

# 会计信息可比性与审计调整

周楷唐,陶翔宇,周笑寒

(武汉大学 经济与管理学院,湖北 武汉 430072)

**[摘要]**基于我国独特的审计调整数据,以2007—2019年A股上市公司为样本,研究了会计信息可比性对审计调整的影响,结果发现,会计信息可比性越高,审计师越有可能作出审计调整。进一步研究发现,高会计信息可比性促进了审计师的负向调整和调整幅度,且在审计调整后公司财务报告质量更高。机制检验发现:当审计师来自四大会计师事务所或公司财务风险更高时,会计信息可比性更能促进审计师的审计调整行为;当审计师为行业专长审计师或者客户业务复杂度更高时,会计信息可比性对审计调整的影响更显著。机制检验结果表明,会计信息可比性可以通过促使审计师风险应对与降低审计师信息处理成本两个渠道影响审计调整。研究结论从理论上揭示了会计信息可比性对于审计师行为以及审计质量的影响,在实践中为提高财务报告的会计信息可比性进而提高公司的财务报告质量提供了理论参考。

**[关键词]**会计信息可比性;审计调整;审计后财务报告质量;审计质量;会计信息质量;审计师行为

**[中图分类号]**F239;F23 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2025)02-0067-10

## 一、引言

会计信息可比性作为会计信息质量的重要属性之一,为外部信息使用者提供了高质量的会计信息,改善了公司的信息环境<sup>[1]</sup>。我国《企业会计准则——基本准则》中规定:企业提供的会计信息应当具有可比性,不同企业发生的相同或者相似的交易或者事项,应当采用规定的会计政策,确保会计信息口径一致、相互可比。尽管已有研究表明会计信息可比性在提高财务报告质量方面发挥了重要作用<sup>[2-3]</sup>,但对于其是否及如何影响审计师行为,以及对财务报告质量和审计质量影响的作用机制,尚未见深入的探讨。

已有文献对会计信息可比性的治理效应进行了研究,发现会计信息可比性可以改善公司的信息环境,进而对分析师、审计师和外部监管机构等产生影响。De Franco等发现高会计信息可比性有助于提高分析师预测的准确性<sup>[4]</sup>。Nam和Thompson从监管机构的角度发现,随着会计信息可比性的增加,美国证券交易委员会(SEC)更有可能对高异常应计利润的公司出具监管问询函<sup>[5]</sup>。Zhang选取审计师的角度研究发现会计信息可比性有助于提高盈余质量<sup>[2]</sup>。然而现有文献关注的都是审计后盈余质量<sup>[2-3]</sup>,但审计后盈余质量是由审计前盈余质量和审计师共同决定的,并不能说明会计信息可比性对审计师行为的影响<sup>[6]</sup>。

审计调整是注册会计师在执行审计工作中,在综合考虑审计过程中所发现的错报情况及其他相关因素的基础上,对被审计单位会计报表进行调整的决策<sup>[7]</sup>,是审计师行为的直接度量指标,能够反映审计师对于审计后财务报告质量的影响路径<sup>[8]</sup>。近期文献从审计师动机和审计师发现财务报告错报的能力两方面对审计调整进行了相关研究<sup>[9-12]</sup>。因此,本文基于我国独特的审计调整数据,从审计师动机和发现财务报告错报的能力两个角度研究会计信息可比性对于审计调整的影响,从而直接揭示会计信

**[收稿日期]**2024-02-19

**[基金项目]**国家自然科学基金青年项目(71902147);国家自然科学基金重点项目(71932001)

**[作者简介]**周楷唐(1990—),男,湖北罗田人,武汉大学经济与管理学院副教授,博士生导师,主要研究方向为资本市场财务与会计、审计,邮箱:zhoukaitang@whu.edu.cn;陶翔宇(2001—),男,山东济宁人,武汉大学经济与管理学院硕士生,主要研究方向为审计;周笑寒(1999—),男,广东广州人,武汉大学经济与管理学院硕士生,主要研究方向为审计。

息可比性对于审计师行为的影响。

具体而言,本文从审计师风险应对和信息处理成本两方面对会计信息可比性对审计调整的影响进行理论分析。一方面,高会计信息可比性会使公司的信息环境更透明<sup>[1,13]</sup>,审计师面临的外部监管风险更高,审计师为应对可能发生的审计失败风险,更有动机进行审计调整。另一方面,高会计信息可比性有助于降低审计师的信息收集与处理成本<sup>[14]</sup>,这让审计师对于公司业务与业绩有更深入的理解和判断,执行更加有效的审计程序,以发现公司可能存在的财务舞弊行为及风险,从而更有能力作出审计调整。

本文的研究贡献体现在如下几个方面:(1)本文基于我国独特的审计调整数据,实证研究了会计信息可比性对审计调整的影响,探讨了会计信息可比性对财务报告质量和审计质量影响的作用机制。已有研究采用的审计后盈余质量的指标并不能区分管理层行为和审计师行为<sup>[6]</sup>,无法表明会计信息可比性对财务报告质量的影响中审计师是否以及如何发挥作用。本文从审计调整的角度出发,实证检验了会计信息可比性影响审计师进行审计调整,进而提高了公司的财务报告质量,揭示了会计信息可比性对审计质量影响的机制。(2)本文扩展了关于审计调整方面的文献。已有文献从审计师和公司特征等方面研究了审计调整的影响因素<sup>[9-11,15]</sup>,然而未见文献关注会计信息可比性这一重要的会计信息质量特征,本文基于会计信息可比性视角的研究丰富了审计调整影响因素的文献。(3)本文的研究发现对于会计师事务所、监管部门以及上市公司都具有重要的现实意义。本文在实践上为会计师事务所关注公司会计信息可比性这一重要的会计信息质量指标,以及在分行业监管背景下监管机构关注公司的会计信息可比性,进而提高上市公司的财务报告质量,以及上市公司通过提高会计信息可比性向资本市场传递积极信号,实现高质量发展提供了理论支持与实证证据。

## 二、理论分析与研究假设

DeFond 和 Zhang 指出,审计质量是由审计师的独立性及审计师提供高质量审计的能力两方面决定的<sup>[6]</sup>。审计调整则是审计质量的一个直接衡量指标,能够直接反映审计师行为<sup>[8]</sup>。因此,审计调整受到审计师独立性以及审计师提供高质量审计的能力两方面因素影响。会计信息可比性作为会计信息质量的重要属性之一,为外部信息使用者提供了高质量的会计信息,改善了公司的信息环境。本文预期,会计信息可比性可以从促使审计师风险应对行为以提高审计师独立性和降低审计师信息收集与处理成本以提高审计师提供高质量审计的能力两方面促进审计调整。

第一,高会计信息可比性会使公司的信息环境更透明<sup>[1,13]</sup>,审计师面临的外部监管风险更高<sup>[16]</sup>,审计师为应对可能发生的审计失败风险,更有动机进行审计调整。Horton 等研究表明,高会计信息可比性会改善公司的信息环境,使公司的信息环境更透明<sup>[1]</sup>。透明的信息环境可以帮助投资者和监管部门等理解和评价公司的业绩,降低外部监管成本,增加公司向外界囤积和隐瞒坏消息的难度<sup>[13]</sup>,此时审计师会面临更高的诉讼风险、声誉风险和监管风险。例如,已有研究发现,随着会计信息可比性的增加,跨公司比较的信息成本降低提高了 SEC 对会计质量监督的有效性,使得 SEC 更有可能对高异常应计利润的公司出具监管问询函<sup>[5]</sup>。因此,为避免审计失败,面对高会计信息可比性带来的更大外部监督压力(如诉讼、声誉和监管风险),审计师更有动机通过审计调整提升财务报告质量,从而提供高质量的审计服务。本文预期,当审计师来自四大会计师事务所,或者公司处于财务困境时,从审计师风险应对的角度来看,会计信息可比性对于审计调整的促进作用会更加显著。

第二,高会计信息可比性有助于降低审计师的信息收集与处理成本<sup>[14]</sup>,这让审计师对公司业务和业绩有更深入的理解和判断,执行更加有效的审计程序,以发现公司可能存在的财务舞弊行为及风险,从而更有能力作出审计调整。一方面,高会计信息可比性会直接降低审计师收集和处理客户公司信息的成本<sup>[14]</sup>。高会计信息可比性有助于审计师对客户公司的业务形成一个整体的看法,更好理解公司的会计估计和政策,理解客户公司的经济事件如何转化为会计数字,这种知识溢出效应有助于审计师制定合适的

审计计划以执行更充分的审计程序,从而作出更专业的审计判断,提升审计师提供高质量审计的能力。另一方面,高会计信息可比性有助于审计师进行跨公司对比来评估公司的相对业绩,以对公司业绩有更深入的理解。已有研究发现,高会计信息可比性有助于各利益相关者对公司业绩进行更准确的评价<sup>[17-18]</sup>。对于监管机构来说,SEC 承认其依赖跨公司比较来识别公司的盈余管理行为<sup>[5]</sup>。因此,当会计信息可比性更高时,审计师可以在选择参照公司方面作出更优的决策,更好地评估公司的相对业绩。同行业的外部信息是对企业自身信息的有益补充,是重要的信息来源,这些外部信息对于审计师来说是识别公司可能存在的财务舞弊行为的必要条件,能够帮助审计师作出审计调整。本文预期,当审计师为行业专长审计师,或者客户公司会计业务较为复杂时,从降低信息处理成本角度来看,会计信息可比性对于审计调整的促进作用更为显著。

基于上述从审计师风险应对和信息处理成本两个方面对于会计信息可比性对审计调整影响的分析,本文提出如下研究假设:

H: 会计信息可比性越高,审计师越有可能作出审计调整。

### 三、研究设计与描述性统计

#### (一) 样本选择与数据来源

由于 2007 年我国开始实行新会计准则,因此本文采用 2007—2019 年 A 股上市公司作为初始研究样本,并对样本进行以下筛选:(1)剔除金融行业的上市公司;(2)剔除了当年 ST 和 \*ST 公司;(3)剔除了审计调整、会计信息可比性及控制变量缺失的数据。最终得到 9618 家公司-年度观测值。由于审计调整幅度的数据极端值较为严重,本文对审计调整幅度相关变量进行了 5% 和 95% 的缩尾处理,其他连续变量进行了 1% 和 99% 的缩尾处理。本文使用的审计调整数据来自中国注册会计师协会(CICPA),公司财务数据来自 CSMAR 数据库。

#### (二) 会计信息可比性的度量

本文参考 De Franco 等<sup>[4]</sup>和唐雪松等的研究<sup>[19]</sup>,采用以下方法计算会计信息可比性(*AcctComp*):经济业务相似的公司会有相似的财务报表,使用季度股票回报率(*Return*)度量经济事件,公司的季度净利润除以季度期初市值(*Earning*)度量财务报表,季度股票回报率是否为负(*Neg*)为负取值为 1,否则为 0。

首先,利用公司  $i$  第  $t$  年末前连续 16 个季度的数据估计回归模型,对每个公司  $i$  的每个期间  $t$  都估计出对应的参数:

$$Earnings_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Return_{i,t} + \beta_2 Neg_{i,t} + \beta_3 Neg_{i,t} \times Return_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其次,分别用  $i$  公司和  $j$  公司的回归系数计算预期盈余:

$$E(Earning)_{i,i,t} = \alpha_{0,i,t} + \beta_{1,i,t} Return_{i,t} + \beta_{2,i,t} Neg_{i,t} + \beta_{3,i,t} Neg_{i,t} \times Return_{i,t} \quad (2)$$

$$E(Earning)_{i,j,t} = \beta_{0,j,t} + \beta_{1,i,t} Return_{i,t} + \beta_{2,i,t} Neg_{i,t} + \beta_{3,i,t} Neg_{i,t} \times Return_{i,t} \quad (3)$$

最后,公司  $i$  和  $j$  的会计信息可比性(*CompAcct<sub>i,j,t</sub>*) 如下:

$$CompAcct_{i,j,t} = (-1) \times (1/16) \times \sum | E(Earnings)_{i,i,t} - E(Earnings)_{i,j,t} | \quad (4)$$

该数值越大,说明两个公司间的会计信息可比性就越大。参照 De Franco 等的研究<sup>[4]</sup>,本文取公司  $i$  与同行业内其他公司的会计信息可比性的中位数作为公司  $i$  的会计信息可比性,并且,为了便于报告系数,再将其乘以 100 作为会计信息可比性的度量指标(*AcctComp*)。

#### (三) 实证回归模型

为检验上文提出的研究假设 H,探究会计信息可比性与审计调整的关系,考虑到因变量为虚拟变量,本文选取 Logit 模型进行回归:

$$Adjust_t = \alpha_0 + \alpha_1 AcctComp_{t-1} + \alpha_i Controls_t + Fixed\ effects + \varepsilon \quad (5)$$

其中,因变量为审计调整(*Adjust*),参考 Lennox 等的研究<sup>[8]</sup>,如果审计师当年对公司利润进行了审计调整,取值为 1,否则为 0。自变量会计信息可比性(*AcctComp*)为参考 De Franco 等<sup>[4]</sup>和唐雪松等<sup>[19]</sup>研究计算的会计信息可比性指标。由于审计调整会影响公司的净利润,进而影响公司当期会计信息可比性,本文选取上一期的可比性数据来对本期的审计调整进行回归。控制变量包括:公司规模(*Size*)、财务杠杆(*Leverage*)、盈利能力(*ROA*)、是否亏损(*Loss*)、企业成长性(*Growth*)、现金流量(*FCF*)、子公司数量(*LnSubsidy*)、产权性质(*SOE*)、独立董事比例(*Indep*)、董事会规模(*Boardsize*)、两职合一(*Duality*)、是否为国内十大会计师事务所(*Big10*)、会计师事务所任期(*Tenure*)、审计行业专长(*SPEC*)。为了控制行业和年度固定效应,本文还加入了行业与年度的虚拟变量。变量的具体定义见表 1。

表 1 变量定义表

变量性质	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	审计调整	<i>Adjust</i>	参考 Lennox 等的研究 <sup>[8]</sup> ,如果审计师当年对公司利润进行了审计调整,取值为 1,否则为 0
自变量	会计信息可比性	<i>AcctComp</i>	参考 De Franco 等和唐雪松等的模型 <sup>[4,19]</sup> 来估计会计信息可比性,取公司与同行业内其他公司的会计信息可比性的中位数,再乘以 100
	公司规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	财务杠杆	<i>Leverage</i>	总负债/总资产
	盈利能力	<i>ROA</i>	净利润/(资产合计期末+期初余额的平均值)
	是否亏损	<i>Loss</i>	当年净利润为负取值为 1,否则为 0
	企业成长性	<i>Growth</i>	主营业务收入增长率
	现金流量	<i>FCF</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	子公司数量	<i>LnSubsidy</i>	客户公司子公司数量加 1 的自然对数
控制变量	产权性质	<i>SOE</i>	企业为国有控股取值为 1,否则为 0
	独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事会总人数
	董事会规模	<i>Boardsize</i>	董事会人数加 1 的自然对数
	两职合一	<i>Duality</i>	董事长兼任总经理取值为 1,否则为 0
	是否为国内十大会计师事务所	<i>Big10</i>	如果公司的审计业务由国内十大会计师事务所进行审计取值为 1,否则为 0
	会计师事务所任期	<i>Tenure</i>	会计师事务所连续审计年份的自然对数
	审计行业专长	<i>SPEC</i>	采用行业组份额法,即特定年度签字审计师在某行业审计的客户的总审计收费为该审计师客户行业组合中最多的行业时,则认为该年度该签字审计师在该行业具有专长,取值为 1,否则为 0

#### (四) 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。审计调整(*Adjust*)的平均值为 0.570,表明审计师对 57% 的样本进行了审计调整,与 Lennox 等的结论<sup>[8]</sup>基本一致。会计信息可比性(*AcctComp*)的平均值为 -0.933,标准差为 0.590,中位数为 -0.770,表明同行业公司间有较大的可比性差异。主要的控制变量方面,是否亏损(*Loss*)的平均值为 0.092,表明 9.2% 的样本面临亏损;产权性质(*SOE*)的平均值为 0.607,表明 60.7% 的样本为国有企业;是否为国内十大会计师事务所(*Big10*)的平均值为 0.531,表明 53.1% 的公司被国内十大会计师事务所审计。控制变量描述性统计结果与已有研究<sup>[12,20]</sup>基本一致。

表 2 描述性统计

变量	Obs.	mean	SD	p25	median	p75
<i>Adjust</i>	9618	0.570	0.495	0.000	1.000	1.000
<i>AdjustDown</i>	9618	0.386	0.487	0.000	0.000	1.000
<i>AdjustUpward</i>	9618	0.183	0.387	0.000	0.000	0.000
<i>AcctComp</i>	9618	-0.933	0.590	-1.110	-0.770	-0.550
<i>Size</i>	9618	22.368	1.288	21.468	22.187	23.108
<i>Leverage</i>	9618	0.489	0.200	0.340	0.497	0.642
<i>ROA</i>	9618	0.068	0.128	0.026	0.070	0.124
<i>Loss</i>	9618	0.092	0.289	0.000	0.000	0.000
<i>Growth</i>	9618	0.134	0.353	-0.039	0.089	0.233
<i>FCF</i>	9618	0.048	0.071	0.008	0.047	0.090
<i>LnSubsidy</i>	9618	2.531	0.973	1.946	2.565	3.135
<i>SOE</i>	9618	0.607	0.488	0.000	1.000	1.000
<i>Indep</i>	9618	0.369	0.052	0.333	0.333	0.400
<i>Boardsize</i>	9618	2.288	0.178	2.197	2.303	2.303
<i>Duality</i>	9618	0.167	0.373	0.000	0.000	0.000
<i>Big10</i>	9618	0.531	0.499	0.000	1.000	1.000
<i>Tenure</i>	9618	1.751	0.898	1.099	1.946	2.485
<i>SPEC</i>	9618	0.602	0.490	0.000	1.000	1.000

## 四、实证结果分析

## (一) 基本回归结果

表3报告了会计信息可比性(*AcctComp*)与审计调整(*Adjust*)之间关系的实证结果。列(1)报告了无控制变量的回归结果,会计信息可比性(*AcctComp*)的系数为0.344,在1%水平上显著。列(2)则是加入了控制变量,会计信息可比性(*AcctComp*)的系数为0.172,在1%的水平上显著,经济意义上,会计信息可比性每增加一个标准差,审计师进行审计调整的概率增加2.2%。在控制变量方面,公司规模(*Size*)的回归系数为-0.268,产权性质(*SOE*)的回归系数为-0.452,均在1%的水平上显著为负,表明大公司和国有企业更少可能发生审计调整;子公司数量(*LnSubsidy*)的回归系数在1%的水平上显著为正,表明子公司更多的公司更有可能经历审计调整。表3的回归结果表明,会计信息可比性越高,审计师越有可能作出审计调整,该结果支持了本文的研究假设H。

## (二) 内生性检验

本文在研究设计中通过将会计信息可比性提前1期至 $t-1$ 期来对第 $t$ 期的审计调整情况进行回归,一定程度上缓解了反向因果的内生性问题。为进一步缓解遗漏变量和样本选择等内生性问题对本文结论的影响,本文使用多种方法进行内生性检验。

首先,我们采用工具变量法来缓解遗漏变量和反向因果问题,采用控制公司固定效应的方法缓解遗漏变量问题。本文参考袁媛等的研究<sup>[21]</sup>,选取企业所在省份内同行业其他企业会计信息可比性的均值(*AcctMean*)作为工具变量进行IV-Probit模型两阶段回归检验。表4报告了工具变量法检验的回归结果,由于部分企业所在省份无同行业其他企业,因而样本量有所下降。表4的列(1)表明,在第一阶段回归中,工具变量企业所在省份内同行业其他企业会计信息可比性的均值(*AcctMean*)的回归系数为0.114,在1%的水平上正显著。表4的列(2)表明,在第二阶段回归中,会计信息可比性(*AcctComp*)的回归系数为1.713,在1%的水平上正显著。另外,弱工具变量检验 $p$ 值为0.0000,小于0.001,在1%的水平上显著,表明本研究选取的工具变量是合适的,拒绝了弱工具变量的原假设。表4的列(3)报告了控制公司固定效应后的结果,由于样本期间内部分因变量始终未发生变化的个体未包含在回归内,样本量有所下降,会计信息可比性(*AcctComp*)的估计系数为0.152,在5%的水平上正显著。表4的回归结果表明,考虑了遗漏变量和反向因果等内生性问题之后,会计信息可比性对于审计调整的影响结论仍然成立。

其次,参考已有文献<sup>[2-3]</sup>,本文进一步采用了PSM倾向得分匹配,EB熵平衡的方法来缓解可能存在的样本选择问题。其中,本文所使用的PSM倾向得分匹配方法为使用logit模型估计倾向得分,采取一对一最近邻,卡尺为0.05的不放回匹配方法,因而有部分样本被舍弃。未报告的结果显示,在进行PSM倾向得分匹配和EB熵平衡匹配后,实验组与控制组控制变量之间的差异基本不再显著,说明了匹配

表3 会计信息可比性对审计调整的影响

	(1) <i>Adjust</i>	(2) <i>Adjust</i>
<i>AcctComp</i> <sub><math>t-1</math></sub>	0.344 *** (6.25)	0.172 *** (2.99)
<i>Size</i>		-0.268 *** (-6.52)
<i>Leverage</i>		0.119 (0.56)
<i>ROA</i>		0.568 * (1.81)
<i>Loss</i>		-0.010 (-0.09)
<i>Growth</i>		-0.108 (-1.62)
<i>FCF</i>		0.111 (0.27)
<i>LnSubsidy</i>		0.131 *** (2.95)
<i>SOE</i>		-0.452 *** (-5.16)
<i>Indep</i>		0.166 (0.23)
<i>Boardsize</i>		0.129 (0.54)
<i>Duality</i>		-0.089 (-1.00)
<i>Big10</i>		-0.340 *** (-4.70)
<i>Tenure</i>		0.247 *** (6.41)
<i>SPEC</i>		-0.360 *** (-5.31)
年度效应	YES	YES
行业效应	YES	YES
Observations	9618	9618
Pseudo R <sup>2</sup>	0.054	0.094

注:\*\*\*为在1%水平上显著,\*\*为5%水平上显著,\*为10%水平上显著,下同。括号内为 $z$ 值。

的有效性。表5的列(1)、列(2)分别报告了PSM倾向得分匹配以及EB熵平衡之后的样本回归结果,会计信息可比性(*AcctComp*)的估计系数分别为0.191和0.113,分别在1%和5%的水平上正显著,说明在控制可能存在的样本选择问题之后,本文的结论依旧稳健。

### (三) 机制检验

本文预期,高会计信息可比性通过促使审计师风险应对和降低审计师的信息成本,使审计师更有可能作出审计调整。为了进一步检验会计信息可比性影响审计调整的作用机制,本文分别从审计师风险应对和信息成本角度进行实证分析。

对于风险应对机制,本文预期当审计师来自四大会计师事务所或者公司面临更高的财务风险时,会计信息可比性通过促进审计师风险应对,进而推动审计师作出审计调整的效应更为显著。一方面,由于四大会计师事务所庞大的客户群体及“深口袋”,其面临更高的声誉成本和诉讼风险,因而更有动机提供高质量的审计服务<sup>[6,22-23]</sup>。因此,在会计信息可比性更高的情况下,为了应对潜在的审计失败的风险,四大会计师事务所的审计师更有动机去进行审计调整来提高审计质量。另一方面,债务约束下财务风险较高的公司更可能会出现错报<sup>[24]</sup>。当公司处于财务困境时,企业的高财务错报风险会使得审计师面临较高的潜在的审计失败风险,审计师就更有动机通过进行审计调整行为来应对风险。

参照已有文献<sup>[25]</sup>,本文采用Altman's Z-score模型度量公司财务风险。根据模型计算出公司的财务风险得分(*ZScore*),若公司的财务风险得分(*ZScore*)小于1.81,公司财务风险(*Risk*)取值为1,否则为0。若公司的审计师来自国际四大会计师事务所,则是否为国际四大会计师事务所(*Big4*)取值为1,否则为0。表6报告了分别加入会计信息可比性(*AcctComp*)与公司财务风险(*Risk*)和是否为国际四大会计师事务所(*Big4*)的交互项的检验结果。会计信息可比性(*AcctComp*)与公司财务风险(*Risk*)及是否为国际四大会计师事务所(*Big4*)的交互项均在5%的水平上显著为正,这支持了假设H,会计信息可比性可以通过促使审计师风险应对,进而促进审计调整。

对于信息成本机制,本文预期当客户由行业专长审计师进行审计或客户业务复杂度更高时,会计信息可比性通过降低信息收集与处理成本进而促进审计调整的效应更为显著。一方面,已有文献发现行业专长审计师能够更有效地利用会计信息可比性来降低审计风险与发布审计报告<sup>[26]</sup>。本文认为,审计师的行业专长知识,包括对行业经营特点、交易流程、特殊会计政策的掌握能够帮助审计师更好地利用会计信息可比性降低信息处理成本<sup>[20,27]</sup>,从而对客户公司的财务报表有更深入的理解,更能够发现客户公司的财务错报行为,更有能力作出审计调整。另一方面,如

表4 内生性检验:工具变量法与公司固定效应

	(1)	(2)	(3)
	工具变量法		公司固定效应
	<i>AcctComp</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	<i>Adjust</i>	<i>Adjust</i>
<i>AcctComp</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		1.713 *** (3.50)	0.152 ** (2.01)
<i>AcctMean</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.114 *** (6.11)		
<i>Controls</i>	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	NO
公司效应	NO	NO	YES
Observations	8313	8313	6129
Pseudo R <sup>2</sup>			0.087
第一阶段F值	48.03 ***		
Wald chi2		15.31 ***	
弱工具变量检验p值		0.0000 ***	

注:括号内为t值或z值。

表5 内生性检验:匹配样本回归

	(1)	(2)
	PSM 匹配 <i>Adjust</i>	熵平衡匹配 <i>Adjust</i>
<i>AcctComp</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.191 *** (3.05)	0.113 ** (2.29)
<i>Controls</i>	YES	YES
年度效应	YES	YES
行业效应	YES	YES
Observations	7505	9618
Pseudo R <sup>2</sup>	0.089	0.081

注:括号内为z值。下表同。

表6 机制检验:风险应对机制

	(1)	(2)
	<i>Adjust</i>	<i>Adjust</i>
<i>AcctComp</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.065 (1.10)	0.136 *** (3.09)
<i>AcctComp</i> <sub><i>t</i>-1</sub> × <i>Risk</i>	0.205 ** (2.52)	
<i>AcctComp</i> <sub><i>t</i>-1</sub> × <i>Big4</i>		0.476 ** (2.33)
<i>Controls</i>	YES	YES
年度效应	YES	YES
行业效应	YES	YES
Observations	9618	9618
Pseudo R <sup>2</sup>	0.095	0.116

果公司业务复杂度较高,管理者拥有更多的自由裁量权会增加外部信息使用者和管理层之间的信息不对称,降低公司的信息透明度,增加对公司经营业绩合理评价的难度<sup>[28]</sup>。当公司业务复杂度较高时,审计师更加需要高会计信息可比性以对公司的业务有更深入的理解和审计判断,同时审计师在高会计信息可比性的情况下还可以通过选取可比的参照公司来更好评估公司的相对业绩,执行更加有效的审计程序,进而作出审计调整。

对于审计行业专长(*SPEC*)的度量,若特定年度签字审计师在某行业审计的客户的总审计收费为该审计师客户行业组合中最多的行业,则认为该年度该签字审计师在该行业具有专长,此时审计行业专长(*SPEC*)取值为1,否则为0。参照已有文献<sup>[26]</sup>,本文采用是否具有国外子公司来度量公司业务复杂度。若公司具有国外子公司,则公司业务复杂度(*Complexity*)取值为1,否则为0。表7报告了分别加入会计信息可比性(*AcctComp*)与审计行业专长(*SPEC*)、公司业务复杂度(*Complexity*)的交互项的检验结果。列(1)和列(2)回归结果中,会计信息可比性(*AcctComp*)和审计行业专长(*SPEC*)、公司业务复杂度(*Complexity*)的交互项系数均显著为正,证明了假设H,会计信息可比性可以通过降低审计师信息成本影响审计调整。综合表6和表7机制检验的结果可知,会计信息可比性可以通过风险应对与信息成本两个渠道影响审计调整。

(四) 进一步分析

1. 审计调整的方向与幅度

参考Deng等的研究<sup>[29]</sup>,本文构建了审计调整方向的虚拟变量以及审计调整幅度变量来对会计信息可比性对审计调整的影响作进一步分析。具体而言:(1)负向审计调整虚拟变量(*AdjustDown*),若审计师向下调整利润,则负向审计调整(*AdjustDown*)取1,否则为0;(2)正向审计调整虚拟变量(*AdjustUpward*),若审计师向上调整利润,则正向审计调整(*AdjustUpward*)取1,否则为0;(3)审计调整幅度(*Adjustsize*),它等于审计调整额的绝对值加1的自然对数;(4)负向审计调整幅度(*AdjustDownsize*),若审计师向下调整利润,它等于审计调整幅度,否则为0;(5)正向审计调整幅度(*AdjustUpsize*),若审计师向上调整利润,它等于审计调整幅度,否则为0。

表8报告了会计信息可比性和审计调整方向与幅度之间关系的实证结果,其中,列(1)、列(2)使用Logit模型,列(3)至列(5)使用OLS模型。列(1)中,会计信息可比性(*AcctComp*)的系数在1%的水平上正显著,说明会计信息可比性会促进审计

表7 机制检验:信息成本机制

	(1) <i>Adjust</i>	(2) <i>Adjust</i>
<i>AcctComp</i> <sub><i>t-1</i></sub>	0.046 (0.65)	0.131*** (2.74)
<i>AcctComp</i> <sub><i>t-1</i></sub> × <i>SPEC</i>	0.182** (2.20)	
<i>AcctComp</i> <sub><i>t-1</i></sub> × <i>Complexity</i>		0.165* (1.65)
<i>Controls</i>	YES	YES
年度效应	YES	YES
行业效应	YES	YES
Observations	9618	9618
Pseudo R <sup>2</sup>	0.095	0.095

表8 进一步分析:审计调整的方向与幅度

	(1) <i>AdjustDown</i>	(2) <i>AdjustUpward</i>	(3) <i>Adjustsize</i>	(4) <i>AdjustDownsize</i>	(5) <i>AdjustUpsize</i>
<i>AcctComp</i> <sub><i>t-1</i></sub>	0.156*** (3.06)	0.069 (1.16)	0.538*** (3.78)	0.443*** (3.07)	0.095 (0.85)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	9618	9618	9618	9618	9618
Pseudo/Adjusted R <sup>2</sup>	0.053	0.030	0.108	0.061	0.028

注:括号内为z值或t值。

师向下调整利润。列(2)中,会计信息可比性(*AcctComp*)的系数为正但并不显著,说明会计信息可比性并不会显著促进审计师向上调整利润。列(3)中,会计信息可比性(*AcctComp*)的系数在1%的水平上正显著,会计信息可比性会促进更大幅度的审计调整。进一步对审计调整幅度区分为负向与正向审计调整幅度,列(4)中会计信息可比性(*AcctComp*)的系数在1%的水平上正显著,而在列(5)中,会计信息可比性(*AcctComp*)的系数为正但并不显著,说明会计信息可比性会促进更大幅度的负向审计调整,但对

正向审计调整幅度的促进不显著。列(3)至列(5)的回归结果表明,会计信息可比性越高,审计师审计调整幅度(*Adjustsize*)越大,且该机制主要是通过影响负向审计调整幅度(*AdjustDownsize*)实现的。表8的回归结果初步证实了高会计信息可比性可以促进审计师进行更多的负向调整,抑制了公司的应计盈余管理行为,从而提高公司的财务报告质量。

## 2. 审计调整前后财务报告质量

为了进一步验证审计调整后公司财务报告质量是否改善,本文进一步分析了会计信息可比性对审计前后财务报告质量的影响。本文参考 Kothari 等的研究<sup>[30]</sup>采用收益匹配 Jones 模型,分别用审计前与审计后的净利润来计算应计盈余管理水平,用于度量审计前后的财务报告质量。其中,*TA* 为总应计,*AbsTA* 为总应计的绝对值,*AbsDACC* 为应计盈余管理的绝对值,*Pre* 代表审计调整前,*Post* 代表审计调整后。

表9的 Panel A 报告了审计前后盈余质量单变量检验的结果。结果表明,审计调整后,总应计(*TA*)从 -0.0054 变为 -0.0069,应计盈余管理的绝对值(*AbsDACC*)从 0.0523 变为 0.0521,分别在 1% 和 10% 的水平上显著降低,这表明审计调整后公司的财务报告质量更高。Panel B 则报告了审计调整前后会计信息可比性对应计盈余管理的影响的回归结果。列(1)至列(4)分别采用总应计的绝对值(*AbsTA*)和应计盈余管理的绝对值(*AbsDACC*)作为因变量,会计信息可比性(*AcctComp*)的系数均为负显著,并且对于两个因变量,审计调整后的会计信息可比性(*AcctComp*)的系数都

更大,组间系数差异检验在 5% 的水平上显著,表明审计调整后会计信息可比性(*AcctComp*)对应计盈余管理的负向效应更强,审计师行为对于审计后财务报告质量有显著影响。表9的结果表明,高会计信息可比性可以促进审计师进行更多的负向调整,而这些负向调整提高了公司的财务报告质量,研究结论进一步证实了审计师利用会计信息可比性提高公司财务报告质量的机制。

### (五) 稳健性检验

本文首先通过变更会计信息可比性度量指标对主回归进行了稳健性检验。按照前文所提到的计算方法得到公司 *i* 和 *j* 之间的可比性后:取公司 *i* 与同行业内其他公司的会计信息可比性的平均值作为公司 *i* 的会计信息可比性,再乘以 100(*AcctCompIndmean*),取公司 *i* 与同行业内其他公司的四个最大的会计信息可比性的平均值作为公司 *i* 的会计信息可比性,再乘以 100(*AcctCompTop4*),取公司 *i* 与同行业内其他公司的十个最大的会计信息可比性的平均值作为公司 *i* 的会计信息可比性,再乘以 100(*AcctCompTop10*)。表 10 报告了变更会计信息可比性

度量指标的研究结果,会计信息可比性的系数依然在 1% 水平上显著为正。本文还补充了使用 OLS 模型进行稳健性检验,根据 Riedl 和 Geishecker 的研究,OLS 回归对有序分类变量能产生无偏和有效的结

表9 进一步分析:会计信息可比性对审计前后审计质量的影响

Panel A: 审计前后盈余质量单变量检验				
	审计调整前(1)	审计调整后(0)	(1) - (0)	t 值
<i>TA</i>	-0.0054	-0.0069	0.0015 ***	13.68
<i>AbsDACC</i>	0.0523	0.0521	0.0002 *	1.55

  

Panel B: 审计前后回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>PreAbsTA</i>	<i>PostAbsTA</i>	<i>PreAbsDACC</i>	<i>PostAbsDACC</i>
<i>AcctComp<sub>t-1</sub></i>	-0.009 *** (-7.76)	-0.010 *** (-8.04)	-0.007 *** (-6.38)	-0.008 *** (-6.82)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES
Observations	8765	8765	8765	8765
Adjusted R <sup>2</sup>	0.103	0.112	0.104	0.104
组间系数差异		-0.001 **		-0.001 **

注:括号内为 t 值。

表10 稳健性检验:替换会计可比性度量指标

	(1)	(2)	(3)
	<i>Adjust</i>	<i>Adjust</i>	<i>Adjust</i>
<i>AcctCompIndmean<sub>t-1</sub></i>	0.153 *** (2.65)		
<i>AcctCompTop4<sub>t-1</sub></i>		0.252 *** (3.34)	
<i>AcctCompTop10<sub>t-1</sub></i>			0.218 *** (3.22)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES
Observations	9618	9618	9618

注:括号内为 z 值。

果<sup>[31]</sup>,未报告的结果表明,本文的主要研究结论仍然稳健。

## 五、结论性评述

本文运用我国独特的审计调整数据,以2007—2019年A股上市公司为研究样本,研究了会计信息可比性对审计调整的影响。研究发现,当公司会计信息可比性越高时,审计师越有可能作出审计调整。采用工具变量法、PSM倾向得分匹配、EB熵平衡以及公司固定效应缓解可能存在的内生性问题后,本文主要研究结论依然成立。进一步分析发现:高会计信息可比性主要提高审计师向下调整的概率和幅度,对于向上调整的影响则并不显著;审计师作出审计调整后,客户公司的财务报告质量更高。机制检验发现:当审计师来自四大会计师事务所或者公司财务风险更高时,审计师更有可能利用高会计信息可比性作出审计调整;当审计师为行业专长审计师或者客户业务复杂度更高时,会计信息可比性对审计调整的影响更显著。机制检验的结果表明,风险应对与信息成本是会计信息可比性影响审计调整的两个渠道。

本文的研究结论具有重要的实践意义。从会计师事务所角度来说,高会计信息可比性有助于审计师更有动机和能力作出审计调整,提供高质量的审计服务,因此,审计师需要关注会计信息可比性这一重要的会计信息质量指标,督促被审计客户提高信息披露质量,进而提高审计质量。从监管机构角度来说,监管机构可依据不同行业会计政策和估计的特点,开展分行业监管,完善更加细致和具有针对性的行业信息披露标准,强化对公司财务报告可比性的要求,从而提高各上市公司信息披露规范和财务报告质量。从上市公司的角度来说,企业可以通过提高会计信息可比性向资本市场传递积极的信号,从而吸引更多外部投资者的关注和信任,以提升资本市场表现进而实现高质量发展。

未来的研究不应仅局限于分析会计信息可比性,还可以选取会计信息质量的其他特征,如可理解性和谨慎性等角度,研究其对于审计师行为的影响。

### 参考文献:

- [1] Horton J, Serafeim G, Serafeim I. Does mandatory IFRS adoption improve the information environment? [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30 (1): 388 - 423.
- [2] Zhang J H. Accounting comparability, audit effort, and audit outcomes [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35 (1): 245 - 276.
- [3] Blanco B, Dhole S, Gul F A. Financial statement comparability and accounting fraud [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2023, 50 (7 - 8): 1166 - 1205.
- [4] De Franco G, Kothari S P, Verdi R S. The benefits of financial statement comparability [J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, 49 (4): 895 - 931.
- [5] Nam J S, Thompson R A. Does financial statement comparability facilitate SEC oversight? [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2023, 40 (2): 1315 - 1349.
- [6] DeFond M, Zhang J. A review of archival auditing research [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 58 (2/3): 275 - 326.
- [7] 孙岩, 张继勋. 性质重要性提示、管理层关注、审计委员会有效性与审计调整决策 [J]. *审计研究*, 2008 (6): 42 - 48.
- [8] Lennox C, Wu X, Zhang T. The effect of audit adjustments on earnings quality: Evidence from China [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2016, 61 (2 - 3): 545 - 562.
- [9] 李伟, 张敏, 韩晓梅. 股价崩盘风险与审计调整 [J]. *审计研究*, 2020 (6): 106 - 113.
- [10] 张艺民, 刘嫣然, 吴联生. 线上销售与审计调整 [J]. *审计研究*, 2023 (4): 103 - 114.
- [11] He X, Kothari S P, Xiao T, et al. Long-term impact of economic conditions on auditors' judgment [J]. *The Accounting Review*, 2018, 93 (6): 203 - 229.
- [12] 邢秋航, 韩晓梅, 吴联生. 审计委员会 - 会计师事务所连锁关系与审计调整 [J]. *会计研究*, 2020 (2): 179 - 190.
- [13] Kim J B, Li L, Lu L Y, et al. Financial statement comparability and expected crash risk [J]. *Journal of Accounting and Econom-*

- ics, 2016,61(2-3):294-312.
- [14]Choi J H, Choi S, Myers L A, et al. Financial statement comparability and the informativeness of stock prices about future earnings [J]. Contemporary Accounting Research, 2019,36(1):389-417.
- [15]Lennox C S, Wu X. Mandatory internal control audits, audit adjustments, and financial reporting quality: Evidence from China[J]. The Accounting Review, 2022,97(1):341-364.
- [16]周楷唐,冯佳丽,刘颖斐. 会计信息可比性与监管问询[J]. 会计研究,2024(6):16-28.
- [17]Young S, Zeng Y. Accounting comparability and the accuracy of peer-based valuation models[J]. The Accounting Review, 2015, 90(6):2571-2601.
- [18]Lobo G J, Neel M, Rhodes A. Accounting comparability and relative performance evaluation in CEO compensation[J]. Review of Accounting Studies, 2018,23(3):1137-1176.
- [19]唐雪松,蒋心怡,雷啸. 会计信息可比性与高管薪酬契约有效性[J]. 会计研究,2019(1):37-44.
- [20]周楷唐,李英,吴联生. 行业专长与审计生产效率[J]. 会计研究,2020(9):105-119.
- [21]袁媛,田高良,廖明情. 投资者保护环境、会计信息可比性与股价信息含量[J]. 管理评论,2019(1):206-220.
- [22]周楷唐,谢莹. CFO 事务所经历与公司自愿信息披露——基于业绩预告的经验证据[J]. 南京审计大学学报,2023(6):31-40.
- [23]DeAngelo L E. Auditor size and audit quality[J]. Journal of Accounting and Economics,1981,3(3):183-199.
- [24]Efendi J, Srivastava A, Swanson E. Why do corporate managers misstate financial statements? The role of option compensation and other factors[J]. Journal of Financial Economics, 2007,85(3):667-708.
- [25]Altman E I. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy[J]. The Journal of Finance, 1968, 23(4):589-609.
- [26]袁振超,韦小泉. 会计信息可比性、审计师行业专长与审计时滞[J]. 会计与经济研究,2018(1):72-88.
- [27]刘耀淞,潘静怡,樊苏萍. 审计师行业专长与企业数字化转型[J]. 南京审计大学学报,2024(2):35-45.
- [28]张斌,王跃堂. 业务复杂度、独立董事行业专长与股价同步性[J]. 会计研究,2014(7):36-42+96.
- [29]Deng Y, Hope O K, Wang C, et al. Capital market liberalization and auditors' accounting adjustments: Evidence from a quasi-experiment[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2022,49(1-2):215-248.
- [30]Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance matched discretionary accrual measures[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005,39(1):163-197.
- [31]Riedl M, Geishecker I. Keep it simple: Estimation strategies for ordered response models with fixed effects[J]. Journal of Applied Statistics, 2014,41(11):2358-2374.

[责任编辑:黄燕]

## Accounting Information Comparability and Audit Adjustments

ZHOU Kaitang, TAO Xiangyu, ZHOU Xiaohan

(School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

**Abstract:** Based on unique audit adjustment data in China, this paper examines the impact of accounting information comparability on audit adjustments, drawing on a sample of A-share listed companies from 2007 to 2019. The findings indicate that higher accounting information comparability increases the likelihood of auditors making audit adjustments. Further research finds that high accounting information comparability promotes the downward audit adjustments and the amount of adjustments, and audit adjustments improve the financial reporting quality. Mechanism analysis shows that, accounting information comparability more effectively promotes audit adjustments when auditors are from the Big 4 accounting firms or when the financial risk of the company is higher; the impact of accounting comparability on audit adjustments is more pronounced when the auditors have industry expertise or when the client's business complexity is greater. The mechanism tests suggest that accounting information comparability can improve audit adjustment by prompting auditors' risk response and reducing the information processing costs of auditors. The findings theoretically explore the impact of accounting information comparability on auditor behavior and audit quality while offering practical guidance for enhancing accounting comparability and improving corporate financial reporting quality.

**Key Words:** accounting information comparability; audit adjustments; post-audit financial reporting quality; audit quality; accounting information quality; auditor behavior