气候风险与审计师稳健性

刘瑞白，李 梦

（西安财经大学商学院，西安 710100）

摘要：随着全球气候变化的加剧，气候风险逐渐成为影响企业财务表现和可持续发展的关键因素。选取2015—2024年中国A股上市公司数据，根据气候风险的文本信息数据构建气候风险指标，实证分析气候风险与审计师稳健性之间的关系。研究结果表明，气候风险与审计师稳健性呈正相关关系，即气候风险越高，审计师表现的稳健性越强。此外，融资约束、短期市场压力在气候风险与审计师稳健性之间起到中介作用。

关键词：气候风险；审计师稳健性；融资约束；短期市场压力

中图分类号：F239.0 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)10－0109－10

随着全球气候变化问题日益严峻，气候变化风险已成为影响企业财务表现、运营稳定性和可持续发展的重要因素之一。耀友福和徐筱彧[1]指出气候变化不仅对企业的日常运营和财务报表产生深远影响，还对供应链稳定性、市场金融风险以及利益相关者权益产生重大作用。近年来，联合国气候变化框架公约、国际可持续准则理事会等国际组织相继推动企业披露气候相关财务信息，凸显了气候风险在公司治理与外部审计中的关键地位。近年来，联合国气候变化框架公约、国际可持续准则理事会等国际组织推动企业披露气候相关财务信息，凸显了气候风险在公司治理与外部审计中的重要性。中国也出台多项政策推进“双碳”目标，如《关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》明确总体方向，《2030年前碳达峰行动方案》细化减排路径，2024年发布的《关于全面推进美丽中国建设的意见》和《关于加快经济社会绿色低碳转型的指导意见》进一步完善政策体系。在全球气候变暖与“双碳”目标背景下，投资者与债权人日益关注企业气候风险。

这些政策变化也促使审计师在审计过程中更加关注企业的气候风险，并将其纳入审计范围，以确保财务报表能够真实反映企业的经营状况和气候相关风险。传统审计理论主要基于历史财务数据评估企业持续经营能力与重大错报风险，然而，气候风险具有长期性、不确定性与非线性特征，难以通过传统审计程序充分识别。气候风险虽未直接体现在当期报表中，却可能显著影响企业的持续经营假设与会计估计的合理性。在此情境下，作为资本市场“看门人”的注册会计师及其事务所，审计师是否展现出更高的职业谨慎性与风险敏感性，即“审计师稳健性”，成为检验其专业能力与独立性的重要标尺？

已有研究表明，外部环境压力会影响审计决策，但多集中于宏观经济波动或行业监管政策，系统探讨气候风险对审计师稳健性影响的文献并不多。通过构建气候风险指数，首先，探讨气候风险如何影响审计师的稳健性，丰富了气候风险经济后果的研究文献。其次，将融资约束、短期市场压力指标引入审计行为研究，搭建了连接宏观环境风险、企业财务特征与审计微观决策的桥梁，深化了对气候风险应对机制的理解。最后，得出研究结论并提供了重要的理论与实践启示。

1 文献回顾和研究假设

1.1 文献回顾

1.1.1 气候风险

气候风险是指由于气候变化及其应对措施所引发的对企业财务状况、经营绩效及长期战略可持续性构成威胁的不确定性。根据国际可持续准则理事会和气候相关财务信息披露工作组的框架，气候风险主要可分为物理风险与转型风险两类[2]。物理风险由极端天气事件引发，直接影响企业资产和运营；转型风险则源于应对气候变化的政策调整、

收稿日期：2026-01-05

作者简介：刘瑞白(1999—)，女，安徽亳州人，硕士研究生，研究方向为审计；李梦(1985—)，女，陕西西安人，博士，讲师，研究方向为管理会计。

技术变革和市场变化等[3]。物理风险表现为洪水、干旱等自然灾害对企业生产设施和供应链的破坏，而转型风险涉及碳税政策、绿色技术标准等引发的市场结构变化和企业战略转型压力。

在经济影响方面，国际研究如 Deschenes 和 Greenstone[4]发现，气候变化对美国农业土地经济有一定正面效应，但总体影响较小。Li[5]探讨企业适应物理气候风险的策略，发现企业更频繁、更彻底地适应那些对其业务影响最明显的气候风险。Tanc 等[6]指出气候风险在内部审计风险中的地位日益凸显，国际报告编制也反映了这一趋势。气候风险在金融领域的研究备受关注，Stroebel 和 Wurgler[7]发现监管风险是未来五年企业和投资者面临的首要气候风险，而物理风险是未来 30 年的首要风险。机构投资者也日益关注气候风险对投资组合的影响，认为监管风险已经开始显现。在企业层面，Sautner 等[8]构建了衡量企业对气候风险不同方面的暴露程度的时变指标，发现这些指标能预测重要实际结果。Zhai 和 Lee[9]从脆弱性、适应性和韧性的角度，全面审视了气候风险对灾害风险缓解的影响。国内研究则聚焦于气候风险对中国特定领域的影响，丁宇刚和孙祁祥[10]实证分析了气候风险对中国农业经济发展的影响，揭示了气候风险的显著负面影响，并强调了农业保险和农业现代化水平在降低气候风险负面影响中的重要作用。刘振华等[11]发现气候政策不确定性是加剧能源市场间极端风险溢出的重要因素。张大永等[12]系统性地界定了气候金融的概念和内涵，并通过文献计量的方式梳理了气候金融领域的最新研究进展，同时总结了气候金融在中国的理论与实践发展，凝练了未来气候金融学科发展的理论前沿与应用场景。杜剑等[13]以沪深制造业重污染上市企业为样本，基于文本分析方法，研究发现机构投资者持股能够显著促进企业气候转型风险信息披露，但外部审计质量和内部控制水平会削弱这种促进效应。安强身和李秋波[14]通过文本分析法，以中国 A 股上市公司数据为样本，研究发现气候风险显著降低了实体企业风险承担水平，政府保护绩效和公司治理能缓解这种负相关关系。

随着更多学者关注气候变化风险，基于审计方面的研究也逐渐丰富起来。王鹏程[15]分析了气候变化风险对财务报表审计的影响，包括转型风险和物理风险对企业财务状况、经营成果和现金流量的潜在影响。崔云等[16]表明审计师感知到因气候风险而增加的经营风险，并且会加大审计投入，其经济后果检验表明，审计师会提升审计质量以应对气候风险的影响。耀有福和徐筱彧[1]探讨了气候变化风险对审计质量的影响，特别是关键审计事项的披露决策研究表明，在气候变化风险驱动下的关键审计事项决策能够降低企业盈余操纵水平并强化资本市场的稳定性。在企业规模、业务复杂程度一定时，企业风险在很大程度上决定了审计收费的高低[17]。气候风险越高，企业面临的不确定性就越多，为掩饰不良业绩进行盈余管理的可能性越大，即审计师在经审计的财务报表中因误报造成的财务损失或声誉损失越大[18]，审计师应该增加审计程序或收取额外费用[19]，从而提高审计收费。

1.1.2 审计师稳健性

审计师稳健性是指审计师在执行审计任务时所持有的谨慎态度和专业怀疑精神，旨在提高财务报告的可靠性和可信度。稳健的审计能够降低财务报告中的不确定性和风险，从而保护投资者的利益[20]。审计师的稳健性不仅体现在对财务数据的核实上，还包括对管理层判断和估计的审慎评估。

在影响因素方面，审计师稳健性受多重因素驱动。Hall 等[20]指出当审计师面临较高的诉讼风险时，他们倾向于采取更为保守的审计策略。在制度层面，张俊生和张琳[21]研究了会计师事务所由有限责任制转为特殊普通合伙制的影响，发现尽管制度设计旨在强化审计师法律责任，但在中国法律执行质量不高的现实背景下，转制并未显著改变审计师的稳健性水平，反映制度效果受制于外部法治环境。审计师变更作为关键情境因素也深刻影响稳健性，储一昀和王妍玲[22]基于中天勤和深圳华鹏被吊销资格后的客户样本，发现继任审计师要求客户采用更稳健的会计政策，具体表现为操控性应计利润显著降低，且国际五大事务所相比本土事务所表现出更强的风险应对意识，说明审计师对高风险历史客户的识别与反应具有一致性。

此外，审计师稳健性还衍生出显著的经济后果。夏艳春等[23]指出未跟随客户虽面临更长审计时间却支付了更低审计费用，表明审计师可能通过增加审计投入而非提高收费以控制风险；王杏芬[24]从理论层面强调，审计师稳健性有助于提升信息质量与资源配置效率，是保障资本市场健康运行的重要机制。保守的审计师会限制企业增加收入的会计自由裁量权，导致管理者牺牲长期投资以提高当期收益[25]，这一机制直接关联企业战略决策与长期价值。

1.1.3 气候风险与审计师稳健性

现有研究两者关系的文献并不多。Yang 和 Song[26]表明气候变化暴露程度高的公司表现出更高水平的审计师保守主义。Yang 等[27]机制分析显示,气候变化暴露通过盈余管理和投资者情绪的综合影响,气候风险与审计费用之间存在显著的正相关关系。这意味着,面临较高气候风险的企业通常需要支付更高的审计费用,这反映了审计师在应对气候风险时所承担的额外工作和责任,需要保持其稳健性。Niemi 等[19]指出审计师需要投入更多的时间和资源来评估气候风险对企业财务报表的影响,并在执行额外的审计程序时更加保守以降低审计风险。

1.2 理论分析与研究假设

基于声誉理论,投资者、债权人、监管机构、媒体乃至公众等多元利益相关者,日益关注企业在应对气候变化中的表现[28]。他们不仅依赖财务报表,也期望审计报告能够提供关于企业可持续发展能力的"可信保证"。当审计师对高气候风险企业的审计意见未能充分揭示潜在风险,即使未构成法律意义上的"审计失败",也可能被利益相关者解读为"审计失职"。此类负面舆论将严重损害审计师的专业声誉与市场合法性,导致客户流失、品牌贬值,甚至引发监管审查。为维护其在资本市场中的声誉资本与长期竞争力,审计师有动机主动提升审计工作的透明度与稳健性。一方面表现为在审计定价中体现对声誉风险的补偿,提高审计费用以覆盖因加强气候风险审查而增加的声誉管理成本;另一方面,在审计过程中加强对管理层会计判断的质疑,尤其在气候相关估计领域,从而有效压缩操纵性应计利润的空间,增强财务报告的可信度。

气候风险通过缓解企业融资约束与加剧短期市场压力两条路径,强化审计师维护声誉资本的动机,进而提升其审计稳健性。具体而言,随着气候风险上升,企业因获得更多绿色融资或政策支持而缓解融资约束,这降低了企业短期财务压力,但同时也吸引更多关注企业长期可持续性的利益相关者的监督,审计师为维持其在这些关键群体中的专业声誉与市场合法性,需加强对气候相关会计估计与披露的审查,从而表现出更高的审计稳健性。与此同时,气候风险会吸引更多短期机构投资者增加持股,短期市场压力因此加剧,这些投资者往往对财务报告的短期透明度与风险提示更为敏感,审计师为规避因未能及时揭示气候相关风险而引发的声誉贬损与客户流失,有动机投入更多审计资源以增强审计程序的严谨性与报告的稳健性。综上,融资约束的缓解与短期市场压力的增加共同构成气候风险影响审计师稳健性的传导机制,二者均根植于审计师在声誉市场中对多元利益相关者期望的回应,最终驱动审计师通过提高审计收费与抑制盈余管理来展现其专业审慎态度。因此,提出以下研究假设。

H1:气候风险与审计师稳健性呈正相关关系。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

选取 2015—2024 年 A 股上市公司作为初始研究样本,并按照以下标准筛选样本:剔除特殊处理公司(ST 和*ST);剔除房地产行业、金融行业公司;剔除数据缺失样本。此外,对模型中所有连续观测变量均进行上下 1%分位数的缩尾处理。最终获得 20 478个样本。气候风险数据借鉴杜剑等[13]的研究方法,通过文本分析和机器学习方法确定中文"气候风险"词典,从而构建气候风险的指标;其他财务数据来自中国经济金融研究数据库(China Stock Market & Accounting Research Database,CSMAR 数据库)公司研究系列、专题研究系列。

2.2 主要变量定义

2.2.1 审计师稳健性

因变量使用包括审计费用和可操控性应计利润在内的综合指标来衡量审计师的稳健性。审计费用是审计师对风险定价的直接反映,能体现审计师的谨慎态度和风险敏感性。审计师稳健性不仅体现在对财务数据的核实上,还包括对管理层判断和估计的审慎评估;稳健的审计师会更可能对管理层的激进会计估计提出调整,从而抑制盈余操纵。两个指标从不同维度衡量审计师稳健性:审计费用从经济维度反映审计师的投入和成本,可操控性应计利润的绝对值从效果维度反映审计师的审计结果,二者具有互补性。

(1)审计费用。借鉴 Yang 和 Song[26],审计费用可以用来衡量审计师稳健性。当审计师面临审计风险增加时,审计师会增加审计投入,提高收费,保证审计质量,体现其稳健性。稳健的审计师能准确识别气候风险,并通过收取更高的费用来补偿所增加的审计努力和潜在风险。

(2)可操控性应计利润。借鉴已有研究选用修正 Jones 模型度量应计盈余管理[29]。可操控性应

计利润的绝对值反映了盈余管理程度的绝对量，用可操控性应计利润取绝对值可以反映审计师稳健性[23]。

$$NDA_t = a_1 \frac{1}{A_{t-1}} + a_2 \frac{\Delta s_t - \Delta R_t}{A_t} + a_3 \frac{PPEt}{A_{t-1}} \quad (1)$$

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = a_1 \frac{1}{A_{t-1}} + a_2 \frac{\Delta s_t}{A_{t-1}} + a_3 \frac{PPEt}{A_{t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$AbsDA_t = \left| \frac{TA_t}{A_{t-1}} - NDA_t \right| \quad (3)$$

式中：总应计利润（TA）为净利润与经营现金流量净额的差额，可进一步分为非操控性应计利润（NDA）和操控性应计利润（DA）；A_{t-1} 为公司第 t 年年初总资产；PPE_t 为公司第 t 年年末的固定资产原值；ΔS_t 为公司第 t 年的营业收入变化；ΔR_t 为公司第 t 年的应收账款变化；AbsDA 越小，表明审计师越稳健，稳健的审计师能有效识别并抑制客户的盈余管理行为。

2.2.2　气候风险

借鉴杜剑等[13]的方法，通过文本分析和机器学习方法确定中文“气候风险”词典，从而构建气候风险的指标。具体地，按照如下步骤构建气候风险的指标。

第一步，通过巨潮资讯网下载 2015—2024 年所有 A 股上市公司年报。

第二步，通过人工阅读年报，分析提及气候风险的文本信息，结合国家气象科学数据中心披露的信息、《中国气象灾害年鉴》及 Li 等[30]的做法，制定年报中有关“气候风险”的词典。

第三步，为了提高词集的客观性和全面性，借鉴 Bengio 等[31]、Lecun 等[32]的做法，利用机器学习技术训练年报语料，通过词向量 CBOW 模型获取与种子词集相似度排前十的相似词来扩充种子词集。

第四步，确定的“气候风险”词集包含 98 个词汇。随后，通过计算“气候风险”扩展词集总词频与年报总词频的比值，得到气候风险指标。该指标值越大，表明企业面临的气候风险越大。

控制变量包括企业规模（SIZE）、资产负债率（LEV）、总资产收益率（ROA）、第一大股东持股比例（TOP1）、关键审计事项段个数（KAMNUM）、事务所变更（SWITCH）。同时，控制时间和个体固定效应。变量定义如表 1 所示。

2.3　模型选择

为验证 H1，构建下列模型。

表 1　变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
审计费用	lnCost	直接取审计费用的对数
可操纵性应计利润的绝对值	AbsDA	衡量企业盈余管理的程度
气候风险	Climate	98 个“气候风险”词汇总词频占年报总词频的比例× 100
企业规模	Size	公司总市值的自然对数
资产负债率	Lev	期末总负债与总资产的比值
总资产收益率	Roa	期末净利润除以总资产
第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股总数/流通股本
关键审计事项段个数	Kamnum	审计报告中披露的关键审计事项数之和
事务所变更	Switch	观测年度更换事务所取 1，否则取 0

$$lnCost = \alpha_0 + \alpha_1 Climate + \alpha Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (1)$$

$$AbsDA = \beta_0 + \beta_1 Climate + \beta Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (2)$$

式中：lnCost 为审计费用；AbsDA 为可操纵性应计利润的绝对值，是审计师稳健性的衡量指标。审计费用越高、可操纵性应计利润的绝对值越低都表明审计师越稳健。如果 $\alpha_1 > 0$ 和 $\beta_1 < 0$ 且显著，则说明假设成立。此外，模型控制了年份与个体固定效应，并在公司层面进行聚类标准误处理。

2.4　实证分析

2.4.1　描述性分析

表 2 中报告了主要变量的描述性统计结果。从审计师稳健性来看，审计费用对数（lnCost）平均值为 13.990，中位数为 13.870，最小值为 12.850，最大值为 16.320，标准差为 0.657，表示波动不大；可操控性应计利润绝对值（AbsDA）的平均值为 0.049，中位数为 0.035，最小值为 0.001 和最大值为 0.238，显示有较大差异，表明不同公司可操纵性

表 2　描述性统计结果

变量	观测值	均值	P	标准差	最小值	最大值
lnCost	20 478	13.990	13.870	0.657	12.850	16.320
AbsDA	20 478	0.049	0.035	0.047	0.001	0.238
Climate	20 478	0.003	0.002	0.003	0.000	0.016
Size	20 478	23.040	22.800	1.134	21.340	26.700
Lev	20 478	0.399	0.393	0.187	0.061	0.832
Roa	20 478	0.039	0.039	0.060	−0.213	0.203
Top1	20 478	33.100	30.730	14.600	8.259	73.660
Kamnum	20 478	2.003	2.000	0.623	1.000	4.000
Switch	20 478	0.090	0.000	0.287	0.000	1.000

应计利润具有明显差异;解释变量气候风险(Climate)的最大值为0.016,最小值为0.000,表明企业间气候风险指标差异不大。资产规模(Size)均值为23.040,资产负债率(Lev)均值为0.399,总资产收益率(Roa)平均值为0.039,第一大股东持股比例(Top1)平均值为33.10%,关键审计事项段(Kamnum)均值为2.003,事务所变更(Switch)均值为0.090。

2.4.2 主要回归结果

表3列示了基准回归结果。其中,列(1)为气候风险对企业审计费用的影响,回归系数在1%的水平上显著为正,说明企业气候风险与其审计费用之间存在正相关关系;加入控制变量后,列(3)中回归系数仍显著为正。列(2)为气候风险对企业操纵性应计利润绝对值的影响,回归系数在5%的水平上显著为负,说明企业气候风险与操纵性应计利润之间存在负相关关系;加入控制变量后,列(4)中回归系数仍显著为负,结果表明未改变回归系数的显著性;列(5)和列(6)为加入个体和年份固定效应后气候风险对审计师稳健性的回归结果,依旧是显著的。由此可见,企业的气候风险越高,审计师行为越稳健,假设得以验证。

3 稳健性检验

3.1 更换固定效应

在前文回归模型的基础上调整回归控制方法,以缓解其他层面的遗漏变量问题。纳入年份固定效应、省份固定效应和个体固定效应进行重新估计,回归结果如表4所示;同时进一步纳入年份固定效应、省份固定效应和行业固定效应进行重新估计,回归结果如表5所示;回归结果证明结论具有稳健性。

3.2 工具变量法的内生性检验

以解释变量滞后一期构建工具变量并运用两阶段最小二乘法进行回归,结果如表6所示。其中,Anderson canon. corr. LM统计量在1%的水平上显著,拒绝工具变量识别不足的原假设;Cragg-Donald Wald F 统计量大于Stock-Yogo弱工具变量识别 F 检验在10%的显著性水平上的临界值,拒绝弱工具变量的原假设,选取的工具变量是合理的。表6结果显示,气候风险对审计师稳健性回归依旧是显著的,证明结论的稳健性。

3.3 增加控制变量

尽管上述基准回归已经控制了一系列可能影响审计师稳健性的变量,然而还存在其他影响

表4 加入年份、省份和个体固定效应的回归结果

变量	(1)	(2)
	lnCost	AbsDA
Climate	3.6164*	−0.947 0**
	(1.999 6)	(0.387 3)
Control	YES	YES
常数项	10.637 8***	−0.328 1***
	(0.281 5)	(0.034 7)
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
Province	YES	YES
观测值	20 156	20 156
R^2	0.947 4	0.356 2

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为标准误。

表5 加入年份、省份和行业固定效应的回归结果

变量	(1)	(2)
	lnCost	AbsDA
Climate	10.141 9***	−0.666 2***
	(2.850 3)	(0.211 6)
Control	YES	YES
常数项	4.650 8***	0.053 2***
	(0.188 4)	(0.011 8)
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
Province	YES	YES
观测值	20 476	20 476
R^2	0.615 6	0.066 5

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为标准误。

表3 气候风险与审计师稳健性的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnCost	AbsDA	lnCost	AbsDA	lnCost	AbsDA
Climate	5.651 7***	−0.888 1**	4.784 9*	−1.369 2***	3.428 4*	−0.939 8**
	(2.170 5)	(0.403 1)	(2.478 5)	(0.156 1)	(2.000 3)	(0.386 5)
Control			YES	YES	YES	YES
常数项	13.975 3***	0.051 9***	4.560 2***	0.060 6***	10.609 2***	−0.323 8***
	(0.006 3)	(0.001 2)	(0.191 7)	(0.010 3)	(0.293 6)	(0.034 9)
Industry	NO	NO	NO	NO	YES	YES
Year	NO	NO	NO	NO	YES	YES
观测值	20 156	20 156	20 478	20 478	20 156	20 156
R^2	0.942 9	0.317 6	0.557 3	0.034 7	0.947 2	0.355 5

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为标准误。

表6　工具变量法的内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Climate	lnCost	AbsDA
IV_climate	0.234 3***		
	(0.028 1)		
Climate		15.298 2**	−3.076 6*
		(6.935 6)	(1.785 9)
Control	YES	YES	YES
常数项	0.000 2		
	(0.000 7)		
Anderson canon. corr. LM	1 006.390 0		
	[0.000 0]		
Cragg-Donald Wald F statistic	860.371 0		
	{16.38}		
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
观测值	16 132	16 132	16 132
R^2	0.908 7	−0.170 6	−0.156 2

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；( )内为t统计量；[ ]内为P值；{ }内数值为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值。

审计师稳健性的变量，因此下文进一步将主营业务增长率和速动比率纳入考量进行稳健性检验。表7为增加控制变量后的回归结果，结果依旧稳健。

3.4　更换解释变量衡量方式

利用中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Services Platform，CNRDS)提供的企业气候风险指数度量气候风险。具体而言，CNRDS数据库提供的气候风险指标参照Lin和Wu[33]提供的47个种子词汇，利用Python的gensim库中的KeyeVectors模型，对年报及季报文本进行训练，由此得到扩展词汇。相应地，保留预训练模型中与47个种子词相似度大于等于0.5的样本，而后手动删去以数字或字母形式识别的单词、表达不正确或错误的单词，以及无法在企业应对气候变化中体现出的中性词，由此得到气候风险词集，并计算年报中气候风险关键词词频与年报文本总词数的比值。表8为更换解释变量衡量方式后的回归结果，结果依旧稳健。

表7　增加控制变量

变量	(1)	(2)
	lnCost	AbsDA
Climate	3.427 6*	−0.924 2**
	(2.000 1)	(0.376 6)
Control	YES	YES
Growth	−0.000 3	0.019 3***
	(0.006 6)	(0.001 7)
Qr	−0.002 1	−0.000 2
	(0.002 5)	(0.000 5)
常数项	10.611 2***	−0.260 9***
	(0.294 3)	(0.034 3)
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
观测值	20 156	20 156
R^2	0.947 2	0.365 8

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为标准误。

表8　更换解释变量衡量方式

变量	(1)	(2)
	lnCost	AbsDA
Climate1	2.688 6***	−0.484 2***
	(0.945 0)	(0.157 1)
Control	YES	YES
常数项	10.672 7***	−0.313 7***
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
观测值	19 418	19 418
R^2	0.947 6	0.358 5

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为标准误。

3.5　排除政策效应影响

科创板股票发行注册制试点政策可能会对审计师稳健性产生显著影响，这体现在注册制试点以“信息披露”为核心，取消了核准制下的实质审核，将企业上市的信息真实性、准确性、完整性责任更多转移给中介机构。审计师作为资本市场“看门人”，需对拟上市企业的财务信息、经营风险、研发投入等进行更严格核查，一旦出现审计失败，面临的法律追责和声誉损失远大于核准制阶段，也就是说科创板企业注册制的实施会增加该板块的审计师稳健性。未排除该政策的影响，剔除科创板企业进行回归以验证结果的稳健性。如表9所示，回归结果显著，结论依旧稳健。

表9　排除政策效应影响

变量	(1)	(2)
	lnCost	AbsDA
Climate	3.514 2*	−0.925 9**
	(2.020 5)	(0.389 1)
Control	YES	YES
常数项	10.507 7***	−0.315 2***
	(0.299 8)	(0.035 6)
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
观测值	19 214	19 214
R^2	0.947 2	0.349 0

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为标准误。

4 异质性分析

4.1 产权性质

考虑企业产权性质的异质性,将样本分为两组:国有企业和非国有企业。如表 10 结果显示,气候风险对审计师稳健性的影响在非国有企业中更为明显,非国有企业对气候风险的反应更为敏感和符合市场规律,而国有企业表现出一定的“豁免”或“迟钝”特征。

表 10 异质性检验:产权性质

变量	国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnCost	AbsDA	lnCost	AbsDA
Climate	0.474 1	−0.233 0	5.609 3**	−1.262 3**
	(2.785 6)	(0.388 8)	(2.516 8)	(0.603 9)
Control	YES	YES	YES	YES
常数项	9.082 3***	−0.305 7***	11.344 8***	−0.341 5***
	(0.642 6)	(0.069 2)	(0.244 8)	(0.040 5)
Industry	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
观测值	5 611	5 611	14 508	14 508
R^2	0.963 7	0.374 4	0.935 4	0.356 8

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为标准误。

4.2 会计师事务所规模

为检验不同规模事务所在面对气候风险时审计师稳健性的差异,将会计师事务所分为“四大”和“非四大”。根据表 11 结果显示,在由“非四大”审计的公司中,气候风险会显著影响审计师稳健性;然而,在由“四大”审计的公司中,这些影响均不显著。一般来说,“四大”以其高审计质量和高品牌价值著称,其收费本身就包含对复杂风险和高质量审计的溢价。因此,客户既有的气候风险可能已被考虑在其常规的高收费中,无需额外增加;其客户通常是规模更大、治理结构更完善、信息透明度更高的大型企业,这些公司应对和披露气候风险的能力更强,使得气候风险对其的不确定性影响相对较小。因此,四大的审计师稳健性受气候风险影响较小,它们可能已经建立了一套成熟的流程来处理气候相关风险,不将其视为需要临时性、特殊性应对的异常项目,因此反应不那么剧烈。

4.3 行业性质

气候风险在不同行业也呈现不同的影响程度,根据行业异质性将企业分为高科技行业、非高科技行业。根据表 12 回归结果,高科技行业对气候风险的敏感性更强。这种行业异质性的产生,主要源于高科技行业与非高科技行业在业务模式、风险敞口及审计师关注重点上的差异。高科技行业通常具有更高的技术迭代速度和创新风险,对气候风险的传导更为敏感,审计师在评估其审计风险时,会同时从审计费用的成本和可操控性应计利润的盈余管理两方面入手,保持其稳健性。

表 11 异质性检验:会计师事务所规模

变量	四大		非四大	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnCost	AbsDA	lnCost	AbsDA
Climate	−2.309 5	−0.409 0	5.158 8**	−1.136 0***
	(7.193 3)	(0.865 3)	(2.059 3)	(0.424 4)
Control	YES	YES	YES	YES
常数项	12.913 3***	−0.198 2	10.692 5***	−0.336 7***
	(0.646 8)	(0.120 7)	(0.274 6)	(0.036 4)
Industry	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
观测值	1 371	1 371	18 746	18 746
R^2	0.954 6	0.426 5	0.936 6	0.357 9

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为标准误。

表 12 异质性检验:行业性质

变量	非高科技行业		高科技行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnCost	AbsDA	lnCost	AbsDA
Climate	−2.309 5	−0.409 0	5.158 8**	−1.136 0***
	(7.193 3)	(0.865 3)	(2.059 3)	(0.424 4)
Control	YES	YES	YES	YES
常数项	12.913 3***	−0.198 2	10.692 5***	−0.336 7***
	(0.646 8)	(0.120 7)	(0.274 6)	(0.036 4)
Industry	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
观测值	1 371	1 371	18 746	18 746
R^2	0.954 6	0.426 5	0.936 6	0.357 9

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为标准误。

4.4 地区差异

为了探究气候风险对审计师稳健性影响的区域异质性,将企业所处省份依据地理位置划分为东部、中部和西部三大地区,并对样本数据进行异质性分析。根据表 13 结果可以看出东部地区气候风险对审计师稳健性有显著影响。这可能是因为不同地区企业对气候风险的认知和应对能力不同,会影响审计师的稳健性策略,最终导致气候风险对审计师稳健性的影响在区域间呈现显著异质性。

5 机制检验

5.1 融资约束

在测度融资约束(FC)时,经常采用的测度方法包括 KZ 指数、WW 指数和 SA 指数。然而,KZ 指

数和WW指数通常包含内生财务变量，而SA指数中企业规模和年龄无法直接受到“双化协同”程度的影响。因此，借鉴顾雷雷等[34]的研究，采用其方法测算融资约束FC指数，其中FC越大，企业融资约束问题越严重。回归结果如表14列(1)～列(3)所示，由此可知，融资约束在气候风险对审计师稳健性的影响中发挥了中介效应。

5.2　短期市场压力

借鉴Jordan等[35]以短期机构持股比例(s_inst)衡量短期市场压力，短期持股比例越大，短期市场压力越大。从表14列(4)～列(6)的结果可以看出，气候风险会使得企业短期市场压力增加，进而影响到审计师，激发审计师更为稳健的行为决策。从企业信息环境来看，气候风险的复杂性和动态性使得市场对企业气候相关信息的解读存在分歧，短期机构投资者更倾向于基于短期信号进行交易，这种交易行为的聚集会强化短期市场压力。此外，气候风险较高的企业往往面临更高经营风险，短期机构投资者可能认为在这种环境下，企业的短期市场波动会更剧烈，存在更多的短期交易机会，因此加大持股比例以获取短期收益，进而导致气候风险与短期市场压力显著正相关，当审计师将这部分压力考虑进去时，就会采取适当审计措施，保持其稳健性。

6　结论与建议

6.1　结论

(1)企业的气候风险水平与审计师稳健性之间存在显著的正相关关系。具体表现为，气候风险越高，审计师会收取更高的审计费用，并更有效地抑制企业的可操控性应计利润。这表明审计师能够识别并回应气候风险带来的潜在审计风险，通过增加投入和加强审核来确保自身稳健性。

(2)机制检验表明，融资约束在气候风险影响审计师稳健性的路径中扮演了中介角色，即气候风险会减轻企业的融资约束，进一步触发审计师更稳健的审计行为；同时气候风险加剧企业短期市场压力，会促使审计师在审计过程中将这部分压力考虑在内，更偏向于保守主义。

表13　异质性检验：地区差异

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnCost	AbsDA	lnCost	AbsDA	lnCost	AbsDA
Climate	4.209 0* (2.466 4)	−1.123 3** (0.480 3)	5.274 3 (4.051 7)	−0.451 8 (0.724 2)	−0.347 1 (5.380 9)	−0.817 6 (1.072 9)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	11.231 5*** (0.253 7)	−0.322 5*** (0.041 0)	8.474 1*** (1.107 6)	−0.292 6*** (0.087 5)	9.307 1*** (0.977 1)	−0.383 9*** (0.093 7)
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	15 238	15 238	2 820	2 820	2 004	2 004
R^2	0.948 8	0.359 6	0.944 8	0.333 3	0.942 4	0.370 0

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为标准误。

表14　机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FC	lnCost	AbsDA	s_inst	lnCost	AbsDA
FC		−0.184 4*** (0.021 9)	0.010 4** (0.004 3)			
s_inst					−0.000 4*** (0.000 1)	0.000 1** (0.000 0)
Climate	−2.016 4** (0.877 8)	2.974 1 (2.013 0)	−0.805 9** (0.389 5)	162.212 7* (97.938 7)	3.399 5* (2.006 6)	−0.962 0** (0.388 9)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	3.541 2*** (0.096 9)	11.244 9*** (0.281 7)	−0.352 3*** (0.037 5)	−160.012 7*** (9.501 1)	10.534 1*** (0.299 0)	−0.311 8*** (0.035 6)
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	19 762	19 762	19 762	20 021	20 021	20 021
R^2	0.922 0	0.948 0	0.358 2	0.305 2	0.947 3	0.354 9

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为标准误。

(3)异质性分析表明气候风险对审计师稳健性的驱动作用在非国有企业中更为明显,这可能是由于国有企业通常享有政府隐性担保和更优的融资渠道,对气候风险的敏感度相对较低;气候风险的影响在由“非四大”会计师事务所审计的公司中更为显著,“四大”可能因其固有的高标准收费和成熟的风险应对流程,已将此类风险纳入常规考量,故反应不显著;此外,气候风险也会显著影响高科技行业及东部地区企业。

6.2 建议

第一,会计师事务所应在自身的审计方法论和风险模型中整合气候风险因子,更新客户接受与续约、审计定价和审计程序决策流程,确保能系统性地识别和应对此类新型风险。第二,监管机构应尽快制定并强制执行统一、细致的企业气候相关信息披露标准,要求企业定量与定性相结合地披露气候风险对其财务状况、经营成果和现金流量的潜在影响。

参考文献

[1] 耀友福,徐筱彧. 企业气候变化风险与关键审计事项决策[J]. 上海财经大学学报,2024,26(6):78-92.

[2] TCFD. Recommendations of the task force on climate-related financial disclosures[R]. Basel: Financial Stability Board, 2017.

[3] LI Q, SHAN H, TANG Y, et al. Corporate climate risk: measurements and responses[J]. Review of Financial Studies, 2024, 1: 1-53.

[4] DESCHENES O, GREENSTONE M. The economic impacts of climate change: evidence from agricultural profits and random fluctuations in weather[J]. American Economic Review, 2007, 97(1): 354-385.

[5] LI X. Physical climate change exposure and firms' adaptation Strategy[J]. Strategic Management Journal, 2024, 46(3): 750-789.

[6] TANC A, YENISU E. Evaluation of climate change as a global risk factor in terms of internal audit risks[J]. Journal of Business Administration and Social Studies, 2023, 7(2): 156-166.

[7] STROEBEL J, WURGLER J. What do you think about climate finance? [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(2): 487-498.

[8] SAUTNER Z, VAN LENT L, VILKOV G, et al. Firm-level climate change exposure[J]. SSRN Electronic Journal, 2023, 78(3): 1449-1498.

[9] ZHAI L, LEE J E. Investigating vulnerability, adaptation and resilience: a comprehensive review within the context of climate change[J]. Atmosphere, 2024, 15(4): 474.

[10] 丁宇刚,孙祁祥. 气候风险对中国农业经济发展的影响——异质性及机制分析[J]. 金融研究,2022(9):111-131.

[11] 刘振华,丁志华,段钊平. 气候政策不确定性会加剧能源市场间极端风险溢出吗?[J]. 系统工程理论与实践,2023,43(6):1651-1667.

[12] 张大永,张跃军,王玉东,等. 气候金融的学科内涵、中国实践与热点前沿研究[J]. 管理科学学报,2023,26(8):1-15.

[13] 杜剑,滕丹妮,杨杨. 机构投资者持股能刺激企业气候转型风险信息披露吗? ——基于企业年报文本的实证分析[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2023,43(6):56-77.

[14] 安强身,李秋波. 气候风险何以影响实体企业风险承担水平? ——来自中国上市公司文本分析的证据[J]. 云南财经大学学报,2025,41(6):64-81.

[15] 王鹏程. 财务报表审计中对气候变化风险的考虑[J]. 财会月刊,2022(14):110-115.

[16] 崔云,万慧娟,殷皓洲. 审计师感知到气候风险了吗[J]. 财会月刊,2023,44(17):80-87.

[17] 方红星,陈娇娇,于巧叶. 内部控制审计收费的影响因素研究[J]. 审计与经 济研究,2016(4):21-29.

[18] JONATHAN D S. Is the audit fee disclosure a leading indicator of clients' business risk? [J]. Auditing, 2011(3): 157-179.

[19] NIEMI L, KNECHEL R, OJALA H, et al. Responsiveness of auditors to the audit risk standards: unique evidence from big 4 audit firms[J]. Accounting in Europe, 2018(1): 33-54.

[20] HALL C, JUDD J S, SUNDER J. Auditor conservatism, audit quality and real consequences for clients[J]. Review of Accounting Studies, 2023, 28(2): 689-725.

[21] 张俊生,张琳. 特殊普通合伙制让审计师更稳健了吗? ——来自中国会计师事务所转制的经验证据[J]. 会计与经济研究,2014,28(4):58-70.

[22] 储一昀,王妍玲. 会计师事务所变更与审计师稳健主义——来自前任审计师为中天勤或深圳华鹏的上市公司的经验证据[J]. 审计研究,2007(5):68-76.

[23] 夏艳春,辛清泉,谭英琦. 审计师变更与继任审计师稳健性[J]. 审计研究,2024(6):133-146.

[24] 王杏芬. 审计师稳健性的研究轨迹与未来方向[J]. 财会月刊,2013(11):63-66.

[25] CHY M, HOPE O K. Real effects of auditor conservatism[J]. Review of Accounting Studies, 2021, 26(2): 730-771.

[26] YANG C, SONG D. Who really cares? climate change exposure and auditor conservatism: evidence from China [J]. Finance Research Letters, 2024, 70: 106332.

[27] YANG X, WEI L, DENG R, et al. Can climate-related risks increase audit fees? evidence from China [J]. Finance Research Letters, 2023, 57: 104194.

[28] ECCLES R G, IOANNOU I, SERAFEIM G. The impact of corporate sustainability on organizational proces-

ses and performance[J]. Management Science, 2014, 60(11): 2835-2857.

[29] DECHOW P M, SLOAN R G, SWEENEY A P. Detecting earnings management [J]. Accounting Review, 1995, 26: 193-225.

[30] LI Q H, SHAN Y T, YAO V. Corporate climate risk: measurements and responses[J]. SSRN Working Paper, 2024, 37(6): 1778-1830.

[31] BENGIO Y, DUCHARME R, VINCENT P, et al. Aneural probabilistic language model[J]. Journal of MachineLearning Research, 2023, 13: 1137-1155.

[32] LECUN Y, BENGIO Y, HINTON G. Deep learning [J]. Nature, 2015, 521: 436-444.

[33] LIN B, WU N. Climate risk disclosure and stock price crash risk: the case of China[J]. International Review of Economics & Finance, 2023, 83: 21-34.

[34] 顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究, 2020(2): 109-127.

[35] JORDAN B D, KIM S, LIU M H. Growth opportunities, short-term market pressure and dual-class share structure[J]. Journal of Corporate Finance, 2016, 10(3): 304-328.

Climate Risk and Auditor Conservatism

LIU Ruibai, LI Meng

(Xi'an University of Finance and Economics, Xi'an 710100, China)

Abstract: As global climate change intensifies, climate risk has progressively emerged as a critical factor influencing corporate financial performance and sustainable development. Using data from Chinese A-share listed companies between 2015 and 2024, a climate risk indicator was constructed based on textual information data, the relationship between climate risk and auditor robustness was examined. The results reveal a positive correlation between climate risk and auditor robustness, that is higher climate risk correlates with greater auditor robustness. Furthermore, financing constraints and short-term market pressures mediate the relationship between climate risk and auditor robustness.

Keywords: climate risk; auditor conservatism; financing constraints; short-term market pressure