

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经验证据^{*}

张金丹 路军 李连华

(浙江财经大学会计学院 310018)

【摘要】财政部批准发布的第 1504 号审计准则要求注册会计师在审计报告中沟通关键审计事项。本文基于我国新审计准则分步实施提供的准自然实验环境，采用 PSM-DID 方法研究了审计报告中披露关键审计事项对审计质量的影响，我们发现：关键审计事项的披露并未对财务报告层面的审计质量产生实质性影响，表现为公司操控性应计并未发生显著变化；但关键审计事项的披露对市场感知层面的审计质量产生了明显影响，表现为公司盈余反应系数显著上升。上述结果表明关键审计事项披露后，财务报告层面的审计质量与市场感知层面的审计质量发生了背离，不过进一步的检验发现，这种背离在更长时间窗口的观测中消失。本文结论对准则制定机构、市场监管者等多个市场主体的行为选择具有启示意义。

【关键词】关键审计事项；审计质量；报表盈余；市场感知

一、引言

审计报告是注册会计师发表审计意见的重要载体，大多数情况下，也是财务报表使用者与审计师之间进行信息沟通的唯一渠道，所以其对资本市场各主体均具有重要的信息价值。2017 年之前，我国企业审计报告基本沿用了国际主流的标准化审计报告模式，也称为简单的“通过/否决”模式。伴随全球范围内企业运营环境和经营业务的多样化和复杂化，企业财务报告越来越多地涉及会计职业判断和会计估计等事项，专业化水平不断提高，一定程度上加剧了企业内外部主体之间的信息不对称。针对提高审计报告模式透明度和相关性的需求，英国、法国、美国等国的准则制定机构和国际审计与鉴证准则理事会（IAASB）先后修订审计准则，要求注册会计师在审计报告中披露与审计相关的增量信息。为了顺应审计报告改革的国际化趋势，财政部于 2016 年 12 月 23 日批准并发布了《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》。2017 年 1 月 1 日起，A+H 股上市公司供内地使用的审计报告率先适用此准则，披露关键审计事项信息，2018 年 1 月 1 日起，沪深两市上市公司的审计报告中都需

要披露关键审计事项。关键审计事项的披露对注册会计师行为选择的影响可能是积极的，也可能是消极的，这是亟需回答的一个实证问题。准则的分步实施为我们提供了良好的准自然实验条件，本文以此为背景研究披露关键审计事项对审计质量的影响。基于 PSM-DID 方法的研究结果显示，关键审计事项的披露短期内并未对财务报告层面的审计质量产生实质性影响；但关键审计事项的披露对市场感知层面的审计质量产生了明显影响。本文结论在多项稳健性检验中依然成立。

新审计报告准则分步实施带来的准自然实验条件十分难得，充分利用这一研究机会探索中国资本市场的运行特点和运行规律具有重要的理论和实践价值：理论方面，我们的研究发现是有趣而且有意义的，根据我们所掌握的文献，本文第一次借助中国市场提供的准自然实验机会发现了财务报告层面和市场感知层面的审计质量的分离。另外，本文对关键审计事项经济后果的探讨回应了对审计过程进行更多档案研究的呼吁。实践方面，本文结论对多个市场主体的行为选择，和持续深入地推进资本市场改革都具有启示意义。投资者、分析师等市场主体不仅需要对关键审

* 作者感谢国家自然科学基金青年项目（71802177），国家社会科学基金重点项目（15AJY002）和浙江省哲学社会科学基金一般项目（18NDJC136YB）的支持。

计事项本身的信息含量进行解读，还需要关注关键审计事项对审计师、审计行为和审计结果的影响，以更好地解读公司财务报表，从而提高行为决策和资金配置效率；关键审计事项经济影响方面的研究可以帮助市场监管机构和准则制定机构更好地评价新审计准则的执行效果，为新审计准则的贯彻实施和进一步完善做出更好的制度安排。

二、文献综述和研究问题

关键审计事项的披露可能通过多种路径影响注册会计师的行为选择，影响机制的差异也将导致行为结果的不同，因此结合本文的研究议题，重点回顾审计事项与审计质量的文献，我们详细进行了以下论述。

(一) 关键审计事项的披露提高了审计质量

注册会计师在审计报告中沟通关键审计事项作为一项重要的审计报告披露制度改革（王艳艳等，2018；王木之和李丹，2019），可能通过两种途径提高财务报告质量。第一，直接影响。首先，主观方面，在审计报告中沟通关键审计事项会强化注册会计师的受托责任；其次，客观方面，披露的关键审计事项信息提高了审计工作的透明度，报表使用者能够通过关键审计事项信息更好地对审计师的工作进行评判，因此关键审计事项的披露带来了更高水平的外部监督（Gutierrez等，2018），这使得注册会计师面临更高的声誉风险和法律风险。具体而言，受托责任、声誉风险和法律风险又会通过以下途径影响注册会计师的行为：①内外部因素共同促使注册会计师更加积极地开展工作，从而有助于审计质量的提高（Bédard等，2015）；②更强的责任感和更高的执业风险有利于注册会计师在审计计划和执行工作中保持职业怀疑态度，更加谨慎地对待重大错报风险，从而提高财务报告审计质量；③自身受托责任和外部监督水平的提高会促使注册会计师将主要精力集中于最重要的审计风险领域（Reid等，2019），提高审计质量。第二，间接影响。第1504号审计准则规定，“注册会计师应当从与治理层沟通过的事项中确定在执行审计工作时重点关注过的事项。”同时，准则还进一步指出关键审计事项能够为财务报表预期使用者与管理层和治理层沟通提供基础。因此，关键审计事项的披露很有可能会影响财务报告信息形成过程，从而间接提高审计质量。IAASB曾指出关键审计事项的披露可能促使企业管理层及相关负责人在重大事项方面投入更多的时间和精力，从而提高报表质量。

(二) 关键审计事项的披露对审计质量无影响

前文分析的一个重要前提是注册会计师以积极的态度应对关键审计事项披露带来的更高水平的受托责任和执业风险。也有文献发现关键审计事项并未影响审计质量（Gutierrez等，2018）。如果注册会计师对待关键审计事项的态度是消极的，他们不希望关键审计事项的披露约束自己的行为，那审计师很可能：①不会充分且全面地披露公司的财务报告风险；②披露一些对投资者而言并无太大价值的审计信息；③做出很多千篇一律的、样板化的关键审计事项陈述。如此一来，关键审计事项的信息增量价值会大打折扣

扣，其对注册会计师及上市公司产生的影响也就十分微弱，关键审计事项信息的披露自然也很难提高审计质量。

(三) 关键审计事项的披露会降低审计质量

扩展的审计报告还有可能对审计质量造成负面影响，原因有：①根据心理学研究中的平衡理论，如果注册会计师已经针对某些会计账户或事项在审计报告中进行了描述，并说明了相应的审计应对及审计结果，那注册会计师对这些事项提出异议或进行调整的概率就会下降，从而可能影响审计质量。Asbahr和Ruhnke（2017）的研究证实了这一点，这意味着关键审计事项的披露不但没有提高注册会计师的职业怀疑，反而成为其放弃某些调整的道德许可；②Kachelmeier等（2014）发现投资者会把关键审计事项视为审计师对关键审计事项涉及领域的免责声明。如果注册会计师预期到投资者的这种心理反应，那很可能通过披露关键审计事项来规避自身风险，特别是针对一些复杂的风险事项，其审计努力程度会下降，其职业怀疑也会减少，这都会导致审计质量的下降。

(四) 投资者感知的审计质量

审计质量包含财务报告层面审计质量和市场感知层面审计质量，关键审计事项的披露既有可能实质性地提高审计质量，也有可能形式性地提高报表使用者感知的审计质量。如果资本市场的信息传递是有效的，而且投资者是理性的，那财务报告层面的审计质量和市场感知层面的审计质量应该是一致的；但如果信息传递效率或者投资者行为效率出现了偏差，那两者之间可能会出现不一致的情况。关键审计事项信息旨在提高审计报告的沟通价值（王艳艳等，2018；Reid等，2019），其主要使用对象为投资者，所以无论关键审计事项的披露有没有实质性地提高公司财务报告质量，投资者都有可能借助关键审计事项信息主观地对财务报告质量作出判断。然而Sirois等（2014）却发现关键审计事项信息的披露降低了实验参与者感知的审计质量。鉴于我国资本市场的发展阶段和市场投资者的行为特征，我们认为在新审计准则实施初期，尽管关键审计事项信息可能本身就存在于审计文件之中，注册会计师单纯的披露行为并不会对审计质量产生实质性影响，但报表使用者仍然有可能因为审计报告更加详细而感知到了更高的审计质量。

绝大部分文献没有同时针对这两个层面开展研究，所以对可能出现的两个层面审计质量的背离问题在目前文献中还未得到充分讨论。基于此，本文将结合中国分步实施新审计报告准则提供的准自然实验机会，采用PSM-DID方法从实质层面和形式层面研究我国审计报告中披露关键审计事项对审计质量的影响，重点关注这两个层面之间可能会存在的差异。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

第一，借鉴Gutierrez等（2018）的样本选择方法，本文以2015—2016年沪深上市公司作为研究对象，样本筛选

过程中我们剔除了金融类、ST类上市公司以及上市时间不满1年、净资产为负和其他相关数据缺失的公司。第二，本文构造的DID模型以A+H股上市公司为实验组样本，这些样本在资产规模、盈利能力成长速度等方面具有较为明显的特征。为了避免这些因素对本文研究结果的影响，本文以资产规模、盈利能力、资产负债率、成长性、行业等作为匹配变量通过倾向得分匹配(PSM)方法为实验组寻找对照组样本。第三，为控制异常值对回归结果的潜在影响，我们对连续变量前后1%水平进行了winsorize处理。本文全部数据均来自CSMAR数据库。

(二) 模型设计

1. 财务报告层面的审计质量—报表盈余质量

借鉴陈信元和夏立军(2006)、Reid等(2019)，我们以企业操控性应计的绝对值衡量报表盈余质量。本文同时采用基本琼斯模型和修正的琼斯模型计算操控性应计。具体地，我们使用模型(1)分年度分行业估计参数 α_1 、 α_2 、 α_3 ，然后使用公式(2)计算操控性应计DA1(基本琼斯模型)、使用公式(3)计算操控性应计DA2(修正琼斯模型)。

$$TA_t/Asset_{t-1} = \alpha_1 (1/Asset_{t-1}) + \alpha_2 (\Delta REV_t/Asset_{t-1}) + \alpha_3 (PPE_t/Asset_{t-1}) + \varepsilon \quad (1)$$

$$DA1 = TA_t/Asset_{t-1} - [\alpha_1 (1/Asset_{t-1}) + \alpha_2 (\Delta REV_t/Asset_{t-1}) + \alpha_3 (PPE_t/Asset_{t-1})] \quad (2)$$

$$DA2 = TA_t/Asset_{t-1} - [\alpha_1 (1/Asset_{t-1}) + \alpha_2 (\Delta REV_t/Asset_{t-1} - \Delta REC_t/Asset_{t-1}) + \alpha_3 (PPE_t/Asset_{t-1})] \quad (3)$$

TA为总应计项目，为净利润减去经营活动产生的现金净流量；Asset为总资产； ΔREV 为销售收入增长； ΔREC 为应收账款增长；PPE为固定资产。 $DA1$ 和 $DA2$ 的绝对值($ABSDA1$ 和 $ABSDA2$)为操控性应计的衡量指标，其值越大，盈余质量越差，审计质量越低。

在此基础上，为了检验审计报告中披露关键审计事项信息对公司报表盈余质量的影响，我们构建以下DID模型：

$$ABSDAn = \alpha_0 + \alpha_1 TREAT + \alpha_2 POST + \alpha_3 TREAT^* POST + \alpha_4 SIZE + \alpha_5 LEV + \alpha_6 ROA + \alpha_7 GROWTH + \alpha_8 FIRST + \alpha_9 BOARD + \alpha_{10} INDR + \alpha_{11} BIG4 + \alpha_{12} STATE + \sum IND + \varepsilon \quad (4)$$

模型(4)中， $ABSDAn$ 表示根据基本琼斯模型和修正琼斯模型计算的上市公司报表盈余质量； $TREAT$ 为实验组虚拟变量，如果样本企业同时发行A股和H股则取1，否则取0； $POST$ 为时间虚拟变量，如果样本处于新审计准则适用后的年度则取1，否则取0。此外，参考已有研究，我们在模型(4)中加入了控制变量，还控制了行业层面固定效应。主要变量定义及具体计算方法如表1所示。如果关键审计事项的披露提高了财务报告审计质量，那 α_3 显著为负；如果无显著影响，则 α_3 不显著；如果是负向影响，

那 α_3 显著为正。

2. 市场感知层面的审计质量—盈余反应系数

参考Fan和Wong(2002)的研究设计，我们构建以下DID模型来检验披露关键审计事项对市场感知的审计质量的影响：

$$\begin{aligned} CARn = & \beta_0 + \beta_1 NI + \beta_2 NI^* TREAT + \beta_3 NI^* POST \\ & + \beta_4 NI^* TREAT^* POST + \beta_5 NI^* SIZE + \beta_6 NI^* LEV \\ & + \beta_7 NI^* DUAL + \beta_8 NI^* INDR + \beta_9 NI^* MSHR \\ & + \beta_{10} NI^* VOT + \beta_{11} NI^* SEP + \beta_{12} NI^* STATE \\ & + \sum IND + \varepsilon \end{aligned} \quad (5)$$

模型(5)中 $CARn$ 为公司股票的累计超额收益率，我们采用市场调整法计算 CAR 值。参考已有研究，我们在模型(5)中也加入了控制变量并控制了行业层面固定效应。如果关键审计事项的披露提高了投资者对审计质量的感知，则 β_4 显著为正；如果无显著影响，则 β_4 不显著；如果有负面影响，则 β_4 显著为负。

表1 变量定义

变量符号	变量定义
$ABSDAn$	盈余管理程度， $ABSDA1$ 根据基本琼斯模型计算； $ABSDA2$ 根据修正琼斯模型计算
$CARn$	股票累计超额报酬率，财务报告发布日前后 n 天经市场调整的个股累计超额报酬率
$TREAT$	处理组虚拟变量，如果样本企业同时发行A股和H股则取1，否则取0
$POST$	时间虚拟变量，如果样本处于新审计准则适用后的年度则取1，否则取0
NI	企业盈利能力，净利润/年初权益市场价值
$SIZE$	公司规模，总资产的自然对数
LEV	资产负债率，年末负债总额/年末总资产
$DUAL$	两职合一，董事长总经理两职合一取1，否则取0
$INDR$	董事会独立性，董事会独立董事人数/董事总人数
$MSHR$	管理层持股比例，管理层持股数量/公司总股数
VOT	控制权，实际控制人拥有的上市公司控制权比例
SEP	两权分离度，实际控制人控制权与所有权之差
$STATE$	企业性质，国有企业取1，非国有企业取0
ROA	总资产收益率，年末净利润/年末总资产
$GROWTH$	公司成长性，营业收入增长额/基期营业收入
$FIRST$	大股东持股，第一大股东持股比例
$BOARD$	董事会规模，董事会人数的自然对数
$BIG4$	事务所规模，国际四大取1，否则取0
IND	行业虚拟变量，根据行业情况设置虚拟变量

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表2报告了本文主要变量的描述性统计结果。受模型

(4) 和模型(5)变量选择的影响, Panel A 和 Panel B 的样本量存在差异^①。Panel A 中, ABSDA1 和 ABSDA2 的均值(中位数)在 0.027(0.016)左右, 该值小于基于大样本计算的企业盈余管理程度, 这是由于我们以 A+H 股上市公司为研究对象的缘故, 这些公司的治理水平更高, 同时也说明本文进行 PSM 的必要性。Panel B 中, CAR [-1, +

1]、CAR [-2, +2] 和 CAR [-3, +3] 的数值均与现有文献中的实证数据相近, 表明本文计算的累计超额报酬率数据不存在异常。其他控制变量方面, 由于我们以 A+H 股上市公司为实验组进行 PSM, 所以 SIZE、LEV 等财务指标和 BOARD、INDR 等治理指标的均值偏大, 不过整体而言本文不存在明显的数据偏差和样本偏差。

表 2

主要变量描述性统计

变量	N	MEAN	SD	MIN	P25	P50	P75	MAX
<i>Panel A: 报表盈余样本 PSM 配对</i>								
ABSDA1	260	0.0269	0.0298	0.0006	0.0081	0.0162	0.0337	0.1811
ABSDA2	260	0.0271	0.0302	0.0007	0.0079	0.0165	0.0347	0.1993
TREAT	260	0.5000	0.5010	0.0000	0.0000	0.5000	1.0000	1.0000
<i>Panel B: 市场感知样本 PSM 配对</i>								
CAR [-1, +1]	188	0.0038	0.0470	-0.1905	-0.0173	-0.0012	0.0217	0.2059
CAR [-2, +2]	188	0.0051	0.0591	-0.2189	-0.0217	-0.0031	0.0239	0.2654
CAR [-3, +3]	188	0.0090	0.0663	-0.2089	-0.0200	0.0031	0.0348	0.3119
NI	188	0.0514	0.0559	-0.1453	0.0181	0.0531	0.0867	0.1449
TREAT	188	0.5000	0.5013	0.0000	0.0000	0.5000	1.0000	1.0000

(二) 回归结果分析

表 3 列示了财务报告审计质量模型的回归结果, TREAT×POST 的系数没有通过显著性检验。上述结果表明, 从财务报表盈余质量角度看, 关键审计事项的披露并未带来审计质量的显著提高。原因可能是: (1) 中国的法律诉讼环境整体比较薄弱, 注册会计师面临的法律诉讼风险较低, 所以关键审计事项并不会大幅提高注册会计师面临的外部风险; (2) 注册会计师可能通过选择性披露、模糊性披露、样板化披露等规避可能存在的监管风险。

表 3 关键审计事项与财务报告层面的审计质量

	ABSDA1		ABSDA2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
TREAT×POST	0.004 (0.67)	0.004 (0.61)	0.004 (0.60)	0.004 (0.53)
TREAT	-0.001 (-0.23)	-0.001 (-0.27)	-0.001 (-0.16)	-0.001 (-0.21)
POST	0.000 (0.02)	0.001 (0.14)	0.000 (0.04)	0.001 (0.16)
SIZE	-0.007 *** (-3.30)	-0.006 *** (-3.00)	-0.007 *** (-3.51)	-0.007 *** (-3.22)
LEV	0.006 (0.43)	0.004 (0.24)	0.008 (0.56)	0.006 (0.33)
ROA	-0.119 *** (-2.77)	-0.120 *** (-2.68)	-0.117 *** (-2.68)	-0.119 *** (-2.62)

续表

	ABSDA1		ABSDA2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
GROWTH	0.011 (1.35)	0.007 (0.84)	0.011 (1.38)	0.008 (0.91)
FIRST	-0.019 (-1.38)	-0.017 (-1.19)	-0.018 (-1.33)	-0.017 (-1.17)
BOARD	-0.006 (-0.54)	-0.002 (-0.17)	-0.006 (-0.59)	-0.003 (-0.24)
INDR	-0.035 (-0.97)	-0.028 (-0.76)	-0.039 (-1.05)	-0.032 (-0.84)
BIG4	0.002 (0.46)	0.001 (0.27)	0.003 (0.60)	0.002 (0.46)
STATE	-0.004 (-0.88)	-0.003 (-0.65)	-0.004 (-0.78)	-0.003 (-0.53)
CONS	0.230 *** (5.09)	0.206 *** (4.21)	0.244 *** (5.31)	0.221 *** (4.47)
IND	No	Yes	No	Yes
Obs	260	260	260	260
Adj R ²	0.1971	0.2146	0.2016	0.2162
F-stat	6.2992	4.9323	6.4510	4.9694
Prob	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

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

① 数据库中控制权比例、两权分离度等变量的缺失致使 Panel B 的样本量较少。为了缓解样本量差异可能对本文结果造成的影响, 本文采取两种方法进行了补充验证。首先, 我们使用全样本数据进行了 DID 分析; 其次, 我们尝试使用一致样本(同时满足两个模型要求的样本)进行回归分析。两种情形下, 本文结论均不受影响。为了更好地呈现数据, 我们针对不同模型选择了最大化可行样本量。

当然，关键审计事项没有提高财务报告层面审计质量还可能与我国新审计准则率先在 A+H 股上市公司中实施有关。首先，这类公司的治理水平整体较高，而且面临着双重监管，所以其财务报告质量本身就较好，关键审计事项带来的增量效应不明显；其次，首次实施新审计准则的公司数量有限，暂时无法引起市场的充分关注，注册会计师面临的外部监督并未明显上升；再次，根据路军和张金丹（2018）的统计，65.59% 的 A+H 股上市公司 2016 年年报由 BIG4 提供审计，而法英等国早先就在审计报告中沟通审

计风险等信息，所以这些国际所积累了较多的经验，更能游刃有余地应对关键审计事项披露带来的风险。

表 4 列示了市场感知审计质量模型的回归结果。在不加入任何控制变量的情况下，企业盈利能力指标 NI 系数显著为正，说明市场对企业的盈利能力给予了积极的评价。 $NI \times TREAT \times POST$ 的系数至少在 10% 水平显著为正，这意味着关键审计事项向市场传递了积极的信号，投资者对企业报表数字更有信心，即关键审计事项的披露提高了会计盈余的信息含量，提高了投资者对财务报告质量的感知。

表 4

关键审计事项与市场感知的审计质量

	CAR [-1, +1]		CAR [-2, +2]		CAR [-3, +3]	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NI	0.101*	-1.787	0.235***	-1.212	0.258***	0.062
	(1.65)	(-1.33)	(3.11)	(-0.71)	(2.91)	(0.03)
$NI \times TREAT \times POST$		0.526 ***		0.436*		0.683 **
		(2.95)		(1.96)		(2.49)
$NI \times TREAT$		-0.396 ***		-0.433 **		-0.768 ***
		(-2.91)		(-2.52)		(-3.29)
$NI \times POST$		-0.369 ***		-0.227		-0.390*
		(-2.77)		(-1.36)		(-1.89)
$NI \times SIZE$		0.137 **		0.109		0.047
		(2.41)		(1.52)		(0.54)
$NI \times LEV$		0.181		0.450		0.252
		(0.57)		(1.12)		(0.52)
$NI \times DUAL$		0.057		0.166		-0.187
		(0.43)		(0.99)		(-0.96)
$NI \times INDR$		-2.930 ***		-2.136 **		-1.743
		(-3.42)		(-1.99)		(-1.29)
$NI \times MSHR$		0.981		1.147		2.925 **
		(1.05)		(0.99)		(2.01)
$NI \times VOT$		-0.265		-0.546		-0.566
		(-0.69)		(-1.13)		(-1.04)
$NI \times SEP$		0.056		-0.513		0.426
		(0.07)		(-0.51)		(0.33)
$NI \times STATE$		-0.188		-0.302		0.251
		(-1.08)		(-1.41)		(1.19)
$CONS$	-0.001	0.009	-0.007	0.008	-0.002	0.018
	(-0.30)	(0.94)	(-1.25)	(0.62)	(-0.27)	(1.09)
IND	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Obs	188	188	188	188	188	188
$Adj R^2$	0.0092	0.1016	0.0445	0.1066	0.0384	0.0754
$F-stat$	2.7323	2.1744	9.7014	2.2398	8.4694	1.8478
$Prob$	0.0999	0.0055	0.0021	0.0041	0.0041	0.0234

结合前文实证结果，本文发现了一个有趣的现象。我国新审计准则实施后，关键审计事项的披露并未显著提高财务报告层面的审计质量，但却让投资者感知到了更高的审计质量。两个层面审计质量的分离可能是因为我国资本市场参与主体以中小投资者为主，受主观条件的限制，中小投资者的信息解读和信息处理能力欠佳。在没有完全

理解和认识关键审计事项对财务报告的实质性影响的情形下，投资者对扩展的审计报告产生了较为感性的认识。

（三）稳健性检验

1. 针对财务报告层面的审计质量的稳健性检验

新审计报告准则实施后上市公司盈余质量没有得到提升，这有可能是因为上市公司提前预判到了新审计报告准

则，从而提前降低了操控性应计水平，以迎合新准则的实施。我们检验了新审计报告准则发布之前的2015年上市公司操控性应计水平较2014年的变化，结果显示2015年年度虚拟变量系数为正，但不显著($t=1.31$; $t=1.08$)，说明整体而言上市公司并未在新审计报告发布之前有目的地提高其盈余质量。其次，我们将本文研究区间前置，以2014年为事件之前年份，以2015年为事件发生年份，重新进行了检验。结果显示， $TREAT \times POST$ 系数依旧未能通过显著性检验^②。再次说明本文结果不受上市公司前期迎合行为的影响。为了使本文结论不受操控性应计度量方法敏感性的困扰，我们在前文使用两种方法计算公司盈余管理水平的基础上，进一步借鉴Louis(2004)的方法重新计算了ABSDA3和ABSDA4，DID回归结果显示， $TREAT \times POST$ 系数依旧不显著，前文结论继续得到支持。

2. 针对市场感知层面的审计质量的稳健性检验

(1) 虽然本文半数以上样本公司由国际四大所审计，但基于：①现有研究发现国际BIG4在抑制企业盈余管理方面的审计质量并不显著高于国内会计师事务所；②本文A+H股上市公司的审计业务主要由国际BIG4和国内BIG6承揽，伴随国内所的逐步做大做强，我们认为客户报表盈余质量在这些国内外大所之间应该不存在显著差异；③我们专门针对研究区间内全部样本和A+H股样本的回归分析也未发现国内外所审计的上市公司存在显著的盈余质量的差异(BIG4系数全部不显著)，所以我们认为审计师因素对本文盈余质量方面分析的影响有限^③。尽管如此，我们却无法排除BIG4可能存在的声誉效应对市场感知的审计质量的影响。为了尽量排除审计师因素对本文结论的潜在影响，我们进行了以下检验：①在盈余反应系数模型中控制BIG4的影响；②剔除那些2015年和2016年年报都由BIG4审计的A+H股上市公司和2015年年报由非BIG4审计而2016年年报由BIG4审计的A+H股上市公司，这样可以确保我们从静态和动态两个方面彻底消除审计师因素对本文研究结论的冲击。根据回归结果， $NI \times TREAT \times POST$ 的系数至少在10%水平显著为正，本文结论依旧成立。

(2) 为了保证本文结论不受CAR计算方法的影响，我们进行了以下检验：①使用市场模型法重新计算CAR值，估计期为财务报告披露日前120个交易日，即 $[-120-N, -N-1]$ 。回归结果显示 $NI \times TREAT \times POST$ 系数至少在5%水平显著为正，说明关键审计事项信息的披露提高了投资者感知的审计质量；②考虑到披露关键审计事项并非突发事件，市场最迟在2016年年底就会预期到A+H股上市公司财务报告会遵循新审计准则。同时，因为关键审计事项是陈述性内容，消息提前泄露的概率和影响可能都不会太明显，所以我们选择事件日之后时间窗口重新计算CAR值。回归结果显示当被解释变量为CAR[0,+1]和CAR[0,+2]时， $NI \times$

$TREAT \times POST$ 系数至少在10%水平上显著为正，而当被解释变量为CAR[0,+3]时， $NI \times TREAT \times POST$ 系数边际显著。总体而言，我们认为这基本能支持前文结论。

(3) 在对文献进行梳理之后我们发现，盈余反应系数模型中企业盈利能力指标NI的衡量方法有多种。稳健性检验中我们以ROE表征企业盈利能力，重新进行了DID分析。结果显示 $NI \times TREAT \times POST$ 系数至少在5%水平显著为正，本文主要结论不受影响。为了使本文结论不受盈余反应系数模型设计的影响，我们重新设计了实证模型，除了包括NI、NI与各自变量的交乘项，还包括自变量本身。回归结果显示 $NI \times TREAT \times POST$ 的系数至少在10%水平显著为正，说明前文结论稳健。

3. 针对样本等问题的稳健性检验

(1) 由于本文的样本量较小，所以我们参考Gutierrez等(2018)，对本文DID模型采取bootstrap方法(1000次)计算稳健性标准误。结果显示，盈余质量模型中 $TREAT \times POST$ 系数依旧全部不显著(p值全部大于0.5)；盈余反应系数模型中 $TREAT \times POST$ 系数仍然至少在10%水平显著。本文结论未发生任何变化。

(2) 本文之所以进行PSM，主要是因为A+H公司在经营、治理等方面具有一定的特殊性，PSM方法可以在控制某些样本差异的基础上更好地探讨新审计准则实施带来的经济后果。尽管我们比较严谨地进行了PSM设计，不过本文结论仍有可能受到配对样本的影响，为了减轻这方面的顾虑，我们使用全样本进行了DID回归分析。结果表明，使用全样本进行DID的分析结论与前文一致。

(3) 本文设计的DID模型面临两个挑战，一是本文观察到的结果可能并非新审计报告准则实施所致，而是一种简单的时间趋势；二是本文选择的样本存在某种处理效应，正是这种处理效应驱动了本文的结果。为了应对这两项挑战，我们进行了以下检验：①为了更好地判断是不是简单的时间趋势影响了本文的研究结论，我们进行安慰剂检验，即假设新审计准则的实施从2016年开始，而非实际的2017年。如果时间趋势存在，以一个虚拟时间点为基准设计的DID模型的交互项应该也显著为正。检验结果显示 $NI \times TREAT \times POST$ 系数为负但不显著，说明本文结果并不由简单的时间效应驱动。②如果本文样本存在某种处理效应，即随机指定一些公司然后选取相应的配对公司，都会得出正文中的结论，那相关研究结论的可靠性也会受到冲击。为了尽量减轻该问题对文章结论的困扰，我们进行了样本选择安慰剂检验。具体的思路是，首先，我们从全部上市公司中随机选取一些公司，这些公司的数量与A+H股数量相一致，相当于我们人为随机构造一部分A+H股上市公司；然后，在此基础上，对随机构造的公司进行PSM配对，寻找基本特征一致的公司；最后，进行DID回归分析，

② 因于篇幅，稳定性检验结果均未列示，需要者可向作者索取，zufejd@126.com。

③ 我们也采用相同的方法对财务报告层面审计质量进行了分析，本文基本结论未发生变化。

探寻样本选择的处理效应是否存在。结果显示，本文面临的样本选择处理效应问题不严重。此外，还需要特别说明的是，为了更好地体现严谨性，我们遵循前述方法对每一个回归模拟执行了1000次尝试，发现 $NI \times TREAT \times POST$ 系数显著为正和显著为负的比例都比较低，而且二者相差不大。所以我们认为，正文中得出的相关结论就是由于A+H股上市公司审计报告中披露关键审计事项所致。

(四) 进一步分析

本文发现新审计准则实施之后，A+H股上市公司财务报告层面审计质量并未实质性提高，但市场却产生了报表盈余质量提高的错觉，这集中表现为投资者财务报告发布初期对公司会计盈余做出了更强烈的反应。这种错觉是否具有持续性？财务报告层面审计质量与市场感知层面审计质量的分离何时可以修复？为了回答这些问题，我们在更长的时间窗口内对盈余反应系数模型进行了研究，我们发现，当CAR [-5, +5]、CAR [-7, +7]、CAR [-10, +10]作为被解释变量时， $NI \times TREAT \times POST$ 的系数不再显著，这说明市场迅速修正了错误的感知。

五、结论

本文以我国分步实施新审计准则为背景，从审计质量角度，运用PSM-DID方法研究了关键审计事项的经济影响。我们将审计质量划分为报表盈余的审计质量和市场感知的审计质量两个层次，分析发现新审计准则并未对报表盈余的审计质量产生实质性影响，表现为公司操控性应计并未显著下降；不过市场感知的审计质量却明显提高了，表现为公司盈余反应系数的显著上升。我们认为一方面A+H股公司的样本效应和准则首次实施的时间效应致使关键审计事项在提高审计质量方面的作用暂未得到体现；另一方面我国投资者对新审计报告给予了积极的市场评价，充分说明了现阶段推行审计报告改革的必要性。进一步的研究还发现，伴随着时间的推移，两个层面审计质量的背离很快就会消失。总体而言，样本特征、可观测时间窗口有限等导致关键审计事项对审计质量的影响并不明显。值得一提的是，除了是否披露关键审计事项，我们同时也注意到审计报告中关键审计事项的数量、内容的详细程度以及涉

及的具体会计账户或事项等都可能表征了注册会计师不同的行为选择，但受限于数据，本文暂时无法专门针对这些问题展开探讨。这值得后续研究重点关注。

主要参考文献

- 陈信元，夏立军. 2006. 审计任期与审计质量：来自中国证券市场的经验证据. 会计研究，1: 44~53
- 路军，张金丹. 2018. 审计报告中关键审计事项披露的初步研究——来自A+H股上市公司的证据. 会计研究，2: 83~89
- 王木之，李丹. 2019. 新审计报告和股价同步性. 会计研究，1: 86~92
- 王艳艳，许锐，王成龙，于李胜. 2018. 关键审计事项能够提高审计报告的沟通价值吗？会计研究，6: 86~93
- Asbahr, K., K. Ruhnke. 2017. Real Effects of Reporting Key Audit Matters on Auditors' Judgment of Accounting Estimates. SSRN Working Paper
- Bédard, J., N. Gonthier-Besacier, A. Schatt. 2015. Analysis of the Consequences of the Disclosure of Key Audit Matters in the Audit Report. Working Paper
- Fan, J. P., T. J. Wong. 2002. Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia. Journal of Accounting and Economics, 33 (3): 401~425
- Gutierrez, E., M. Minutti - Meza, K. W. Tatum, M. Vulcheva. 2018. Consequences of Adopting an Expanded Auditor's Report in the United Kingdom. Review of Accounting Studies, 23 (4): 1543~1587
- Louis, H. 2004. Earnings Management and the Market Performance of Acquiring Firms. Journal of Financial Economics, 74 (1): 121~148
- Reid, L. C., J. V. Carcello, C. Li, T. L. Neal, J. R. Francis. 2019. Impact of Auditor Report Changes on Financial Reporting Quality and Audit Costs: Evidence from the United Kingdom. Contemporary Accounting Research (Forthcoming)
- Sirois, L. P., J. Bédard, P. Bera. 2014. The Informational Value of Key Audit Matters in the Auditor's Report: Evidence from an Eye-Tracking Study. SSRN Working Paper

Does the Disclosure of Key Audit Matters in the Audit Report Contribute to Improving Audit Quality? An Empirical Study Based on the Two Dimensions of Earnings Quality and Market Perception

Zhang Jindan et al.

Abstract: Auditing Standard No. 1504 which was approved and issued by Ministry of Finance (MOF) of China requires CPAs to communicate key audit matters (KAM) in the audit report. The MOF's regulatory actions provide a unique quasi-experimental setting in which we can investigate the effect of the disclosure of KAMs on the audit quality. Our empirical results show that, from the perspective of earnings quality, the disclosure of KAMs has no effect on the discretionary accruals, which means it does not substantially affect the audit quality; while from the perspective of market perception, the disclosure of KAMs leads to a significant increase of ERC, which means it improves audit quality. The conclusions suggest that additional disclosure in the audit reports has different influence on earnings quality and market perception. However, our further examinations find the KAMs' positive effect on ERC disappears in a long time window. The research findings have a great practical and theoretical value for many market entities such as standard setters, market supervisors and so on.

Key Words: Key Audit Matters; Audit Quality; Earnings Quality; Market Perception