

信息披露监管模式变更对审计质量的影响

曾祥飞¹, 王婷婷², 张婷¹

(1. 安徽工业大学商学院, 安徽马鞍山 243032; 2. 湖南师范大学商学院, 湖南长沙 410081)

摘要:以2010—2019年沪深A股上市公司为样本,研究信息披露监管模式变更对审计质量的影响及作用路径,进一步考察审计师行业专长、重点行业监管在信息披露监管模式变更对审计质量的影响中是否有显著差异。研究发现:在信息披露监管模式变更后,审计质量得到明显提升;会计信息可比性和会计信息稳健性的改善是信息披露监管模式变更促进审计质量提高的2条重要路径;审计师行业专长促进了信息披露监管模式变更对审计质量提升作用的发挥;在重点监管行业中,信息披露监管模式变更对审计质量的正向影响更显著。因此,推进审计行业专长,将更多行业纳入重点监管名单对国家进一步推进资本市场信息披露监管,优化市场环境具有一定的现实意义。

关键词:信息披露监管; 审计质量; 会计信息可比性; 会计信息稳健性

中图分类号: F 239 文献标志码: A doi: 10.12415/j.issn.1671-7872.22319



Impact of Changes in Regulatory Models for Information Disclosure on Audit Quality

ZENG Xiangfei¹, WANG Tingting², ZHANG Ting¹

(1. School of Business, Anhui University of Technology, Maanshan 243032, China; 2. School of Business, Hunan Normal University, Changsha 410081, China)

Abstract: Taking A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2019 as samples, the impact and role path of the changes of information disclosure regulatory model on audit quality were examined, while whether the professional expertise of auditors and key regulatory industries exhibit significant disparities in their impact on changes in information disclosure regulatory model with respect to audit quality was investigated. The study has found that after the changes of information disclosure regulatory model, the audit quality has significantly improved. The improvement of the accounting comparability and accounting conservatism are two important ways for the changes of information disclosure regulatory model to promote the improvement of audit quality. The professional expertise of auditors promotes the improvement of audit quality by the changes of information disclosure supervision mode. In key regulatory industries, the positive impact of changes in the regulatory model of information disclosure on audit quality is more significant. Therefore, promoting the expertise of the auditing industry and including more industries in the key regulatory list has a certain practical significance for the country to further promote the supervision of capital market information disclosure and optimize the market environment.

Keywords: information disclosure regulation; audit quality; accounting comparability; accounting conservatism

收稿日期: 2023-10-27

基金项目: 安徽省自然科学基金项目(2020085MG230); 安徽省省级质量工程重点项目(2022jyxm187)

作者简介: 曾祥飞(1980—), 女, 广东平远人, 博士, 副教授, 主要研究方向为内部控制理论与管理会计理论。

引文格式: 曾祥飞, 王婷婷, 张婷. 信息披露监管模式变更对审计质量的影响[J]. 安徽工业大学学报(自然科学版), 2024, 41(2):223-232.

为突破信息披露“辖区监管”模式现存的困境,最大化改进中国上市公司信息披露质量与监管存在的局限性,证监会自2015年起开始逐步推进沪深交易所实施分行业监管政策,信息披露监管模式的变更由此开启。其中,在信息披露方面,分行业监管政策遵循各行业特点,通过沪深交易所颁布相应的信息披露指引,明确规定企业在定期及非定期报告中应披露的信息内容;在监管方面,分行业监管政策以问题为导向,以行业为划分维度安排监管人员,对监管人员进行不定期培训,年报审核也相应由同一组监管人员负责,实施重点监管、联动监管。截止至2022年1月,沪深交易所共发布行业披露指引文件共50项。这些关于信息披露监管的新思路和新要求,督促上市公司完备信息披露内容、充分解读非财务信息,提高了交易所在监管效能上的预期效果。因此,这一制度变迁使得交易所作为资本市场的自律监管主体,更加关注上市公司披露的信息增量与质量。研究^[1]表明,交易所实施分行业监管会提升会计信息质量。由此可见,信息披露监管政策变更在客观上收获了“信息效应”。

证监会越来越重视政府监管的制度性约束作用,并要求会计师事务所谨慎审计进而提高审计质量^[2-4]。监管主体针对审计市场实施的行政与非行政性处罚监管均能有效改善审计质量。“行政性处罚监管”下,审计师约谈制度从本质上解决审计师的风险薄弱问题,加强本职工作的专注与谨慎程度^[5]。事务所强制轮换制度能有效杜绝事务所与被审计单位产生利益勾连,有助于保持事务所的独立性^[6]。以交易所发放问询函为代表的“非行政处罚性监管”下,被审计企业收到问询函后,为了降低审计风险,维护审计声誉,审计师会进一步加强审计,从而提升审计质量^[7-8]。由此,探寻审计质量的影响因素已成为致力于提升监管机制有效性的重要努力方向。那么,信息披露监管模式的变更是否会对审计质量产生“信息效应”上的影响?研究^[9]表明,上市公司会计信息质量的提高离不开交易所的监督作用,交易所构成公司外部监督体系中不可或缺的一部分。在以往信息披露监管体系下,公司管理层出于攫取控制权利益而利用信息优势隐匿坏消息的现象比比皆是。而分行业监管政策是现阶段交易所推动信息披露监管转型,促进行业会计信息可比的制度变迁^[10]。可比的会计信息和稳健的会计信息是审计师有效决策行为的基础,可以正向改善审计质量^[11-12]。信息披露监管模式变更是否可以通过会

计信息可比性和会计信息稳健性的改善从而影响审计质量?因此,区别以往监管制度对审计质量的研究,以资本市场信息披露现存问题为切入点,从审计质量层面考察信息披露监管模式变更对审计质量的影响是非常有必要的。鉴于此,选取2010—2019年沪深A股公司为样本,考察信息披露监管模式变更与审计质量之间的关系,以及会计信息可比性和会计信息稳健性作为二者中介作用路径,研究审计师行业专长、重点行业监管对信息披露监管模式变更与审计质量的异质性影响,以期为信息披露监管制度变更的经济后果提供经验证据。

1 研究假设

在我国的审计市场中,不同监管主体对审计机构共享监管权。制度与监管安排在保护广大投资者利益、确保资本市场有序有效运行的同时,对审计质量也有一定的提升效果^[8]。但是,交易所作为自律监管的一线主体,信息披露监管模式的变更对审计质量的影响却不甚明了,仍需深入探究。总体看,从辖区监管模式到分行业信息披露监管模式的转变具体差别表现两方面:一方面,监管模式转变成为合理优化监管资源配置、凸显“监管效能”的重要举措;另一方面,信息披露指引促使公司信息披露行为发生改变,改善信息披露环境,从而收获信息质量等方面的“信息效能”。

从监管模式转变动机看,信息披露监管模式变更有利于优化监管资源配置,减少交易费用,助益于提高审计质量。当前中国资本市场尚不成熟,政府的有力监管是最好的应对策略。分行业监管将信息披露的部分责任落实给具有“暴力比较优势”的交易所,实现将信息反馈给最终委托方,促进当地企业制度性交易费用的降低,促使审计客体在监督压力下完成会计信息披露纠偏^[13]。有赖于审计客体的信息披露整改质量,分行业监管政策可落实审计行业的作用发挥,成为审计师获取高质量会计信息的制度保障。分行业监管政策是在当前资本市场中交易所兼顾减少交易费用与保障效率的制度选择,有益于提高审计质量。

从监管模式转变规则看,信息披露监管模式的变更有利于细化精分监管工作,提升监管人员行业专长能力,促进改善审计质量。分行业监管政策下,大量的同质公司交由专门的监管人员,有利于监管人员总结相同或相近行业内公司的经营经验,提高监管效率。其次,监管人员之间会沟通与交流相关

经验,行业内公司信息操纵与篡改更易被洞察,增加公司管理层的监管压力。最后,与以往辖区监管审核有所区别,分行业监管加强了同行业公司财务分析、经营数据、商业模式以及行业定位等方面的横向比较^[14]。信息披露监管的变更能够在审核披露的基础上,提供特定行业的信息及揭示相应风险,有助于会计师在审计程序中有选择、有决策地参考同行业的信息,准确评估客户特定的审计风险,提供高质量的审计服务。

基于以上分析,提出假设 H1:保持其他条件不变时,信息披露监管模式变更可以提高审计质量。

2 研究设计

2.1 样本选择和数据来源

以2010—2019年沪深上市公司A股为样本,涉及的数据来自国泰安数据库,为保证研究过程和结果的可靠性,对原始数据进行处理:剔除ST类上市公司,避免该类经营异常公司造成的影响;剔除金融保险类上市公司,避免因其财务数据存在悬殊造成的影响;剔除信息披露监管政策实行当年及之后上市的样本;剔除创业板数据,深交所于2013年对

创业板上市公司实行信息披露监管政策;剔除数据缺失的公司样本,对所有连续变量进行1%的缩尾调整以剔除异常值的影响。最终获取共15 649个有效观测值,运用Stata16进行统计分析。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

借鉴文献[4],选取修正Jones模型中估算出的操纵性应计利润的绝对值衡量审计质量(A),绝对值越大,表示审计质量越差。参考Dechow等^[15]分年度和行业的Jones截面修正模型估计操纵性应计盈余,该做法的具体效果在大量实证文献中得到检验,符合我国资本市场运作规律。

2.2.2 解释变量

采用信息披露监管模式变更(D)衡量交易所是否针对该行业发布相关信息披露指引,位于该行业上市公司当年度及以后年度的 D 取值为1,否则为0。例如,上交所在2015年针对煤炭行业发布相关信息披露指引,则属于煤炭行业上市公司的 D 在2015年及以后年度均取值为1,在2015年以前的年度均取值为0。根据文献[16-17],在模型中考虑添加相关控制变量,变量定义如表1。

表1 变量定义

Tab. 1 Variable definition

名称	符号	说明
审计质量	A	采用修正Jones模型分年度分行业回归后的残差取绝对值
信息披露监管模式变更	D	交易所是否对该行业发布相关信息披露指引,位于该行业的上市公司当年度及以后年度的 D 取值为1,否则为0
资产负债率	L	公司年末负债总额/资产总额
企业规模	S	期末总资产的自然对数
公司成长性	G	主营业务收入增长率
第一大股东持股	T	第一大股东持股/总股本
董事人数	B	公司董事会人数取对数
独立董事比例	I	独董人数/总董事会人数
总资产收益率	R	年末净利润/平均资产总额
审计师行业专长	M	从会计师事务所行业组合份额的角度度量
两职合一	D_u	虚拟变量,董事长与总经理相同取1,否则为0
是否亏损	L_o	虚拟变量,年末净利润大于0取1,否则取0
是否四大	B_4	虚拟变量,公司聘请国际四大事务所则为1,否则为0
产权性质	N_s	虚拟变量,国企取1,否则取0
存货占比	I_v	当年存货/总资产
应收账款占比	A_r	当年应收账款/总资产
经营现金流	L_n	企业本期由经营活动产生的现金流量净额的自然对数
行业	I_n	行业虚拟变量,根据2012版证监会行业分类标准划分
年度	Y	年度虚拟变量,用来控制年度差异

2.3 模型设计

为探讨检验信息披露监管模式变更与审计质量之间的关系,客观地检验信息披露监管模式变更的影响,构建多时点双重差分回归模型:

$$A = \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 L + \alpha_3 S + \alpha_4 G + \alpha_5 T + \alpha_6 B + \alpha_7 I + \alpha_8 R + \alpha_9 M + \alpha_{10} D_u + \alpha_{11} L_o + \alpha_{12} B_4 + \alpha_{13} N_s + \alpha_{14} I_v + \alpha_{15} A_r + \alpha_{16} L_n + \sum I_n + \sum Y + \varepsilon \quad (1)$$

其中: α_0 为常数项; $\alpha_1 \sim \alpha_{16}$ 为待估计变量回归系数; $\sum I_n$ 和 $\sum Y$ 分别为行业和年份固定效应; ε 为模型随机干扰项。

3 实证结果与分析

3.1 描述性统计分析

变量的描述性统计结果如表2。由表2可看出:审计质量(A)的平均值为0.069、最大值为0.425、最小值为0.001,差异较大。方差膨胀因子(variance inflation factor, VIF)测试下,本文模型的方差膨胀因子均不大于10,相关变量之间没有多重共线性问题。

3.2 主要变量相关性分析

表3为主要变量的Pearson相关系数检验结果。由表3可发现:信息披露监管模式变更(D)与审计质量(A)呈现一定的相关关系;控制变量资产负债率(L)、企业规模(S)、公司成长性(G)等也均与审

表2 描述性统计结果

Tab. 2 Descriptive statistics results

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
A	0.069	0.073	0.001	0.047	0.425
D	0.114	0.317	0	0	1
L	0.464	0.202	0.053	0.466	0.880
S	22.480	1.294	19.920	22.300	26.170
G	0.171	0.414	-0.528	0.102	2.673
T	35.810	15.250	8.730	34.100	74.890
B	2.160	0.197	1.609	2.197	2.708
I	0.372	0.053	0.333	0.333	0.571
I_v	0.162	0.153	0	0.122	0.731
A_r	0.104	0.099	0	0.076	0.471
R	0.036	0.053	-0.213	0.033	0.188
M	0.183	0.144	0.006	0.136	0.618
D_u	0.214	0.410	0	0	1
L_o	0.089	0.285	0	0	1
B_4	0.074	0.262	0	0	1
N_s	0.508	0.500	0	1	1
L_n	11.640	15.550	-21.600	18.990	23.450

计质量(A)呈现显著的相关关系。表明信息披露监管模式变更与审计质量的相关性密切,同时说明本文选取的控制变量具备合理性,可初步验证研究假设H1。

表3 相关性分析

Tab. 3 Correlation analysis

变量	A	D	L	S	G	T	R	M	B_4	N_s	B	I	D_u
A	1												
D	-0.015*	1											
L	0.061***	0.061***	1										
S	-0.064***	0.114***	0.476***	1									
G	0.139***	0.005	0.050***	0.052***	1								
T	0.001	0.009	0.064***	0.225***	0.019**	1							
R	-0.037***	-0.018**	-0.358***	0.017**	0.192***	0.115***	1						
M	-0.016**	-0.117***	-0.049***	-0.108***	0.013*	-0.074***	-0.044***	1					
B_4	-0.041***	0.021***	0.101***	0.369***	-0.008	0.153***	0.052***	-0.207***	1				
N_s	-0.063***	-0.013	0.241***	0.268***	-0.067***	0.234***	-0.085***	-0.163***	0.126***	1			
B	-0.056***	-0.016**	0.119***	0.227***	-0.011	0.036***	0.042***	-0.057***	0.089***	0.239***	1		
I	0.013*	0	0.018**	0.066***	-0.002	0.050***	-0.038***	-0.019**	0.055***	-0.029***	-0.481***	1	
D_u	0.020***	-0.002	-0.092***	-0.113***	0.011	-0.071***	0.019**	0.051***	-0.056***	-0.252***	-0.176***	0.123***	1

注:***, **, *分别表示在1%, 5%, 10%的水平上显著。下同。

3.3 基准回归

对模型(1)进行回归,检验信息披露监管模式变更(D)对审计质量(A)的影响,结果如表4。第2列

为信息披露监管模式变更(D)与审计质量(A)在1%的水平上负向显著,回归系数为-0.007,表明信息披露监管模式变更后,交易所通过出台相关披露

指引,划分同一行业标准、采取集中监管等措施,信息与监管的效应得以正向体现,有效改善了信息披露环境与信息质量,审计质量因此提高,假设 H1 得到验证;第 3 列为经倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM)匹配后的回归结果,信息披露监管模式变更(D)都在 5% 的水平上显著负向相关,也证明该回归结果的稳健性,假设 H1 进一步得到验证。

表 4 基准回归结果

Tab. 4 Baseline regression results

变量符号	A	A
D	-0.007***(-3.60)	-0.004**(-2.08)
L	0.021*** (4.94)	0.026*** (4.25)
S	-0.003***(-5.18)	-0.004***(-4.52)
G	0.021*** (9.34)	0.019*** (9.06)
T	0** (2.33)	0** (2.28)
B	-0.004(-1.11)	0.007(1.28)
I	0.001(0.08)	0.029(1.52)
I_v	0.020*** (3.33)	0.028*** (3.80)
A_r	-0.006(-0.91)	-0.013(-1.22)
R	0.155*** (7.26)	0.187*** (7.95)
M	-0.009*(-1.74)	-0.013(-1.49)
D_u	0(-0.13)	-0.003(-1.35)
L_o	0.023*** (8.68)	0.021*** (5.59)
B_4	0(-0.12)	0(0.09)
N_s	-0.006***(-4.93)	-0.008***(-4.09)
L_n	-0.001***(-28.16)	-0.001***(-20.86)
$Y \& I_n$	YES	YES
Constant	0.145*** (9.53)	0.129*** (5.84)
N	15 649	5 767
R^2	0.159	0.162

注:括号内为 t 值。下同。

3.4 稳健性检验

为增加实证结果的稳健性,进行稳健性检验。替换被解释变量,选取是否发生财务重述(Restate)^[18]与审计费用^[19]衡量审计质量,对原数据进行检验;改变研究样本范围,剔除其他行业,对制造业进行混合回归;进行安慰剂检验,选取 2010—2014 年为样本区间进行全样本检验^[20],POST 时点设置为 2013 年及以后年份取值为 1,否则为 0。回归结果与前文结果基本一致。限于篇幅,稳健性检验具体结果不再列示,有兴趣的读者资料备索。

3.5 中介效应检验

3.5.1 会计信息可比性

信息披露监管模式变更降低信息的获取成本,

从而改善审计质量。就上市公司而言,分行业监管政策提出差异化行业经营信息披露要求,上市公司不得不披露更多与经营相关、有利于外部相关者得到投资收益长期稳定增长的优质信息。改善监管者和被监管者之间存在已久且未被解决的信息透明度和信息不对称问题^[10]。当企业披露的会计信息能够传递出更多同行业其他公司的信息,审计师搜集和处理信息的成本更低^[21],可有效监督企业提高会计信息相关性,关注同行业会计信息可比性。有限关注理论认为个体受限于信息量与精力的不匹配,对于某一类信息的搜寻意味着分散对其他信息的注意力^[22]。就审计师而言,工作量与注意力和时间的分配成反比,审计效率大打折扣,审计质量也会难以得到保障^[23]。可比的财务状况等信息能对企业自身信息形成有益补充的同时,实现同行业间信息链的相互印证,也成为审计师获取被审计公司特定知识的重要信息源。可比的会计信息助益于减少冗杂的汇聚信息工作及付出的时间成本,增加审计师获取信息的渠道,最终提高审计质量^[16-17]。信息披露监管模式变更后,审计师获取信息的成本更低,会计信息可比性更高,对审计质量有显著的正向影响。

信息披露监管模式的变更发挥信息的验证价值,正向影响审计质量。在公司信息策略性传递的研究中,披露择时和自愿性策略披露问题^[24]直接表明信息的披露时间和披露方式会左右信息使用者的解读。对于上市公司,在分行业监管下,为在竞争激烈的市场展现出相较于同行业企业的优势和特质,促进交易项目实施,同行企业对相似经营业务在同频的披露时点、同一披露指引下更有强烈动机来提高会计信息可比性水平。而信息的验证价值与会计信息可比性的提高密不可分^[1]。分行业监管使信息披露更及时,对会计信息验证的作用保持在较高的频率,有助于在时间坐标轴中直观地展示连续的信息数据变化,企业生产活动的波动能更早地被发现。信息披露监管模式变更后,信息的及时披露提高了会计信息可比性,使信息的验证价值得到最大化发挥,有助于降低审计师感知财务报告与信息披露的不确定性,正向影响审计决策,保障审计质量。

基于以上分析,认为信息披露监管模式变更可通过改善会计信息可比性提高审计质量。

3.5.2 会计信息稳健性

信息披露监管模式变更改善信息披露质量,提高审计质量。分行业监管可统一信息披露监管标准,减少监管成本的同时,借助行业披露指引,改善

信息披露的质量。就上市公司而言,这些优势无形中能够推动被监管公司提升现有治理水平,促使其采取相对稳健的会计政策,从而提高会计稳健性^[10]。基于信号传递理论,会计稳健性可以有效抑制两权分离造成的信息不对称^[25],提高企业的会计信息质量。而高质量的会计信息协助企业提高治理水平、降低代理成本,因此企业也会更有动力提高信息披露质量,维护企业形象,吸引投资者,缓解信息不对称。然而,我国当前资本市场尚不完善,企业的会计信息质量参差不齐,为了更好加强信息披露质量的效果传递,补偿性机制不可或缺。具有高质量的会计信息的公司,更有可能选择更高水平的审计师来增强其信号传递效果^[26]。因此,信息披露监管模式变更后,企业会计稳健性的提升推动信息披露质量提高,为向市场传递会计信息的作用,企业会选择高质量审计师作为效果传递的补偿机制,保障审计质量。

信息披露监管模式变更降低信息披露风险,提高审计质量。分行业监管要求披露更广泛的行业经营性信息,使管理层低估不利信息、高估有利信息的行为更易被察觉。一旦被识别,不仅损害公司利益,管理层的职业声誉也会受到不利影响,管理层不得不慎重披露信息,对外公布具有稳健性的财务信息,促进公司长久发展,会计稳健性随之提高^[10]。会计稳健性及时识别坏消息,降低公司高估资产或收益的可能性,减少信息披露中的风险。基于信号传递理论,低信息披露风险的企业可为财务报告的可靠性提供保障,企业也将优先选择高质量审计师,以向外界传递财务信息可靠性的积极信号^[27]。因此,信息披露监管模式变更后,企业的会计稳健性提高,信息披露风险降低,为塑造本身的良好形象,企业会更倾向于选择高质量的审计师,保障审计质量。基于以上分析,认为信息披露监管模式变更可通过改善会计信息稳健性提高审计质量。

借鉴 Defranco 等^[17]的模型度量,计算单个公司在行业内与其配对所有公司的会计信息可比性(C_a),并按从大到小排序,对选择行业内所有公司取平均

值。借鉴祝继高^[28]对会计稳健性(C_s)的计算方法,构建会计稳健性指数,其值越大,代表会计稳健性越高。借鉴温忠麟等^[29]的中介效应检验模型,检验会计信息可比性和会计信息稳健性的中介效应,构建如下多元回归模型:

$$C_a = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 L + \beta_3 S + \beta_4 G + \beta_5 T + \beta_6 B + \beta_7 I + \beta_8 R + \beta_9 M + \beta_{10} D_u + \beta_{11} L_o + \beta_{12} B_4 + \beta_{13} N_s + \beta_{14} I_v + \beta_{15} A_r + \beta_{16} L_n + \sum I_n + \sum Y + \varepsilon \quad (2)$$

$$A = \gamma_0 + \gamma_1 D + \gamma_2 C_a + \gamma_3 L + \gamma_4 S + \gamma_5 G + \gamma_6 T + \gamma_7 B + \gamma_8 I + \gamma_9 R + \gamma_{10} M + \gamma_{11} D_u + \gamma_{12} L_o + \gamma_{13} B_4 + \gamma_{14} N_s + \gamma_{15} I_v + \gamma_{16} A_r + \gamma_{17} L_n + \sum I_n + \sum Y + \varepsilon \quad (3)$$

$$C_s = \delta_0 + \delta_1 D + \delta_2 L + \delta_3 S + \delta_4 G + \delta_5 T + \delta_6 B + \alpha_7 I + \delta_8 R + \delta_9 M + \delta_{10} D_u + \delta_{11} L_o + \delta_{12} B_4 + \delta_{13} N_s + \delta_{14} I_v + \delta_{15} A_r + \delta_{16} L_n + \sum I_n + \sum Y + \varepsilon \quad (4)$$

$$A = \mu_0 + \mu_1 D + \mu_2 C_s + \mu_3 L + \mu_4 S + \mu_5 G + \mu_6 T + \mu_7 B + \mu_8 I + \mu_9 R + \mu_{10} M + \mu_{11} D_u + \mu_{12} L_o + \mu_{13} B_4 + \mu_{14} N_s + \mu_{15} I_v + \mu_{16} A_r + \mu_{17} L_n + \sum I_n + \sum Y + \varepsilon \quad (5)$$

其中: $\beta_0, \gamma_0, \delta_0, \mu_0$ 为常数项; $\beta_1 \sim \beta_{16}, \gamma_1 \sim \gamma_{17}, \delta_1 \sim \delta_{16}, \mu_1 \sim \mu_{17}$ 为待估计变量回归系数。

表5为中介效应检验结果,第2和第4列展示信息披露监管模式对会计信息可比性和会计稳健性的影响,第3和第5列展示信息披露监管模式和会计信息可比性及会计信息稳健性对审计质量的影响。其中,会计信息可比性(C_a)作为中介变量,系数为-1.520,在1%的水平上显著相关,说明会计信息可比性的中介效应显著;会计信息稳健性(C_s)作为中介变量,系数为-0.033,在10%的水平上显著相关,说明会计信息稳健性的中介效应显著;同时,信息披露监管模式变更(D)的系数为-0.003和-0.006,在5%和1%的水平上显著,Sobel Z数值均在1%的水平上显著,该中介效应属于部分中介效应。信息披露监管模式变更对审计质量的促进作用部分通过会计信息可比性和会计信息稳健性实现,即通过信息披露监管模式变更所实现的“信息可比”和“信息稳健”优势,正向影响审计质量。

表5 中介效应结果

Tab. 5 Mediating effect results

变量	C_a	A	C_s	A
D	0*** (4.41)	-0.003** (-2.35)	0.002** (2.55)	-0.006*** (-3.45)
C_a	—	-1.520*** (-5.95)	—	—
C_s	—	—	—	-0.033* (-1.77)
L	-0.004*** (-16.72)	0.014*** (2.88)	0.275*** (10.35)	0.028*** (4.22)

续表

变量	C_a	A	C_s	A
S	-0.001***(-17.10)	-0.004***(-5.84)	-0.060***(-13.44)	-0.005***(-3.85)
G	0(0.47)	0.019*** (6.63)	-0.001(-1.13)	0.021*** (9.00)
T	0(0.49)	0(1.07)	0(-0.46)	0(1.61)
B	0.001*** (3.02)	-0.002(-0.51)	-0.003(-1.56)	-0.004(-1.18)
I	0.002** (2.58)	0.017(1.30)	-0.009*(-1.65)	0.001(0.11)
I_v	0.002*** (6.37)	0.025*** (3.69)	0.002(0.98)	0.024*** (3.87)
A_r	0.005*** (15.57)	-0.009(-1.15)	0.009*** (3.08)	-0.012*(-1.86)
R	-0.001(-1.00)	0.183*** (7.87)	-0.009(-1.05)	0.157*** (7.34)
M	0.002*** (5.60)	-0.003(-0.57)	-0.003(-1.46)	-0.008(-1.55)
D_u	0(0.82)	0.001(0.34)	0(0.42)	0(-0.20)
L_o	-0.003***(-17.34)	0.018*** (6.27)	-0.001(-0.64)	0.023*** (8.85)
B_4	-0.001***(-4.83)	-0.002(-0.71)	-0.002(-1.35)	-0.001(-0.31)
N_s	0***(-5.60)	-0.003**(-2.36)	0(-0.34)	-0.006***(-4.43)
L_n	0 (1.11)	-0.001***(-23.42)	0*** (2.66)	-0.001***(-28.02)
$Y \& I_n$	YES	YES	YES	YES
Constant	0.007*** (9.50)	0.140*** (8.82)	1.198*** (13.61)	0.182*** (6.57)
Sobel Z	—	-2.322***	—	-8.008***
N	11 780	11 780	15 389	15 389
R^2	0.241	0.152	0.860	0.157

4 进一步研究

审计师作为资本市场中公司外部治理机制的一种重要力量,对保护投资者权益和保障市场有序运行发挥着重要作用^[30]。具有行业专长的审计师拥有更加深入和扎实的专业知识,能够更加准确有效地发现公司财务报表漏报错报,提高会计稳健性、盈余质量与审计质量^[31]。此外,处于不同行业的企业,受到的监管力度不同,这对监管模式变更后的审计质量都可能有一定影响。为此,进一步探究审计师行业专长、重点行业监管对信息披露监管模式变更与审计质量关系的影响。

4.1 审计师行业专长的调节作用

拥有行业专长的审计师对信息披露监管模式变更的实施更具理解力、对信息披露潜藏的风险更具警惕性,从而提高审计效率,保障审计质量。一方面,拥有行业专长的审计师基于自身过硬的专业实力和从既往审计程序中凝练出丰富的经验,会对信息披露监管模式变更的解释力度更精准,成为被审计公司对外披露信息报告可契合要求的基准线与专业保

险。信息披露监管模式变更后,行业披露指引是统一的旗帜,具备行业专长的审计师成为披露信息报告围绕贴合这面旗帜的外援动力,这样在同一旗帜下的信息披露内容实现趋同,进而可比性得以增强^[32],审计质量得以保障。另一方面,具有行业专长的审计师对被审计公司的经营状况、行业概况、特殊政策等因素了然于心,能深入剖析其财务信息,在识别和评估企业的重大错报风险方面驾轻就熟,获取的审计证据质量也更高,以此保障审计质量^[16]。分行业监管政策让上市公司的信息披露监管更契合行业特点。具有特定专属性的信息,拥有行业专长的审计师更能从中挖掘出潜藏的“问题信息”。“问题信息”越多,折射出公司潜在经营问题和财务风险也就越多。出于降低审计风险的考虑,拥有行业专长的审计师对审计报告意见会更谨慎,以此保障审计质量^[5]。

将变量审计师行业专长 (M) 按照中位数取值,若大于中位数表示拥有审计师行业专长, $M=1$,反之 $M=0$ 表示不拥有审计师行业专长。表 6 为分组回归结果,第 2, 3 列为 $M=1$ 和 $M=0$ 下,信息披露监管政

策对审计质量影响的回归结果,结果显示在1%和5%的水平上显著负相关。即拥有审计师行业专长的审计师对分行业监管更具理解力、对信息披露潜

藏的风险更具警惕性,更能提升对审计质量的正向影响,提高审计效率。

表6 异质性分组回归结果

Tab. 6 Heterogeneous grouping regression results

变量	M=1	M=0	F=1	F=0
<i>D</i>	-0.009***(-3.19)	-0.005**(-2.43)	-0.005**(-1.98)	-0.002 8*(-1.76)
<i>L</i>	0.019*** (2.94)	0.018*** (2.83)	0.028*** (3.39)	0.018*** (3.85)
<i>S</i>	-0.002*(-2.17)	-0.005***(-4.30)	-0.005***(-4.22)	-0.003***(-3.76)
<i>G</i>	0.019*** (5.51)	0.016*** (4.95)	0.021*** (5.07)	0.021*** (7.91)
<i>T</i>	0** (2.16)	0 (0.30)	0* (1.65)	0* (1.85)
<i>B</i>	-0.007(-1.33)	0.002(0.46)	-0.003(-0.51)	-0.003(-0.65)
<i>I</i>	-0.007(-0.39)	0.024(1.24)	0.016(0.64)	-0.002(-0.13)
<i>I_v</i>	0.003(0.31)	0.018** (2.10)	0.028*** (2.61)	0.018** (2.40)
<i>A_r</i>	-0.011(-1.20)	-0.008(-0.85)	0.009(0.72)	-0.014*(-1.83)
<i>R</i>	0.156*** (4.77)	0.119*** (3.54)	0.175*** (4.03)	0.148*** (6.00)
<i>D_u</i>	0(0.19)	0(-0.05)	-0.002(-0.80)	0(0.25)
<i>L_o</i>	0.021*** (5.58)	0.017*** (4.57)	0.023*** (4.47)	0.023*** (7.55)
<i>B₄</i>	0.001(0.15)	-0(-0.08)	0.001(0.18)	0.001(0.24)
<i>N_s</i>	-0.006***(-2.98)	-0.004*(-1.92)	-0.003(-1.22)	-0.007***(-4.48)
<i>L_n</i>	-0.001***(-17.57)	-0.001***(-17.06)	-0.001***(-12.88)	-0.001***(-24.70)
<i>Y & I_n</i>	YES	YES	YES	YES
Constant	0.112*** (5.30)	0.164*** (6.45)	0.174*** (5.83)	0.141*** (7.81)
<i>N</i>	6 797	6 616	3 835	11 814
<i>R²</i>	0.143	0.140	0.175	0.169
异质性系数	Chi2=4.91**		Chi2=2.87*	

4.2 重点行业监管的调节作用

沪深交易所在信息披露监管模式变更的大纲之下,对房地产、设备制造、医药等19个行业采取重点监管措施。处于重点监管行业内的上市公司,交易所对其披露的信息在准确性、完整性和及时性方面做进一步层次的细节准则,会促进接受审计任务的审计机构行业专长的提高与发挥,审计质量得到有效保障^[33]。另外,社会学中的“同质效应”让重点监管的企业受到监管人员更多的关注。信息披露过程越把控细节,信息质量提升空间会更大,审计质量也会得到提升。“同质效应”也会使更多审计师重新审视自己的审计行为,观察与学习资历更深的员工,判断哪些行为是可取的,从而导致会计师事务所内整体形成趋向于资历深、经验丰富员工行为特点的行为模式,由此审计质量在重点监管行业中得到进一步的保障。

设置虚拟变量(*F*)为受到重点监管行业的上市公司,取1,否则为0,结果如表6。表6中第4,5列分别为分行业监在重点监管与非重点监管行业对审

计质量影响的回归结果,结果显示在5%和10%的水平上显著负相关。说明在信息披露监管模式变更后,相较于非重点监管行业,受到重点监管的行业内公司会得到更多的关注,信息披露质量的要求更高,审计质量会得到更积极的改善。

5 结论与建议

选取2010—2019年我国A股上市公司为样本,关注交易所对上市公司信息披露监管的制度变迁,研究交易所信息披露监管模式的变更对审计质量的影响。结果发现:信息披露监管变更与审计质量之间存在显著的正向关系;会计信息可比性和会计信息稳健性在信息披露监管模式变更与审计质量之间的影响中发挥中介效应;拥有审计师行业专长的审计师对政策的实施更具理解力、对信息披露的潜在风险更具警惕性,促进信息披露监管模式变更对审计质量产生积极的影响;重点行业监管对审计质量产生的影响有明显差异,受到重点监管行业上市公司的信息披露问题会受到更多关注,审计质量得到

更为积极的改善。

本文可能的增量贡献如下:第一,拓展了信息披露监管模式变更在审计市场的经济后果研究。分行业监管作为强制性制度变迁更能发挥监管的积极作用,保障和提升会计信息质量的有效渠道,为信息披露监管模式变更提高审计质量提供了新证据支持。第二,信息披露监管由区域模式向行业模式的转变使审计师能更高效地解读信息和发现问题。分行业监管在提升信息披露环境质量、降低信息使用者获取信息的成本方面有一定的优势,并可以通过及时披露带来验证价值,在保障审计师权益同时促进上市公司提高信息披露质量等方面具有重要的现实意义。基于本文研究,为优化资本市场信息披露监管,提高审计质量,提出以下建议:

1) 就监管部门而言,应在实践中不断总结监管经验以优化制度安排。信息披露监管模式的变更是营造市场信息披露环境,保障和提升会计信息质量的有效渠道。监管部门应紧密关注企业归属的行业特征,发挥信息披露监管有效性以期呈现良好的政策效果,维护巩固“一线监管”地位;应精准监管重点行业,以有限的精力实现最大的监管效果,注意监管方式和监管对象的选择,关注并控制信息披露中的潜在风险,有利于监管部门细节化行业信息披露指引,产生更强的监管与信息验证价值。

2) 就企业而言,应认真对待交易所监管,避免侥幸心理。减少违规经营动机与短视行为,有利于第三方审计单位了解企业内部信息环境,提供更为贴切合理的审计服务;企业应主动提高信息披露质量,降低信息披露成本,主动披露信息助益于企业向外界传递良好形象,在激烈的市场竞争中赢得一席之地,实现持续发展。

3) 就审计师而言,应深入理解信息披露监管模式变更的具体措施。对企业内部信息披露流程上的缺陷保持高度警惕,减少类似情形发生在审计工作过程中,保障与提高会计师事务所的服务质量;审计师应理性看待会计信息可比性和会计信息稳健性等重要信息质量特征,充分借助信息披露监管模式变更对会计信息可比性的积极作用,提升审计效率,发挥审计行业专长,不断提高审计服务质量。

本文研究也存在一定的局限性,仅从企业外部治理机制、行业层面探究信息披露监管模式变更对审计质量的异质性影响,未来研究还可从企业内部治理机制、市场等层面进一步拓展;行业监管模式变更自2015年正式开始,样本区间有限。

参考文献:

- [1] 刘珍瑜,刘浩. 季度经营信息披露与会计信息质量提升:基于监管创新的信息间作用研究[J]. 财经研究, 2021(4):139-153.
- [2] LONG R, WANG X, WU M, et al. The impact of carbon information disclosure on the cost of capital: the moderating role of regulatory pressures[J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 2023, 193:106970.
- [3] 莫冬燕,赵敏. 预防性监管影响审计师决策了吗?基于中注协年报审计监管约谈的证据[J]. 郑州大学学报, 2019(4):64-69,159.
- [4] 葛锐,张健. 证监会立案调查与审计质量提升[J]. *会计研究*, 2020(11):125-135.
- [5] 刘红霞,李继峥,马云飙. 随机现场检查与审计师谨慎性:基于证监会对上市公司现场检查的准自然实验[J]. 审计研究, 2022(2):94-106.
- [6] 陈丽兰. 会计师事务所强制轮换、客户重要度与审计独立性[J]. 财会通讯, 2018(27):34-39.
- [7] 陈运森,邓祎璐,李哲. 非行政处罚性监管能改进审计质量吗?基于财务报告问询函的证据[J]. 审计研究, 2018(5):82-88.
- [8] 陶雄华,曹松威. 证券交易所非处罚性监管与审计质量:基于年报问询函信息效应和监督效应的分析[J]. 审计与经济研究, 2019(2):8-18.
- [9] BOZANIC Z, DIETERICH J R, JOHNSON B A. SEC comment letters and firm disclosure[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2017, 36(5):337-357.
- [10] 林钟高,李文灿. 监管模式变更有助于提高会计信息可比性吗?基于信息披露分行业监管视角的经验证据[J]. 财经理论与实践, 2021(4):58-65.
- [11] 郑登津,闫天一. 会计稳健性、审计质量和债务成本[J]. 审计研究, 2016(2):74-81.
- [12] 谢盛纹,邓紫映,王清. 会计信息可比性与注册会计师的审计决策:来自中国证券市场的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2017(5):10-19.
- [13] 郑伟宏,廖林. 政府审计促进制度性交易成本降低的效果研究[J]. *审计研究*, 2021(5):29-41.
- [14] 翟淑萍,王敏,韩贤. 交易所财务问询监管与会计信息可比性:直接影响与溢出效应[J]. 当代财经, 2020(10):124-137.
- [15] DECHOW P M, SLOAN R G, SWEENEY A P. Detecting earnings management[J]. *The Accounting Review*, 1995, 70(2):193-225.
- [16] 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.

- [17] DEFOND M, ZHANG J. A review of archival auditing research[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 58(2/3):275-326.
- [18] 高凤莲,董必荣,王杰,等. 独立董事背景特征与审计质量的实证研究[J]. *审计与经济研究*, 2020, 35(2):27-39.
- [19] LOBO G J, ZHAO Y. Relation between audit effort and financial report misstatements: evidence from quarterly and annual restatements[J]. *Accounting Review*, 2013, 88(4):1385-1412.
- [20] 林钟高,刘文庆. 信息披露监管模式变更影响企业投资效率吗?基于双重差分模型的实证检验[J]. *财经理论与实践*, 2022, 43(4):67-77.
- [21] 林钟高,朱杨阳. 信息披露监管模式变更影响分析师预测行为吗?基于分析师预测准确度与分歧度的视角[J]. *会计与经济研究*, 2021(5):62-78.
- [22] 陈丽蓉,邓利彬,郑国洪,等. 资本市场开放、产品市场竞争与审计师选择:基于双重制度压力视角的实证研究[J]. *审计研究*, 2021(1):83-93.
- [23] 施先旺,刘拯,朱敏. 注册会计师忙碌会影响审计意见吗?来自A股上市公司签字注册会计师有限注意力的证据[J]. *审计与经济研究*, 2018(1):34-43.
- [24] SEGAL B, SEGAL D. Are managers strategic in reporting non-earnings news? evidence on timing and news bundling[J]. *Review of Accounting Studies*, 2016, 21(4):1203-1244.
- [25] 杭锦江,陈良华. 会计信息质量、代理问题与股价崩盘风险:基于会计稳健性的治理视角[J]. *财会通讯*, 2022(19):27-31.
- [26] 陈关亭,朱松,黄小琳. 审计师选择与会计信息质量的替代性研究:基于稳健性原则对信用评级影响视角[J]. *审计研究*, 2014(5):77-85.
- [27] 陈小运,陈娟,黄婉. 社交媒体信息披露如何影响审计师选择?基于公司新浪微博的经验证据[J]. *审计与经济研究*, 2023, 38(5):23-32.
- [28] 祝继高. 会计稳健性与债权人利益保护:基于银行与上市公司关于贷款的法律诉讼的研究[J]. *会计研究*, 2011(5):50-57,96.
- [29] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5):731-745.
- [30] 王奇杰,姚美粉,胡泽阳. 审计师行业专长能否抑制企业违规[J]. *会计之友*, 2023(16):141-149.
- [31] 王永妍,牛煜皓. 审计师行业专长、会计信息质量与高管薪酬契约有效性[J]. *审计与经济研究*, 2023, 38(1):21-30.
- [32] 易阳,戴丹苗,彭维瀚. 会计准则趋同、制度环境与财务报告可比性:基于A股与H股、港股比较的经验证据[J]. *会计研究*, 2017(7):26-32.
- [33] ESHLEMAN J D, GUO P. Do seasoned industry specialists provide higher audit quality? a re-examination[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2020, 39(6):106770.

责任编辑:丁吉海