

审计委员会勤勉度与企业新质生产力

杨华领,王东升

(郑州航空工业管理学院 商学院,河南 郑州 410100)

[摘要]在推动高质量发展的国家战略中,培育以科技创新为核心的新质生产力对制造业尤为重要。基于2015—2023年中国A股制造业上市公司数据,考察审计委员会履职勤勉度对企业新质生产力的影响及其作用机制。实证结果显示,审计委员会勤勉度与企业新质生产力呈显著的倒U型关系:适度提高勤勉度有利于提升新质生产力,但勤勉度过高反而会抑制新质生产力。机制检验表明,适度的勤勉通过改善内部控制质量来促进新质生产力,而在勤勉程度过高时,企业风险承担水平的下降则会削弱或逆转这种正向效应。调节效应发现,审计委员会独立性会使倒U型关系趋于平缓。研究结论对审计委员会运作安排、内部控制建设具有政策与实务参考价值。

[关键词]审计委员会;勤勉度;新质生产力;倒U型关系;内部控制;风险承担

[中图分类号]F239 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2026)03-0047-11

一、引言

以科技创新为引领,培育和发展新质生产力已成为我国实现高质量发展与产业结构转型的战略要务。在这一宏观背景下,企业,特别是制造业企业作为发展新质生产力的主力军,其新质生产力的提升尤为关键。公司治理作为影响企业长期价值与战略执行的根本制度,被视为推动企业新质生产力的重要机制。而审计委员会作为董事会下设的核心监督机构,其职能履行直接关系到公司的治理成效^[1]。2025年6月,中国上市公司协会发布的《上市公司审计委员会工作指引》进一步强调了审计委员会在内部控制、风险管理与内外部审计监督中的职责,并要求披露年度履职情况与会议召开情况,且要求每季度至少召开一次会议。然而,在实践中,不同制造业上市公司审计委员会的会议安排并不一致,这引出一个现实问题:会议次数是否及如何影响企业新质生产力?解答这一问题,对赋能新质生产力发展具有重要的现实意义。

现有相关文献主要从两个维度展开。一方面,关于审计委员会勤勉度的经济后果,已有文献通常以会议频率衡量其履职投入,但对其治理效果尚未形成一致结论。部分研究发现,审计委员会成员更高的履职活跃度和会议参与程度有助于降低内部控制缺陷^[2]、提高会计信息质量^[3]并抑制审计意见购买^[4],体现审计委员会在财务报告与内部控制监督中的积极作用;也有研究指出,频繁开会可能更多反映“事后灭火”^[5]或“表面勤勉”^[6],并不必然带来更优的治理效果^[6-7],而履职质量、成员专业背景与独董网络等因素还会进一步影响会议次数的治理含义^[8]。另一方面,关于企业新质生产力的影响因素,现有研究主要从内部战略变革与外部环境赋能展开分析,ESG发展^[9]、数字化转型^[10]和知识吸收能力^[11]有助于增强企业创新能力和资源获取能力,金融科技^[12]和数据要素市场化配置^[13]等则从外部条件上为新质生产力发展提供支持。总体而言,现有研究对审计委员会与企业新质生产力的讨论是分离的,对于审计委员会这一具体治理机制如何影响企业新质生产力,尤其是内部控制和风险管理在两者之

[收稿日期]2025-11-20

[基金项目]河南省软科学研究计划项目(262400412039)

[作者简介]杨华领(1980—)男,河南项城人,郑州航空工业管理学院商学院副教授,硕士生导师,博士,主要研究方向为审计理论与实务,邮箱:hualingyang99@163.com;王东升(2002—)男,河南济源人,郑州航空工业管理学院商学院硕士生,主要研究方向为审计理论与实务。

间可能存在的非线性作用,仍缺乏深入探讨。

本文以中国 A 股制造业上市公司 2015—2023 年的数据为研究样本,实证检验了审计委员会是否及如何影响企业新质生产力。本文在理论层面的贡献在于:其一,本文将审计委员会的微观履职行为与新质生产力这一宏观战略议题相联系,将审计委员会经济后果的研究从传统的财务合规领域拓展至新质生产力领域。其二,深化了对“治理有效”与“治理过度”的理解,揭示了公司内部治理特征的“替代”关系。本文在实践层面的贡献在于:一方面为监管机构提供了会议方面“实质重于形式”的经验证据,即不应盲目追求会议数量;另一方面为制造业企业如何优化审计委员会工作负荷、避免监管形式化,从而真正赋能高质量发展,提供了有益的启示。

二、理论分析与研究假设

(一) 审计委员会勤勉度与企业新质生产力是否存在倒 U 型关系

新质生产力以技术创新、数据要素、绿色发展为核心内涵,是推动企业高质量发展的关键动力。作为公司治理的核心组成部分,审计委员会通过履行其监督和咨询职能,在企业战略发展上扮演至关重要的角色,其履职的勤勉程度直接影响公司治理效果,进而可能对企业新质生产力的发展产生影响。

在过往关于审计委员会治理效应的探讨中,一种直观且普遍的逻辑是将其勤勉程度与治理效能视为单调的线性关系,即勤勉程度的提升要么能带来正向效益,要么会损害审计委员会治理效果。然而,管理学中的“过犹不及”现象提醒我们,任何管理行为的投入与产出之间可能并非简单的线性关系。正如中国传统智慧“中庸之道”所强调的,凡事需取其“度”,缺乏节制的勤勉极易导致程序化的“表面功夫”,甚至因治理资源的边际报酬递减而产生负向效益。本文借鉴邢璐等提出的“收益与损失的叠加效应”^[14],认为增加审计委员会勤勉度对企业新质生产力存在“治理收益”与“治理损失”两种相互对抗的机制。

在合理范围内,审计委员会勤勉度的提高有助于提升企业新质生产力。适度召开会议是审计委员会有效履职的重要保障,能够为其开展沟通、监督与决策提供必要条件,并由此改善企业创新发展的治理环境。具体而言,适度的会议安排有助于审计委员会更及时地识别和评估企业在技术研发、数据安全、绿色转型等新领域面临的风险,通过加强内部控制^[2]、提升会计信息质量^[3]以及抑制管理层审计意见购买行为^[4],为创新活动提供较为稳定的制度支持。同时,具有特定专业背景(如环保背景)的审计委员会在履职过程中还可能增强企业与外部政策资源之间的衔接能力,使企业更容易获得环保补助、绿色投资等支持^[15],进而为绿色技术发展和新质生产力提升提供必要保障。

然而,当会议次数过多时,其对企业新质生产力的积极影响可能会减弱,甚至转变为负面影响。第一,出现“表面勤勉”与形式主义。部分研究表明,审计委员会活跃性对治理效果的提升并不稳定,会议还可能存在形式化、空洞化倾向,未必能够有效解决公司的实质性问题^[7]。若履职活动缺乏真实性和可信度,看似勤勉的审计委员会反而可能伴随更大的业绩波动^[6],这种“表面勤勉”不仅无法产生积极的治理效果,反而会消耗企业宝贵的管理资源和董事的精力。第二,沦为“灭火器”。王雄元和管考磊的研究发现,异常频繁的会议有时并非事前监督的体现,而是公司在出现严重问题后进行事后补救的“灭火器”,这种情况下,会议次数的增加反而会成为公司问题较多的一个信号,与较低的信息披露质量相关联^[5]。第三,导致管理层决策趋于保守。审计委员会的核心职能在于财务监督与合规审查。当会议频次过多时,过度的监督压力往往会在企业内部释放出低容错率与严厉问责的信号,导致管理层产生避责心理,促使管理层在资源配置时趋于保守,为了规避潜在的审计责难而放弃具有潜力但风险较高的创新性活动。

综上所述,适度的会议频率是审计委员会勤勉尽责、有效履职的体现,能够通过改善公司治理来促进企业新质生产力的发展,但当会议次数过多时,可能意味着公司治理已陷入“形式主义”或“被动救

火”的困境,并导致管理层决策趋于保守,反而会抑制企业的创新活力和发展。基于以上分析,本文提出如下研究假设:

H1:审计委员会勤勉度对企业新质生产力的影响具有先促进后抑制的特征,即二者具有倒U型关系。

(二) 审计委员会勤勉度如何影响企业新质生产力

2020年《国务院关于进一步提高上市公司质量的意见》明确提出“严格执行上市公司内控制度,加快推行内控规范体系,提升内控有效性”。这表明,内部控制不仅是公司治理的重要内容,也是支撑企业高质量发展的制度基础。随着新质生产力成为重要的发展导向,内部控制对于科技创新和绿色转型的保障作用更加突出。适度的审计委员会会议有助于委员会围绕重大经营决策、财务报告和风险管理开展更加充分的监督,并及时发现和推动整改内部控制中的薄弱环节^[2]。而高质量的内部控制能够为企业发展新质生产力提供必要条件:其一,新质生产力往往伴随着较强的不确定性和较长的投入周期,有效的内部控制有助于缓解代理问题、减少信息不对称并降低经营风险,为创新活动提供稳定环境;其二,新质生产力的发展离不开资源配置效率和风险防范能力的提升,而内部控制质量的改善有助于弥补体制机制漏洞、提高公司治理水平,推动企业持续完善治理结构^[16];其三,在数字经济条件下,数据安全治理越来越依赖内部控制体系,审计监督所推动的数据治理有助于防范相关风险,为数据要素价值释放提供保障^[17]。因此,审计委员会会议可能通过改善内部控制质量,对企业新质生产力产生促进作用。基于以上分析,本文提出如下研究假设:

H2a:适度的审计委员会勤勉度通过提升内部控制质量,进而促进企业新质生产力的发展。

审计委员会作为公司治理中的重要监督主体,其职责不仅涉及财务报告审查,还包括对企业风险管理、内部控制和合规运行的监督与评价。适度履职有助于约束管理层机会主义行为,降低过度冒险带来的潜在风险。但当会议召开过于频繁时,审计委员会所释放的监督信号可能超出正常治理需要,并进一步影响管理层的风险决策。已有研究表明,审计委员会通过强化风险管理和监督机制,会对企业风险承担形成一定约束^[18]。在监督强度较大的情况下,管理层往往面临更严格的问责压力和更高的合规要求,因此更倾向于回避波动性较大、结果不确定的投资项目,以降低潜在责任风险^[19]。在这一过程中,企业经营表现往往呈现更低的波动性,这在一定程度上表明公司治理行为更趋审慎^[6]。

风险承担水平的下降可能进一步抑制企业新质生产力的形成。新质生产力的形成与提升,离不开技术革命性突破、生产要素创新性配置以及前沿技术和颠覆性技术创新的支撑^[11]。这类创新活动通常具有高不确定性和长周期特征^[20],需要企业具备一定的风险容忍和试错空间。依据委托代理理论,当审计委员会通过频繁会议持续强化监督时,管理层出于职业安全和声誉考虑,容易产生较强的避责倾向,并在项目选择上偏向风险较低、回报更可预期的渐进式投资,从而减少对高风险创新项目的投入。由此,企业资源配置会更加偏向稳妥和保守,既削弱了对突破性创新的支持,也不利于企业把握前沿技术机会。因此,风险承担水平下降不仅会影响企业投资结构,还可能通过压缩创新探索的广度和深度,制约新质生产力的发展。基于以上分析,本文提出如下研究假设:

H2b:过度的审计委员会勤勉度会降低企业的风险承担水平,进而抑制企业新质生产力的发展。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

2013年发布的《上海证券交易所上市公司董事会审计委员会运作指引》规定上市公司须在披露年度报告的同时披露审计委员会年度履职情况,包括审计委员会会议的召开情况。此外,新质生产力所倡导的科技与创新在制造业中表现较为活跃,且聚焦单一行业可有效排除不同行业间资本结构与研发模式的差异。考虑到政策实施初期存在披露不规范、数据缺失严重等问题,本文以2015—2023年在年报

中披露审计委员会会议次数的 A 股制造业上市公司为样本,并采用如下方法进行样本筛选:(1)剔除 ST、*ST、PT 类上市公司;(2)剔除核心数据缺失的上市公司。共计得到 13898 个观测值。为了剔除极端值对数据的影响,本文对所有连续型变量进行了 1% 和 99% 水平的缩尾处理。本文的审计委员会召开情况及其他数据均来源于 CSMAR 数据库。

(二) 主要变量定义

1. 被解释变量

目前学术界对企业层面新质生产力的测度主要有目前学术界对企业层面新质生产力的测度主要有以下几类思路:一是基于生产力理论,将新质生产力划分为劳动力与生产工具两大维度^[9-10],或进一步细化为新型劳动者、新型劳动资料和新型劳动对象三个维度^[13];二是从企业投入与产出相结合的角度进行衡量,从人力资本、物质资本、无形资产和技术改造资本四个维度系统衡量新质生产力投入,从新质产品角度衡量新质生产力产出^[21]。尽管指标选取各有侧重,但学者们普遍关注研发投入与产出、高素质人才、数字化转型、绿色创新等维度。在指标合成方法上,熵值法是主流。本文借鉴宋佳等的研究^[9],采用“劳动力-生产工具”二要素框架,运用熵值法构建新质生产力综合指数(NPro),如表 1 所示。其中,劳动力维度包含活劳动和物化劳动两个二级指标,并进一步细分为研发人员薪资占比、研发人员占比、高学历人员占比、固定资产占比、制造费用占比五个三级指标;生产工具维度包含硬科技和软科技两个二级指标,并进一步细分为研发折旧摊销占比、研发租赁费占比、研发直接投入占比、无形资产占比、总资产周转率、权益乘数倒数六个三级指标。各指标权重见表 1。

表 1 企业新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	计算方法	权重
劳动力	活劳动	研发人员薪资占比	研发费用中的工资薪酬/营业收入	28
		研发人员占比	研发人员数/员工人数	4
		高学历人员占比	本科以上人数/员工人数	3
	物化劳动 (劳动对象)	固定资产占比	固定资产/资产总额	2
		制造费用占比	(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备-购买商品接受劳务支付的现金-支付给职工以及为职工支付的工资)/(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备)	1
生产工具	硬科技	研发折旧摊销占比	研发费用中的折旧摊销费用/营业收入	27
		研发租赁费占比	研发费用中的租赁费/营业收入	2
		研发直接投入占比	研发费用中的直接投入/营业收入	28
	软科技	无形资产占比	无形资产/资产总额	3
		总资产周转率	营业收入/平均资产总额	1
		权益乘数倒数	所有者权益/资产总额	1
新质生产力				100

2. 解释变量

本文参考王兵等的做法^[22],以审计委员会会议次数(AC_Times),即企业审计委员会在年度内召开的会议总次数来衡量审计委员会勤勉度。既有研究通常将会议频率视为衡量审计委员会勤勉度的重要代理指标^[23],因为会议是审计委员会履行财务报告审查、内部控制监督和风险管理职责的主要载体,会议次数在一定程度上反映了其履职投入和监督活跃程度。同时,会议次数具有较强的公开性与可获得性。需要说明的是,会议次数主要刻画审计委员会履职的数量特征,虽不能完全等同于履职质量,但仍能够较为合理地衡量其勤勉程度,因此本文采用该指标来衡量解释变量。

3. 控制变量

参考宋佳等、刁海璨的相关研究^[9,21],本文选择了如下控制变量:在公司财务指标方面,控制了公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产净利润率(Roa)、是否亏损(Loss);在公司治理层面,控制了是否

两职合一(*Dual*)、董事会人数(*Boardsize*)、独立董事占比(*Indep*)、企业年龄(*Age*)、第一大股东持股比例(*Top1*)、是否国有企业(*Soe*)。变量定义如表2所示。

表2 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
解释变量	审计委员会会议次数	<i>AC_Times</i>	年度内审计委员会会议召开次数
被解释变量	新质生产力	<i>NPro</i>	用熵值法对企业新质生产力评价指标体系中的各项指标进行赋权,加权得到的新质生产力综合指数
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	资产总额的自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额
	总资产净利润率	<i>Roa</i>	净利润/平均资产总额
	是否亏损	<i>Loss</i>	当年净利润小于0取1,否则取0
	是否两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理为同一人取1,否则取0
	董事会人数	<i>Boardsize</i>	董事会人数的自然对数
	独立董事占比	<i>Indep</i>	独立董事人数占董事会人数之比
	企业年龄	<i>Age</i>	当期年份减去企业成立年份的差值取对数
	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股数
是否国有企业	<i>Soe</i>	国有控股企业取值为1,其他为0	

(三) 模型设计

为了检验研究假设 H1,本文构建如下基准回归模型(1):

$$NPro_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AC_Times_{i,t} + \beta_2 AC_Times_{i,t}^2 + \gamma Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型(1)中,*NPro*表示企业新质生产力,*AC_Times*表示企业审计委员会会议次数,*Controls*为控制变量组, μ_i 表示公司个体固定效应, λ_t 表示年度固定效应,模型还采用了公司层面的聚类稳健标准误, ε 为扰动项。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表3报告了主要变量的描述性统计结果。从被解释变量来看,企业新质生产力(*NPro*)的均值为3.620,标准差为1.482,最小值与最大值分别为1.168和9.636,表明样本中企业的新质生产力水平存在较大差异,为本文的研究提供了良好的数据基础。解释变量方面,审计委员会会议次数(*AC_Times*)的均值为4.797次/年,标准差为1.580,取值范围在1次到10次之间。其他变量的分布也均在合理范围内。

表3 描述性统计

	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>NPro</i>	13898	3.620	1.482	1.168	9.636
<i>AC_Times</i>	13898	4.797	1.580	1.000	10.000
<i>Size</i>	13898	22.125	1.168	19.996	26.309
<i>Lev</i>	13898	0.381	0.186	0.053	0.890
<i>Roa</i>	13898	0.045	0.070	-0.231	0.238
<i>Loss</i>	13898	0.139	0.346	0.000	1.000
<i>Dual</i>	13898	0.360	0.480	0.000	1.000
<i>Boardsize</i>	13898	2.081	0.190	1.609	2.565
<i>Indep</i>	13898	0.381	0.054	0.333	0.571
<i>Age</i>	13898	2.958	0.308	2.079	3.611
<i>Top1</i>	13898	0.322	0.141	0.081	0.734
<i>Soe</i>	13898	0.209	0.407	0.000	1.000

(二) 基准回归分析

表4报告了审计委员会会议次数对企业新质生产力影响的回归结果。其中列(1)未加入控制变量和固定效应,列(2)加入了控制变量但没有控制年度和个体固定效应。列(3)加入了控制变量,同时控制了年度和个体固定效应。结果显示,无论是否加入控制变量或者固定效应,审计委员会会议次数(*AC_Times*)的一次项系数均显著为正,二次项系数均显著为负。这一结果表明审计委员会会议次数与企业新质生产力之间确实存在显著的倒U型关系,即随着会议次数的增加,企业新质生产力呈现出先上升后下降的趋势,本文的研究假设 H1 得到了支持。同时,其余控制变量符号方向也与现有文献和理论预期基本一致。

为更直观地展示这一非线性关系,本文绘制了审计委员会会议次数与企业新质生产力之间的关系

曲线,见图1,该图呈现出清晰的倒U型特征,与基准回归结果相吻合。根据表4列(3)的系数进行测算,该倒U型关系的拐点为6.98次,位于样本的取值范围(1到10次)之内,且样本均值(4.797次)位于拐点左侧,这表明对于多数企业而言,适度增加审计委员会会议频率仍是促进企业新质生产力发展的有效治理手段。综合来看,基准回归结果与关系图均一致证实了假设H1。

(三) 稳健性检验

1. 倒U型关系检验。为了更严谨地验证倒U型关系,本文采用U-test方法进行U型关系检验。表5报告了U-test的检验结果。数据显示,该倒U型关系的拐点值为

6.98,位于审计委员会会议次数(*AC_Times*)的实际取值范围[1,10]之内。此外,在数据区间的两端,曲线的斜率呈现出先正后负的变化趋势(在*AC_Times*取值为1的下限处,斜率显著为正,t=2.778;在*AC_Times*取值为10的上限处,斜率显著为负,t=-1.397)。同时,检验整体关系是否为倒U型的p值为0.081,证明了审计委员会会议次数和企业新质生产力之间存在倒U型关系。

2. 倾向得分匹配检验。为解决样本选择偏误的问题,本研究采用倾向得分匹配(PSM)方法进行处理。具体地,以拐点6.98次为中心,将±1次以内视为“最优区间”,进行处理效应估计,并采用核匹配法为处理组样本在对照组中寻找特征最相似的观测值。平衡性检验表明匹配后处理组与对照组的特征已无显著差异,同时,倾向得分匹配的平均处理效应(ATT)估计结果为0.0545,且在10%的水平上显著。表6列(1)所示的匹配后回归结果与基准回归结果保持一致,这表明在克服样本自选择偏差问题后研究结论依旧稳健。

3. 工具变量内生性检验。为缓解审计委员会会议次数与企业新质生产力之间可能存在的双向因果等内生性问题,本文借鉴肖红军等关于监管距离的研究^[24],以及Ferreira等将分析师关注度用于工具变量识别的思路^[25],选择上市公司注册地与所在地证监局地理距离(*Distance*)与分析师关注度(*Attention*)的交乘项(*IV_interaction*)作为工具变量并采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行检验。*Distance*反映了证券监管机构对上市公司行为的观察成本与威慑效应。地理距离越近,监管机构的监管成本越低,对企业机会主义行为的“震慑效应”越强,这种外部制度压力会倒逼企业强化内部监督,提升审计委员会的履职勤勉度。而*Attention*则体现资本市场的外部监督强度。两者的交互项反映在外部监管震慑与市场高关注共同作用下,公司提高治理机制活跃度的动因。工具变量结果如表6列(2)和列(3)所示,*AC_Times*和

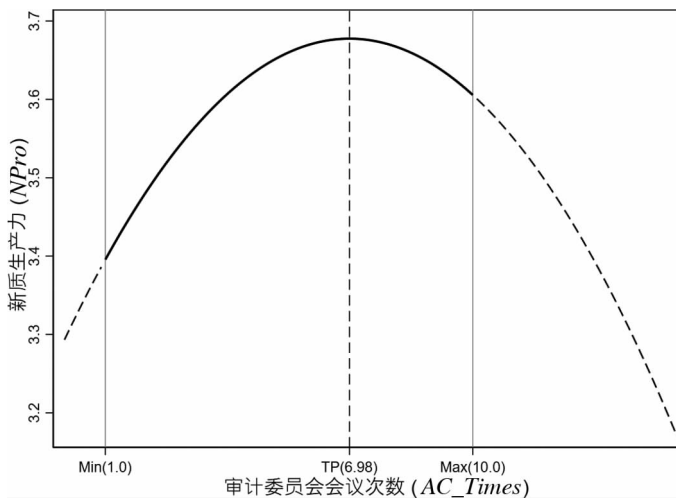


图1 审计委员会会议次数与新质生产力关系

表4 基准回归分析

	(1) <i>NPro</i>	(2) <i>NPro</i>	(3) <i>NPro</i>
<i>AC_Times</i>	0.202*** (5.999)	0.184*** (5.495)	0.110*** (2.694)
<i>AC_Times_sq</i>	-0.015*** (-4.994)	-0.014*** (-4.604)	-0.008** (-2.192)
<i>Size</i>		0.088*** (6.691)	-0.076 (-1.577)
<i>Lev</i>		-0.890*** (-9.847)	-0.051 (-0.315)
<i>Roa</i>		-1.862*** (-7.100)	-1.812*** (-6.123)
<i>Loss</i>		0.169*** (3.135)	-0.041 (-0.826)
<i>Dual</i>		0.093*** (3.400)	0.119*** (2.892)
<i>Boardsize</i>		-0.213** (-2.476)	-0.150 (-0.971)
<i>Indep</i>		0.177 (0.619)	0.387 (0.834)
<i>Age</i>		0.044 (1.038)	1.711*** (4.046)
<i>Top1</i>		-0.606*** (-6.655)	-0.874** (-2.368)
<i>Soe</i>		0.130*** (3.843)	-0.038 (-0.391)
<i>Constant</i>	3.036*** (34.363)	1.920*** (5.524)	0.427 (0.264)
<i>Year FE</i>	No	No	Yes
<i>Firm FE</i>	No	No	Yes
N	13898	13898	13898
Adj. R ²	0.003	0.024	0.522

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

AC_Times_sq 的回归系数仍分别显著为正和负。考虑到可能存在的弱工具变量问题,进一步采用对工具变量强度更具稳健性的 Anderson-Rubin 检验(简称 AR 检验)以进行因果效应的显著性检验^[26]。实证结果显示,AR 检验的 p 值为 0.000,在 1% 显著性水平上拒绝了“审计委员会会议次数及其二次项的系数联合为零”的原假设。这一结果表明,在同时控制内生性与工具变量强度不足的情况下,审计委员会会议次数对企业新质生产力的非线性影响依然显著存在,进一步增强了本文结论的识别强度与稳健性。

4. 剔除问题公司样本的稳健性检验。为进一步缓解由反向因果关系引致的内生性问题,本文将样本中被会计师事务所出具非标准审计意见的公司予以剔除,因为这类公司通常被认为是存在潜在问题、需要加强监督的“问题公司”。剔除该部分后的回归结果显示(未列示,留存备索,下同),审计委员会会议次数与企业新质生产力之间的倒 U 型关系依然稳健存在,这在很大程度上排除了该倒 U 型关系是由“事后补救”行为驱动的可能性,增强了研究结论的可靠性。

5. 排除 S 型关系检验。为检验倒 U 型关系是否受更高阶多项式项的干扰,本文在回归模型中加入审计委员会会议次数的三次项(AC_Times_cubed)以控制潜在的 S 型关系,并重新进行回归。回归结果显示,三次项的系数不显著,排除了 S 型非线性关系的干扰,同时也说明本文的结论依然稳健。

6. 安慰剂检验。为进一步排除随机因素对研究结论的干扰,本文进行了安慰剂检验。具体做法是,将审计委员会会议次数在“企业-年份”层面进行随机置换,生成虚拟解释变量并重复回归 500 次,记录各次回归的估计系数及其显著性。结果符合安慰剂检验的预期,证明结论依旧稳健。

五、进一步分析

(一) 机制分析

前文的基准回归结果表明,审计委员会会议次数与企业新质生产力之间存在显著的倒 U 型关系,这种“过犹不及”的效应是“收益”与“损失”两种力量叠加的结果^[14]。在倒 U 型曲线的上升阶段,增加会议带来的治理收益占主导;而在下降阶段,会议次数过多产生的损失大于带来的收益。为验证这一逻辑,本文借鉴郭檬楠等的研究^[16],并采用基于拐点的分组回归法,分别检验“收益渠道”和“损失渠道”。

1. 收益渠道

企业的可持续发展战略与新质生产力发展内涵相契合,支撑企业可持续发展的内部控制体系有利于新质生产力的培育和发展^[27]。企业内部控制质量越高,越能提高其在内外部环境中的平衡能力,促进企业可持续发展,进而促进企业新质生产力的发展^[28]。同时高质量的内控能优化企业内部环境、减少浪费、防止舞弊、优化决策流程、降低融资成本,这些都能为需要长期稳定投入的新质生产力发展提供保障。本文通过选取迪博内部控制指数来衡量内部控制质量(IC_Index),作为“收益渠道”的代理变量,以检验其监督保障功能。在此基础上,本文借鉴江艇的研究^[29],在模型(1)的基础上构建如下中介效

表 5 U-test 检验结果

检测项	以 6.98 为拐点	
	倒 U 型左边线	倒 U 型右边线
<i>Interval</i>	1	10
<i>Slope</i>	0.094	-0.048
<i>t-value</i>	2.778	-1.397
$P > t $	0.003	0.081

表 6 PSM 检验与工具变量

	(1)	(2)	(3)
AC_Times	0.110 *** (2.694)		3.580 ** (2.466)
AC_Times_sq	-0.008 ** (-2.192)		-0.303 ** (-2.000)
<i>Distance</i>		-0.097 * (-1.707)	
<i>Attention</i>		1.640 *** (4.182)	
<i>IV_interaction</i>		-0.030 ** (-2.012)	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.427 (0.264)	25.035 (1.241)	
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	No	Yes
N	13898	13898	13898
Adj. R ²	0.522		

应模型(2):

$$IC_Index_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AC_Times_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \nu_j + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中 IC_Index 为企业内部控制质量,以迪博内部控制指数来衡量,其他变量如前文所示。

表7的列(1)和列(2)报告了“收益渠道”的检验结果。可以看出,在拐点左侧组,审计委员会会议次数(AC_Times)的系数在10%的水平上显著为正,表明当会议次数尚不多时,增加会议能够显著提升企业的内部控制质量。而在拐点右侧组, AC_Times 的系数变为不显著的正值。这一结果表明,通过提升内部控制质量来赋能企业新质生产力的“收益渠道”,主要在倒U型曲线的上升阶段发挥作用,验证了本文的假设H2a。

2. 损失渠道

新质生产力的培育具有显著的“长周期”与“高风险”特征,其核心在于科技和创新。而风险承担不仅是一种战略风险偏好,更是影响企业创新资源配置的重要决策变量。根据王则仁等的研究,风险承担水平是驱动企业技术创新的重要因素^[30]。当企业风险承担意愿下降时,管理层往往会表现出风险规避倾向,采取更为稳健甚至防御性的策略,从而抑制了企业捕捉前沿技术机会的灵敏度,最终损害了企业新质生产力的培育。基于此,本文选取企业风险承担水平作为“损失渠道”的代理变量,在测度企业风险承担水平时借鉴了何瑛等的研究^[31],使用企业在观测时段内的总资产报酬率(Roa)波动程度来衡量企业风险承担水平。其中 Roa 使用息税前利润除以年末总资产衡量,以每三年(t 年至 $t+2$ 年)作为一个观测时段,分别滚动计算经行业调整后的 Roa 的标准差。

基于此和模型(1),本文构建如下中介效应模型(3):

$$Risk_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 AC_Times_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \nu_j + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Risk$ 为企业风险承担水平。

表7列(3)和列(4)报告了对“损失渠道”的检验结果。结果显示,在拐点左侧组,审计委员会会议次数(AC_Times)对风险承担水平的影响不显著,而在拐点右侧组, AC_Times 的系数在5%的水平上显著为负。这一结果表明,当审计委员会会议过于频繁时,会降低企业的风险承担水平,从而阻碍了企业新质生产力的发展,验证了本文的研究假设H2b。

(二) 调节效应

基于委托代理理论,审计委员会设立的根本目的在于监督管理层,以缓解委托代理冲突,而独立性是确保这种监督得以实现的、最根本的前提条件。为进一步探讨审计委员会会议次数与企业新质生产力的关系在不同治理情境下是否存在系统性差异,本文引入审计委员会独立性作为调节变量,以分析其如何影响倒U型关系的形态和强度。基于此,本文构建了模型(4):

$$NPro_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AC_Times_{i,t} + \beta_2 AC_Times_{i,t}^2 + \beta_3 Z_{i,t} + \beta_4 (AC_Times_{i,t} \times Z_{i,t}) + \beta_5 (AC_Times_{i,t}^2 \times Z_{i,t}) + \gamma Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, Z 为调节变量,本文使用审计委员会独立性(IDR)作为 Z 代入模型进行检验。考虑到我国相关监管准则对审计委员会独立董事占比的基本要求,并结合样本数据的分布特征,本文以2/3比例作为划分标准:若审计委员会中独立董事占比大于或等于2/3,则 IDR 取值为1,代表高独立性水平;反之则取值为0。

审计委员会独立性是其有效履行监督职责的重要前提。较高独立性有助于增强审计委员会判断的

表7 机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	左侧组	右侧组	左侧组	右侧组
AC_Times	0.032 ** (2.328)	-0.053 (-1.326)	0.043 (0.921)	-0.172 ** (-2.134)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Constant$	4.105 * (1.796)	-3.434 (-0.529)	23.555 *** (3.242)	32.630 ** (2.000)
$Year FE$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Firm FE$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11936	1309	7563	875
Adj. R ²	0.538	0.593	0.626	0.663

客观性,缓解信息不对称与利益冲突,并更充分地发挥其监督治理功能^[32]。在此基础上,审计委员会独立性还可能改变会议次数这一履职行为的边际效果,从而调节其与企业新质生产力之间的倒U型关系。具体而言,独立性在其中发挥的是一种“替代”作用,即独立性越高,会议次数变化所带来的影响越弱,倒U型关系也越平缓。其原因在于,高独立性的审计委员会本身就意味着较强的日常监督能力和更稳定的治理约束,企业不必过度依赖增加会议次数来弥补监督不足。在倒U型关系的上升阶段,由于独立性较高的审计委员会已经能够较好地履行监督与咨询职责,新增会议所带来的治理收益相对有限,因而正向促进作用会有所减弱;而在下降阶段,独立性较高的审计委员会通常也更能避免形式化开会,并通过优化议题设置和会议安排降低过度会议的负面影响,从而缓解治理损失。已有研究表明,具备特定背景的治理主体能够通过优化企业责任边界,减少不必要的外部性负担^[33]。与此类似,审计委员会独立性的提升,也有助于增强委员会履职的客观性与监督有效性,使其更容易通过高质量监督实现治理目标,而非单纯依赖会议数量的增加。因此,随着审计委员会独立性的提高,会议频率的治理功能会在一定程度上被替代,其与企业新质生产力之间的倒U型关系也将相应趋于平缓。

回归分析结果如表8所示,二次交互项的系数均显著。根据 Haans 等的研究^[34],这表明审计委员会独立性对主效应关系起到了“钝化”或“削弱”的作用,即倒U型曲线变得更为平缓,背后可能存在一种“替代效应”。高独立性在一定程度上替代了会议次数的治理功能,使得会议次数无论增加或减少,其对新质生产力的影响都不如在独立性较弱的委员会中那么剧烈。图2直观地展示了这一结果,相比于独立性较低的组,独立性较高的组的倒U型曲线更为平缓。

表8 调节效应

	(1) IDR
AC_Times	0.148 *** (3.489)
AC_Times_sq	-0.011 *** (-2.875)
IDR	0.589 ** (2.338)
AC_Times_IDR	-0.200 ** (-2.138)
AC_Times_sq_IDR	0.015 * (1.814)
Constant	0.344 (0.212)
Controls	Yes
Year FE	Yes
Firm FE	Yes
N	13898
Adj. R ²	0.522

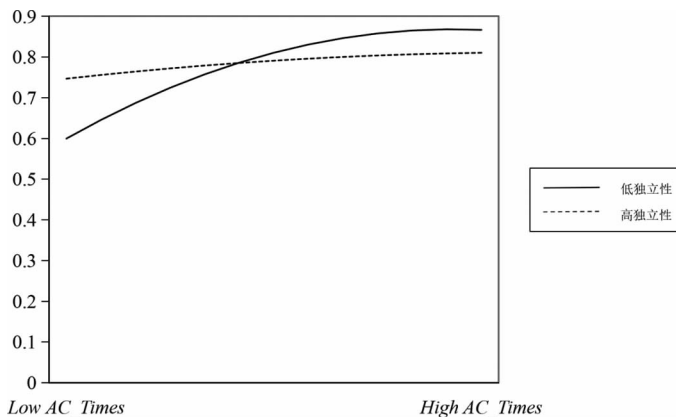


图2 审计委员会独立性调节效应

六、结论性评述

本文以制造业A股上市公司2015—2023年的数据为研究样本,系统分析了审计委员会勤勉度对企业新质生产力的影响及其机制,研究得出以下主要结论:(1)审计委员会勤勉度与企业新质生产力之间存在显著的倒U型关系。在一定范围内,增加会议频率带来的适度监督可以促进新质生产力,但当会议次数过多时,强监管则会反过来抑制新质生产力的发展。(2)倒U型关系背后存在明显的分阶段驱动特征。在曲线的上升阶段,会议次数的增加主要通过提升内部控制质量这一“治理收益”渠道,为企业创新提供了坚实的制度保障;而在曲线的下降阶段,过度频繁的会议则主要通过降低企业的风险承担水平,形成“治理损失”渠道,从而抑制了企业新质生产力的发展。(3)倒U型关系的形态受到公司内部治理环境的调节,高质量的内部治理特征——审计委员会独立性,对会议次数的治理功能扮演了“替代”的角色,其独立性越高,倒U型关系越平缓。

基于以上发现,本文提出如下启示,以期为公司治理实践与监管政策的设计提供参考:(1)企业与监管部门应树立适度治理理念,注重治理强度的动态平衡。企业董事会应结合行业特征与技术生命周

期,合理安排审计委员会会议频率,推动审计委员会运作由“形式勤勉”转向“治理有效”。监管部门在制度设计和评价考核中,也应由偏重会议数量的量化要求,逐步转向更加关注履职质量与治理效果,避免企业为应对监管而机械增加会议次数,造成治理资源浪费和治理效能下降。(2)企业应统筹内部控制优化与风险承担意愿,促进合规监督与创新发展的协调统一。一方面,应充分发挥审计委员会在内部控制建设中的监督作用,提升会计信息质量和业务流程规范性,为新质生产力发展提供稳定的制度基础。另一方面,在强化财务监督的同时,也应重视与管理层的战略沟通,合理把握风险控制边界,避免因监督过度而削弱企业对高不确定性创新机会的识别与投入。与此同时,企业还应完善容错免责机制,缓解管理层在高强度监督下的避责倾向,推动治理重心由单一合规约束向风险管理与战略支持并重转变。(3)企业应实施差异化的治理资源配置策略,提升治理结构的整体协同效能。治理优化并非单一要素的简单叠加,而在于不同治理机制之间的协调配合。对于审计委员会独立性较高的企业,可适当减少对会议数量的依赖,转向少而精的高质量治理模式,将治理重心由密集监督延伸至深度战略咨询。通过提升董事专业能力和履职质量,实现以质代量,在降低内部协调成本的同时,为新质生产力持续发展提供更具适应性的制度支持。

同时,本文仍存在一定的研究拓展空间。受数据可得性限制,本文主要以审计委员会会议次数衡量其勤勉度,尚未充分反映履职质量的差异,未来可结合委员专业背景、会议议题及出席情况等信息进行更细致刻画。此外,企业新质生产力的量化测度仍处于探索阶段,后续研究可结合文本分析、专利质量、数字化投入和绿色转型等维度进一步完善指标体系。

参考文献:

- [1] Liu X, Lin K, Wang L, et al. Stochastic evolutionary game analysis between special committees and CEO: Incentive and supervision [J]. *Dynamic Games and Applications*, 2021, 11(3): 538 - 555.
- [2] 左锐,陈丽丽,张杰. 审计委员会特征与内部控制缺陷——基于我国上市公司的实证研究[J]. *西安财经学院学报*, 2016(5): 52 - 58.
- [3] 吴国萍,朱君,朱子男. 上市公司审计委员会对会计信息质量的影响[J]. *经济纵横*, 2012(1): 96 - 100.
- [4] 唐跃军. 审计委员会治理与审计意见[J]. *金融研究*, 2008(1): 148 - 162.
- [5] 王雄元,管考磊. 关于审计委员会特征与信息披露质量的实证研究[J]. *审计研究*, 2006(6): 42 - 49.
- [6] 曾雪云,伍利娜,王雪. 上市公司审计委员会的履职活动与潜在绩效[J]. *财经研究*, 2016(2): 132 - 144.
- [7] 周兰. 审计委员会特征与审计收费的研究[J]. *财经理论与实践*, 2010(3): 87 - 92.
- [8] 冯秋樵. “耳闻目见,不如足践”: 审计委员会独董现场履职频率研究[J]. *证券市场导报*, 2024(12): 56 - 67.
- [9] 宋佳,张金昌,潘艺. ESG 发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国 A 股上市企业的经验证据[J]. *当代经济管理*, 2024(6): 1 - 11.
- [10] 赵国庆,李俊廷. 企业数字化转型是否赋能企业新质生产力发展——基于中国上市企业的微观证据[J]. *产业经济评论*, 2024(4): 23 - 34.
- [11] 张秀娥,王卫,于泳波. 数智化转型对企业新质生产力的影响研究[J]. *科学学研究*, 2025(5): 943 - 954.
- [12] 陈东晖,于学伟,胡丽宁. 金融科技能否赋能企业新质生产力发展——来自银行专利文本信息的经验证据[J]. *国际金融研究*, 2025(7): 51 - 62.
- [13] 谢地,王荣基,贺城. 数据要素市场化配置赋能企业新质生产力发展[J]. *经济学动态*, 2025(5): 19 - 37.
- [14] 邢璐,孙健敏,尹奎,等. “过犹不及”效应及其作用机制[J]. *心理科学进展*, 2018(4): 719 - 730.
- [15] 龚家风,董小红. 审计委员会环保背景与企业绿色转型[J]. *审计研究*, 2024(3): 125 - 136.
- [16] 郭檬楠,李娜,吴秋生. 组建党委审计委员会与国有企业高质量发展——兼论内外部监督主体的协同治理作用[J]. *会计研究*, 2024(1): 179 - 192.
- [17] 魏祥健,黄新焯,肖潞源. 新质生产力发展视角下审计推动数据安全治理[J]. *审计研究*, 2024(5): 45 - 52.
- [18] Sun J, Liu G. Audit committees' oversight of bank risk-taking [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 40(C): 376 - 387.

- [19] Abraham R, El-Chaarani H, Deari F. Does audit oversight quality reduce insolvency risk, systematic risk, and ROA volatility? The role of institutional ownership[J]. *Journal of Risk and Financial Management*, 2024, 17(8): Article 335.
- [20] 卢锐, 唐凯, 陈诗婷. 政府环境审计与企业绿色创新[J]. *南京审计大学学报*, 2025(3): 25-36.
- [21] 刁海臻. 企业基础研究与新质生产力培育[J]. *数量经济技术经济研究*, 2025(3): 91-110.
- [22] 王兵, 冯静, 陈紫帆. CFO兼任审计委员会委员影响财务重述吗? [J]. *审计与经济研究*, 2023(1): 11-20.
- [23] 张世鹏, 张洁瑛, 谢星. 会计独董、治理环境与审计委员会勤勉度[J]. *审计研究*, 2013(3): 67-74.
- [24] 肖红军, 阳镇, 凌鸿程. “鞭长莫及”还是“遥相呼应”: 监管距离与企业社会责任[J]. *财贸经济*, 2021(10): 116-131.
- [25] Ferreira D, Ferreira M A, Raposo C C. Board structure and price informativeness[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 99(3): 523-545.
- [26] Andrews I, Stock J H, Sun L. Weak instruments in instrumental variables regression: Theory and practice[J]. *Annual Review of Economics*, 2019, 11(1): 727-753.
- [27] 夏文蕾, 吴昀璟, 余辉, 等. 数据资产化对企业新质生产力的影响研究——来自A股上市企业的经验数据[J]. *图书情报工作*, 2025(7): 28-41.
- [28] 杨芳, 张和平, 孙晴晴, 等. 耐心资本何以助力企业新质生产力发展? [J]. *西部论坛*, 2024(6): 31-47.
- [29] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 100-120.
- [30] 王则仁, 李娜, 吴学会, 等. 数字金融、风险承担与制造业企业新质生产力——环境不确定性的调节作用[J]. *科技进步与对策*, 2026(3): 110-119.
- [31] 何瑛, 于文蕾, 杨棉之. CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. *中国工业经济*, 2019(9): 155-173.
- [32] Pozzoli M, Pagani A, Paolone F. The impact of audit committee characteristics on ESG performance in the European Union member states: Empirical evidence before and during the COVID-19 pandemic[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 371: 133411.
- [33] 王艳, 代嵘, 王智敏. ESG责任履行与国有企业价值——基于非国有股东委派“董监高”的调节效应[J]. *会计研究*, 2024(9): 108-124.
- [34] Haans R F J, Pieters C, He Z L. Thinking about U: Theorizing and testing U-and inverted U-shaped relationships in strategy research[J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37(7): 1177-1195.

[责任编辑:黄燕]

Audit Committee Diligence and Corporate New Quality Productive Forces

YANG Hualing, WANG Dongsheng

(School of Business, Zhengzhou University of Aeronautics, Henan 410100, China)

Abstract: In the national strategy of promoting high-quality development, fostering corporate new quality productive forces, with technological innovation at its core, is of particular importance to the manufacturing sector. Using data from Chinese A-share listed manufacturing firms from 2015 to 2023, this study examines the impact of audit committee diligence on new quality productive forces and explores the underlying mechanisms. The empirical results show that audit committee diligence has a significant inverted U-shaped relationship with new quality productive forces: a moderate increase in diligence helps enhance new quality productive forces, whereas excessive diligence exerts a suppressing effect. Mechanism tests indicate that an appropriate level of diligence promotes new quality productive forces by improving internal control quality; however, when diligence becomes excessive, the decline in firms' risk-taking weakens or even reverses this positive effect. The moderating effect analysis further reveals that audit committee independence flattens the inverted U-shaped relationship. These findings provide policy and practical implications for the operational arrangement of audit committees and the improvement of internal control systems.

Key Words: audit committee; diligence; new quality productive forces; inverted U-Shaped relationship; internal control; risk-taking