（2019）关于内控会显著地负向影响其风险承担的结论。列（3）、列（5）结果显示，LnDis_O 的系数分别为 0.0084 和 0.0195，低于表 5 中 LnDis_O 的系数（分别为 0.0090 和 0.0210）。被解释变量分别为 RT₁ 和 RT₂ 时，Sobel 检验的 p 值

皆为 0.000, 证明部分中介效应显著存在, 部分中介占比分别为 6.76% 和 6.96%。因此, 地理距离能够直接影响公司的风险承担, 又通过影响审计委员会主任对内部控制的监督, 降低了内控质量, 而进一步提高了公司风险承担。

表 14 内部控制中介作用

变量	LnIC	RT ₁		RT ₂	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
截距	1.0487*** (0.000)	0.9682*** (0.000)	0.9435*** (0.000)	2.2724*** (0.000)	2.2146*** (0.000)
LnDis_O	-0.0278*** (0.000)		0.0084*** (0.000)		0.0195*** (0.000)
LnIC		-0.0221*** (0.000)	-0.0218*** (0.000)	-0.0533*** (0.000)	-0.0526*** (0.000)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sobel 检验		Sobel 检验 p 值 0.000 部分中介占比 6.76%		Sobel 检验 p 值 0.000 部分中介占比 6.96%	
N	17359	17359	17359	17359	17359
调整的 R^2	0.0995	0.2192	0.2201	0.2187	0.2195
F 值	44.607	111.777	109.832	111.439	109.510

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著, 括号内为 p 值。

5.2.2 盈余质量

为检验地理位置对公司风险承担的影响中盈余质量是否存在中介作用, 本文构建模型 (11) 至 (13) 进行验证。参考 Dechow 和 Dichev (2002) 的模型, 运用营运资本应计对滞后一期、本期和未来一期的经营活动现金流分行业和年度进行线性回归作为盈余质量的衡量指标 (DD)。

$$DD = \beta_0 + \beta_1 \times \text{LnDis_O} + \beta_2 \times \text{Controls} + \beta_3 \times \text{Year} + \beta_4 \times \text{Ind} + \varepsilon \quad (11)$$

$$RT = \beta_0 + \beta_1 \times DD + \beta_2 \times \text{Controls} + \beta_3 \times \text{Year} + \beta_4 \times \text{Ind} + \varepsilon \quad (12)$$

$$RT = \beta_0 + \beta_1 \times \text{LnDis_O} + \beta_2 \times DD + \beta_3 \times \text{Controls} + \beta_4 \times \text{Year} + \beta_5 \times \text{Ind} + \varepsilon \quad (13)$$

回归结果见表 15。列 (1) 结果显示, LnDis_O 的系数在 1% 的水平上显著为正, 说明地理距离的增加使盈余质量变差。列 (2)、列 (4) 结果显示 DD 的系数在 1% 的水平上显著为正, 证实了 Li 等 (2013) 关于盈余质量会影响风险承担的结论, 盈余质量越差, 公司风险承担越高。与此同时, 列 (3)、列 (5) 结果显示, LnDis_O 的系数分别为 0.0086 和 0.0202, 低于表 5 中 LnDis_O 的系数

(分别为 0.0090 和 0.0210)。被解释变量分别为 RT_1 和 RT_2 时, Sobel 检验的 p 值皆为 0.013, 证明部分中介效应显著存在, 部分中介占比分别为 3.79% 和 3.87%。因此, 地理距离能够直接影响公司的风险承担, 同时通过审计委员会主任对公司盈余质量的影响, 降低了盈余质量, 从而进一步提高了公司风险承担。

表 15 盈余质量中介作用

变量	DD	RT_1		RT_2	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
截距	0.2603*** (0.000)	0.8964*** (0.000)	0.8717*** (0.000)	2.1004*** (0.000)	2.0424*** (0.000)
LnDis_O	0.0018*** (0.010)		0.0086*** (0.000)		0.0202*** (0.000)
DD		0.1899*** (0.000)	0.1881*** (0.000)	0.4539*** (0.000)	0.4496*** (0.000)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sobel 检验		Sobel 检验 p 值 0.013 部分中介占比 3.79%		Sobel 检验 p 值 0.013 部分中介占比 3.87%	
N	17359	17359	17359	17359	17359
调整的 R^2	0.2078	0.2184	0.2192	0.2177	0.2186
F 值	104.455	111.206	109.307	110.773	108.895

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著, 括号内为 p 值。

6. 结论与政策建议

本文以 2007—2018 年我国 A 股上市公司为样本, 从审计委员会主任地理距离的角度出发, 研究其与公司风险承担之间的关系, 并探讨了其中的影响机制。研究结果表明:

(1) 审计委员会主任地理距离能显著提高企业盈余的波动性, 提高公司风险承担, 即审计委员会主任工作地离公司越远, 公司风险承担越高;

(2) 公司机构投资者持股比例越高, 分析师关注度越强, 或聘任大型会计师事务所进行外部审计, 审计委员会主任地理距离对公司风险承担的正向影响作用越少;

(3) 内部控制和盈余质量在审计委员会主任距离对公司风险承担的正向影响关系中起到部分中

介的作用。

本文的研究结论具有一定的政策启示:

第一, 审计委员会主任地理距离的增大会提高公司风险承担, 公司如果想要控制其风险承担, 可以在选聘审计委员会主任的决策上选择聘用地理位置更近的审计委员会主任, 通过距离的减小提高审计委员会的履职效率, 有效发挥审计委员会的监督效能, 以此防止管理层的不当行为, 提高内控质量和盈余质量, 控制公司风险承担。

第二, 如果公司由于其经营所在省份独董数量受限或上市公司数量过多等客观原因选聘了地理位置较远的审计委员会主任, 可以通过选择大型会计师事务所进行审计减弱其对公司风险承担的正向影响。

第三, 投资者可以从审计委员会主任地理距离等履职特征中得到有关公司风险信息迹象, 从而进一步核实, 将有助于提高其决策效率。

第四, 相关监管部门应当加强对审计委员会的监管, 完善审计委员会制度, 同时改善外部环境, 使公司外部监督机制能够有效发挥作用。

◎ 参考文献

- [1] 曹春方, 林雁. 异地独董、履职职能与公司过度投资 [J]. 南开管理评论, 2017, 20 (1).
- [2] 陈辉发, 蒋义宏, 王芳. 发审委身份公开、会计师事务所声誉与 IPO 公司盈余质量 [J]. 审计研究, 2012 (1).
- [3] 董竹, 张欣. 会计信息可比性与企业风险承担的关系研究 [J]. 外国经济与管理, 2021, 43 (2).
- [4] 洪金明, 林润雨, 崔志坤. 企业风险承担水平、审计投入与审计意见 [J]. 审计研究, 2021 (3).
- [5] 黄华. 企业风险承担与内部控制: 从“灵丹妙药”到“机会主义” [J]. 经济与管理研究, 2019, 40 (7).
- [6] 李文贵, 余明桂. 所有权性质、市场化进程与企业风险承担 [J]. 中国工业经济, 2012 (12).
- [7] 罗进辉, 黄泽悦, 朱军. 独立董事地理距离对公司代理成本的影响 [J]. 中国工业经济, 2017 (8).
- [8] 刘斌, 黄坤, 酒莉莉. 独立董事连锁能够提高会计信息可比性吗? [J]. 会计研究, 2019 (4).
- [9] 刘文军. 审计师的地理位置是否影响审计质量? [J]. 审计研究, 2014 (1).
- [10] 潘越, 戴亦一, 林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险 [J]. 金融研究, 2011 (9).
- [11] 青木昌彦, 张春霖. 对内部人控制的控制: 转轨经济中公司治理的若干问题 [J]. 改革, 1994 (6).
- [12] 孙天法. 内部人控制的形式、危害与解决措施 [J]. 中国工业经济, 2003 (7).
- [13] 吴有昌. 国有企业内部人控制问题的成因及对策 [J]. 改革, 1995 (4).
- [14] 向锐, 杨雅婷. 审计委员会主任背景特征与公司盈余管理——基于应计与真实盈余管理的研究

- [J]. 审计与经济研究, 2016, 31 (3).
- [15] 向锐, 林融玉. 审计委员会—审计师连锁关系与公司盈余质量——来自我国 A 股上市公司的经验证据 [J]. 当代会计评论, 2020, 13 (4).
- [16] 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).
- [17] 谢德仁, 汤晓燕. 审计委员会主任委员本地化与公司盈余质量 [J]. 审计研究, 2012 (6).
- [18] 余明桂, 李文贵, 潘红波. 管理者过度自信与企业风险承担 [J]. 金融研究, 2013 (1).
- [19] 原东良, 周建. 地理距离对独立董事履职有效性的影响——基于监督和咨询职能的双重视角 [J]. 经济与管理研究, 2021, 42 (2).
- [20] 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).
- [21] 张洪辉, 平帆. 独立董事地理距离、高铁开通与财务重述 [J]. 会计与经济研究, 2019, 33 (5).
- [22] 周泽将, 马静, 刘中燕. 独立董事政治关联会增加企业风险承担水平吗? [J]. 财经研究, 2018, 44 (8).
- [23] Abernathy, J. , Beyer, B. , Masli, A. , Stefaniak, C. The association between characteristics of audit committee accounting experts, audit committee chairs, and financial reporting timeliness [J]. *Advances in Accounting*, 2014, 30 (2).
- [24] Acharya, V. V. , Amihud, Y. , Litov, L. Creditor rights and corporate risk-taking [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 102 (1).
- [25] Barger, L. L. , Lehn, K. M. , Zutter, C. J. Sarbanes-Oxley and corporate risk-taking [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 49 (1-2).
- [26] Chan, D. K. , Li, X. , Xin, Q. Institutional investor inattention and audit quality [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2021, 40 (3).
- [27] Cheng, C. S. A. , Huang, Y. , Sun, D. , Yu, Y. Geographic location of audit committee chairs and accruals quality: Evidence from China [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2021, 57 (4).
- [28] Coles, J. L. , Daniel, N. D. , Naveen, L. Managerial incentives and risk-taking [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79 (2).
- [29] Coval, J. D. , Moskowitz, T. J. The geography of investment: Informed trading and asset prices [J]. *Journal of Political Economy*, 2001, 109 (4).
- [30] DeAngelo, L. E. Auditor size and audit quality [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1981, 3 (3).
- [31] Dechow, P. M. , Dichev, I. D. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77 (s-1).

- [32] Dong, B. , Robinson, D. Auditor-client geographic proximity and audit report timeliness [J]. *Advances in Accounting*, 2018, 40.
- [33] Faccio, M. , Marchica, M. T. , Mura, R. Large shareholder diversification and corporate risk-taking [J]. *The Review of Financial Studies*, 2011, 24 (11).
- [34] Faccio, M. , Marchica, M. , Mura, R. CEO gender, corporate risk-taking, and the efficiency of capital allocation [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 39.
- [35] Farber, D. B. , Huang, S. X. , Mauldin, E. Audit committee accounting expertise, analyst following, and market liquidity [J]. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 2018, 33 (2).
- [36] Grinblatt, M. , Keloharju, M. How distance, language, and culture influence stockholdings and trades [J]. *The Journal of Finance*, 2001, 56 (3).
- [37] Hilary, G. , Hui, K. W. Does religion matter in corporate decision making in America? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 93 (3).
- [38] Jensen, M. C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers [J]. *The American Economic Review*, 1986, 76 (2).
- [39] Jo, H. , Na, H. Does CSR reduce firm risk? Evidence from controversial industry sectors [J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 110 (4).
- [40] Liberti, J. M. , Petersen, M. A. Information: Hard and soft [J]. *Review of Corporate Finance Studies*, 2019, 8 (1).
- [41] Li, K. , Griffin, D. , Yue, H. , Zhao, L. How does culture influence corporate risk-taking? [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2013, 23.
- [42] Liu, X. , Miao, M. , Liu, R. Litigation and corporate risk taking: Evidence from Chinese listed firms [J]. *International Review of Law and Economics*, 2020 (105879).
- [43] Myers, S. Determinants of corporate borrowing [J]. *Journal of Financial Economics*, 1977, 5 (2).
- [44] Oxelheim, L. , Randøy, T. The impact of foreign board membership on firm value [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2003, 27 (12).
- [45] Sinnott, R. Virtues of the haversine [J]. *Sky and Telescope*, 1984, 68 (2).

Audit Committee Chair's Geographic Distance and Corporate Risk-taking

Xiang Rui¹ Tang Jinghan² Lin Rongyu³

(1, 2, 3 Business School, Sichuan University, Chengdu, 610064)

Abstract: Using a sample of A-share listed companies in China from 2007 to 2018, this paper empirically examines the relationship between geographic distance of the audit committee chair (ACC) and

corporate risk-taking. The result shows that, the farther the ACC is from the company, the higher risk-taking level of the company. Meanwhile, the diligence and reputation of the ACC can mitigate this effect. Further analyses show that, the extent to which geographic distance plays a role in the level of corporate risk-taking is also influenced by the shareholding of institutional investors, the size of audit firms and analysts' attention. Moreover, both the internal control quality and earning quality play a part of mediating role in the relationship between ACC' geographic distance and corporate risk-taking. The findings provide new empirical evidence for companies to select ACCs and have important implications for improving the performance level of audit committee and protecting the interests of investors.

Key words: Audit committee chair; Geographic distance; Corporate risk taking; Influencing mechanism

专业主编: 潘红波