

关键审计事项、产权性质与市场反应

兰州理工大学 王翠琳 朱焕焕

【摘要】关键审计事项披露打开了财务报表审计黑箱,旨在通过提高审计工作透明度向市场提供客观公允的财务信息。基于2016—2019年披露关键审计事项的A+H股企业面板数据,从审计和证券两个市场检验关键审计事项披露的反应,进一步检验产权性质调节作用。研究表明,随着关键审计事项披露数量增多,审计和证券两个市场均表现出显著正向反应,证券市场更为敏感,国有性质企业关键审计事项披露数量越多,审计和证券市场反应越强,证券市场尤其明显。

【关键词】关键审计事项; 市场反应; 产权性质; 审计费用; 分析师跟踪

【中图分类号】F239 【文献标识码】A 【文章编号】1004-5937(2021)14-0127-07

一、引言

传统审计报告没有具体披露出审计结论形成的主要支撑资料信息,只是简要传达了最终结论,利用价值不高。2013年以来国内外通过在审计报告中增加“关键审计事项”的方式着手改革审计报告制度,目的是增加审计报告信息含量,充分发挥审计鉴证职能^①。理论上,审计报告中关键审计事项的披露,增强了社会公众对审计业务流程的了解及对审计师的信任,有助于满足社会公众投资决策的信息需求,所以从制度设计上是期望披露更多关键审计事项来促进审计市场和证券市场的良性发展。现实中,由于审计报告准则对关键审计事项披露数量并未做出强制性要求,审计师、公司治理层和投资者三者之间就会因各自利益需求不同产生博弈,导致具体披露多少受到多重因素影响,进而使得其披露在时间段上可能呈现出“U”型态势。即实施新审计报告初期,审计师为了顺应政策要求或因对关键审计事项披露反应不够明确以及审计声誉等因素影响,可能会较多地披露关键审计事项,但随着实施时间推移发现投资者对关键审计事项披露反应不明显甚至出现负面反应,使审计质量、治理层监管效果遭受质疑,或对比其他事务所发现披露数量较少等因素可能会自动减少披露数量。在此情形下,国家政策干预、审计市场发挥自我调节功能或资本市场的不断完善等又可能会使披露数

量按照制度设计初衷开始增加。

财务造假等违法违规现象给投资者造成巨额损失,扰乱了资本市场。从上市公司层面看关键审计事项披露对减少公司财务造假并没有起到明显遏制作用,那么对与其直接相关的审计和证券市场层面影响如何?率先执行新审计报告准则的A+H股上市公司中多为国有企业,产权性质作为市场中最重要制度背景问题之一,对两者关系是否有影响?在新《证券法》实施之际更值得我们研究关键审计事项披露的实施效果是否与审计报告制度改革目的相一致,存在哪些主要特征。

二、文献回顾

关键审计事项的披露能够提高独立审计认证作用^[1],弥合政府部门、监管机构和投资者与审计师执业质量的“期望差距”。近年来相关研究主要集中于类别、表述方式、特征^[2-3],将披露与未披露关键审计事项的审计报告进行对比,并分析新准则实施当年对会计师事务所、被审计单位、信息使用者产生的影响,研究方法主要采用实验研究法、倾向得分匹配法等。其核心观点有:(1)针对会计师事务所,披露关键审计事项虽然不改变审计人员整体上对财务报表发表的意见,但审计质量显著提高,增加了审计人员审计责任感知和对上市公司的感知信息^[4-6];然而关键

【基金项目】甘肃省教育厅项目“高校科技质量体系建设研究”(2017F-010)

【作者简介】王翠琳(1972—),女,甘肃定西人,兰州理工大学经济管理学院教授、硕士生导师,研究方向:审计理论与实务;朱焕焕(1993—),女,河南商丘人,兰州理工大学经济管理学院硕士研究生,研究方向:审计理论与实务

^①2013年英国率先进行审计报告改革,但未明确提出“关键审计事项”;美国PCAOB于2013年发布《审计师出具无保留意见时的财务报表审计报告》,要求增加关键审计事项段。2015年IAASB发布的ISA701号准则要求在独立审计师报告中披露关键审计事项及应对措施。2016年我国财政部要求A+H股上市公司首先在审计报告中披露关键审计事项段。

审计事项是依据审计师职业判断,具有酌定性,披露后并不一定传递增量信息^[7]。(2)针对被审计单位,关键审计事项的沟通显著提高了上市公司应计盈余质量程度^[8],管理层与审计人员沟通意愿更强^[9]。(3)针对信息使用者,关键审计事项披露为投资判断和决策提供了有用信息,信息不对称性显著下降^[10];相反,关键审计事项也传达了财务错报风险信号,导致投资者放弃投资决策或降低对财务报表账户信赖程度^[11]。

综上所述,关键审计事项披露研究主要集中于新审计报告准则实施当年产生的影响,对后续披露的关键审计事项是否提供了有效信息的实证研究比较少,而对市场反应的研究主要集中于投资者角度,且表达了不同观点。本文在以上研究基础上,基于A+H股上市公司2016—2019年数据,动态跟踪关键审计事项披露,分别从审计市场和证券市场(证券公司视角)来检验关键审计事项披露的影响程度,并基于不同产权性质进一步探究关键审计事项披露对市场反应的影响,以期是关键审计事项实践及相关政策的颁布和实施提供有益参考。

三、理论分析与研究假设

(一)关键审计事项与审计市场反应

传统审计报告格式上出现严重同质化,同一类型审计意见所表达内容完全一致,作为审计业务最终产品其出具对审计市场产生的效用很小^[12]。关键审计事项差异性带来了审计报告差异性,财务报表使用者对审计报告的利用从审计意见扩大到关键审计事项,审计师会进一步受到政府部门重点监督及社会各界关注,但在实务中,审计师从自身利益出发会有不同反应。从博弈角度看,有些事务所尤其是声誉良好的事务所,为了满足新审计报告准则对审计师在审计报告中沟通更多公司关键事项的这一契机,会主动增加关键审计事项披露数量并注重披露质量,以提高审计报告信息含量来改变审计服务市场竞争格局;相反,有些事务所可能会认为披露越多关键审计事项,向报表阅读人传递的重大错报风险点越多,或者其披露的关键审计事项涉及客户最为敏感和关注的核心问题,如果投资者不能正确理解关键审计事项的真正含义,在一定程度上会增加诉讼风险,出于“明哲保身”心理,事务所会偏向于披露较少的关键审计事项,这样既不与准则规定相背离也能减少审计成本,降低审计风险。

实施新审计报告初期,大部分审计师为了顺应政策,还

是倾向于披露较多关键审计事项,加重审计责任感知^[13],增强会计师事务所间差异性,推进审计市场对高质量审计的供给大幅提升。但是,当关键审计事项披露较多时,从风险控制理论角度看,审计师将会采取更谨慎的审计态度,进行审计时为了识别被审计单位关键审计事项,付出的时间和精力会比以往更多,伴随而来的是审计成本、监管处罚风险、投资者诉讼风险的增加,出于这种监督及诉讼带来的“压力效应”,事务所会通过增加审计费用的方式来规避部分风险。同时,审计市场中高质量审计服务意味着高成本付出^[14],审计师感知到的审计责任变化也会通过审计定价表现出来^[13],所以当审计报告中披露较多关键审计事项时,最终审计市场反应可通过审计费用上升表现出来。由此,本文提出以下假设:

H1:关键审计事项在审计报告中披露数量越多,在审计市场表现出比较明显的审计费用越高的正向反应。

(二)关键审计事项与证券市场反应

证券发行者掌握本公司全面、准确的所有信息,而投资者仅拥有来源于对外公开的各种报表、研究报告等间接信息,尤其是当个人投资者无法对各类信息进行有效提取和甄别时,就会使证券发行者与投资者间信息不对称现象更为明显,而且关键审计事项丰富的表述内容和方式更增加了财务报表使用者的理解难度,显著影响了非专业投资者的投资决策。另外,从学习曲线理论右下方倾斜的曲线特征可以看出,个人投资者早期对关键审计事项的学习都会反映出学习成本高、效率低和效果差的情形,再加上我国个人投资者占比很高^②,即使投资者经过一定阶段学习对财务信息的掌握程度有一定提升,但整体对关键审计事项所传达出的审计信息还是了解甚微。相反,证券公司作为专业市场研究机构和证券市场功能发挥的维护者、信息发现者和解读者,具有获取信息的便利性以及分析信息的专业性和对会计、审计信息的敏感性,其发布的上市公司研究报告是投资者的重要投资参考依据。所以,当关键审计事项在审计报告中披露的数量越多时,证券公司有可能掌握更多上市公司信息,进而为投资者的投资决策传递更多有价值信息,使得证券市场信息不对称程度降低,同时,进一步说明审计师与治理层沟通频率越高或内容越多,所披露信息含量也越大,能够向分析师提供更多的增量信息,预测准确性提高^[15]。除此之外,关键审计事项的披露还表现出行业或个体特征,采用个性化语言描述该事项和其应对策略时会吸引更多投资评级机构分析增量信息,从而

^②根据 Wind 数据库对证券市场投资者最新情况统计,目前个人投资者占比达到 99%以上。

显著提升了对投资者的参考价值,有利于证券市场的有效性提升,充分发挥证券市场“导向者”作用^[16]。由此,本文提出以下假设:

H2:关键审计事项在审计报告中披露数量越多,在证券市场上表现出证券公司提供给投资者信息会越多的正向反应。

(三)企业产权性质的调节作用

审计师通过关键审计事项披露形式向市场传达了企业相关风险信息,且关键审计事项数量越多,传递出的风险信号越强。国有企业风险管理体系虽然相对完善,但由于公司规模庞大、业务和股权关系复杂等会造成遇到系统性风险时在短时间内难以调整^[17],当国有企业审计报告中披露更多关键审计事项时,国有企业会面临较高风险水平。由保险和“深口袋”理论可知,审计师最终会承担客户的风险,进而导致事务所在声誉和经济上双重损失。因此,当审计师在国有企业审计报告中披露较多关键审计事项时,不仅会引起更多社会舆论,而且提高了未来潜在被诉讼风险,使得审计师在审计资源投入上不断提高,继而其审计服务质量以及审计费用也会显著提升。同时,国有企业的政府“隐性担保人”角色吸引了大量投资者、证券公司关注和更多媒体监督,比如“营改增”税制改革政策出台后,机构投资者对国有试点企业的持股增长幅度显著高于非国有试点企业^[18]。由此,与非国有企业相比,国有企业担负更大社会责任压力,当向市场传达新政策时,证券公司专业敏感度增强,进而在证券市场引发更大波动;当审计报告中披露关键审计事项越多,证券公司会传递更多信息量,引起社会公众极度关注,促使投资者对未来收益的关注度显著提升,形成产权性质对关键审计事项与市场反应的调节作用路径。由此,本文提出以下假设:

H3:相比非国有企业,国有企业审计报告中披露的关键审计事项数量与审计市场反应间的相关性会增强。

H4:相比非国有企业,国有企业审计报告中披露的关键审计事项数量与证券市场反应间的相关性会增强。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

2017年1月1日A+H股的上市公司率先执行新审计报告准则,所以本文选取的样本总体是2016—2019年执行新审计准则的A+H公司,样本公司沟通关键审计事项数目使用手工收集,其他相关数据从Wind数据库获取。剔除金融保险类和ST及*ST类上市公司,同时剔除相关数据缺失的上市公司,最终确定了61家183个研究样本,采

用Stata15.1软件对面板数据进行处理以及回归分析,并对连续变量数据进行前后各1%的Winsorize缩尾处理。

(二)变量定义

1.被解释变量

依据本文研究假设,审计市场方面参照程璐和陈宋生^[19]的研究,采用企业年度财务报告中审计费用的自然对数来衡量审计市场反应;证券市场方面,由于评级分析师数量与投资者获取的信息含量呈显著正相关^[20],关键审计事项披露后更加凸显了审计师的专业性,增大了投资者理解难度,使得评级机构效用性增强,其披露数量越多,越易吸引更多的分析师对其进行解读与挖掘,向投资者传递更多有价值的信息。因此,本文选择分析师跟踪数量来衡量关键审计事项披露后证券公司提供给投资者的信息含量,并借鉴李春涛等^[21]的研究,以对上市公司进行收益预测的分析师团队个数的对数值作为分析师跟踪人数的代理指标。

2.解释变量

本文首先采用关键审计事项披露的具体数量予以衡量,其次按照中位数对关键审计事项数量进行分组,划分关键审计事项高位组与低位组对假设做出进一步验证^[22]。

3.调节变量

本文以样本企业产权性质作为调节变量,对国有背景上市企业取值为1,否则取值为0。

4.控制变量

审计费用除受到审计成本、审计风险的影响之外,被审计客户的规模、财务杠杆、盈利水平、增长水平等指标^[23]以及事务所规模、服务质量等因素都会对其产生影响,证券公司通常会选择经营状况良好、规模大、发展潜力较好的公司作为研究对象^[24]。所以本文基于以上因素的分析,选择公司规模、财务杠杆、盈利水平、增长水平以及审计师类型作为控制变量,并在研究中对行业和时间因素进行控制。具体变量定义及说明见表1。

(三)模型构建

本文构建以下回归模型对研究假设进行检验:

$$Fee_{i,t} = \alpha + \beta_1 Kam_#_{i,t-1} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lev_{i,t} + \beta_4 Roe_{i,t} + \beta_5 Growth_{i,t} + \beta_6 Big4_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

$$Analyst_{i,t} = \alpha + \beta_1 Kam_#_{i,t-1} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lev_{i,t} + \beta_4 Roe_{i,t} + \beta_5 Growth_{i,t} + \beta_6 Big4_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon \quad (2)$$

模型中,解释变量Kam_#为关键审计事项的特征变量,分别以Kam_num、Kam_ng代入进行具体数量和分组数量的检测。关键审计事项政策效应具有滞后性,因此解释变量Kam_#采用滞后一期的数据。模型(1)、(2)用于验

表1 变量选择及定义

变量类别	变量名称	变量符号	具体定义
被解释变量	审计费用	Fee	上市公司年度审计费用的自然对数
	分析师跟踪人数	Analyst	Ln(进行收益预测的分析师团队数量+1)
解释变量	关键审计事项数量	Kam_num	在审计报告中披露的关键审计事项数量
	关键审计事项数量分组变量	Kam_ng	关键审计事项披露数量在中位数之上取值1,否则为0
调节变量	产权性质	Soe	国企为1,非国企为0
控制变量	公司规模	Size	总资产的自然对数
	财务杠杆	Lev	总负债除以总资产
	盈利水平	Roe	公司报告期末净利润/净资产余额
	增长水平	Growth	(营业收入本期额-营业收入上期额)/营业收入上期额
	审计师类型	Big4	上市公司由“四大”会计师事务所审计取值1,否则为0

证 H1、H2,为了验证 H3 和 H4,本文根据产权性质对上述模型作分组回归。

五、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2列示了观测值的描述性统计结果,其中审计费用(Fee)、分析师跟踪人数(Analyst)的标准差分别为1.092、0.715,说明样本企业之间审计费用以及评级分析师的关注度分布差异较大。关键审计事项数量(Kam_num)的标准差为0.984,表明企业间其数目差距比较大。关键审计事项数量分组变量(Kam_ng)的均值为0.398,表明关键审计事项数量大于中位数的样本企业有四成左右。产权性

表2 变量描述性统计结果

变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
Fee	183	15.390	1.092	13.326	17.786
Analyst	183	2.438	0.715	0	3.611
Kam_num	183	2.230	0.984	1	5
Kam_ng	183	0.398	0.491	0	1
Soe	183	0.787	0.411	0	1
Size	183	25.154	1.567	21.237	28.636
Lev	183	0.571	0.160	0.157	0.879
Roe	183	0.087	0.091	-0.323	0.513
Growth	183	0.154	0.325	-0.295	2.475

质(Soe)均值为0.787,说明样本企业里国有企业占比较高,达到了八成左右。

(二)回归分析

1.关键审计事项数量与市场反应

表3是依托关键审计事项在审计报告中披露的数量,对H1、H2的检验,即关键审计事项与市场反应的回归结果。

审计市场的检验(1)列中关键审计事项数量(Kam_num)系数在5%水平显著为正,说明增加关键审计事项披露数量会显著增加审计费用,进而在审计市场表现出显著正向市场反应,H1得

到了证实。(2)列中将关键审计事项分为高低位组后,关键审计事项数量分组变量(Kam_ng)系数在5%水平显著正相关,表明关键审计事项数量处于高位组的企业其审计费用会显著增加,这对关键审计事项与审计市场反应之间正向关系显示了更强的支持,进一步验证了H1的正确性。在控制变量中也验证了“四大”向市场提供高质量审计服务的普遍性。

证券市场的检验(3)列中关键审计事项数量(Kam_num)系数在1%水平显著正相关,这同样验证关键审计事项数量披露越多,评级分析师对公司的关注度显著提升,投资者获取的信息含量增加,进而在证券市场表现出显著的正向市场反应,H2得到了证实。(4)列中关键审计事项数量分组变量(Kam_ng)系数在1%水平显著正相关,其结果也进一步验证了H2的正确性。在控制变量中,可以发现公司规模、财务杠杆和盈利水平是证券公司的关注重点。对比表中结果,可以进一步发现证券市场相对审计市场来说对关键审计事项数量反应更为敏感。

本文在以上实证检验的同时基于研究时段的截面数据分别建立计量模型发现,2016—2019年审计市场中关键审计事项数量(Kam_num)的回归系数分别为0.134、0.131、0.105。证券市场中关键审计事项数量(Kam_num)的回归系数分别为0.135、0.087、0.068。从这两组数据不同时期的变动情况,可以看出市场反应强度存在减弱趋势。

表3 关键审计事项与市场反应回归结果

变量	因变量 :Fee		因变量 :Analyst	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Kam_num	0.055** (2.38)	—	0.135*** (2.62)	—
Kam_ng	—	0.106** (2.17)	—	0.234*** (2.61)
Size	0.092 (0.73)	0.066 (0.54)	0.141*** (3.60)	0.148*** (3.70)
Lev	0.008 (0.95)	0.007 (0.93)	- 0.008*** (- 2.67)	- 0.007** (- 2.57)
Roe	- 0.002 (- 0.72)	- 0.001 (- 0.89)	0.010** (2.17)	0.009** (2.00)
Growth	0.001 (1.65)	0.001* (1.86)	0.001 (0.95)	0.001 (0.97)
Big4	0.293*** (5.05)	0.327*** (5.26)	0.065 (0.60)	0.052 (0.47)
Ind	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
Constant	12.34*** (3.83)	13.05*** (4.14)	- 1.663* (- 1.74)	- 1.652* (- 1.71)
Observations	183	183	183	183
R- squared	0.197	0.202	0.256	0.254
F	4.24	4.37	8.51	8.51

注 括号内为调整后的 t 值 ,***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平显著(下表同)。

2. 产权性质的调节效应

表 4 是进一步分析关键审计事项数量与审计市场反应之间关系在不同产权性质企业中差异的回归结果,通过表中分组回归结果可以看出关键审计事项披露数量对增强国有企业组和非国有企业组引发的审计市场反应差别显著。(1)列结果显示,国有企业组在 5%水平显著,说明关键审计事项披露数量越多,在审计市场引起的正向市场反应会显著增强,验证了 H3。为了增强结果的稳健性,(3)、(4)列是按照中位数将关键审计事项划分为高低位组后,按照产权性质进行分组回归得到的组间差异结果。可以看出关键审计事项在不同产权性质之间的差异,为国有企业组审计报告中披露的关键审计事项数量与审计市场反应之间的相关性增强提供了有力支持。

表 5 是进一步分析关键审计事项数量与证券市场反应之间关系在不同产权性质企业中差异的回归结果。结果表明关键审计事项披露数量对国有企业组和非国有企业组产生的证券市场反应的影响是有显著差别的。(1)、(2)

列分组回归结果显示了企业产权性质对证券市场反应的影响,可以看出国有企业组关键审计事项披露的数量越多,证券公司中的评级分析师关注度越高,进而投资者获取到更多增量信息,表现为正向证券市场反应,H4 成立。同理,(3)、(4)列分组回归结果也对国有企业组审计报告中披露的关键审计事项数量与证券市场反应之间的相关性增强提供了有力支持。

对比表 4、表 5 结果,可以看出国有企业审计报告中披露的关键审计事项数量与证券市场反应之间的相关性增强效果要比审计市场更为明显。

(三) 稳健性检验

本文在上述研究过程中按照中位数对关键审计事项数量划分高低位组,并代入模型中进行检验,已是对研究结果做出了进一步验证。为了使本文分析结果更加可靠,采取下列方式再次进行检验(由于篇幅限制,具体结果未予列示):

1. 审计市场反应的稳健性检验

采用审计费用总额除以总资产再取对数的指标衡量审计市场反应^[25],运行模型(1),结果显示关键审计事项数量(Kam_num)系数在 5%水平显著正相关,按照产权性质分组回归后,国有企业组关键审计事项数量(Kam_num)系数在 10%水平显著为正,主要结果没有多大变化。

2. 证券市场反应的稳健性检验

结合反映市场流动性的日均换手率指标、反映投资者决策行为的涨跌幅指标以及相对指数涨跌幅指标,选择样本公司 2016—2019 年各指标自审计报告实际披露日期后一周的窗口期情况,用熵权法得到一个综合性评价指标来作为衡量证券市场反应的指标,运行模型(2),结果显示关键审计事项数量(Kam_num)系数在 1%水平显著正相关,按照产权性质分组回归后,国有企业组关键审计事项数量(Kam_num)系数在 1%水平显著为正。

六、结论及建议

关键审计事项的披露与新《证券法》主导思想一致,均在于保护投资者利益、规范各级市场。本文通过实证检验发现,目前关键审计事项披露越多,审计和证券市场上都

表4 关键审计事项数量、产权性质与审计市场反应回归结果

变量	因变量 Fee		因变量 Fee	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Soe=1	Soe=0	Soe=1	Soe=0
Kam_num	0.050** (2.03)	0.053 (0.79)	—	—
Kam_ng	—	—	0.081** (2.19)	0.263 (1.02)
Size	0.016 (0.10)	0.246 (1.04)	0.002 (0.01)	0.185 (1.04)
Lev	0.011 (1.26)	- 0.014 (- 0.58)	0.011 (1.26)	- 0.019 (- 0.71)
Roe	- 0.001 (- 0.53)	- 0.003 (- 0.99)	- 0.001 (- 0.75)	- 0.003 (- 1.06)
Growth	0.001 (0.97)	0.001 (1.69)	0.001 (1.17)	0.001 (1.53)
Big4	0.276*** (4.78)	0.238*** (3.52)	0.305*** (5.49)	0.274*** (5.21)
Ind	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
Constant	14.23*** (3.41)	9.33 (1.76)	14.64*** (3.51)	11.12** (2.71)
Observations	144	39	144	39
R-squared	0.195	0.314	0.193	0.363
F	3.25	1.77	3.20	12.15

呈现出正向反应,其中证券市场更加明显;同时在国有企业中关键审计事项数量与审计和证券市场反应之间的相关性会增强,证券市场也尤为明显,实证检验结果与审计报告准则修订目标相一致。但由于关键审计事项披露涉及上市公司、审计机构以及投资者的利益,在实践中会出现三者间博弈,其披露数量可能不会如政策所预期的趋势发展,可能会呈现出“U”型态势,市场反应效果跟随关键审计事项披露的变化而变化,可能也会随着实施时间长度转向此趋势。对审计报告中关键审计事项(含金融业)披露数量进行分析,发现超过中位数以上的数量从54.26%下降到38.98%,说明关键审计事项披露开始出现了下降趋势。本文回归结果表明市场反应强度呈现出减弱趋势,说明关键审计事项披露数量和市场效果转向“U”型的发展态势。

实践的反应、实证的检验与本文的分析相一致,即现阶段中,尽管关键审计事项的实质作用得到了发挥,但已开始出现与审计报告准则和《证券法》修订初衷相背离的

状况,需要引起各界的重视。根据上述分析及研究结论,提出如下建议:(1)为了切实提供高质量信息,保护投资者利益,建议对关键审计事项披露数量做出明确、尽可能多的强制性要求;加大对上市公司关键审计事项信息披露监管的同时,对关键审计事项披露方面表现突出的事务所进行鼓励。(2)对事务所通过后续教育等专业培训来保证关键审计事项披露的关键性、重要性以及决策有用性;同时加强对财务报表使用者的专业知识教育,提高其对关键审计事项段的认知程度;继续强化证券公司对信息的解读以及与信息使用者之间进行有效沟通的技能,帮助投资者做出正确决策,以发挥关键审计事项披露的效果。(3)继续加强国有企业对关键审计事项披露的重视,自发性公开更多有效信息,使国有企业的行业引领作用得到充分发挥,担当起促进国家经济发展的使命。●

【参考文献】

[1] CHRISTENSEN B E, GLOVER S M, WOLFE C J. Do critical audit matter paragraphs in the audit report change non-professional investors' decision to invest? [J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2014, 33(4).

[2] 吴秋生, 独正元. A+H 股公司关键审计事项准则执行效果分析[J]. 会计之友, 2018(12): 86-90.

[3] 许静静, 朱松, 周萍. A 股关键审计事项全面披露特征及政策效果研究: 基于 2018 年首次全面披露的分析[J]. 审计与经济研究, 2019, 34(6): 46-57.

[4] 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(6): 38-43.

[5] 韩冬梅, 张继勋. 关键审计事项披露与审计人员感知的审计责任[J]. 审计研究, 2018(4): 70-76.

[6] 王艳艳, 许锐, 王成龙, 等. 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.

[7] VAN STRAELEN A, SCHELLEMAN C, MEUWISSEN R, et al. The audit reporting debate: seemingly intractable problems and feasible solutions [J]. European Accounting Review, 2012, 21(2): 193-215.

[8] 李延喜, 赛赛, 孙文章. 在审计报告中沟通关键审计事项是否提高了盈余质量? [J]. 中国软科学, 2019(3): 120-135.

[9] 张继勋, 蔡闰东, 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(3): 77-83.

[10] 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 [J]. SSRN Electronic Journal, 2015.

[11] KACHELMEIER S J, SCHMIDT J J, VALENTINE K. The disclaimer effect of disclosing critical audit matters in the auditor's report [J]. Social Science Electronic Publishing, 2014.

[12] 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(1): 60-66.

[13] 潘克勤. 关键审计事项披露改变了审计师的审计责任意识吗? ——基于审计定价视角 [J]. 经济经纬, 2020, 37(3): 108-116.

[14] 谢雅璐. 事务所转型、审计师关注度与审计质量 [J]. 中央财经大学学报, 2018(12): 62-75.

[15] 赵刚, 江雨佳, 马杨, 等. 新审计准则实施改善了资本市场信息环境吗? ——基于分析师盈余预测准确性的研究 [J]. 财经研究, 2019(9): 114-126.

[16] 蒋彧, 季慧萍. 证券公司的股票投资评级具有参考价值吗? ——基于 A 股市场的实证检验 [J]. 中国经济问题, 2018(4): 111-122.

[17] 靳曙畅. 债务异质性、产权性质与企业可持续发展 [J]. 山西财经大学学报, 2019, 41(6): 67-84.

[18] 龙月娥, 黄娉婷. “营改增”税制改革与证券市场反应研究: 基于机构投资者与证券估值双重视角 [J]. 证券市场导报, 2016(7): 20-25, 67.

[19] 程璐, 陈宋生. 审计市场供需不平衡、事务所选聘与审计收费 [J]. 会计研究, 2016(5): 87-94, 96.

[20] 程新生, 郑海埃, 程昱. 创新信息披露、

分析师跟踪与市场反应研究 [J]. 科研管理, 2020, 41(1): 161-173.

[21] 李春涛, 宋敏, 张璇. 分析师跟踪与企业盈余管理: 来自中国上市公司的证据 [J]. 金融研究, 2014(7): 124-139.

[22] 涂建明, 朱渊媛. 新审计报告改革影响了银行信贷决策吗? [J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2019, 39(11): 34-52.

[23] 申成锐, 邱霞. 高管学术经历、事务所规模与审计收费 [J]. 会计之友, 2019(13): 26-31.

[24] 傅传锐, 康守丽. 上市公司智力资本信息披露对投资评级影响的实证分析: 基于分析师跟踪的中介效应研究 [J]. 浙江学刊, 2019(3): 134-146.

[25] 沈维成. 债务期限结构会影响审计师风险决策行为吗: 基于审计投入、审计费用和审计意见视角的研究 [J]. 山西财经大学学报, 2019, 41(1): 111-124.

附:

表 5 关键审计事项数量、产权性质与证券市场反应回归结果

变量	因变量 :Analyst		因变量 :Analyst	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Soe=1	Soe=0	Soe=1	Soe=0
Kam_num	0.185*** (3.10)	- 0.159** (- 2.64)	—	—
Kam_ng	—	—	0.273*** (2.74)	- 0.336* (- 1.78)
Size	0.156*** (3.60)	0.039 (0.34)	0.166*** (3.76)	0.013 (0.12)
Lev	- 0.010*** (- 3.17)	0.012* (2.01)	- 0.009*** (- 2.91)	0.014** (2.13)
Roe	0.010 (1.59)	0.015** (2.16)	0.009 (1.50)	0.017** (2.62)
Growth	0.001 (0.57)	0.001 (0.52)	0.001 (0.56)	0.001 (0.45)
Big4	- 0.037 (- 0.32)	0.154 (0.51)	- 0.054 (- 0.46)	0.204 (0.64)
Ind	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
Constant	- 1.920* (- 1.80)	0.248 (0.09)	- 1.968* (- 1.81)	0.522 (0.20)
Observations	144	39	144	39
R- squared	0.245	0.458	0.236	0.454
F	6.61	4.73	6.63	5.87