

审计报告改革、审计质量与审计成本

——来自 A+H 股市场的实证证据

易玄(副教授), 毛怡沙

【摘要】传统审计报告的模式化披露导致审计质量的提升缺乏激励,将关键审计事项即对本期财务报表审计最重要的事项加入审计报告的审计报告改革,旨在缩小信息供需双方的审计期望差距,打破信息“黑箱”,利用市场放大镜效应提升审计质量。采用倾向评分匹配方法将先行改革的 A+H 股数据与普通 A 股数据进行匹配后建立双重差分模型,探索关键审计事项审计报告对审计质量的影响及路径。研究发现:关键审计事项审计报告改革后,应计盈余管理水平显著下降,审计质量提升。进一步研究审计成本的中介效应发现,此次审计报告改革并未导致审计成本显著增加,审计报告改革并非通过新增审计成本来提升审计质量,原因可能是审计报告中的关键审计事项信息主要源于审计工作底稿,审计师的工作量与工作难度未有显著增加,该实证结果验证了审计报告改革在成本效率上的科学性。审计成本二阶段回归、真实盈余管理总分指标回归、应计盈余管理分指标回归结果均验证了主回归结果的稳健性。

【关键词】关键审计事项; 审计质量; 审计成本; 审计报告改革

【中图分类号】 F239.43

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2019)18-0106-9

一、引言

传统审计报告作为审计质量具象化的衡量尺度之一,在经济环境变化中逐渐落后于资本市场日益增长的信息需求,其二元分法使审计质量的提升缺乏激励。基于此,不少国家在审计报告中引入新披露元素——关键审计事项(Critical Audit Matter),旨在缩小信息供需双方的审计期望差距,打破信息“黑箱”,利用市场放大镜效应提升审计质量,维护市场秩序。2013年6月,英国财务报告理事会对传统审计报告进行改革,要求在审计报告中披露关键审计事项,内容为重大误报的风险估计、重要性信息、审计范围。2015年1月,国际审计与鉴证准则理事会正式发布了新制定的审计报告准则《国际审计准则第

701号——在独立审计报告中沟通重要审计事项》。2016年12月,我国财政部印发《中国注册会计师审计准则第1504号——在审计报告中沟通关键审计事项》,要求在审计报告中披露关键审计事项。

在问卷调查和实验研究方面,Wallin等^[1]发现,新审计报告模式缩小了信息供需双方的期望差距,审计质量更高;张继勋等^[2]发现,在审计报告强调段中增加重要事项说明,会使审计报告的相关性、有用性增强;Christensen等^[3]发现,关键审计事项能够干预并改变投资者的投资选择。针对英国市场的实证检验中,Reid等^[4,5]的结论支持了关键审计事项对信息含量和审计质量的显著提升作用,然而对于同一市场进行实证研究的Gutierrez等^[6]和Lennox

【基金项目】国家社会科学基金一般项目“可再生能源全额收购的价格机制及配套政策研究”(项目编号:14BJY143);教育部人文社会科学研究规划资助项目“员工个人社会资本到企业社会资本的跨层次连接机理研究——基于外部社会资本的视角”(项目编号:15YJA630110);浙江省自然科学基金面上项目“网络关系、网络结构对企业间知识转移效果的作用机制研究”(项目编号:LY13G200010)

等^[7]在研究中没有得到期待中的市场反应, Gutierrez 等^[6]认为该研究结论的差异可能与事件日、研究模型和样本选择以及样本所取年数有关, Lennox 等^[7]将其归咎于市场在关键审计事项披露之前可能就已经从其他渠道获知相关信息, 导致新审计报告增量信息有限。基于我国市场的实证研究中, 王艳艳等^[8]发现新审计报告能有效提升审计沟通价值; 杨明增等^[9]发现新审计报告能有效抑制客户的盈余管理水平。

上述研究重点关注关键审计事项是否提升了审计制度效率, 较少涉及改革的影响机理, 此为学界和实务界重点关注的问题之一。基于此, 本文利用倾向评分匹配(PSM)方法构建 A+H 股实验组和 A 股对照组, 建立面板双重差分(DID)模型对 A+H 股市场先行改革的公司进行实证检验, 以应计盈余管理为代理变量, 探索关键审计事项审计报告对审计质量的影响及作用机理。

二、理论分析与研究假设

1. 审计报告改革、关键审计事项与审计质量。

随着经济的发展, 财务报表日益复杂和难以理解, 传统“格式化”的审计报告中, 报表使用者无从知晓审计师眼中最大风险所在, 因而将包含重大错报风险、复杂性审计判断的关键审计事项纳入审计报告, 成为国际审计准则以及多国审计准则改革的重点。何为关键审计事项? 英国财务报告理事会发布的国际审计准则将其定义为审计师发现重大误报的估计风险、重要性水平和审计范围。美国公众公司会计监督委员会认为关键审计事项是与审计委员会沟通中的有关重要会计处理与披露的, 包含具有极高挑战性、主观性、复杂性审计判断的审计事项。《中国注册会计师审计准则第 1504 号——在审计报告中沟通关键审计事项》将关键审计事项定义为与治理层沟通中的, 对于本期审计最为重要的, 包括重大错报风险、重大管理层判断、重大交易或事项的审计事项。此次审计改革旨在通过增加关键审计事项即审计师审计应对工作细节、审计判断等信息, 以缩小信息供需双方的审计期望差距, 利用市场关注效应促进审计师、被审计单位与投资者之间的合作与互动, 以提升审计质量。

首先, 审计报告中披露关键审计事项可以从结果出发, 促进审计流程整体的全面优化, 从而降低错漏重大错报的可能性。关键审计事项审计报告通过对传统审计报告内容的改变, 影响审计师自我责任

感知, 从而影响审计工作质量, 其具体表现为: 关键审计事项披露会增加审计师对财务报告的控制力, 提升其责任感知。Gimbar 等^[10]认为审计师可能因为没有识别出关键审计事项而承受更多的指责, 因此会更加注重审计质量。另外, 国际证监会组织(IOSCO)指出, 关键审计事项也能够使得投资者更好地理解审计, 反过来成为督促审计师提升审计质量的动力。

其次, 关键审计事项基于审计师与治理层双方的沟通而确定, 由于关键审计事项隐示公司的问题属性, 关键审计事项披露可能增加投资者对公司财务报告的不确定性感知, 因而激励治理层与审计师进行更多的沟通; 管理层可能会提升与审计师的配合度, 更加关注会计信息质量和内部治理质量, 为审计发挥监督作用提供更好的公司内部环境。

综上, 审计报告改革对内通过促进审计过程与披露的自身结构优化, 对外通过促进审计师、被审计单位管理层之间的良性互动, 有利于审计质量的提升。由此本文提出假设:

H1: 关键审计事项审计报告提升了审计质量。

2. 关键审计事项、审计质量与审计成本。审计报告改革是否通过增加审计成本以提升审计质量? 我国改革后的准则指南中提到: 审计工作底稿是关键审计事项判断与披露内容的重要依据与辅助工具, 与关键审计事项披露相关的大部分资料可以在审计工作底稿中获得, 因此审计师的审计工作量和审计成本可能未有显著增加。审计师在保持原有工作量与工作难度的情况下, 仅增加审计信息的披露范围和程度即可满足关键审计事项审计准则的披露要求。

然而, 关键审计事项审计报告更高的要求也可能带来审计团队高级成员的更多审核, 激励审计师对含有重大错报风险或者重大管理层判断部分增加审计程序。为了新增的审计程序, 为了发布拥有更大信息含量的审计报告, 会计师事务所也可能会增加培训和操作工作, 即新增的关键审计事项披露要求会增加审计成本。若审计质量的提升伴随着审计成本的增加, 此次审计报告改革生效的机理则可能是基于审计师工作量与工作难度的调整, 在这种情况下, 之后的改革应密切关注审计成本与改革成效之间的关系, 以之作为改革效率提升的关键依据。

关键审计事项是否会提升审计成本, 其对审计质量的影响是否通过增加审计成本的代价获得, 这

是此次审计报告改革成本效率比的重要决定因素，也是改革成效与价值的关键评判要素之一。由此，本文提出竞争性假设：

H2a：关键审计事项审计报告改革通过新增审计成本提升审计质量；

H2b：关键审计事项审计报告改革并非通过新增审计成本提升审计质量。

3. 管理层市场压力路径。财务报告的信息质量作为投资者的重点考察对象，离不开审计鉴证的支持。审计意见干净无保留，则是对财报绩效的背书，相反则是对管理层工作业绩与态度的否定。在审计报告中增加关键审计事项后，关键审计事项在合理范围内被准确恰当地披露成为管理层关注事项之一。在审计治理机制的监督下，管理层迫于压力，会努力提升审计工作配合度。关键审计事项披露什么、如何披露成为被审计单位管理层压力的新来源。

企业所处市场环境影响其所面临的资本市场压力。当政府在企业的资源配置、运营流程、人力调动中占据主导地位时，企业高管较少需要通过带关键审计事项审计报告的披露内容来争取积极的市场回应，缺乏足够动机调整现有的盈余管理行为，否则相反。同时，职业经理人市场对管理层盈余管理水平的影响主要通过声誉机制发挥作用，职业经理人市场越发达，高管的薪资和职业地位与其过去的经营水平越相关联，管理层当下的声誉水平越可能决定其未来的市场价值。公司的股权性质也会影响其所承担的市场压力大小，股权性质决定了企业的融资方式，国有公司的尽职调查以政治、社会和税收因素为主，其高管感受到的市场压力要少于非国有企业，非国有企业以审计报告作为市场关键披露信息之一，审计报告内容会对公司的股价造成重要影响，市场压力会激励企业高管提升经营水平和财务报告披露水平，力求在审计报告中体现公司的正面形象。基于此，当被审计单位管理层越容易受到市场压力约束时，公司管理层收到市场负面评价的成本越高，其越可能在审计报告改革时期减少盈余管理行为。据此本文提出假设：

H3：被审计单位管理层越容易受到市场压力约束，关键审计事项审计报告改革对审计质量的提升作用越强。

4. 审计师审计责任路径。本文将审计责任定义为审计师对投资者负责，对审计报告中的任何错漏和误导性陈述负责。具体来说，审计师在关键审计事

项审计报告改革中扮演的是主导者的角色，审计师的言行将通过关键审计事项受到更加严密的审查与监督，从而增加了审计师的审计责任。例如 Gimbar 等^[10]研究认为关键审计事项会增加审计师对于财务报告的控制力，从而增加审计责任。审计责任增加一般伴随着更高的审计质量，在一个更强的投资者保护机制中，会计师事务所对审计失误的成本更加敏感，对盈余管理的态度更加严格。

然而，部分研究持相反观点，认为关键审计事项不一定能提升审计责任，尤其当关键审计事项审计报告沦为审计师的免责工具时。例如 Gaeremynck 等^[11]发现，在公司破产前夕出具的非无保留意见审计报告更可能避免审计师卷入后续的诉讼风波；Kaplan 等^[12]发现，出具持续经营审计报告能够减少诉讼和赔偿，因此 Francis 等^[13]将审计师报告的稳健性定义为审计师控制审计诉讼风险、降低惩罚成本的理性机制，当审计师在审计报告中预先告知相关风险时，能够有效降低自己在面临事后诉讼时的诉讼风险。关键审计事项由于披露了被审计单位最重大的风险，充当产品警告标志，十分可能成为审计师面临法律诉讼时免责的证据，最后即使审计质量提升，也可能与审计师的审计责任波动无关。综合两方研究结论，本文提出竞争性假设：

H4a：审计师越容易受到审计责任约束，关键审计事项审计报告改革对审计质量的提升作用越强；

H4b：不同审计责任约束水平下，关键审计事项审计报告改革对审计质量的提升作用无显著差异。

三、研究设计

1. 模型建立。被审计单位可操纵性应计数既是会计信息质量的代表，也是审计师治理水平的最直接反映。Balsam 等^[14]研究发现，审计质量的提升与盈余管理呈反向相关关系，关键审计事项的披露可能会降低被审计单位进行应计盈余管理的可能性。因此，本文将应计盈余管理水平作为审计质量的替代变量，应计盈余管理水平越低则审计质量越高。

根据修正的 Jones 模型计算操纵性应计数 DA_t ^[15]；为消除正负影响，对其取绝对数得到 $ABS DA_t$ 。式 (1) 是非操纵性应计数的计算公式，其中： PPE_t 是 t 年的固定资产原值； A_{t-1} 是 $t-1$ 年末总资产； ΔS_t 是 t 年和 $t-1$ 年营业收入之差； ΔREC_t 是 t 年和 $t-1$ 年应收账款之差； $TA_t = NI_t - CFO_t$ ， NI_t 是 t 年净利润， CFO_t 是 t 年经营活动现金流量净额。实际应计数减去非操纵性应计数，得到的就是操纵性应计数。

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta S_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_t}{A_{t-1}} \right) + \varepsilon_t \quad (1)$$

《中国注册会计师审计准则第1504号——在审计报告中沟通关键审计事项》对于A+H股公司供内地使用的审计报告属于强制披露要求,而对于普通A股公司的审计报告属于自愿披露要求,因此,此次审计报告改革可以看做一场自然实验,若股票为A+H股,则x=1,若股票为普通A股且未自愿披露关键审计事项,则x=0,进而政策对A+H股公司的影响为E(D|x=1),对普通A股公司的影响为E(D|x=0),于是审计报告改革对A+H股的净效果为:E(D|x=1)-E(D|x=0)。加入时间层面的变化,政策实施前后对股票的政策影响净效应为:[E(D|x=1)-E(D|x=0)]-[E(D|t=1)-E(D|t=0)]。

在基本面板回归模型中加入组间虚拟变量和时间虚拟变量与组间虚拟变量的交互项,组间虚拟变量为Treat,若为A+H股,Treat取1,否则取0;时间虚拟变量为Audit,若A+H股处于审计报告改革之后,Audit取1,否则取0。本文以公司规模(Size_t)、公司资产负债率(Lev_t)、市值账面比(MB_t)、资产收益率(Roa_t)、营业收入增长率(Growth_t)、经营性现金流在总资产中占比(CFOTA_t)作为控制变量,最后得到面板双重差分(DID)模型如下:

$$ABSDA_t = \alpha_0 + \alpha_1 Audit + \alpha_2 Treat + \alpha_3 Audit \times Treat + \alpha_4 Size_t + \alpha_5 Lev_t + \alpha_6 MB_t + \alpha_7 Roa_t + \alpha_8 Growth_t + \alpha_9 CFOTA_t + \alpha_{10} Industry + \alpha_{11} Year + \varepsilon_t \quad (2)$$

为检验审计成本的中介效应,本文参考Reid等^[5]的研究将审计费用(LnFee_t)作为审计成本的替代变量,建立如下模型。

$$LnFee_t = \alpha_0 + \alpha_1 Audit + \alpha_2 Treat + \alpha_3 Audit \times Treat + \alpha_4 Size_t + \alpha_5 Lev_t + \alpha_6 MB_t + \alpha_7 Roa_t + \alpha_8 Growth_t + \alpha_9 CFOTA_t + \alpha_{10} Industry + \alpha_{11} Year + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$ABSDA_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnFee_t + \alpha_2 Audit + \alpha_3 Treat + \alpha_4 Audit \times Treat + \alpha_5 Size_t + \alpha_6 Lev_t + \alpha_7 MB_t + \alpha_8 Roa_t + \alpha_9 Growth_t + \alpha_{10} CFOTA_t + \alpha_{11} Industry + \alpha_{12} Year + \varepsilon_t \quad (4)$$

以上模型中各变量定义如表1所示。

2. 样本选择与描述性统计。根据财政部要求,A+H股公司供内地使用的审计报告应于2017年1月1日起执行包含关键审计事项段的新准则(2016年审计报告为首年实施对象)。本文选取2009~2016

表1 各变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	操纵性应计数的绝对值	ABSDA _t	公司t年操纵性应计数的绝对值
解释变量	审计改革与否	Audit	审计改革所在年度即Year>=2016取1,否则取0
	试点与否	Treat	审计改革所在试点取1,否则取0
中介变量	审计费用	LnFee _t	审计费用的对数
控制变量	公司规模	Size _t	公司t年末总资产对数
	资产负债率	Lev _t	公司t年末总负债除以总资产
	账面市值比	MB _t	公司t年末股东权益除以公司市值
	资产收益率	Roa _t	公司t年末净利润除以平均资产总额
	营业收入增长率	Growth _t	公司t年末营业收入增长率
	经营性现金流在总资产中占比	CFOTA _t	公司t年末经营性现金流除以总资产

年的A+H股上市公司数据,再利用倾向得分匹配(PSM)方法得到A股控制组的样本,剔除金融行业公司,最终得到样本结构如表2所示。数据来源于国泰安(CSMAR)数据库,关键审计事项披露方式数据通过对A+H股上市公司审计报告进行文本分析得到,数据进行1%分位数的缩尾处理。数据处理使用的是STATA统计软件。

表2 样本结构(A+H股和A股对照组样本)

年份	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
样本量	129	134	138	143	146	146	145	143

表3 描述性统计(仅A+H股样本)

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Size _t	478	24.61	1.64	20.03	24.86	28.41
Lev _t	478	0.57	0.18	0.19	0.57	0.94
MB _t	476	1.40	1.47	0.04	0.97	8.17
Roa _t	478	0.03	0.05	-0.14	0.03	0.15
Growth _t	465	0.11	0.26	-0.40	0.08	1.29
CFOTA _t	478	0.06	0.06	-0.10	0.05	0.19

如表3、表4所示,A+H股样本公司规模均值为24.61,资产负债率均值为0.57,账面市值比均值为

1.40, 资产收益率均值为0.03, 营业收入增长率均值为11%, 经营性现金流在总资产中占比均值为0.06。LnFee_t作为审计费用的对数, 总样本均值为14.93, 标准差为1.02。

四、实证结果与分析

1. PSM 匹配结果。如表5所示, A+H股公司的规模要显著大于普通A股公司, 资产负债率也显著高于普通A股公司, 因此本文采用PSM方法将得分相近的样本进行匹配。本文使用核匹配(Kernel Matching)中的Normal法进行PSM匹配, 建立Logit模型。根据PSM方法进行匹配后, 得到68家A+H股公司, 与之相匹配的是78家普通A股公司。运用后期检验(Diagnostic Test)的方法评估匹配过程的准确性。如表5所示, Size和Lev在匹配前有显著差异, 而匹配后变量的比较结果差异较不显著。用匹配后的样本重新做Logit回归, Pseudo R²下降至9.10%, 卡方检验由非常显著变为较不显著。PSM保证了面板双重差分(DID)模型的实验组和控制组在政策实施之前具有平行趋势。

表4 描述性统计(A+H股和A股对照组样本)

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
ABSDA _t	947	0.07	0.08	0	0.04	0.540
Audit	1124	0.13	0.33	0	0	1
Treat	1124	0.48	0.50	0	0	1
Audit×Treat	1124	0.06	0.24	0	0	1
LnFee	878	14.93	1.020	12.21	14.77	17.79
Size _t	1119	24.74	1.31	20.55	24.84	27.96
Lev _t	1119	0.59	0.17	0.17	0.62	0.89
MB _t	1113	1.47	1.95	0.08	0.95	14.28
Roa _t	1119	0.04	0.05	-0.13	0.03	0.19
Growth _t	972	0.15	0.30	-0.37	0.10	1.68
CFOTA _t	1119	0.06	0.07	-0.10	0.05	0.23

2. 回归检验结果。应计盈余管理DID模型主回归结果如表6所示, 应计盈余管理DID模型(2)中Audit×Treat的系数在5%的水平上显著为负(系数=-0.0357, T=-2.29), 该结果验证了H1, 即关键审计事项审计报告降低了企业应计盈余管理水平, 提升了审计质量。即在审计报告中加入了关键审计事项之后, 审计治理效率提升。

审计成本中介效应模型回归结果如表7所示, 在以LnFee_t为因变量的模型中, 关键审计事项审计报告改革后审计费用增加但不显著(系数=0.0147, T=0.36); 在以ABSDA_t为因变量的模型中, 审计费用

表5 PSM匹配前后比较与Logit回归结果

变量	实验组与控制组的比较				Logit回归结果		
	A+H股	匹配前		匹配后		匹配前	匹配后
		普通A股	差值	普通A股	差值		
Size	24.72	21.96	2.759*** (13.638)	25.21	-0.489** (-2.264)	1.509*** (9.16)	-0.177 (-1.02)
Lev	0.58	0.45	0.128** (2.250)	0.62	-0.044 (-1.553)	-3.588*** (-3.28)	-2.592* (-1.65)
MB	1.33	0.97	0.359 (0.688)	1.70	-0.375 (-1.015)	-0.089** (-1.99)	-0.095 (-1.26)
Roa	0.03	0.04	-0.016 (-0.172)	0.04	-0.009 (-1.383)	-5.027*** (-3.49)	-19.604*** (-2.96)
Growth	0.10	0.67	-0.577 (-0.367)	0.07	0.023 (0.672)	-0.030 (-0.35)	1.751* (1.70)
CFOTA	0.05	0.04	0.017 (1.479)	0.05	0.008 (0.979)	0.351 (0.17)	9.946** (2.22)
常数项						-36.584*** (-10.55)	6.001 (1.59)
观测值	68	2627		78		2695	145
Pseudo R ²						0.376	0.091
卡方值						131.86***	16.17**

注: PSM匹配的时点选在政策实施之前, 即2014年12月31日, 为减少极端值对匹配结果的影响, 这些变量取值设置为2013年12月31日~2015年12月31日的均值。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著, 括号中为T值, 下同。

与应计盈余管理水平负相关但不显著(系数=-0.0228, T=-0.42), 审计改革与否与试点与否的交互项系数为负且显著性增强(系数=-0.0392, T=-2.35)。原因可能是, 在审计报告改革初期关键审计事项的主要来源依然是审计工作底稿, 因此审计师的审计成本未有显著增加, 改革对审计质量的提升作用也未以审计成本作为中介, H2b得到验证。

3. 市场压力约束分组回归结果。将政府与市场的关系评分直接作为资本市场压力的代理变量, 将要素市场发育程度指数直接作为经理人市场压力的代理变量, 将大于等于指数均值的样本划分为强压力组, 小于指数均值的样本划分为弱压力组, 主要变量的回归结果见表8。资本市场强压力样本中Audit×Treat的系数在10%的水平上显著为负(系数=-0.0359, T=-1.79), 资本市场弱压力样本中Audit×Treat的系数为负但不显著(系数=-0.0170, T=-0.88)。经理人市场强压力样本中Audit×Treat的系数为负(系数=-0.0365, T=-1.43), 经理人市场弱压力样本中Audit×Treat的系数为正(系数=0.0160, T=0.87), 两

表 6 应计盈余管理 DID 模型主回归结果

变量	ABSDA _t
常数项	-0.0340 (-1.56)
Audit	0.0280** (2.50)
Treat	0.0205* (1.95)
Audit×Treat	-0.0357** (-2.29)
LnFee	0.0754 (0.97)
Size _t	0.2120 (1.37)
Lev _t	0.0018 (0.51)
MB _t	0.1660 (0.66)
Roat	0.0002*** (7.73)
Growth _t	-0.0608 (-0.45)
Industry	Control
Year	Control
样本量	789
Adj. R ²	0.654
F	9.711***

组中系数均不显著。国企样本中 Audit×Treat 的系数为正但不显著(系数=0.00258, T=0.15), 非国企样本中 Audit×Treat 的系数在 5% 的水平上显著为负(系数=-0.0822, T=-2.12)。实证结果验证了 H3。

4. 审计责任约束度分组回归结果。将市场中介组织的发育和法律制度环境评分直接作为法律环境

表 8

应计盈余管理 DID 模型分组回归结果

变量	资本市场强压力	资本市场弱压力	经理人市场强压力	经理人市场弱压力	国企	非国企	审计责任约束度高	审计责任约束度低
	ABSDA _t	ABSDA _t	ABSDA _t	ABSDA _t	ABSDA _t	ABSDA _t	ABSDA _t	ABSDA _t
常数项	-0.0158 (-0.84)	-0.0137 (-0.36)	-0.0495 (-1.45)	0.00725 (0.53)	0.00581 (0.39)	-0.113 (-0.95)	0.00622 (0.35)	0.00448 (0.18)
Audit	0.0180 (1.39)	0.0167 (1.20)	0.0300* (1.75)	-0.0201 (-1.37)	-0.0140 (-1.01)	0.0703** (2.44)	0.000514 (0.05)	0.0204 (1.46)
Treat	0.0175 (1.64)	0.00837 (0.59)	0.0232 (1.30)	0.00287 (0.31)	0.000372 (0.04)	0.0698*** (2.70)	0.00571 (0.55)	0.0142 (1.29)
Audit×Treat	-0.0359* (-1.79)	-0.0170 (-0.88)	-0.0365 (-1.43)	0.0160 (0.87)	0.00258 (0.15)	-0.0822** (-2.12)	-0.0124 (-0.77)	-0.0152 (-0.76)
样本量	387	418	395	410	639	166	492	313
Adj. R ²	0.539	0.748	0.729	0.293	0.214	0.764	0.677	0.897
F	15.02***	260.6***	7.350***	3.261***	0.878	10.98***	10.09***	166.6***

表 7 审计成本中介效应模型回归结果

变量	LnFee _t	ABSDA _t
常数项	0.0259 (0.63)	-0.0401* (-1.66)
LnFee _t		-0.0228 (-0.42)
Audit	-0.0305 (-1.13)	0.0309*** (2.80)
Treat	-0.0305 (-1.50)	0.0263** (2.19)
Audit×Treat	0.0147 (0.36)	-0.0392** (-2.35)
Control	Control	Control
Industry	Control	Control
Year	Control	Control
样本量	709	707
Adj. R ²	0.115	0.666
F	30.720***	8.631***

的代理变量, 将大于等于指数均值的样本划分为审计责任约束度高组, 小于指数均值的样本划分为审计责任约束度低组, 主要变量的回归结果见表 8。在审计责任约束度高的样本中, Audit×Treat 的系数为负但不显著(系数=-0.0124, T=-0.77); 在审计责任约束度低的样本中, Audit×Treat 的系数为负但不显著(系数=-0.0152, T=-0.76)。实证结果验证了 H4b。

五、进一步分析和稳健性检验

1. 审计成本二阶段回归结果。表 9 显示逆米尔斯比率(λ)并不显著, 说明审计成本中介效应模型内生性问题不显著, 控制逆米尔斯比率后模型中审计费用变量的回归系数仍然不显著, 即审计成本对

关键审计事项审计报告提升审计质量过程的中介效应不显著,进一步验证了H2b。

表9 审计成本二阶段回归模型内生性检验结果

变量	ABSDA _t	ABSDA _t
常数项	-0.2960 (-0.29)	1.8700*** (5.19)
LnFee _t	-0.0381 (-0.07)	
Audit	0.0147 (0.03)	
Treat	0.0191 (0.06)	
Audit×Treat	-0.0299 (-0.04)	
Size _t	-0.0671 (-0.08)	-0.1630 (-0.51)
Lev _t	0.0615 (0.02)	-0.3350 (-0.22)
MB _t	-0.0350 (-0.18)	-0.1250*** (-2.62)
Roat _t	-0.3080 (-0.08)	-1.7780 (-0.54)
Growth _t	0.0002 (1.16)	0.0000 (0.30)
CFOTA _t	-0.9960 (-0.24)	-1.6650 (-0.85)
Industry	Control	Control
IMR		3.8170 (0.30)
样本量		728
Wald chi2		1.87

2. 会计稳健性、真实盈余管理进一步检验结果。通常而言,审计质量越高,会计稳健性水平越高,应计和真实盈余管理水平越低,然而还可能存在公司遵循成本相对降低的方向转移盈余管理的情况。相对于应计盈余管理,真实盈余管理游离于规则之外且受到高层权力的支持,内部控制对其抑制作用不明显,同时其侦查工作也对审计师职业判断能力和信息掌握水平提出了更高的要求。因此,在严格的外部监管环境下,应计盈余管理成本大于真实盈余管理成本,企业可能会从应计盈余管理转向真实盈余管理。本文利用会计稳健性和真实盈余管理水平进行审计质量的进一步检验。

根据Basu报酬模型检验会计稳健性^[16],得到式(5)、式(6)。其中:E_t是第t年的每股收益;P_{t-1}是t年4月底年报报出后的股价;R是t年4月底至次年4月底股票收益率的几何平均数;DR是虚拟变量,如

果R为负,则DR为1,否则为0。如果公司具有会计稳健性,即盈余信息更快地对市场坏消息做出反应,根据H1,α₇应显著为正。

$$\frac{E_t}{P_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 R_t + \alpha_3 DR_t \times R_t + \alpha_4 Audit + \alpha_5 Audit \times DR_t + \alpha_6 Audit \times R_t + \alpha_7 Audit \times DR_t \times R_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\frac{E_t}{P_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 R_t + \alpha_3 DR_t \times R_t + \alpha_4 Audit + \alpha_5 Audit \times DR_t + \alpha_6 Audit \times R_t + \alpha_7 Audit \times DR_t \times R_t + \alpha_8 Size_t + \alpha_9 Lev_t + \alpha_{10} MB_t + \alpha_{11} Roa_t + \alpha_{12} Growth_t + \alpha_{13} CFOTA_t + \alpha_{14} Industry + \alpha_{15} Year + \varepsilon_t \quad (6)$$

参考Cohen等^[17]的研究,本文用异常经营活动现金流(R_CFO_t)、异常操纵性费用(R_DiscE_t)和异常生产成本(R_Prod_t)三个指标来度量真实盈余管理,三者均由实际值减去正常值得到。R_M1为异常经营活动净现金流和异常可操纵性费用各乘以-1的和;R_M2为异常可操纵性费用乘以-1加上异常生产成本;REM_t由异常经营活动净现金流和异常可操纵性费用各乘以-1加上异常生产成本之和,作为真实盈余管理的计量指标。同样参考陈宋生等^[36]的研究,得到式(7):

$$REM_t = \alpha_0 + \alpha_1 Audit + \alpha_2 Treat + \alpha_3 Audit \times Treat + \alpha_4 Size_t + \alpha_5 Lev_t + \alpha_6 MB_t + \alpha_7 Roa_t + \alpha_8 Growth_t + \alpha_9 CFOTA_t + \alpha_{10} Industry + \alpha_{11} Year + \varepsilon_t \quad (7)$$

回归结果如表10、表11所示,模型(5)中的Audit×DR_t×R_t系数为正(系数=0.101, T=0.42);模型(6)中的Audit×DR_t×R_t系数在5%的水平上显著为负(系数=-0.270, T=-2.27),会计稳健性没有显著提升,可能是会计稳健性并非此次审计改革的直接目的。真实盈余管理模型中Audit×Treat的系数为正但不显著(系数=0.182, T=1.06),真实盈余管理水平上升,侧面验证了审计报告改革后,审计对管理层盈余管理的约束性增强,相对而言真实盈余管理成本低于应计盈余管理,管理层的盈余管理行为从应计盈余管理向真实盈余管理转移。

3. 应计盈余管理和真实盈余管理分指标回归结果。应计盈余管理和真实盈余管理分指标回归结果如表12所示,正向应计盈余管理模型中Audit×Treat的系数为负(系数=-0.0121, T=-0.33),负向应计盈余管理模型中Audit×Treat的系数为正(系数=0.00847, T=0.63)。真实盈余管理分指标检验中,DR_M1模型中Audit×Treat的系数为正且不显著

表 10 会计稳健性模型回归结果

变量	$\frac{E_t}{P_{t-1}}$	$\frac{E_t}{P_{t-1}}$
常数项	0.0502*** (10.03)	-0.1180*** (-3.96)
DR _t	0.0006 (0.06)	-0.0092 (-1.30)
R _t	0.0095** (2.08)	0.0116*** (3.60)
DR _t ×R _t	0.0746*** (3.36)	0.0184 (0.94)
Audit	-0.0159* (-1.72)	-0.0009 (-0.10)
Audit×DR _t	-0.0677 (-1.30)	-0.0566* (-1.77)
Audit×R _t	0.0418 (1.61)	0.0070 (0.32)
Audit×DR _t ×R _t	0.1010 (0.42)	-0.2700** (-2.27)
Control		Control
Industry	Control	Control
Year	Control	Control
样本量	463	461
Adj. R ²	0.138	0.546
F	8.660***	21.160***

表 11 真实盈余管理 DID 模型回归结果

变量	REM _t
常数项	0.3870* (1.72)
Audit	-0.3290*** (-3.17)
Treat	-0.1050 (-0.87)
Audit×Treat	0.1820 (1.06)
Control	Control
Industry	Control
Year	Control
样本量	643
Adj. R ²	0.221
F	6323.2***

(系数=0.0362, T=1.46), DR_M2 模型中 Audit×Treat 的系数在 10% 的水平上显著为正(系数=0.191, T=1.92), 进一步验证了审计报告改革之后, A+H 股公司应计盈余管理减少、真实盈余管理增加。

4. 稳健性检验。前述的回归中控制变量 MB_t 采用的市值是流通市值, 将其换为总市值进行回归, 得

表 12 应计盈余管理和真实盈余管理分指标检验

变量	DA>0	DA<0	DR_M1	DR_M2
常数项	-0.0321 (-1.34)	0.0118 (0.66)	0.1280*** (2.81)	0.4560*** (3.30)
Audit	-0.0194 (-1.44)	-0.0141 (-1.21)	-0.0484*** (-2.60)	-0.1260** (-2.37)
Treat	0.0332*** (2.87)	-0.0104 (-1.27)	-0.0266* (-1.91)	-0.1690** (-2.25)
Audit×Treat	-0.0121 (-0.33)	0.00847 (0.63)	0.0362 (1.46)	0.1910* (1.92)
Control	Control	Control	Control	Control
Industry	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control	Control	Control
样本量	435	370	818	818
Adj. R ²	0.607	0.786	0.265	0.149
F	3.253***	33.69***	4.600***	4.140***

到的结果基本一致。由于本文篇幅限制, 稳健性回归结果在此不再赘述。

六、研究结论

本文分析关键审计事项审计报告对审计质量的影响及其作用机理, 利用 A+H 股上市公司数据, 构建面板双重差分(DID)模型进行检验, 研究发现: 关键审计事项审计报告改革有利于抑制应计盈余管理, 促进审计质量提升。进一步对影响机理进行研究, 审计成本并未显著增加, 审计报告改革对审计质量的提升作用也并未以审计成本为中介, 审计报告中的关键审计事项信息可能更多地来源于审计工作底稿, 因此审计师的工作量与工作难度没有显著增加, 验证了此次审计报告改革在成本效率上的科学性。

进一步对影响路径进行研究, 发现公司管理层在内外环境中所感知到的市场压力水平越高, 审计质量提升越显著; 即在审计报告中加入关键审计事项后, 审计质量即审计治理效率提升的影响路径主要为社会关注度对于审计双方互动的激励作用, 尤其是来自社会对于管理层行为的监督作用, 管理层在内外环境中受到的市场压力越大, 审计质量提升作用越明显; 然而, 关键审计事项审计报告改革是否对审计师行为(增量审计工作量)以及审计师心理感知(审计师责任)产生了激励从而影响了审计质量, 尚需未来更多实证证据的支撑。

本文的实证结果支持此次关键审计事项改革。审计报告中新增的关键审计事项将更多的关键审计工作内容公开, 赋予市场监督以更多的可能性; 个性

化披露的改革方式赋予审计师更大的自由裁量权,促进审计谈判朝着积极高效、平等健康的方向发展。未来改革要以增大关键审计事项审计报告背后的审计师话语权为重点,避免审计报告模式化、模版化。同时,加强审计师培训,为更好地定位、筛选、披露关键审计事项提供技术支持。本文的不足之处在于:信息内容差异是影响信息传播意义的重要环节,本文未考虑关键审计事项的披露内容差异对审计质量的影响,这可以作为进一步研究的内容。

主要参考文献:

- [1] Wallin A., Jorlov E.. The Revised Audit Report: Revision of International Standards and Its Impact on Communication Between Auditors and Users in Sweden[D]. Sweden: Lund University, School of Economics and Management, 2016.
- [2] 张继勋,韩冬梅. 标准审计报告改进与投资者感知的相关性、有用性及投资决策——一项实验证据[J]. 审计研究, 2014(3): 51~59.
- [3] Christensen B. E., Glover S. M., Wolfe C. J.. Do Critical Audit Matter Paragraphs in the Audit Report Change Nonprofessional Investors' Decision to Invest?[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 2014(4): 71~93.
- [4] Reid L. C., Carcello J. V., Li C., et al.. Are Auditor and Audit Committee Report Changes Useful to Investors? Evidence from the United Kingdom[EB/OL]. http://trace.tennessee.edu/utk_graddiss/3356/, 2018-8-8.
- [5] Reid L. C., Carcello J. V., Li C., et al.. Impact of Auditor and Audit Committee Report Changes on Audit Quality and Costs: Evidence from the United Kingdom[EB/OL]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2647507, 2018-08-08.
- [6] Gutierrez E. F., Minutti-Meza M., Tatum K. W., et al.. Consequences of Changing the Auditor's Report: Evidence from the UK[EB/OL]. https://care-mendoza.nd.edu/assets/212906/minutti_paper.pdf, 2018-08-08.
- [7] Lennox C. S., Schmidt J. J., Thompson A.. Is the Expanded Model of Audit Reporting Informative to Investors? Evidence from the UK[EB/OL]. https://papers.ssrn.com/sol3/Papers.cfm?abstract_id=2619785, 2018-08-08.
- [8] 王艳艳,许锐,王成龙,于李胜. 关键审计事项段能够提高审计报告的沟通价值吗?[J]. 会计研究, 2018(6): 86~93.
- [9] 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(5): 74~81.
- [10] Gimbar C., Hansen B., Ozlanski M. E.. The Effects of Critical Audit Matter Paragraphs and Accounting Standard Precision on Auditor Liability[J]. The Accounting Review, 2016(6): 1629~1646.
- [11] Gaeremynck A., Willekens M.. The Endogenous Relationship Between Audit-Report Type and Business Termination: Evidence on Private Firms in a Non-Litigious Environment[J]. Accounting and Business Research, 2003(33): 65~79.
- [12] Kaplan S. E., Williams D. D.. Do Going Concern Audit Reports Protect Auditors from Litigation? A Simultaneous Equations Approach[J]. The Accounting Review, 2012(1): 199~232.
- [13] Francis J. R., Krishnan J.. Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism[J]. Contemporary Accounting Research, 1999(1): 139~65.
- [14] Balsam S., Krishnan J., Yang J. S.. Auditor Industry Specialization and Earnings Quality[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2003(2): 71~97.
- [15] Dechow P. M., Sloan R. G., Sweeney A. P.. Detecting Earnings Management[J]. The Accounting Review, 1995(2): 193~225.
- [16] Basu S.. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings[J]. Journal of Accounting and Economics, 1997(1): 3~37.
- [17] Cohen D. A., Dey A., Lys T. Z.. Real and Accrual-Based Earnings Management in the Pre- and Post-Sarbanes-Oxley Periods[J]. The Accounting Review, 2008(3): 757~787.

作者单位:中南大学商学院,长沙 410083