

# 关键审计事项披露决策中的锚定效应会影响审计质量吗?

姚 宏, 孙晓杰, 王慧慧

(大连理工大学 经济管理学院,辽宁 大连 116024)

**摘要:**自上市公司披露关键审计事项以来,模板化特征逐渐显露,资本市场的审计质量是否还会借此得以提高,如何透视会计师事务所与上市公司管理层的审计披露决策。以2017~2020年沪深A股上市公司为研究对象,分析了关键审计事项与审计质量的关系,并考察了锚定效应对二者关系的影响。实证结果表明,关键审计事项仅会抑制上市公司的正向盈余管理,从而提高审计质量,而对负向盈余管理的影响不显著;相较于低锚定偏差样本组,高锚定偏差样本组中的关键审计事项对审计质量的提升效果更为显著,但围绕“锚”值的“过度充分调整”则会削弱这一影响;同时,相比于中部和西部地区、会计师事务所未变更的样本组,在东部地区、会计师事务所变更的样本组中,锚定效应的作用效果更加明显。

**关键词:**关键审计事项;审计质量;锚定效应;地区差异;会计师事务所变更

中图分类号:F239.4

文献标识码:A

文章编号:1008-407X(2023)06-0064-13

## 一、问题提出

审计报告是审计师针对被审计单位年度财务报表数据的真实性、合法性和公允性所出具的书面审计意见,也是投资者获取上市公司审计信息的重要来源。然而,传统审计报告提供的信息过于简约和笼统,无法充分反映审计师的决策过程,导致审计信息沟通不足。对此,为了增加审计信息含量,使审计过程更加透明,众多国家和相关组织机构陆续进行了审计报告改革,如2003年法国要求披露评估理由(Justifications of Assessments,JOAs),2013年英国要求披露重大错报风险(Risk of Material Misstatements,RMMs),国际审计与鉴证准则委员会(International Auditing and Assurance Standards Board,IAASB)于2016年以及美国上市公司会计监督委员会(Public Company Accounting Oversight Board,PCAOB)于2019年,分别要求公众公司披露关键审计事项(Key Audit Matters,KAM)等。为了顺应国际审计报告改革的趋势,我国财政部印发审计准则第1504号令,要求A+H股于2016年开始,沪深两市A股于2017年开始在审计报告中增加对关键审计事项的披露(以下简称“新

审计准则”)。

新审计准则的核心变化是在审计报告中增加披露“关键审计事项”,使投资者更容易了解审计师专业视角下的上市公司风险信息。对于新审计准则实施的有效性,学者们的研究结果不尽相同。如陈丽红等<sup>[1]</sup>通过实证研究验证了关键审计事项披露能够增加信息含量;杨明增等<sup>[2]</sup>认为新审计准则显著降低了上市公司的盈余管理程度,提高了审计质量;张继勋等<sup>[3]</sup>通过实验研究也验证了关键审计事项的披露不仅能够增强管理层与审计师之间的沟通意向,还抑制了企业的应计盈余管理。但也有学者认为关键审计事项披露是审计师与管理层沟通后的结果,其专业性较强,对信息不对称的改善效果有限<sup>[4]</sup>,进一步,其对财务报告层面的审计质量也不会产生实质性影响<sup>[5]</sup>;Bédard等也发现关键审计事项的披露不会影响审计质量<sup>[6]</sup>。

那么,是什么原因引发了对新审计准则实施有效性的研究结论不一致呢?关键审计事项是审计师根据其执业经验,在当期财务报表审计中认定的最为重要的事项,且在描述过程中以报告使用者为中心,呈现出与上市公司紧密相关的信息,才能真正地提高新审计报告的信息含量。然而,自新审计准则实施以来,关键审计事项披露的“模板化”特征越来越明显,如张呈和

收稿日期:2021-11-24; 修回日期:2022-06-01

基金项目:国家社会科学基金后期资助暨优秀博士论文项目“关键审计事项与审计质量研究”(21FJYB019)

作者简介:姚宏(1973-),女,辽宁锦州人,副教授,博士,主要从事会计信息披露研究,E-mail:yaozhong4000@163.com;孙晓杰(1998-),男,辽宁葫芦岛人,大连理工大学经济管理学院硕士研究生,研究方向为会计信息披露;王慧慧(1998-),女,山西晋中人,大连理工大学经济管理学院硕士研究生,研究方向为会计信息披露。

李长爱认为,目前关键审计事项形成的理由阐述不到位、信息冗余或不足、未能与上市公司紧密联系等问题较严重<sup>[7]</sup>;田高良等发现同一年份行业内,被同一家会计师事务所审计的公司在披露事项类别文本相似度、披露详细程度、语调指标和可读性指标上都具有显著相似性<sup>[8]</sup>;庄飞鹏和连敏发现,上市公司关键审计事项披露的平均数量为两个,信息高度趋同并呈现进一步趋同态势<sup>[9]</sup>。由此可见,虽然新审计准则提出了个性化信息披露的要求,但并未对具体披露的内容进行强制性规定,这为关键审计事项披露的决策行为提供了可能的弹性。

此外,在关键审计事项披露决策时,审计师与管理层的沟通过程和细节是一个“黑箱”,无法通过外部观察获知其具体过程。从审计师决策角度来看,在受上市公司委托进行相关审计时,其会从“成本—收益均衡”原则<sup>[10]</sup>出发,在审计风险与审计收益之间加以权衡,在不违反会计准则的前提下,很可能会遵从管理层的披露意愿以维护客户关系。对应的,审计师会参照审计市场上的普遍披露情况确定关键审计事项的披露数量,以减少非必要性的审计程序,降低审计成本,进而导致在关键审计事项披露中的锚定效应<sup>[11]</sup>,最终演变为新审计准则下的披露“模板化”问题。从管理层决策角度来看,不论是出于短期的机会主义动机,还是追求长远价值动机;不论是通过“有限披露”来防止同业竞争者窥探本公司未来战略部署,还是避免被市场监管者过分关注,管理层都具有低水平风险信息的披露动机。

审计报告改革的初衷是增加个性化风险事项信息,增加信息含量,从而缓解信息不对称程度,但是目前呈现出的“同质化”和“模板化”,与政策执行初衷大相径庭。根据以上背景,本文基于信息不对称理论、信号传递理论、锚定与调整启发式理论,选取 2017~2020 年沪深两市 A 股上市公司作为研究样本,分析验证关键审计事项对审计质量的影响;探讨关键审计事项披露的锚定偏差对关键审计事项与审计质量关系可能存在影响,并进一步研究地区差异和会计师事务所变更对于锚定偏差的调节作用,为后续新审计准则的逐步完善提供有价值的参考建议。

本文首次采用主成分分析法从多个维度提取出“关键审计事项披露质量”这一综合指标,提出了有别于以往研究中从条目数量、描述字数等维度测度关键审计事项的新视角;同时,尝试依托于行为金融理论,实证检验关键审计事项披露中存在的锚定效应,分析

其对关键审计事项与审计质量关系的影响;进一步,从地区差异和会计师事务所变更视角出发,探讨了关键审计事项披露中锚定偏差的作用机制。

## 二、理论分析与研究假设

### 1. 关键审计事项的研究

自关键审计事项披露以来,国内外学者的研究主要集中于关键审计事项披露的影响因素和披露关键审计事项的经济后果两个方面。

从影响关键审计事项披露的因素出发,一方面,耀友福和林恺<sup>[12]</sup>发现年报问询函能够积极影响审计师对关键审计事项的判断,提高信息含量。另一方面,从审计师个人特质和上市公司基本特征入手,有学者研究发现女性审计师<sup>[13]</sup>和行业专家型审计师<sup>[14]</sup>倾向于披露更多、文本篇幅更长的关键审计事项;上市公司自身的营运能力、盈利能力、偿债能力、内部控制质量、社会地位等因素也会对关键审计事项披露施加影响<sup>[15-16]</sup>。

从披露关键审计事项的经济后果来看,目前研究主要聚焦在审计师、上市公司及投资者这 3 大利益相关者。从审计师角度,有学者认为关键审计事项的披露会增加诉讼中陪审团对审计师的责任认定<sup>[17]</sup>;而持相反观点的学者却认为披露关键审计事项会降低在诉讼风险发生时陪审员判定审计师失职的概率,进而导致其将披露关键审计事项视作规避诉讼风险的手段,反而会使其减少在高风险领域的审计投入,降低审计质量<sup>[18]</sup>;对上市公司影响方面,张曾莲等发现披露关键审计事项会扩大股价崩盘风险<sup>[19]</sup>,但也有学者认为关键审计事项的披露与公司股价崩盘风险负相关<sup>[20]</sup>;对市场及投资者的影响方面,多数学者们认为关键审计事项披露显著提高了审计工作的透明度,能够通过“风险信号传递效应”为投资者提供增量信息<sup>[21-22]</sup>,而持相反观点的学者却认为关键审计事项披露的专业性较强<sup>[4]</sup>,改善信息不对称的效果有限,不会对审计质量产生实质性影响<sup>[5-6]</sup>。

上述研究基于不同角度,得到的结论不完全一致,这表明自 2016 年新审计准则改革至今,该领域的研究内容虽然较为丰富,但作为一种缓解信息不对称的新机制,关键审计事项披露能否真正有效地提升审计质量、为外部利益相关者提供增量信息尚不明确,其内部作用机理尚待进一步厘清。此问题的探讨不仅有助于政策制定者了解新审计准则的执行效果并逐步改进完

善其细节,而且有助于提升上市公司信息披露质量,促进资本市场健康稳健发展。

## 2. 关键审计事项与审计质量的关系

目前被普遍接受的审计质量的内涵界定来自学者 DeAngelo<sup>[23]</sup>,其认为审计质量是审计师通过审计工作发现被审计单位进行的不遵守会计准则规范性的违法违规行为,并将该行为定义对外披露的联合概率。从定义可知,上市公司审计质量的高低,主要取决于审计师的专业性与独立性,即审计师越专业,越能发现上市公司的违法违规行为;审计师独立性越高,越可能发挥第三方鉴证作用,克服道德风险,向公众披露上市公司的经营风险与违规会计处理。两者均会导致上市公司审计质量越高;对于审计质量的度量,较为典型的包括以可操纵性应计利润代表的盈余管理<sup>[2]</sup>、审计费用<sup>[24]</sup>、审计意见<sup>[25]</sup>、财务重述<sup>[26]</sup>等。结合审计报告改革的初衷可以看出,新审计准则的核心内容是要求审计师披露关键审计事项,以此提高审计报告信息的含量<sup>[27]</sup>和时效。关键审计事项披露为投资者等外部利益相关者呈现了高度透明化的审计业务流程,但伴随而来的是审计师面临更大审计压力和更高的审计风险。这将迫使审计师付出更多的精力、执行更多的审计程序以及更加谨慎地出具审计意见<sup>[28]</sup>以保持自己的职业声誉,从而最大程度地契合新审计准则的要求,提高审计质量。

一方面,审计师在审计过程中基于对各类财务信息数据进行分析和判断确认关键审计事项,并对这些信息内容进行整理归纳,从而传递出传统审计报告中所不具有的信息,使审计报告使用者能够更加深入、全面地理解审计行为与结果。进而,审计师披露的关键审计事项数量越多,其向外传递的风险事项信息也越多,这将帮助审计报告使用者捕捉到大量与上市公司紧密相关的特定信息,有效缓解信息不对称程度。另一方面,虽然新审计准则对关键审计事项的披露数量及详尽程度无强制要求,但从减少重大错报风险和保护自身声誉的目的出发,审计师会增加披露数量,并相应地增加审计程序,抑制管理层的机会主义行为。基于信号传递理论,关键审计事项的披露数量越多,公开传递的信号所承载的信息含量越多,审计报告使用者获取的信息越充分,信息不对称得以缓解的程度越大,最终实现审计质量的提高。据此本文提出假设 1。

H1: 在其他条件不变的情况下,披露的关键审计事项数量越多,审计质量越高。

从盈余管理的研究来看,一般盈余管理有正向盈

余管理和负向盈余管理两类,不论正向还是负向,盈余管理程度越大,审计质量越低。就关键审计事项与管理层进行沟通时,审计师会对公司内控水平、治理规范性以及管理层的披露意图等会计准则以外的因素进行考察,结合以往的经验,做出专业性判断,同时需要与管理层多次交换意见,在这过程中,管理层可能会有意识地“引导”审计师关注其想要披露的关键审计事项,而审计师可能会受其引导,或拒绝其引导,导致双方可能会存在如图 1 所示的 4 种博弈情境。正是由于审计师与管理层沟通过程这一“黑箱”,致使上述 4 种博弈结果存在着不均衡性,且无法进一步识别审计师是有意还是无意接受管理层的引导,即无法明确判断审计师是否坚持独立性。

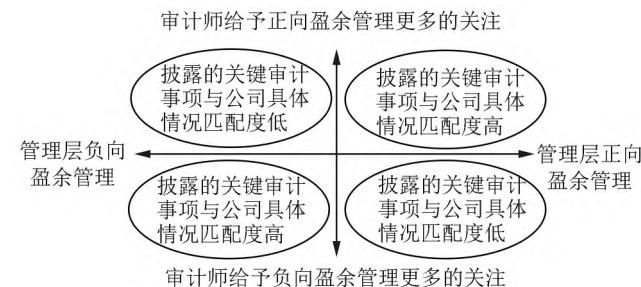


图 1 审计师与管理层博弈结果推测

因此,为明确关键审计事项对审计质量施加影响的作用路径,将全样本划分为正向盈余管理和负向盈余管理两个子样本,进行分组回归。本文提出假设 1a 和假设 1b。

H1a: 在其他条件不变的情况下,关键审计事项的披露会抑制正向盈余管理,从而提高审计质量。

H1b: 在其他条件不变的情况下,关键审计事项的披露会抑制负向盈余管理,从而提高审计质量。

## 3. 关键审计事项披露中锚定偏差的调节作用

在全面实施新审计准则的第一年,关键审计事项令市场耳目一新,但近年来学者们发现不同企业披露的关键审计事项在披露类型、披露数量、披露内容和披露语调等方面存在明显趋同的态势<sup>[7-9,29]</sup>,且上市公司在新的会计年度继续披露上一年度所披露的关键审计事项的现象极为显著,这将会使关键审计事项披露流于形式,严重违背审计报告改革的初衷。“模板化”的出现是审计师有意为之,还是无意为之? 基于锚定与调整启发式理论,在融入非理性因素的情境下,人们往往利用已存在的、易获取的以及成本低下甚至零成本的信息去构建一个心理底线,或称之为参照点<sup>[30]</sup>,这类行为不论是在社会生活,还是在经济学领域研究之中均普遍存在。在审计师披露关键审计事项的决策

行为中,审计师是否会依据自身的经验证据、被审计单位的历史信息以及审计市场的普遍趋势确定一个初步的参照值,从而使其所披露的关键审计事项数量处于这一“参照值”上下波动的范围区间内,最终促成如今的披露“模板化”?对此,本文从关键审计事项披露决策所涉及的两个主体来分析。

对于管理层而言,一方面,公司所披露的关键审计事项数量和内容与其他上市公司保持相近水平,顺应关键审计事项披露的总体趋势,可以同时达到防止竞争者窥探到该公司未来战略意图、避免被市场监管者过分关注等多重目的;另一方面,由于关键审计事项揭示风险的属性,不论出于短期的机会主义动机,还是追求长远价值动机,管理层均会更倾向于“有限披露”。对于审计师而言,基于“成本—收益均衡”原则,如果想获得正确的风险估计需要付出大量的努力,投入较高的成本;在不违背审计准则的前提下,如果与审计市场中的平均披露水平持平,既可降低自身的审计风险,获取相对较高的收益,同时在一定程度上顺从管理层的披露意愿,迎合客户以维持业务关系,可谓取得“双赢”的结果。因此,本文认为审计师存在令关键审计事项与市场趋同的动机,这也与雷霄<sup>[11]</sup>的研究结论相吻合。

那么,在管理层避免个性化信息披露的意愿和审计师过度依赖“锚”值的认知惰性的双重驱动下,关键审计事项披露就可能无法避免信息冗杂、欠缺充足性、与有关财务数据和文本信息联结性差、不能与被审计单位具体情况相匹配等问题,从而无法增加信息含量,甚至会使信息质量大打折扣。结合审计质量的定义,即使这些问题不会影响审计师的专业性,但会令其对外真实披露的概率大幅减小,影响审计独立性,最终使审计质量有所下降。据此本文提出假设 2。

H2: 在其他条件不变的情况下,关键审计事项披露的锚定偏差越大,关键审计事项对审计质量的积极影响越大。

### 三、研究设计

#### 1. 样本选择与数据来源

2017 年所有 A 股上市公司按新审计准则要求必须披露关键审计事项,故本文选取 2017~2020 年沪深两市 A 股上市公司的相关数据作为研究样本。财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库,关键审计事项数据来自公司年度报告的手工收集。在整个研究过程

中,剔除了 ST 和 \*ST 公司、金融行业公司以及研究范围内存在缺失值的公司,最终获得 11 741 个样本。为了减小异常值对估计结果可能造成的影响,本文对连续变量在 1% 和 99% 水平上进行了 Winsorize 缩尾处理。

#### 2. 变量定义

##### (1) 被解释变量: 审计质量

考虑到审计过程具有降低信息不对称的作用,本文参照杨明增等<sup>[2]</sup>学者的做法,被解释变量采用可操纵性应计利润的绝对值  $Absda_{i,t}$  加以衡量,利用修正的 Jones 模型来计算。其中,可操纵性应计利润的绝对值  $Absda_{i,t}$  越高,审计质量越低。

修正的 Jones 模型估计可操纵性应计利润的具体计算过程如下:

① 对模型 1 进行分行业、分年度回归,获得  $k_1$ 、 $k_2$ 、 $k_3$ :

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = k_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + k_2 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + k_3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

② 将从模型 1 提取的  $k_1$ 、 $k_2$ 、 $k_3$  代入模型 2,计算出各公司每年的非操控性应计  $NDA_{i,t}$ :

$$\frac{NDA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = k_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + k_2 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + k_3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (2)$$

③ 通过模型 3 计算每个公司每年的操控性应计利润:

$$DA_{i,t} = TA_{i,t} - NDA_{i,t} \quad (3)$$

④ 最后,对  $DA_{i,t}$  取绝对值,得到  $Absda_{i,t}$ 。

其中,  $TA_{i,t}$  为应计利润总数,等于营业利润与经营活动现金净流量之差;  $A_{i,t-1}$  为  $i$  公司第  $t-1$  期的资产总额;  $\Delta REV_{i,t}$  为  $i$  公司第  $t$  期相对于第  $t-1$  期的主营业务收入变化额;  $\Delta REC_{i,t}$  为  $i$  公司第  $t$  期相对于第  $t-1$  期的应收账款变化额;  $PPE_{i,t}$  为  $i$  公司第  $t$  期末固定资产原值;  $NDA_{i,t}$  为非操控性应计利润;  $DA_{i,t}$  为  $i$  公司第  $t$  期可操控性应计利润;  $\epsilon_{i,t}$  指残差项。

##### (2) 解释变量: 关键审计事项

一般情况下,审计师所披露的关键审计事项往往是依据重大事项或风险性事项所确定的,关键审计事项的披露数量越多,审计报告所具有的信息含量越高。本文将 2017~2020 年沪深两市全部 A 股上市公司的年度报告所披露的关键审计事项数量作为解释变量。

## (3) 调节变量: 关键审计事项披露的锚定偏差

本文调节变量的衡量方式是取关键审计事项的披露的数量与同年度所有 A 股上市公司平均披露数量的差值, 再取绝对值, 其中, 锚定偏差越大, 锚定效应强度越小, 模板化属性越弱, 即  $\text{Anchor\_Kam}_{i,t} = |i \text{ 公司第 } t \text{ 期披露的关键审计事项数量} - \text{第 } t \text{ 期所有公司关键审计事项披露数量的平均值}|$ 。

## (4) 控制变量

综合参考郭葆春和郭蓉<sup>[31]</sup>、梁刚和曾旭<sup>[32]</sup>等学者的变量设计, 本文选取了公司规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、资产收益率(*Roa*)、股权性质(*Soe*)、两职合一(*Ceodual*)、经营活动现金流(*CFO*)、是否四大审计(*Big4*)、前十大股东关联性(*Rela\_10*)等变量作为控制变量, 具体定义方式见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量代码	变量定义
被解释变量	审计质量	<i>Absda</i>	利用修正琼斯模型计算的可操作性应计利润绝对值
解释变量	关键审计事项	<i>Kam_num</i>	关键审计事项披露的数量
调节变量	关键审计事项披露的锚定偏差	<i>Anchor_Kam</i>	关键审计事项的披露的数量与同年度 A 股上市公司平均披露数量的差值, 取绝对值
	公司规模	<i>Size</i>	公司总资产取自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	资产收益率	<i>Roa</i>	净利润与期末资产总额之比
	股权性质	<i>Soe</i>	国有企业为 1, 否则为 0
	独立董事规模	<i>Indsize</i>	独立董事人数
	两职合一	<i>Ceodual</i>	董事长兼总经理取 1, 否则取 0
	审计意见	<i>Opin</i>	非标审计意见为 1, 否则为 0
控制变量	财务费用率	<i>Fer</i>	财务费用/营业收入
	经营活动现金流	<i>CFO</i>	公司经营活动现金流与总资产之比, 反映公司正常经营产生现金流的能力, 影响管理层操纵利润
	是否四大审计	<i>Big4</i>	若会计师事务所为“四大”, 则取值为 1, 否则为 0
	前十大股东关联性	<i>Rela_10</i>	若有关联取 1, 无关联取 2, 无法确定取 3
	年度变量	<i>Year</i>	年度虚拟变量, 2017 到 2020 年
	行业变量	<i>Ind</i>	行业虚拟变量, 剔除金融保险行业后根据证监会对所有行业(制造业按二级科目)进行分类

## 3. 模型设计

## (1) 关键审计事项对审计质量的影响模型

本文构建模型(4)来检验关键审计事项与审计质量之间的关系,  $\beta_1$  是该模型中最重要的回归系数, 反映了关键审计事项对审计质量的影响, 预期  $\beta_1$  小于 0, 表明关键审计事项提高了审计质量, 具体模型设计如下:

$$\text{Absda}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Kam\_num}_{i,t} + \beta_2 \text{Anchor\_Kam}_{i,t} + \beta_3 \text{Kam\_num}_{i,t} \times \text{Anchor\_Kam}_{i,t} + \beta_4 \sum_{j=1}^n \text{Control}_j + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

## (2) 关键审计事项披露中锚定偏差的调节作用

本文构建模型(5)来检验关键审计事项披露的锚定偏差对关键审计事项与审计质量之间的关系的影响。 $\beta_1$  和  $\beta_3$  是该模型中最重要的回归系数, 其中  $\beta_1$  反映关键审计事项对审计质量的影响, 预期  $\beta_1$  小于 0, 表明关键审计事项提高了审计质量。 $\beta_3$  则反映关键审计事项披露的锚定偏差对关键审计事项与审计质量的调

节作用, 若  $\beta_3$  小于 0, 表明关键审计事项披露的锚定偏差促进了关键审计事项与审计质量之间的正相关关系; 若  $\beta_3$  大于 0, 表明关键审计事项披露的锚定偏差削弱了关键审计事项与审计质量之间的正相关关系。

$$\begin{aligned} \text{Absda}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Kam\_num}_{i,t} + \beta_2 \\ & \text{Anchor\_Kam}_{i,t} + \beta_3 \text{Kam\_num}_{i,t} \times \text{Anchor\_Kam}_{i,t} \\ & + \beta_4 \sum_{j=1}^n \text{Control}_j + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

## 四、实证检验与结果分析

## 1. 主要变量的描述性统计

所有变量的描述性统计结果如表 2 所示。其中审计质量的最小值为 0, 最大值为 2.1440, 均值为 0.0619, 说明上市公司之间的审计质量存在差异, 该结果与杨明增等<sup>[2]</sup>研究结果基本一致。关键审计事项的披露数

量平均值为 2.0610,最小值为 1,最大值为 6,上下四分位数均为 2 条,初步说明上市公司关键审计事项披露

数量存在模板化趋势。其余控制变量的均值等统计数据均处于合理范围之内。

表 2 描述性统计

	<i>Absda</i>	<i>Kam_num</i>	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>Roa</i>	<i>CFO</i>	<i>Fer</i>	<i>Opin</i>	<i>Big4</i>	<i>Ceodual</i>	<i>Indsize</i>	<i>Rela_10</i>	<i>Soe</i>
<i>N</i>	11741	11741	11741	11741	11741	11741	11741	11741	11741	11741	11741	11741	11741
<i>Mean</i>	0.0619	2.0610	22.3700	0.4220	0.0339	0.0508	0.0227	0.0238	0.0555	0.2970	3.1310	2.2300	0.3200
<i>P25</i>	0.0198	2.0000	21.4300	0.2680	0.0146	0.0135	-0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	3.0000	2.0000	0.0000
<i>P75</i>	0.0802	2.0000	23.1100	0.5640	0.0661	0.0890	0.0239	0.0000	0.0000	1.0000	3.0000	3.0000	1.0000
<i>Min</i>	0.0000	1.0000	12.0600	0.0084	-1.7030	-0.7440	-0.7080	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>Max</i>	2.1440	6.0000	28.6400	2.1230	0.7860	0.6640	40.2700	1.0000	1.0000	1.0000	8.0000	3.0000	1.0000
<i>Sd</i>	0.0716	0.6480	1.3530	0.1980	0.0870	0.0719	0.3770	0.1530	0.2290	0.4570	0.5460	0.4870	0.4660

## 2. 回归结果分析

### (1) 关键审计事项对审计质量的影响

表 3 是本文对模型(4)进行回归分析的结果。第(1)列是全样本分析,从数据结果可以发现,*Kam\_num* 的系数为 0.0005,且不显著,即关键审计事项的披露并未带来审计质量的显著提高,这也与张金丹等<sup>[5]</sup>的结论相吻合。但陈丽红等<sup>[1]</sup>、杨明增等<sup>[2]</sup>学者均检验了关键审计事项的披露对于会计信息在“量”和“质”方面均产生了显著的促进效果。对此,为了探究其中的具体原因,本文将全样本按审计质量的代理指标——可操纵性应计利润的不同盈余方向划分为“正向盈余管理”和“负向盈余管理”两个子样本,再次分别对模型(4)进行回归分析,其结果如表 3 第(2)、(3)列所示,可以看到在正向盈余管理子样本中,*Kam\_num* 与 *Absda* 在 1% 的水平上显著负相关,H1a 得到验证;而在负向盈余管理子样本中,回归结果并不显著,H1b 未得到验证。

究其原因,可能有两个方面的因素:其一,Ashbaugh-Skaife 等<sup>[33]</sup>认为正的盈余对企业而言更容易是利好的信息传递,所以若是企业主观操纵盈余,从概率上讲,正向盈余会多于负向盈余。然而,若是非故意盈余,则正负盈余的概率相等。审计师在审计过程中于情于理都会更多关注企业的正向盈余管理;其二,新审计准则要求应以投资者为中心,提供与被审计单位紧密相关的信息,关键审计事项的披露内容源自审计师识别出的风险、财务报表中主观复杂有挑战性的估计和判断,以及财政年度当期发生的重大交易和事项。上市公司“藏利润”的初衷多为不同会计期间的盈余平滑,关键审计事项与负向盈余管理之间的关系更多的是聚焦于未来的业绩及股价表现,在当期的审计中一般不会获取审计师过多的关注。

表 3 模型(4)回归结果

	(1)全样本	(2)正向盈余管理	(3)负向盈余管理
	<i>Absda</i>	<i>Absda</i>	<i>Absda</i>
<i>Kam_num</i>	0.0005 (0.0009)	-0.0020 *** (0.0008)	0.0005 (0.0008)
<i>Size</i>	-0.0030 *** (0.0006)	0.0019 *** (0.0006)	-0.0054 *** (0.0006)
<i>Lev</i>	0.0135 *** (0.0045)	0.0216 *** (0.0042)	0.0259 *** (0.0039)
<i>Roa</i>	-0.2370 *** (0.0182)	1.0780 *** (0.0223)	-0.6210 *** (0.0096)
<i>Soe</i>	-0.0080 *** (0.0014)	-0.0015 (0.0012)	0.0000 (0.0013)
<i>Indsize</i>	-0.0033 *** (0.0010)	0.0003 (0.0009)	-0.0024 *** (0.0009)
<i>Ceodual</i>	-0.00024 (0.0013)	0.0009 (0.0011)	0.0024 ** (0.0011)
<i>Opin</i>	0.0193 *** (0.0048)	-0.0048 (0.0057)	-0.0052 (0.0038)
<i>Fer</i>	-0.1080 *** (0.0209)	0.0468 ** (0.0214)	-0.0596 *** (0.0167)
<i>CFO</i>	-0.0521 *** (0.0172)	-0.9250 *** (0.0164)	0.6810 *** (0.0152)
<i>Big4</i>	-0.0004 (0.0023)	-0.0037 (0.0023)	0.0027 (0.0020)
<i>Rela_10</i>	-0.0013 (0.0011)	-0.0005 (0.0009)	-0.0020 * (0.0010)
行业	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.1460 *** (0.0136)	-0.0130 (0.0127)	0.1350 *** (0.0131)
<i>Observations</i>	11741	6269	5472
<i>R-squared</i>	0.1470	0.6460	0.7170

注:括号内为标准误,\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,下同。

### (2) 关键审计事项披露中锚定偏差的调节作用

通过前文对 H1 的分析验证,发现关键审计事项

在一定程度上会抑制正向盈余管理,从而提高审计质量,但是关键审计事项的模板化特征是否存在普遍性?这种模板化带来的关键审计事项的“锚定效应”是否会对关键审计事项与审计质量之间的关系产生影响?借鉴任梦佳<sup>[34]</sup>的变量设计,本文构建了关键审计事项披露的锚定偏差(*Anchor\_Kam*)变量,其中,锚定偏差越大,锚定效应强度越小,模板化属性越弱。将锚定偏差(*Anchor\_Kam*)及其与关键审计事项的交乘项(*Anchor\_Kam*×*Kam\_num*)带入模型中进行验证,模型(5)的回归结果如表 4 所示。

表 4 模型(5)回归结果

	(1)全样本	(2)正向盈余 管理	(3)负向盈余 管理
	<i>Absda</i>	<i>Absda</i>	<i>Absda</i>
<i>Kam_num</i>	-0.0053* (0.0032)	-0.0024 (0.0026)	0.0006 (0.0027)
<i>Anchor_Kam</i>	-0.0072 (0.0058)	-0.0007 (0.0048)	-0.0005 (0.0048)
<i>Anchor_Kam</i> × <i>Kam_num</i>	0.0045* (0.0027)	0.0002 (0.0023)	-0.0000 (0.0022)
<i>Size</i>	-0.0028*** (0.0007)	0.0023*** (0.0006)	-0.0058*** (0.0006)
<i>Lev</i>	0.0127*** (0.0045)	0.0210*** (0.0042)	0.0260*** (0.0039)
<i>Roa</i>	-0.2370*** (0.0182)	1.0770*** (0.0223)	-0.6210*** (0.0096)
<i>Soe</i>	-0.0081*** (0.0014)	-0.0016 (0.0012)	0.0000 (0.0013)
<i>Indsize</i>	-0.0035*** (0.0010)	0.0003 (0.0009)	-0.0025*** (0.0009)
<i>Ceodual</i>	-0.0002 (0.0013)	0.0010 (0.0011)	0.0022** (0.0011)
<i>Opin</i>	0.0191*** (0.0048)	-0.0047 (0.0057)	-0.0052 (0.0038)
<i>Fer</i>	-0.1080*** (0.0209)	0.0460** (0.0214)	-0.0582*** (0.0166)
<i>CFO</i>	-0.0527*** (0.0172)	-0.9260*** (0.0163)	0.6820*** (0.0152)
<i>Big4</i>	-0.0017 (0.0023)	-0.0037 (0.0023)	0.0019 (0.0020)
<i>Rela_10</i>	-0.0012 (0.0011)	-0.0005 (0.0009)	-0.0019* (0.0010)
行业	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.1540*** (0.0156)	-0.01980 (0.0147)	0.1430*** (0.0149)
<i>Observations</i>	11741	6269	5472
<i>R-squared</i>	0.1480	0.6470	0.7170

第(1)列全样本的 *Kam\_num* 系数显著为负,证

实关键审计事项的披露提高了审计质量。但 *Anchor\_Kam*×*Kam\_num* 的系数却显著为正,说明关键审计事项披露的锚定偏差在一定程度上削弱了关键审计事项对审计质量的提升效果,这与 H2 呈现出了相反的结论。进一步分析,锚定效应是决策者对其所选定的“锚”值的不充分调整而致使的锚定偏差,调整越小,不充分程度越大。对此,本文推测可能是由于存在“过度充分调整”的情形,其一是以“锚”值向下过度调整;其二是以“锚”值向上过度调整,二者均会导致个性化信息内容的“虚高”,最终使关键审计事项对审计质量的影响出现适得其反的结果。

第(2)、(3)列分别是正向和负向盈余管理子样本的回归结果,均不显著。对于前者,一般情况下,管理层在具有寻租动机时便会进行正向盈余管理,审计师为了降低审计风险,会更多地关注此类盈余管理,在保持与客户之间的良好合作关系和披露审计过程中发现的重大风险事项中寻求一个均衡点,即审计师会有所选择地披露部分个性化事项,以此实现一种“平衡”;对于后者,管理层进行负向盈余管理的情境一般是公司在遵循会计稳健性的前提下对收益进行的平滑处理,作为一类已经不可逆的经营产出,往往不会具有较大风险,并且在有限的审计程序中证明风险存在性的难度较大,因此,相较于正向盈余管理,审计师对负向盈余管理的关注较少。

为了检验对表 4 第(1)列回归结果的推测,首先将全样本以关键审计事项披露数量作为参照变量划分为高锚定偏差和低锚定偏差两个子样本组,考虑到参照变量具有显著的同质性,为了更加突显锚定偏差的调节作用,本文将上四分位数作为样本划分的基准;其次,结合 H1 回归分析所得结论,剔除样本组中的负向盈余管理样本;再次,由前文描述性统计结果可知“锚”值约为 2。由于在保证围绕“锚”值上下调整区间对等性的同时,无法评判披露数量为 1 的样本中“过度充分调整”所占比例,且低锚定偏差子样本组中核心解释变量数值均为 2,所以此处对样本的进一步处理遵循两个原则。其一,仅分析高锚定偏差子样本组;其二,仅将披露数量为 4、5、6 的样本视为“过度充分调整”的异常样本,进行剔除。最后,对剔除和未剔除“过度充分调整”的两个子样本组代入模型(4)回归,结果如表 5 所示。

从表 5 可以看出两列的 *Kam\_num* 均显著为负,但在剔除“过度充分调整”的子样本组中, *Kam\_num* 系数的绝对值 0.0038 大于未剔除“过度充分调整”的子样本组的 0.0029,即前者所表现出来的提升效果略

强于后者,印证了“过度充分调整”带来的负向影响。若能够判定披露数量为1的样本中“过度充分调整”所占比例,其差异会更加明显。

表5 验证“过度充分调整”的回归结果表

	高锚定偏差:正向盈余	
	(1)未剔除“过度充分调整”	(2)剔除“过度充分调整”
<i>Kam_num</i>	-0.0029* (0.0017)	-0.0038* (0.0022)
<i>Size</i>	0.0000 (0.0011)	-0.0013 (0.0023)
<i>Lev</i>	0.0415*** (0.0111)	0.0433*** (0.0132)
<i>Roa</i>	1.1140*** (0.1250)	1.3060*** (0.0888)
<i>Soe</i>	-0.0010 (0.0030)	-0.0018 (0.0033)
<i>Indsize</i>	0.0014 (0.0018)	0.0010 (0.0020)
<i>Ceodual</i>	0.0007 (0.0028)	0.0003 (0.0031)
<i>Opin</i>	0.0211 (0.0150)	0.0103 (0.0175)
<i>Fer</i>	0.0057 (0.0361)	0.1330 (0.1850)
<i>CFO</i>	-0.9910*** (0.1180)	-1.0870*** (0.0694)
<i>Big4</i>	-0.0012 (0.0033)	-0.0030 (0.0040)
<i>Rela_10</i>	-0.0024 (0.0019)	-0.0029 (0.0022)
行业	控制	控制
年度	控制	控制
<i>Constant</i>	0.0164 (0.0273)	0.0467 (0.0527)
<i>Observations</i>	2153	2037
<i>R-squared</i>	0.6410	0.5030

在证实“过度充分调整”存在后,为了对H2做进一步验证,本文选取当前关键审计事项披露的特征变量进一步研究:一是关键审计事项披露条数,二是审计描述字数,三是审计应对字数,四是关键审计事项披露部分的字数总和。同时加入Lennox等<sup>[4]</sup>、Laura等<sup>[29]</sup>学者在研究中使用的、更能体现个性化信息的“实体型关键审计事项披露数量”,以及“是否披露了实体型关键审计事项”指标,其中实体型关键审计事项包括税务、诉讼、监管规定、收购、兼并、控制、IT和其他相关的事项。随后,对以上6个指标进行主成分分析,构建并形成“关键审计事项披露质量”(*Kam\_qua*)这

## 一综合性指标。

同样,先将全样本以关键审计事项披露数量作为参照变量划分为高锚定偏差和低锚定偏差两个子样本组,其中上四分位数作为划分基准;再剔除负向盈余管理样本;最后将*Kam\_num*更换为*Kam\_qua*,其他变量保持不变,进行分组回归,回归结果如表6所示。

表6回归结果显示,*Kam\_qua*在高锚定偏差子样本中显著为负,在低锚定偏差子样本中却显著为正,证实了虽然围绕“锚”值的“过度充分调整”的负向影响会削弱甚至改变关键审计事项对审计质量的影响,但在适当的程度下,关键审计事项披露决策中存在的锚定效应能够对关键审计事项与审计质量的关系施加影响,即H2成立,锚定偏差越大,锚定效应越小,关键审计事项对审计质量的积极影响越大。相反,锚定偏差越小,锚定效应越大,关键审计事项对审计质量的提升效果越弱,甚至过于冗余的披露信息会导致审计质量降低。

表6 基于模型(5)对H2进一步分析的回归结果

	(1)低锚定偏差:正向盈余	(2)高锚定偏差:正向盈余
	<i>Absda</i>	<i>Absda</i>
<i>Kam_qua</i>	0.0044** (0.0019)	-0.0036** (0.0017)
<i>Size</i>	0.0025*** (0.0010)	0.0002 (0.0011)
<i>Lev</i>	0.0218*** (0.0060)	0.0423*** (0.0113)
<i>Roa</i>	1.0210*** (0.0386)	1.1140*** (0.1240)
<i>Soe</i>	-0.0011 (0.0018)	-0.0008 (0.0029)
<i>Indsize</i>	-0.0008 (0.0013)	0.0014 (0.0018)
<i>Ceodual</i>	0.0020 (0.0018)	0.0008 (0.0028)
<i>Opin</i>	-0.0140** (0.0067)	0.0209 (0.0150)
<i>Fer</i>	0.0213 (0.0212)	0.0047 (0.0357)
<i>CFO</i>	-0.9170*** (0.0314)	-0.9920*** (0.1180)
<i>Big4</i>	-0.0039 (0.0040)	0.0000 (0.0032)
<i>Rela_10</i>	-0.0012 (0.0013)	-0.0024 (0.0019)
行业	控制	控制
年度	控制	控制
<i>Constant</i>	-0.0193 (0.0195)	0.0066 (0.0253)
<i>Observations</i>	4109	2153
<i>R-squared</i>	0.6090	0.6420

### 3. 进一步研究

#### (1) 基于地区差异的锚定调节作用

我国同一经济区域内的经济水平、地理条件、市场化程度以及政府治理等外部环境特征因素较为接近;不同经济区域间的外部环境差异较大,呈现出“经济发展的梯度格局”<sup>[35]</sup>。目前学界对经济区域的划分方式有两大类:一类是京津冀、长三角和珠三角 3 大区域;另一类是东部、中部和西部 3 大地区。本文采取第二类划分方式,根据上市公司注册地将样本划分为东部、中部、西部地区 3 组。

基于信号传递理论,关键审计事项披露是一个信号,杨堃<sup>[36]</sup>等研究发现东部地区信息披露的自愿性、内容含量以及积极性显著高于中部和西部地区。众多

上市公司中包括信号传递者与信号接收者,东部地区上市公司数量远高于中部和西部地区,产生信息的数量相应地多于中部和西部地区,从而为“锚”值的产生提供了良好条件,同时其信号接收者的数量相应地多于中部和西部地区,从而为“锚”值的流动提供了充分条件;具体来说,信号传递过程包括“传递者向接收者发送信号”以及“接收者在获取信号以后做出决策”的两个过程。东部地区市场发达、信息交流速度快,上市公司间的沟通更加顺畅和频繁,同时东部地区所具备的信息池的深度和广度也可能增大“锚”值上下波动的区间,从而加剧“过度充分调整”。因此,本文进一步探讨地区差异是否会影响关键审计事项披露的锚定偏差调节作用,回归结果如表 7 所示。

表 7 按照不同区域分组的回归结果

东部地区				中部地区				西部地区			
	高锚定偏差:正向盈余 (2)未剔除		(3)剔除		高锚定偏差:正向盈余 (5)未剔除		(6)剔除		高锚定偏差:正向盈余 (8)未剔除		(9)剔除
(1)全样本	“过度 Absda	充分 调整”	Absda	(4)全样本	“过度 Absda	充分 调整”	Absda	(7)全样本	“过度 Absda	充分 调整”	Absda
Kam_num	-0.0071** (0.0035)	-0.0040* (0.0022)	-0.0038* (0.0022)	0.0544 (0.0585)	-0.0042* (0.0023)	-0.0043* (0.0024)	0.0155 (0.0116)	-0.0022 (0.0032)	-0.0022 (0.0032)	-0.0002 (0.0032)	
Anchor_Kam	-0.0112* (0.0064)			0.1140 (0.1140)			0.0281 (0.0205)				
Anchor_Kam × Kam_num	0.0063** (0.0030)			-0.0584 (0.0590)			-0.0126 (0.0095)				
Size	-0.0024*** (0.0008)	-0.0001 (0.0015)	0.0000 (0.0015)	-0.0018 (0.0020)	0.0030** (0.0014)	0.0044** (0.0021)	-0.0060*** (0.0018)	0.0019 (0.0040)	0.0029 (0.0046)		
Lev	0.0143*** (0.0053)	0.0376*** (0.0135)	0.0332*** (0.0111)	-0.0022 (0.0130)	0.0023 (0.0159)	-0.0042 (0.0172)	0.0218* (0.0124)	0.0391** (0.0190)	0.0345* (0.0194)		
Roa	-0.2510*** (0.0206)	1.1450*** (0.1670)	1.1440*** (0.1720)	-0.1950*** (0.0582)	1.0370*** (0.0791)	1.0290*** (0.0816)	-0.2000*** (0.0570)	1.2240*** (0.0981)	1.2050*** (0.1020)		
Soe	-0.0078*** (0.0018)	-0.0052 (0.0045)	-0.0062 (0.0053)	-0.0090** (0.0037)	0.0010 (0.0051)	0.0007 (0.0052)	-0.0057 (0.0036)	0.0120 (0.0074)	0.00856 (0.0070)		
Indsize	-0.0043*** (0.0013)	0.0036 (0.0023)	0.0039 (0.0026)	-0.0041* (0.0025)	0.0015 (0.0052)	0.0016 (0.0052)	-0.0024 (0.0027)	-0.0065 (0.0046)	-0.0073 (0.0049)		
Ceodual	0.0004 (0.0014)	0.0016 (0.0030)	0.0012 (0.0032)	0.0043 (0.0036)	0.0111* (0.0057)	0.0102* (0.0057)	-0.0070 (0.0044)	-0.0026 (0.0072)	-0.0024 (0.0073)		
Opin	0.0154*** (0.0054)	0.0183 (0.0198)	0.0171 (0.0202)	0.0166 (0.0134)	0.0570** (0.0253)	0.0586** (0.0272)	0.0352** (0.0151)	0.0159 (0.0133)	0.0167 (0.0114)		
Fer	-0.1070*** (0.0278)	0.0092 (0.0452)	0.0103 (0.0471)	-0.1110* (0.0577)	0.0065 (0.0271)	0.0099 (0.0274)	-0.0876** (0.0380)	-0.0802 (0.0583)	-0.1030 (0.0648)		
CFO	-0.0354* (0.0204)	-1.1230*** (0.1770)	-1.1320*** (0.1890)	-0.1090** (0.0447)	-0.7680*** (0.0464)	-0.7710*** (0.0466)	-0.0912** (0.0456)	-1.0530*** (0.0935)	-1.0230*** (0.0968)		
Big4	-0.0038 (0.0025)	-0.0043 (0.0036)	-0.0042 (0.0037)	0.0013 (0.0078)	0.0009 (0.0088)	-0.0003 (0.0091)	0.0144 (0.0091)	0.0023 (0.0134)	-0.0016 (0.0131)		

表7 (续)

东部地区				中部地区				西部地区			
高锚定偏差:正向盈余				高锚定偏差:正向盈余				高锚定偏差:正向盈余			
(2)未剔除		(3)剔除		(5)未剔除		(6)剔除		(8)未剔除		(9)剔除	
(1)全样本	“过度充分调整”	(4)全样本	“过度充分调整”	(7)全样本	“过度充分调整”	(8)全样本	“过度充分调整”	(9)全样本	“过度充分调整”	(10)全样本	“过度充分调整”
Absda	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda
Rela_10	-0.0010 (0.0013)	-0.0003 (0.0021)	-0.0011 (0.0022)	0.0012 (0.0026)	0.0022 (0.0039)	0.0022 (0.0039)	-0.0068** (0.0031)	-0.0004 (0.0073)	0.0007 (0.0076)		
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	0.1460*** (0.0201)	0.0420 (0.0394)	0.0409 (0.0398)	0.0270 (0.1200)	-0.0532 (0.0361)	-0.0820* (0.0471)	0.1810*** (0.0427)	-0.0362 (0.0759)	-0.0581 (0.0860)		
Observations	8,435	1,543	1,449	1,843	327	320	1,463	283	268		
R-squared	0.1530	0.6380	0.6370	0.1620	0.7990	0.8000	0.2200	0.8050	0.8210		

第(1)列东部地区子样本的  $Kam\_num$  和  $Anchor\_Kam \times Kam\_num$  的系数分别显著为负和显著为正,同样表现出了锚定偏差对关键审计事项与审计质量关系的削弱效果,进一步分析“过度充分调整”的影响,结果如第(2)、(3)列所示,其中相较于未剔除“过度充分调整”的样本,进行剔除的样本关键审计事项对审计质量的提升效果并未更加显著,本文推测其中的原因是东部地区的“过度充分调整”情形主要集中在披露数量为 1 的样本中。第(4)~(6)列、第(7)~(9)列分别列示了在对中部和西部地区进行相同分析后的回归结果,发现除中部地区的“过度充分调整”的影响显著存在外,其他均不显著,与预期分析基本一致。

## (2)基于会计师事务所变更的锚定调节作用

第三方审计是保障资本市场健康运行的重要力量,有利于增强会计信息的可靠性和真实性。然而,上市公司管理层作为委托方,拥有聘请审计机构的权力,当监管环境宽松、审计市场竞争加剧时,管理层会通过变更会计师事务所实现有针对性的审计意见“购买”行为<sup>[37]</sup>。在“低价揽客”现象普遍的审计市场里<sup>[38]</sup>,会产生会计师事务所与审计师的委托代理问题,导致道德风险,对会计信息质量产生冲击<sup>[39]</sup>。

因此,本文进一步探讨会计师事务所变更对关键审计事项披露中锚定偏差调节作用的影响,回归结果如表 8 所示。

表8 按照会计师事务所是否变更分组回归结果

	会计师事务所未变更						会计师事务所变更					
	高锚定偏差:正向盈余			高锚定偏差:正向盈余			高锚定偏差:正向盈余			高锚定偏差:正向盈余		
	(1)全样本	(2)未剔除	(3)剔除	(4)全样本	(5)未剔除	(6)剔除	(7)全样本	(8)未剔除	(9)剔除	(10)全样本	(11)未剔除	(12)剔除
	Absda	“过度充分调整”	“过度充分调整”	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda	Absda
Kam_num	-0.0040 (0.0035)	-0.0029* (0.0018)	-0.0039* (0.0024)	-0.0199*** (0.0059)	-0.0023 (0.0034)	-0.0025 (0.0041)						
Anchor_Kam	-0.0053 (0.0064)				-0.0287*** (0.0099)							
Anchor_Kam × Kam_num	0.0035 (0.0030)				0.0149*** (0.0038)							
Size	-0.0032*** (0.0007)	-0.0003 (0.0012)	-0.0026 (0.0027)	-0.0016 (0.0028)	0.0063** (0.0030)	0.0061** (0.0030)						
Lev	0.0145*** (0.0048)	0.0441*** (0.0125)	0.0500*** (0.0147)	0.0086 (0.0157)	0.0360* (0.0204)	0.0287 (0.0198)						
Roa	-0.1970*** (0.0211)	1.1190*** (0.1310)	1.3330*** (0.0989)	-0.3660*** (0.0501)	0.9070*** (0.1110)	0.9310*** (0.1080)						
Soe	-0.0075*** (0.0015)	0.0000 (0.0032)	-0.0009 (0.0034)	-0.0112* (0.0063)	-0.0016 (0.0067)	0.0009 (0.0069)						

表 8 (续)

	会计师事务所未变更			会计师事务所变更		
	高锚定偏差:正向盈余		(4)全样本 <i>Absda</i>	高锚定偏差:正向盈余		
	(1)全样本 <i>Absda</i>	(2)未剔除 <i>Absda</i>		(3)剔除 <i>Absda</i>	(5)未剔除 <i>Absda</i>	(6)剔除 <i>Absda</i>
<i>Indsize</i>	-0.0038*** (0.0011)	0.0006 (0.0019)	0.0003 (0.0020)	-0.0025 (0.0044)	-0.0058 (0.0060)	-0.0060 (0.0062)
<i>Ceodual</i>	-0.0005 (0.0013)	0.0009 (0.0030)	0.0007 (0.0033)	0.0035 (0.0059)	0.0001 (0.0069)	-0.0035 (0.0068)
<i>Opin</i>	0.0207*** (0.0056)	0.0282 (0.0183)	0.0146 (0.0226)	0.0034 (0.0106)	0.0094 (0.0191)	0.0075 (0.0202)
<i>Fer</i>	-0.0925*** (0.0234)	0.0037 (0.0369)	0.1410 (0.2180)	-0.1530*** (0.0487)	0.0457 (0.0605)	0.0863** (0.0406)
<i>CFO</i>	-0.0716*** (0.0186)	-1.0050*** (0.1260)	-1.1070*** (0.0757)	-0.0833 (0.1060)	-0.7590*** (0.0859)	-0.7360*** (0.0945)
<i>Big4</i>	-0.0033 (0.0023)	-0.0032 (0.0035)	-0.0029 (0.0043)	0.0120 (0.0094)	0.0078 (0.0114)	-0.0004 (0.0122)
<i>Rela_10</i>	-0.0009 (0.0012)	-0.0024 (0.0021)	-0.0029 (0.0024)	-0.0022 (0.0041)	-0.0002 (0.0052)	0.0017 (0.0052)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.1600*** (0.0165)	0.0189 (0.0289)	0.0663 (0.0630)	0.1210** (0.0537)	-0.0917 (0.0633)	-0.0934 (0.0620)
<i>Observations</i>	10,444	1,946	1,844	1,297	207	193
<i>R-squared</i>	0.1270	0.6460	0.5050	0.2970	0.6960	0.6860

第(1)~(3)列是会计师事务所未变更的子样本回归结果,关键审计事项对审计质量的影响、关键审计事项披露的锚定偏差调节作用均不显著,而“过度充分调整”的影响显著存在。

第(4)~(6)列是会计师事务所变更的子样本回归结果,在整体样本分析中,关键审计事项、关键审计事项披露的锚定偏差对审计质量的正向影响均显著存在,且交乘项 *Anchor\_Kam* × *Kam\_num* 的系数显著为正,说明关键审计事项与锚定偏差在对审计质量的影响上存在显著的交互效应,即在共同对审计质量施加影响时,两者各自的作用效果均会受到另一方的遮掩。对“过度充分调整”的情况进行考察,可以发现不论是否进行剔除,均无显著影响,这说明在发生会计师事务所变更时,关键审计事项披露数量会影响“锚”值,同样“锚”值反过来也会对关键审计事项披露数量产生影响,从而致使两者对审计质量的提升效果均会受到另一方牵制的影响。另外,受交互效应的影响,“过度充分调整”的情形未有体现,与预期分析基本一致。

#### 4. 稳健性检验

为了增加实证结果的可靠性,本文进行了以下的稳健性检验:

(1)对于 H1,改用基础 Jones 模型重新衡量被解释变量审计质量,分别使用 *Kam\_num* 和 *Kam\_qua* 作为解释变量,对模型(4)与(5)进行回归。另外,不改变被解释变量的衡量方式,将 *Kam\_num* 替换为 *Kam\_qua* 进行回归。

(2)对于 H2,使用基础 Jones 模型重新衡量被解释变量审计质量,将 *Kam\_qua* 作为解释变量进行回归。

上述检验的结果与前述研究结果基本一致,说明实证结果稳健有效(限于篇幅,检验结果未列示)。

## 五、结论与启示

本文在新审计准则实施的背景下,考察了关键审计事项对审计质量的影响,以及关键审计事项披露中锚定偏差对二者关系的调节作用,同时探讨了地区差异和会计师事务所变更对锚定偏差的影响。研究结果表明:关键审计事项会抑制正向盈余管理,提高审计质量;关键审计事项披露的锚定偏差越大,即锚定效应越小,关键审计事项与审计质量的正相关关系越强,同时,披露决策中的锚定效应存在“过度充分调整”的情

形,会带来个性化信息含量的“虚高”,从而影响锚定偏差的积极作用,甚至会出现适得其反的结果;注册地在东部地区、发生会计师事务所变更的上市公司,其关键审计事项披露的锚定偏差更强。

基于本文的研究结论,提出如下政策建议:第一,在关键审计事项披露中,市场监管部门可适时增设“强制性披露”内容,如强制要求对每一条关键审计事项给予结论性评价、规范相关专业术语的使用等,鼓励审计师主动增加关键审计事项的有效信息含量,既揭示风险,又让人看得懂,打破关键审计事项披露“模板化”,防范审计师出现道德风险;第二,在新证券法正式实施、上市公司违法违规成本不断加大的背景下,进一步完善会计师事务所与签字审计师的声誉机制,加强行业自律,坚持审计的专业性与独立性,倡导“凭实力说话”,依靠高质量审计工作来获取优质客户,追求长远发展;第三,提高中小投资者对审计报告的识别能力。投资者使用审计报告辅助决策时,可结合同行业公司的审计报告进行横向分析,或对该公司前后各期年报进行纵向对比,规避披露“模板化”,关注公司的个性化风险,从而获得有价值的决策信息。

#### 参考文献:

- [1] 陈丽红,张呈,张龙平,等.关键审计事项披露与盈余价值相关性[J].审计研究,2019,35(3):65-74.
- [2] 杨明增,张钦成,王子涵.审计报告新准则实施对审计质量的影响研究——基于2016年A+H股上市公司审计的准自然实验证据[J].审计研究,2018,34(5):74-81.
- [3] 张继勋,蔡闫东,刘文欢.标准审计报告改进、管理层和审计人员的关系与管理层沟通意愿——一项实验证据[J].审计研究,2016,32(3):77-83.
- [4] LENNOX C S, SCHMIDT J J, THOMPSON A. Are Expanded Audit Reports Informative to Investors? Evidence from the U. K [EB/OL]. (2015-06-19) [2022-05-30]. <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstractid=2619785>.
- [5] 张金丹,路军,李连华.审计报告中披露关键审计事项信息有助于提高审计质量吗?——报表盈余和市场感知双维度的实验证据[J].会计研究,2019,40(6):85-91.
- [6] BÉDARD J, BESACIER N G, SCHATT A. Consequences of expanded audit reports: evidence from the justifications of assessments in France[J]. Auditing-A Journal of Practice & Theory, 2019,38(3):23-45.
- [7] 张呈,李长爱.关于关键审计事项准则实施情况的问卷调查[J].中国注册会计师,2020,32(8):72-78.
- [8] 田高良,陈匡宇,齐保垒.会计师事务所有基于关键审计事项的审计风格吗——基于中国上市公司披露新版审计报告的实证研究[J].会计研究,2021,42(11):160-177.
- [9] 庄飞鹏,连敏.新审计报告的关键审计事项披露情况分析——基于2018—2020年沪深两市上市公司的统计数据[J].会计之友,2022,40(2):136-143.
- [10] 吴伟荣,郑宝红.签字审计师任期、媒体监督与审计质量研究[J].中国软科学,2015,30(3):93-104.
- [11] 雷霄.关键审计事项披露的锚定效应研究[D].深圳:深圳大学,2020.
- [12] 耀友福,林恺.年报问询函影响关键审计事项判断吗? [J].审计研究,2020,36(4):90-101.
- [13] ABDELFATTAH T, ELMAGHOUB M, ELAMER A A. Female audit partners and extended audit reporting: UK Evidence[J]. Journal of Business Ethics, 2021, 40 (1): 177-197.
- [14] 陈丽红,易冰心,殷昊昊,等.行业专家审计师会充分披露关键审计事项吗? [J].会计研究,2021,42(2):164-175.
- [15] 李双承.企业环境不确定性与内部控制质量对关键审计事项披露数量的影响研究[D].北京:北京邮电大学,2021.
- [16] 李蒙.企业社会地位与关键审计事项披露研究[D].郑州:河南财经政法大学,2021.
- [17] GIMBAR C, HANSEN B, MICHAEL E, et al. The effects of critical audit matter paragraphs and accounting standard precision on auditor liability[J]. The Accounting Review, 2016,91(6):1629-1646.
- [18] PRATOOMSUWAN T, YOLRABIL O. Key audit matter and auditor liability: evidence from auditor evaluators in Thailand[J]. Journal of Applied Accounting Research, 2020,21(4):741-762.
- [19] 张曾莲,王雅倩.关键审计事项对上市公司股价崩盘风险的影响研究[J].金融理论与实践,2021,43(2):52-61.
- [20] 贾琬娇,施海娜,吴宇心,张新.审计报告中披露关键审计事项对股价崩盘风险的影响研究[J].会计与控制评论,2021,11(1):1-28.
- [21] 薛秀芳.关键审计事项披露对审计报告信息含量的影响分析[J].财会通讯,2020,41(7):124-128.
- [22] 王芸,王瑞坤.关键审计事项对企业债务融资成本的影响研究——基于内部控制质量的调节效应[J].金融与经济,2021,42(3):84-90.
- [23] DEANGELO L E. Auditor independence, ‘low balling’, and disclosure regulation[J]. Journal of Accounting and Economics, 1981,3(2):113-127.
- [24] 陈冬华,周春泉.自选择问题对审计收费的影响——来自中国上市公司的实证研究[J].财经研究,2006,51(3):44-55.
- [25] 刘启亮,郭俊秀,汤雨颜.会计事务所组织形式、法律责任与审计质量——基于签字审计师个体层面的研究[J].会

- 计研究,2015,36(4):86-94+96.
- [26] 毛丽娟,朱轶琳. 审计质量、财务重述与审计机构变更——来自中国主板上市公司的经验证据[J]. 当代会计评论,2015,8(2):61-82.
- [27] 许汉友,汪璐璐. 关键审计事项披露提高了事务所审计风险管理效率吗? [J]. 财会月刊,2021(5):91-98.
- [28] 唐建华. 国际审计与鉴证准则理事会审计报告改革评析 [J]. 审计研究,2015,31(1):60-66.
- [29] SIERRA-GARCÍ L, GAMBETTA N, MARÍA A, et al. Understanding the determinants of the magnitude of entity-level risk and account-level risk key audit matters: the case of the United Kingdom[J]. The British Accounting Review,2019,51(3):227-240.
- [30] 杨明增,张继勋. 审计判断中的锚定效应研究[J]. 审计研究,2007,23(4):43-47.
- [31] 郭葆春,郭蓉. 关键审计事项、公司内部治理与审计质量 [J]. 中国注册会计师,2019,31(7):50-56.
- [32] 梁刚,曾旭. 披露关键审计事项对审计质量的影响研究——基于 A 股上市公司的经验数据[J]. 会计之友,2019,37(6):38-43.
- [33] ASHBAUGH-SKAIFE H, COLLINS D W, KINNEY W R , et al. The effect of SOX internal control deficiencies and their remediation on accrual quality[J]. The Accounting Review,2008,83(1):217-250.
- [34] 任梦佳. 管理层盈利预测中的锚定效应研究[D]. 大连:东北财经大学,2019.
- [35] 郭岚. 中国区域差异与区域经济协调发展研究[M]. 成都:巴蜀书社,2008:39-42.
- [36] 杨堃. 我国上市公司的信息披露质量具有地区差异吗? [D]. 上海:上海师范大学,2016.
- [37] 赵保卿,温韶丹,黄译贤. 会计师事务所变更影响因素的实证分析[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2013,28(6):66-73.
- [38] 周晨. 事务所变更、客户风险与审计收费的实证研究[J]. 商业会计,2017,38(20):48-50.
- [39] 梁珩. 上市公司变更会计师事务所的动因分析[J]. 会计师,2012,9(17):18-19.

## Will the Anchoring Effect of the Disclosure Decision in the Key Audit Matters Affect the Audit Quality ?

YAO Hong, SUN Xiaojie, WANG Huihui

( School of Economics and Management, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China )

**Abstract:** In 2017, in accordance with the Ministry of Finance's Auditing Standards Order No. 1504, the Chinese A-share listed firms began to increase the disclosure of key audit matters in their audit reports. However, since the disclosure of key audit matters by Chinese A-share listed firms, template features have gradually emerged. Has the audit quality of the capital market been fundamentally improved? How to understand the audit disclosure decision of the accounting firm and the management of the listed firm? This paper chooses 2017-2020 Chinese A-share listed firms to analyze the relationship between key audit matters and audit quality, and examines the impact of anchoring effects on the relationship between them. The empirical results show that key audit matters can only inhibit the positive earnings management of listed firm, thereby improving audit quality, but have no significant impact on negative earnings management. The key audit matters in the high anchoring bias sample group are more effective in improving audit quality than in the low anchoring bias sample group, but the "over-sufficient adjustment" around the "anchor" value will weaken this influence; At the same time, compared with the sample group of the unchanged accounting firms in the central and western regions, the anchoring effect was more obvious in the sample group of changed accounting firms in the eastern region.

**Key words:** Key audit matters; Audit quality; Anchoring effect; Regional difference; Change of accounting firm