

高管合规背景对企业盈余管理的影响研究

——来自中国资本市场的经验证据

杨旭成，程李梅

江苏大学财经学院，江苏 镇江

收稿日期：2024年8月5日；录用日期：2024年8月22日；发布日期：2024年11月8日

摘要

本文以2012年至2022年间A股非金融上市公司为研究样本，研究高管合规背景对应计与真实盈余管理行为的影响。研究结果发现，企业高管中合规背景的比例越大，越有助于抑制应计盈余管理行为与真实盈余管理行为，且结果在经过增加控制变量和增加高维固定效应两种方法稳健性检验后是可靠的。机制检验发现，诉讼威慑与高管合规背景存在替代效应，面临诉讼威慑越严重的企业，在后续财年的盈余管理方面越收敛。异质性分析发现，合规背景高管的比例越高，有助于压制国有企业的真实盈余管理行为与非国有企业的应计盈余管理行为；高管合规背景对盈余管理行为的约束作用，在内部控制质量较弱的企业发挥得更明显。本文结论表明高管合规背景在上市公司财务操纵方面能够发挥积极的治理效应，并佐证了加强对上市企业违法违规行为的“违法必究”政策对资本市场健康运行、保护投资者利益的积极意义。

关键词

高层梯队理论，盈余管理

Research on the Impact of Executive Compliance Background on Corporate Earnings Management

—Empirical Evidence from China's Capital Market

Xucheng Yang, Limei Cheng

School of Finance and Economics, Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu

Received: Aug. 5th, 2024; accepted: Aug. 22nd, 2024; published: Nov. 8th, 2024

Abstract

This paper takes A-share non-financial listed companies from 2012 to 2022 as research samples to study the impact of executive compliance background on accounting and real earnings management behavior. The research results show that the larger the proportion of compliance background among corporate executives, the more conducive to inhibiting accrual earnings management behavior and real earnings management behavior, and the results are reliable after the robustness test of increasing control variables and increasing high-dimensional fixed effects. The mechanism test found that there is a substitution effect between litigation deterrence and executive compliance background. The more serious the litigation deterrence, the more restrained the earnings management in the subsequent fiscal year. Heterogeneity analysis shows that the higher the proportion of executives with compliance background, it helps to suppress the real earnings management behavior of state-owned enterprises and the accrual earnings management behavior of non-state-owned enterprises. The restrictive effect of executive compliance background on earnings management behavior is more obvious in enterprises with weak internal control quality. The conclusion of this paper shows that the compliance background of senior executives can play a positive governance effect on the financial manipulation of listed companies, and proves the positive significance of strengthening the policy of "investigating violations of laws and regulations" for the healthy operation of the capital market and protecting the interests of investors.

Keywords

High-Level Echelon Theory, Earnings Management

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

党的二十大报告提出，加强和完善现代金融监管，强化金融稳定保障体系，依法将各类金融活动全部纳入监管，守住不发生系统性风险底线。资本市场作为现代金融体系的重要组成部分，稳定有序的健康运行是防范化解重大金融风险的重要组成内容[1]。2024年以来，在党中央、国务院坚强领导下，证监会系统扎实推动新“国九条”及资本市场“1+N”政策文件落实落地，完善强监管、严监管的制度机制，加强上市公司全链条监管，大力加强投资者保护，强化监管问责。虽然各级监管机构已开始加强监管力度，但在遏制上市公司财务舞弊、保护中小投资者利益方面，形势依旧严峻，面临诸多挑战。

2020年9月，根据中国证监会〔2020〕71号行政处罚书显示，在2015~2018年间，康得新通过虚构销售业务、虚构采购、生产、研发、产品运输费用等方式，虚增营业收入、营业成本、研发费用和销售费用，虚增利润总额达119.21亿元。2024年7月，江苏舜天股份有限公司收到中国证监会《行政处罚决定书》及《市场禁入决定书》，相关文件显示，江苏舜天2009年至2021年财报存在虚假记载问题，通过参与通讯器材内贸虚假自循环业务，在2009年至2021年财报中虚增营业收入103.33亿元，虚增营业成本93.99亿元，虚增利润总额9.34亿元。由上述案例可以看出，中国上市公司鉴于证券监管机制尚不完善、造假成本较低等原因，具有较强的盈余管理动机。自科创板设立以及注册制改革以来，企业盈余管理行为受到资本市场各利益相关方以及证券监管机构的高度关注。

根据制度理论，资本市场的政府监管有助于维护诚信的交易环境、保护投资者利益。但监管的资源

是有限的，无法覆盖资本市场中所有的企业，在反舞弊、遏制盈余管理行为方面，更加要靠发行企业“打铁还需自身硬”，加强内部治理的建设。根据高层梯队理论，高管属于企业内部治理的重要方面，其个人特质会对企业行为产生重大影响，已有学者考察了部分高管特质对盈余管理行为的影响并得出了一些建设性的结论，但是，这些特质集中于金融、财务、银行、从军等，关于与新监管环境密切相关的合规背景则较少有学者关注。在遏制盈余管理、加强企业内部治理力量的实务中，监管部门已在独立董事制度中做出过改革，早在 2001 年，《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》规定，担任独立董事应当具有五年以上法律、经济或者其他履行独立董事职责所必需的工作经验。因此，在盈余管理方面的研究中，探究高管合规背景产生的影响，并在公司内部治理方面加以引导是一个兼具理论意义和实践价值的话题。

综上所述，我国特殊的制度背景，为研究高管合规对盈余管理的影响提供了良好的契机，本文区分了两类盈余管理，并采用多元 OLS 回归方法，探究高管合规背景能否抑制盈余管理，以及在法律监管层面可以起到替代效应的手段，以期为新时代下盈余管理研究提供新的经验证据。

除本节外，本文还包括六节。其中，第二节为文献回顾及假设提出，第三节为研究设计，第四节为实证结果与分析，第五节为机制检验，第六节为进一步分析，最后是结论。

2. 文献回顾与假设提出

2.1. 文献回顾

中国资本市场蓬勃发展的近 20 年来，学术界基于高层梯队理论，对公司内部治理与盈余管理行为开展了一系列研究。刘启亮等[2]较早从公司高管的权力配置结构的角度出发，探究高管权力集中对盈余管理的影响，研究发现在高管权力集中的情况下，内部控制并不能抑制盈余管理行为。后续学者高管特质进行进一步研究，周美华等[3]发现 CEO 组织认同度可以抑制真实盈余管理程度。林晚发等[4]发现高管财务经历削弱了企业的盈余管理水平，进而使企业获得更高的信用评级。李宾等[5]首次将高管背景中的审计背景纳入考察范围，研究发现高管越是具有审计背景的企业，其真实盈余管理行为更加严重。林萍等[6]则有一些相反的研究结果，研究发现董秘作为重要高管之一，其审计背景对应计盈余管理行为与真实盈余管理行为皆起到抑制作用。后续还有赵家未等[7]研究发现，具有金融背景的高管所在企业的应计盈余管理和真实盈余管理水平更突出。王福胜等[8]发现管理者过度自信使公司对外报告策略缺乏稳健而提升盈余管理强度，但同时媒体关注所形成的外部市场压力，能够迫使过度自信的高管收敛其盈余管理行为。

由此可见，学术界对公司内部治理与盈余管理的关系的研究尚未得出一致的结论，过往学者基本基于高管的财务、审计、金融等背景进行研究，这些高管特质是否能抑制盈余管理尚且存在争议，高管的合规背景作为企业内部治理的重要维度，属于研究空白。“国九条”背景下，合规背景高管对企业盈余管理行为的影响更加有待探索，其影响的作用与机制“黑箱”需要实证研究来检验。

2.2. 假设提出

应计盈余管理概念最早由 Schipper [9] 提出，他认为企业管理人员拥有私人信息，他们可以在做出会计决策时使用这些信息。自 Schipper 提出盈余管理的概念后，学界在相当长的时间内并没有区分应计盈余管理与真实盈余管理，应计盈余管理与盈余管理、会计选择盈余管理在后续一段时间的研究中是等价的。方红星和金玉娜[10]将应计盈余管理界定为代理人为了实现自己的利益目标，采用会计方法选择等方式实现财务报告盈余水平的行为。而真实盈余管理的概念则由 Roychowdhury [11] 率先提出，其认为真实盈余管理是管理层为了误导某些利益相关者，使之相信公司通过正常的经营活动实现了特定的财务报告目标而做出的偏离正常经营实践的管理行为。国内学者在此基础上也进行了相关研究，胡元木[12]认为有

别于应计盈余管理通过操纵会计数字实现，真实盈余管理在实现方式上表现在操控真实的经济活动。

高层梯队理论由 Hambrick 与 Mason [13] 提出，认为企业的战略选择和绩效与高层管理团队的背景特征密切相关。结合高层梯队理论分析，企业高管属于内部治理的重要方面，其道德、专业素养、行为等皆会对盈余管理行为产生重要影响，高管合规背景同样如此。

在应计盈余管理行为方面，具有合规背景的高管对法律风险有更高的敏感度，知道违规行为可能带来的法律后果，包括罚款、诉讼和声誉损失。其次，相比于仅具有金融财务背景的高管，具有合规背景的高管通常具有较高的职业道德标准，倾向于遵守法律和道德规范，减少违规行为的发生。同时，注册制改革以来，证监会及其他监管部门大力提高了证券行业违法打击力度，合规背景高管更熟悉监管机构的审查程序和要求，能够更好地指导企业在合规框架内进行财务报告。所以他们可能更倾向于遵守会计准则，避免通过会计政策的调整来操纵财务数据。

在真实盈余管理行为方面，合规背景的高管可能更注重企业的长期发展，而不是短期的财务表现，他们会避免通过偏离正常经营活动来操纵利润，如提前确认收入、推迟支出等，因为这可能带来监管部门的严厉处罚，进而损害企业的长期利益。同时，合规背景高管的加入，可以加强企业的内部控制，在提高财务报告的真实性和准确性方面或许会起到积极性的作用，减少盈余管理的机会，所以合规背景的高管在真实盈余管理方面也可能起到抑制作用。

据此，本文提出假设 1 与假设 2：

H1：高管中具备合规背景的成员比例越高，越有助于抑制公司应计盈余管理行为。

H2：高管中具备合规背景的成员比例越高，越有助于抑制公司真实盈余管理行为。

在上文分析内部治理对于盈余管理行为影响的同时，注册制改革及新证券法背景下的外部监管环境对二者关系产生的影响机制同样不容忽视。诉讼威慑是指通过法律诉讼的威胁来约束企业和管理层的行为。近年来已有少数学者在诉讼威慑对企业经济行为进行过有益研究，汪昌云等[14]发现证监会“双随机”抽查制度对企业盈余管理行为起到抑制作用，李春涛等[15]发现面临诉讼威慑的公司更倾向于守法经营，诉讼威慑带来公司治理的优化。

基于高层梯队理论和信号理论，高水平的诉讼威慑意味着企业面临更高的法律风险，管理层会更加谨慎地进行财务报告，避免任何可能引发诉讼的行为。进一步，在应计盈余管理方面，诉讼威慑较轻的企业可能会放松对会计政策和准则的遵守；在真实盈余管理方面，诉讼威慑较轻的企业可能会通过实际经营活动的调整来操纵利润。因此，具有合规背景的高管在这种环境下可能会起到更为关键的作用，在诉讼威慑较轻的环境下，合规背景高管通过其高水平的法律风险意识、职业道德标准和内部控制能力，具有抑制企业应计盈余管理和真实盈余管理行为的潜力，从而形成替代效应。

据此，本文提出假设 3 与假设 4：

H3：诉讼威慑与高管合规背景在抑制企业应计盈余管理方面存在替代效应，即面临仲裁诉讼压力越轻的企业，合规背景高管对应计盈余管理行为的抑制作用越突出。

H4：诉讼威慑与高管合规背景在抑制企业真实盈余管理方面存在替代效应，即面临仲裁诉讼压力越轻的企业，合规背景高管对真实盈余管理行为的抑制作用越突出。

3. 研究设计

3.1. 样本选取与数据来源

本文数据来自于中国经济金融研究(CSMAR)数据库。本文以 2012~2022 年全部 A 股上市公司为研究对象。由于金融企业会计报表格式与会计处理方法和工业企业存在巨大差异；ST 企业由于经营异常已被特殊监管，继续纳入研究将导致样本不具有代表性或存在选择偏差，所以本文剔除了金融行业与 ST 公司

样本。同时,由于短期数据包含较多的波动和异常值,可能会掩盖长期趋势,为避免数据噪音对研究的干扰,本文还剔除了观测值与上市年限不足3年以及主要因果变量存在数据缺失的观测值。本文针对所有连续变量进行了上下1%缩尾处理。将上述数据匹配合并后,最后得到18,805个有效观测样本。

3.2. 变量设计

3.2.1. 应计盈余管理

为测量企业应计盈余管理水平,本文参考Dechow和Dichev [16]的做法,构建模型(1)来计算应计盈余管理(DD):

$$\frac{WACC_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $WACC$ 表示 Δ 营运资本变化,第 $t-1$ 年与第 t 年间的 Δ 应收账款 $+\Delta$ 存货 $-\Delta$ 应付账款 $-\Delta$ 应付税款 $+\Delta$ 其他流动资产; CFO 表示经营活动现金流量净额; A_{t-1} 消除规模效应,用 $t-1$ 期期末总资产; 最终模型(1)所得残差 ε 即为应计利润($DD_{i,t}$),其绝对值来衡量企业的盈余质量,残差的绝对值越大,盈余管理空间越大,说明会计信息质量越低。

3.2.2. 真实盈余管理

为测量企业真实盈余管理水平,本文参考Roychowdhury [11]的做法,构建模型(2)来计算真实盈余管理($TREM$):

$$TREM_{i,t} = (-1) A_CFO_{i,t} + A_PROD_{i,t} + (-1) A_DISEXP_{i,t} \quad (2)$$

其中,异常经营活动现金流(A_CFO)、异常生产成本(A_PROD)和异常操纵性费用(A_DISEXP)三个单独的真实盈余管理指标按 Roychowdhury 的方法计算,限于篇幅,这里不再赘述。最终按照模型(2)以综合指标 $TREM$ 测量企业真实盈余管理水平。

3.2.3. 高管合规背景

参考雷宇等[17]及尹海员等[18]的做法,首先从CSMAR数据库导出高管背景数据,高管范围包括董事、监事和其他高级管理人员。其次,剔除高管中学历为大专及以下的样本,手工筛选高管专业中包含“法学”、“法理学”、“刑法”、“经济法”等法律类专业关键词的样本,手工筛选出的样本为具有合规背景的高管人数。接着,按照(当年具有合规背景高管人数+1)/当年高管总人数的公式,按年度和公司ID两个维度进行分组计算样本公司在研究期内的高管合规背景水平(Lawrate)。

3.2.4. 诉讼威慑

本文采用企业当年年报披露中的仲裁诉讼本企业作为涉案应诉方案件数量作为诉讼威慑(Defendant)的代理变量。根据CSMAR数据库中仲裁诉讼子库数据,参考汪昌云等[14]的做法,首先将所有上市公司当年披露的仲裁诉讼原告方剔除,其次,手工筛选整理出应诉(被申请)方中为:上市公司本身、上市公司的母公司、与上市公司受同一母公司控制的其他企业、对上市公司实施共同控制的投资方、对上市公司施加重大影响的投资方、上市公司的合营企业与联营企业、上市公司或其母公司的关键管理人员与投资者个人及其关系密切的家庭成员的案件。为避免案件重复记录对计量模型带来的干扰,本文对于多年年报中重复披露的案件,相同案件ID仅保留首次披露年份的观测值。

3.2.5. 控制变量

在研究中,本文控制了净资产收益率(Roe)、资产报酬率(Roa)、资产负债率(Lev)、企业成长性($Growth$)、两职合一($Dual$)、经营性现金流($Cashflow$)、企业规模($Size$)、个体固定效应(id)、年份固定效应($year$)作为控制变量。具体测量方法见表1:

Table 1. Description of the variable**表 1. 变量说明**

类型	变量代码	变量名称	衡量方法
解释变量	LAWRATE	高管合规背景	(合规背景高管人数 + 1)/当年高管总人数
被解释变量	DD	盈余管理行为	应计盈余管理, 见模型(1)
	TREM		真实盈余管理, 见模型(2)
调节变量	DEFENDANT	诉讼威慑	企业年报披露仲裁诉讼所涉应诉方案件数量
	Roe	净资产收益率	净利润/股东权益平均余额
	Roa	资产报酬率	(利润总额 + 财务费用)/平均资产总额
	Lev	资产负债率	负债合计/资产总计
	Growth	企业成长性	年营业收入的增长率
控制变量	Dual	两职合一	虚拟变量, 董事长兼任 CEO 取值为 1, 否则取值为 0
	Cashflow	经营性现金流	本期由经营活动所产生的现金流量净额的自然对数
	Size	企业规模	企业总资产的自然对数
	Id	个体	控制个体因素
	Year	年份	控制年份因素

3.3. 模型构建

3.3.1. 高管合规背景与盈余管理

为考察高管合规背景对盈余管理的影响, 检验假设 H1 与 H2, 构建模型(3)与模型(4):

$$DD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Lawrate_{i,t} + \theta_k \sum control_{k,i,t} + \sum Id + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$TREM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Lawrate_{i,t} + \theta_k \sum control_{k,i,t} + \sum Id + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

模型(3)中 DD_{it} 为企业 i 第 t 年的应计盈余管理水平; 模型(4)中 $TREM_{it}$ 为企业 i 第 t 年的真实盈余管理水平; $Control$ 为控制变量, 详见表 1。若 H1 与 H2 成立, 模型(3)与(4)中的系数 β_0 均应该为负。

3.3.2. 影响机制检验

为考察诉讼威慑是否在高管合规背景与盈余管理的影响中起到替代效应, 检验假设 H3 与 H4, 借鉴周美华等[3]的研究, 构建模型(5)与模型(6):

$$DD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Lawrate_{i,t} + \beta_2 Defendant_{i,t-1} + \beta_3 Defendant_{i,t-1} * Lawrate_{i,t} + \theta_k \sum control_{k,i,t} + \sum Id + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$TREM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Lawrate_{i,t} + \beta_2 Defendant_{i,t-1} + \beta_3 Defendant_{i,t-1} * Lawrate_{i,t} + \theta_k \sum control_{k,i,t} + \sum Id + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

考虑到实务中, 企业接收到诉讼威慑信号通常需要一定时间, 尤其是在上年年报披露过后的诉讼威慑, 更可能会对盈余管理产生影响的是下一年度的财报, 所以在调节效应检验模型中, 本文对于调节变量 $Defendant$ 取 $t-1$ 年的数据。模型(5)与(6)的交互项系数 β_3 若为负, 则支持假设 H3 与 H4。

3.4. 描述性统计分析

表 2 为主要变量的描述性统计结果, 表 2 显示, 应计盈余管理(DD)的最大值和最小值分别为 15.76 和 -2.5328, 标准差为 0.23; 真实盈余管理的最大值和最小值分别为 7.13 和 -6.8941, 标准差为 0.257, 应计盈余管理与真实盈余管理行为在中国上市公司中广泛存在。 $Lawrate$ 的均值为 0.1042, 说明约有 10% 的企业, 合规背景高管比例处于 8%~50% 水平。其余控制变量水平与以往研究相似。

Table 2. Descriptive statistical results for the main variables
表 2. 主要变量描述性统计结果

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>DD</i>	18,481	0.0018	0.230	-2.5328	-0.01	15.76
<i>TREM</i>	18,805	-0.0033	0.257	-6.8941	0.02	7.13
<i>LAWRATE</i>	18,805	0.1042	0.056	0.0244	0.08	0.50
<i>Roe</i>	18,782	0.0400	0.800	-85.6468	0.07	2.38
<i>Roa</i>	18,805	0.0497	0.086	-1.1212	0.05	1.41
<i>Lev</i>	18,805	0.4234	0.204	0.0080	0.41	1.96
<i>Growth</i>	18,803	0.2808	4.632	-1.3092	0.10	429.04
<i>Dual</i>	18,805	0.3000	0.458	0.0000	0.00	1.00
<i>Cashflow</i>	18,805	0.0478	0.072	-0.6624	0.05	0.87
<i>Size</i>	18,805	22.2922	1.324	17.6413	22.09	28.64

4. 实证结果与分析

4.1. 基准模型回归分析

Table 3. The basic assumption is that OLS regression results

表 3. 基本假设 OLS 回归结果

	(1)	(2)
	应计盈余管理	真实盈余管理
<i>LAWRATE</i>	-0.101** (0.0484)	-0.0692** (0.0344)
<i>Roe</i>	-0.00184 (0.00230)	0.00258 (0.00165)
<i>Roa</i>	0.332*** (0.0281)	-0.371*** (0.0198)
<i>Lev</i>	0.0186 (0.0191)	-0.0549*** (0.0136)
<i>Growth</i>	0.0104*** (0.000544)	0.000620** (0.000277)
<i>Dual</i>	-0.00727 (0.00602)	-0.00749* (0.00428)
<i>Cashflow</i>	-0.356*** (0.0311)	-1.567*** (0.0218)
<i>Size</i>	0.0325*** (0.00490)	0.0268*** (0.00347)
<i>_cons</i>	-0.720*** (0.108)	-0.474*** (0.0761)
N	18455	18780
R方	0.166	0.656
调整后R方	0.0469	0.608
个体固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES

Standard errors in parentheses *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01, 括号内的标准误差* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

表3为对研究假设H1与H2的检验结果。表3的第(1)~(2)列分别列示了高管合规背景与应计与真实盈余管理之间的关系。回归结果显示，高管中具备合规背景的成员比例越高，越有助于抑制公司应计盈余管理与真实盈余管理行为。假设H1与H2得到验证。

4.2. 稳健性检验

为确保主要假设实证结果的稳健，本文参考毕晓方等[19]和潘越等[20]的做法，选取增加控制变量和增加高维固定效应两种方法进行稳健性检验。

4.2.1. 增加控制变量-将具有财务背景高管纳入控制变量

本文在模型(3)与(4)的基础上增加了高管财务背景(Fin)作为控制变量后进行重新回归，表4列(1)~(2)的回归结果显示，在考虑了高管的其他个人特征后，高管合规背景对于应计与真实盈余管理的回归系数为-0.107和-0.0724，且在5%的水平上显著，即高管合规背景抑制盈余管理关系依然存在，说明前文的结论是稳健的。

Table 4. Robustness test regression results

表4. 稳健性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	应计盈余管理	真实盈余管理	应计盈余管理	真实盈余管理
LAWRATE	-0.107** (0.0491)	-0.0724** (0.0349)	-0.101** (0.0484)	-0.0692** (0.0344)
Roe	-0.00184 (0.00230)	0.00258 (0.00165)	-0.00184 (0.00230)	0.00258 (0.00165)
Roa	0.332*** (0.0281)	-0.371*** (0.0198)	0.332*** (0.0281)	-0.371*** (0.0198)
Lev	0.0188 (0.0191)	-0.0547*** (0.0136)	0.0186 (0.0191)	-0.0549*** (0.0136)
Growth	0.0104*** (0.000544)	0.000621** (0.000277)	0.0104*** (0.000544)	0.000620** (0.000277)
Dual	-0.00729 (0.00602)	-0.00751* (0.00428)	-0.00727 (0.00602)	-0.00749* (0.00428)
Cashflow	-0.355*** (0.0311)	-1.567*** (0.0218)	-0.356*** (0.0311)	-1.567*** (0.0218)
Size	0.0326*** (0.00491)	0.0268*** (0.00347)	0.0325*** (0.00490)	0.0268*** (0.00347)
Fin	0.0327 (0.0467)	0.0178 (0.0332)		
_cons	-0.726*** (0.108)	-0.477*** (0.0763)	-0.720*** (0.108)	-0.474*** (0.0761)
N	18455	18780	18455	18780
R方	0.166	0.656	0.166	0.656
调整后R方	0.0469	0.608	0.0469	0.608
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应			YES	YES

Standard errors in parentheses *p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01, 括号内的标准误差* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

4.2.2. 增加高维固定效应 - 行业固定效应

对于遗漏变量引致的内生性问题, 本文在原有控制的个体固定效应和年份固定效应的基础上, 进一步控制了行业固定效应, 以控制行业层面随时间变化的不可观测因素。**表 4** 列(3)~(4)的结果显示, 在控制了高维固定效应后, 高管合规背景的系数仍均为负, 进一步支持了前文所得的结论。

5. 机制检验

表 5 第(1)~(2)列为对研究假说 H3 与 H4 的检验结果。模型(5)与(6)回归结果显示, 交乘项的回归系数显著为正。这表明, 面临仲裁诉讼压力越轻的企业, 合规背景高管对应计盈余管理与真实盈余管理行为的抑制作用越突出。因此, 假设 H3 与 H4 通过检验。

Table 5. Moderating effect regression results

表 5. 调节效应回归结果

	(1)	(2)
	应计盈余管理	真实盈余管理
<i>LAWRATE</i>	-0.114** (0.0488)	-0.0800** (0.0346)
<i>DEFENDANT</i>	-0.00492*** (0.00186)	-0.00633*** (0.00133)
交乘项	0.0268** (0.0118)	0.0262*** (0.00842)
<i>Roe</i>	-0.00186 (0.00230)	0.00254 (0.00165)
<i>Roa</i>	0.331*** (0.0281)	-0.372*** (0.0198)
<i>Lev</i>	0.0202 (0.0191)	-0.0513*** (0.0136)
<i>Growth</i>	0.0104*** (0.000544)	0.000629** (0.000277)
<i>Dual</i>	-0.00723 (0.00602)	-0.00747* (0.00427)
<i>Cashflow</i>	-0.355*** (0.0311)	-1.567*** (0.0218)
<i>Size</i>	0.0321*** (0.00491)	0.0260*** (0.00347)
<i>_cons</i>	-0.710*** (0.108)	-0.456*** (0.0761)
N	18,455	18,780
R方	0.166	0.657
调整后R方	0.0472	0.608
个体固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES

Standard errors in parentheses * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01, 括号内的标准误差* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

6. 进一步分析

为进一步探究高管合规背景对企业盈余管理的差异化影响，我们考察了样本组在产权属性差异下以及内部控制质量差异下的分组回归检验。

6.1. 产权属性异质性检验

我们基于产权属性差异，根据样本企业实控人性质分为国有企业样本组与非国有企业样本组，相关回归结果见表6。分组回归的结果表明，在应计盈余管理中，非国有企业组系数为-0.106，在5%水平上显著；在真实盈余管理组，国有企业组系数为-0.100，在10%水平上显著。这些结果表明，高管合规背景越高，越有利于抑制非国有企业的应计盈余管理行为，越有利于抑制国有企业的真实盈余管理行为。

Table 6. Heterogeneity test of property rights attributes

表6. 产权属性异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	应计盈余管理国有	应计盈余管理非国有	真实盈余管理国有	真实盈余管理非国有
<i>LAWRATE</i>	-0.0640 (0.115)	-0.106** (0.0518)	-0.100* (0.0586)	-0.0657 (0.0433)
<i>Roe</i>	-0.0107 (0.0238)	-0.00150 (0.00207)	0.0363*** (0.0122)	0.00193 (0.00176)
<i>Roa</i>	0.283*** (0.101)	0.328*** (0.0276)	-0.263*** (0.0515)	-0.403*** (0.0229)
<i>Lev</i>	-0.0377 (0.0495)	0.0429** (0.0202)	0.0443* (0.0251)	-0.0763*** (0.0170)
<i>Growth</i>	0.0144*** (0.00152)	0.00947*** (0.000550)	0.00104*** (0.000317)	-0.000103 (0.000450)
<i>Dual</i>	-0.0157 (0.0158)	-0.00668 (0.00623)	-0.00524 (0.00804)	-0.0100* (0.00522)
<i>Cashflow</i>	-0.322*** (0.0697)	-0.374*** (0.0333)	-1.435*** (0.0355)	-1.628*** (0.0274)
<i>Size</i>	0.0529*** (0.0124)	0.0301*** (0.00520)	0.0208*** (0.00622)	0.0305*** (0.00435)
<i>_cons</i>	-1.193*** (0.279)	-0.662*** (0.113)	-0.388*** (0.140)	-0.545*** (0.0943)
N	5737	12666	5840	12888
R方	0.163	0.207	0.646	0.668
调整后R方	0.0343	0.0809	0.593	0.616
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES

Standard errors in parentheses * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01, 括号内的标准误差* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

6.2. 内部控制质量异质性检验

我们基于内部控制质量差异, 利用迪博中国上市公司风险控制评价指数(DIB)测度异质性内部控制质量, 将样本企业 2012~2022 年间的内控评价指数均分进行排名, 排名前 50%, 则为内控强; 排名后 50%, 则为内控弱。从表 7 的回归结果看, 当因变量为应计盈余管理及真实盈余管理时, 内控弱的一组回归系数分别为 -0.147 和 -0.101, 且在 1% 及 5% 的水平上显著。这一结果表明内部控制质量存在异质性影响, 高管合规背景对盈余管理的抑制作用在内部控制薄弱的企业发挥得更强大。

Table 7. Heterogeneity test of internal control quality**表 7. 产权属性异质性检验**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	应计盈余管理内控弱	应计盈余管理内控强	真实盈余管理内控弱	真实盈余管理内控强
LAWRATE	-0.147*** (0.0549)	-0.0418 (0.0794)	-0.101** (0.0506)	-0.0135 (0.0443)
Roe	-0.00219 (0.00198)	0.0187 (0.0433)	0.0000149 (0.00185)	0.244*** (0.0243)
Roa	0.322*** (0.0286)	0.159* (0.0883)	-0.178*** (0.0260)	-1.261*** (0.0495)
Lev	-0.0289 (0.0202)	0.0579 (0.0355)	-0.0467** (0.0187)	-0.0174 (0.0199)
Growth	0.00244*** (0.000519)	0.0428*** (0.00132)	0.000769** (0.000326)	-0.0000188 (0.000741)
Dual	0.00692 (0.00675)	-0.0259*** (0.0100)	0.00174 (0.00623)	-0.0175*** (0.00558)
Cashflow	-0.369*** (0.0355)	-0.315*** (0.0514)	-1.461*** (0.0321)	-1.581*** (0.0285)
Size	0.0280*** (0.00545)	0.0366*** (0.00877)	0.0310*** (0.00500)	0.0178*** (0.00491)
_cons	-0.589*** (0.118)	-0.839*** (0.194)	-0.569*** (0.108)	-0.257** (0.108)
N	9192	9263	9378	9402
R方	0.184	0.232	0.573	0.752
调整后R方	0.0655	0.123	0.512	0.718
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES

Standard errors in parentheses * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01, 括号内的标准误差* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

7. 研究结论

本文的研究表明: (1) 企业高管中合规背景的比例越大, 越有助于抑制应计盈余管理行为与真实盈余管理行为。(2) 诉讼威慑与高管合规背景存在替代效应, 面临诉讼威慑越严重的企业, 在后续财年的盈余管理方面越收敛。(3) 合规背景高管的比例越高, 有助于压制国有企业的真实盈余管理行为与非国有企业

的应计盈余管理行为。(4) 高管合规背景对盈余管理行为的约束作用，在内部控制质量较弱的企业发挥得更明显。

本文的研究结论对于我国证券监管新环境下加强投资者保护、遏制财务舞弊与盈余管理行为是富有建设性的。结合我国独立董事制度的建设经验以及研究结论，在企业内部治理方面，管理层增加更多合规人才的引入；在外部监管下，加强对违法违规行为的“违法必究”，强化对投资者欺诈行为的诉讼威慑，有助于抑制企业的盈余管理行为、营造风清气正的金融市场环境。

基金项目

文章受到江苏大学第 22 批大学生科研课题资助项目(编号 22C093)的资助。

参考文献

- [1] 刘金洋, 叶康涛. 中小投资者司法保护的信息治理效应: 基于司法审判专业性的视角[J/OL]. 南开管理评论: 1-31. https://kns.cnki.net/kcms2/article/abstract?v=SONNd6s98mAyLjh9Tc24_2zR0BNK17c97GLgn8wXlcLU_pfYpM_jjoGqQn1NzrWwxPxV1-CRW50ORmN-jkqA-hPs4O8LLf_ftva6zlvzBpOqA0yhSYaLgc5iGV6iZzFk6k1nOK_7hd_yRlg6iOb0cCsuWJz1HfB4QdBsb5A2vrwkS1ZsF0xCwgRQeW6NFH&uniplatform=NZKPT&language=CHS, 2024-08-05.
- [2] 刘启亮, 罗乐, 张雅曼, 等. 高管集权、内部控制与会计信息质量[J]. 南开管理评论, 2013, 16(1): 15-23.
- [3] 周美华, 林斌, 罗劲博, 等. CEO 组织认同能抑制盈余管理吗——来自中国上市公司调查问卷的证据[J]. 南开管理评论, 2018, 21(4): 93-108.
- [4] 林晚发, 刘颖斐, 杨琴. 高管财务经历与企业信用评级: 基于盈余管理的视角[J]. 管理科学, 2019, 32(4): 3-16.
- [5] 李宾, 达桎均, 韩方芳, 等. 高管角色、审计背景与企业真实盈余管理[J]. 南京审计大学学报, 2019, 16(3): 11-18.
- [6] 林萍, 林伯强, 张雅玲. 董秘审计背景会抑制盈余管理行为吗?——来自中国 A 股上市公司经验数据[J]. 东南学术, 2020(5): 148-157.
- [7] 赵家未, 李文启, 谷秀娟. 高管金融背景与企业盈余管理[J]. 投资研究, 2021, 40(4): 107-120.
- [8] 王福胜, 王也, 刘仕煜. 媒体关注、管理者过度自信对盈余管理的影响研究[J]. 管理学报, 2022, 19(6): 832-840.
- [9] Schipper, K. (1989) Commentary on Earnings Management. *Accounting Horizons*, 3, 91-102.
- [10] 方红星, 金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗?——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J]. 会计研究, 2011(8): 53-60, 96.
- [11] Roychowdhury, S. (2006) Earnings Management through Real Activities Manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, 42, 335-370. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2006.01.002>
- [12] 胡元木, 刘佩, 纪端. 技术独立董事能有效抑制真实盈余管理吗?——基于可操控 R&D 费用视角[J]. 会计研究, 2016(3): 29-35, 95.
- [13] Hambrick, D.C. and Mason, P.A. (1984) Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers. *Academy of Management Review*, 9, 193-206. <https://doi.org/10.5465/amr.1984.4277628>
- [14] 汪昌云, 李运鸿, 王行健, 等. 监管强度预期与上市公司盈余管理——基于证监会随机抽查威慑作用的研究[J]. 审计研究, 2023(3): 123-135.
- [15] 李春涛, 闫续文, 宋敏. 诉讼威慑与公司治理优化——基于康美药业集体诉讼的事件研究证据[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2024, 39(4): 129-142.
- [16] Dechow, P.M. and Dichev, I.D. (2002) The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review*, 77, 35-59. <https://doi.org/10.2308/accr.2002.77.s-1.35>
- [17] 雷宇, 曾雅卓. 法律背景高管与公司债务期限结构[J]. 财贸研究, 2019, 30(2): 88-101.
- [18] 尹海员, 陈佰翻. 上市公司监事会行权素养、监管激励与股价崩盘风险[J]. 会计研究, 2023(8): 103-119.
- [19] 毕晓方, 邢晓辉, 王乐乐. 技术背景 CEO 对企业盈余平滑的影响研究[J]. 科学决策, 2022(4): 44-61.
- [20] 潘越, 柯进军, 宁博. 不确定性冲击、政府采购与企业发展韧性[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(4): 193-212.