

关键审计事项披露的信息价值

——基于股票流动性视角

柳木华¹,任嘉乐²,郭振³

(1. 深圳大学 经济学院,广东 深圳 518060;2. 普华永道中天会计师事务所 深圳分所,广东 深圳 518001;
3. 华润置地(深圳)开发有限公司 财务部,广东 深圳 518052)

[摘要]手工收集 5806 家 A 股上市公司 2017—2018 年新式审计报告文本数据,采用事项个数、段落字数和文件长度三种披露水平计量方法,研究发现随着审计报告中关键审计事项披露水平的提高,公司股票流动性增强,在考虑内生性和执行多种稳健性检验后结论仍然成立。进一步分析表明,在内部控制薄弱、大股东持股比例低的样本中两者存在显著正相关关系。研究贡献在于从股票流动性视角证明了关键审计事项披露的信息价值,以源自审计师的信息披露为调查对象,拓展了股票流动性的影响因素研究,表明审计报告改革实现了预期目的,有助于提高证券市场效率。

[关键词]审计报告改革;关键审计事项;股票流动性;信息价值;审计质量;审计费用;审计风险

[中图分类号]F239.43 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2021)03-0021-12

一、引言

2008 年全球性金融危机爆发后,证券监管部门、审计准则制定机构及其他有关方面积极反思公司治理和审计沟通方面存在的问题^①,由此引发世界范围的审计报告改革。此次改革以长式、个性化披露为特点的新审计报告模式取代实行长达 80 年、以“通过/不通过”(fail/pass)为标志、标准措辞、短式的传统审计报告模式,目的是为了审计报告的信息含量、增强审计沟通、缩小社会公众与审计师之间的信息差距。国际和世界上主要国家或地区的审计准则制定机构,例如英国财务报告委员会、欧盟委员会、国际审计与鉴证准则理事会、美国公众公司会计监督委员会分别于 2013 年、2014 年、2015 年、2017 年陆续颁布新的或修订的审计报告准则,实施新审计报告模式^②。我国实行与国际审计准则趋同的战略,财政部于 2016 年 12 月颁布《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》并修订其他与审计报告相关的 10 项准则(以下简称新审计报告准则),自 2018 年 1 月起在上市公司范围内施行,这标志着我国正式全面实施审计报告改革。改革的主要措施是在审计报告中新增关键审计事项(Key Audit Matters,简称 KAM)部分。该部分披露对本期财务报表审计最为重要的事项以及针对这些事项的应对程序和发现。本次改革效果备受各方期待,本文拟从证券市场微观结构股票流动性的角度对其进行评价。

股票市场是为投资者提供股票交易的场所,它不仅为规避风险和实现收益提供了可能,还是资产定价的重

[收稿日期]2020-09-16

[基金项目]国家社会科学基金项目(17BJY003)

[作者简介]柳木华(1969—),男,湖北监利人,深圳大学经济学院教授,从事资本市场中的会计审计问题研究,E-mail:cdlmh@sina.com;任嘉乐(1995—),女,河南新乡人,硕士,普华永道中天会计师事务所深圳分所审计员,从事资本市场中的会计审计问题研究;郭振(1992—),男,河南驻马店人,硕士,华润置地(深圳)开发有限公司财务部员工,从事资本市场中的会计审计问题研究。

^①例如,2009 年 9 月,国际证监会组织(International Organization of Securities Commissions,IOSCO)技术委员会发布咨询报告《审计师沟通(Auditor Communications)》,指出现行审计报告模式在满足财务报表使用者需求上存在的缺陷,并提出在标准审计报告中增强沟通等可能的改进方案;2008 年 10 月,美国财政部审计职业咨询委员会(Advisory Committee on the Auditing Profession,ACAP)发布《ACAP 给美国财政部的最终报告(Final Report of Advisory Committee on the Auditing Profession to the U.S. Department of the Treasury)》,建议美国公众公司会计监督委员会(Public Company Accounting Oversight Board,PCAOB)着手启动准则制定项目以改进标准审计报告模式;2011 年 1 月,英国财务报告委员会(Financial Reporting Council,FRC)发布《有效的公司受托责任——加强公司报告和审计(Effective Company Stewardship-Enhancing Corporate Reporting and Audit)》的讨论文件,建议拓展审计报告。

^②法国早在 2003 年就颁布了法律和审计报告准则,实行新审计报告模式。法国金融证券法案(French Financial Security Act)要求审计师在其报告中证明其评价的合理性,具体地说,在审计报告中增加“评价的合理性解释(Justification of Assessments,JOAs)”部分,以提高审计报告的信息含量。审计准则《NEP 第 705 号——评价的合理性解释》定义了 JOAs,并提供了应用指南。但法国当时的审计报告改革没有得到国际和其他主要国家或地区的积极跟进。2008 年全球性金融危机加速了审计报告改革,导致新审计报告模式在世界范围内的广泛实行。

要参考依据。股票流动性的缺失会对资产价值、投资者信心和市场稳定产生严重不利影响,例如2015年6月至7月、2016年1月因市场流动性不足而造成股灾。因此,如何提高股票流动性、降低流动性风险、防止流动性事件的发生不仅是监管部门和实务界关注的焦点,还成为学术界长期跟踪的主题。在影响股票流动性的因素中,信息披露是其中的一个重要因素。许多研究表明信息披露有助于增强股票流动性^[1-7]。新式审计报告的关键审计事项披露作为来自审计师的信息源,能否起到增强股票流动性的作用?本文通过对手工收集的5806家A股上市公司2017年至2018年新式审计报告中的关键审计事项文本数据进行经验分析来回答上述问题。研究发现,在控制可观察因素的情况下,审计师关键审计事项披露水平(同时采用事项个数、段落字数和TXT文件长度计量)越高,公司股票流动性越强,表明关键审计事项披露增强了股票流动性。考虑到不可观察因素对股票流动性的潜在影响,本文运用双重差分模型检验两者之间的因果关系,统计结果支持上述结论。进一步分析表明,公司内部控制质量、大股东持股对关键审计事项披露和股票流动性之间的关系具有调节作用,在内部控制薄弱、大股东持股比例低的样本中关键审计事项披露发挥了对股票流动性的增强作用,而在内部控制健全、大股东持股比例高的样本中作用不明显。

本文的贡献主要体现在以下两个方面。(1)以审计师关键审计事项披露为调查对象,拓宽了信息披露对股票流动性影响的研究领域。信息披露是影响股票流动性的重要因素,按照信息披露的主体划分,已有文献集中研究了公司^[4,8-12]、媒体^[6,13-14]、分析师^[15-17]等主体披露的信息对股票流动性的影响,但缺乏审计师信息披露对股票流动性影响的研究。审计师作为市场中的重要主体,理应受到重视,本文以审计师这一不同于前面主体的信息披露为调查对象,拓展了股票流动性影响因素的研究。(2)从股票流动性视角丰富了关键审计事项披露经济后果的研究文献。审计报告中引入关键审计事项的历史很短,直至2018年才在上市公司范围内全面实施,截至目前,学者研究了关键审计事项披露对沟通价值^[18]、对盈余管理^[19-20]和股价同步性^[21-22]的影响,但尚未发现有论文探讨对股票流动性的作用,本文填补了这方面的空白。

本文研究结论具有较强的现实意义和政策含义。部分学者对于审计报告改革能否取得预期效果持有保留意见。本文从股票流动性视角经验证明了关键审计事项披露具有信息价值,新式审计报告成为除公司公告、证券分析师的分析报告、媒体报道等之外获得公司信息的又一重要渠道,这表明审计报告改革取得了预期效果,有助于提高证券市场效率。

二、文献综述

本文与研究股票流动性影响因素和关键审计事项披露经济后果的文献相关,下面分别回顾这两类文献。

(一)股票流动性影响因素的文献回顾

本文旨在调查审计师关键审计事项披露与公司股票流动性之间的关系,所以聚焦于信息披露对股票流动性影响的已有研究。自Amihud和Mendelson建议公司可以通过披露更多信息以增强流动性从而引起股价上升^[23],Diamond和Verrecchia运用分析性方法构建数理模型论证上述观点^[24]以来,学者们对此进行了大量经验研究,积累了丰富文献,下面本文按照公司自身、证券分析师、媒体等信息来源类别进行回顾。

公司自身是市场上有关该公司信息的最主要来源,其提供的信息以会计信息为主。学者们从数量和质量两个方面对此进行了研究。从数量方面研究的文献调查了披露会计信息总体水平和具体项目的作用。市场认为按照国际会计准则编制的会计信息披露水平较高、信息量较大,公司的财务报告编制基础由某个国家或地区的准则转为采用国际会计准则会提高会计信息披露的总体水平,导致股票流动性增强^[9,25]。在监管部门规定的最低披露要求基础上进行自愿披露也会提高信息披露的总体水平,从而改善股票流动性^[4-5]。除了考察信息披露总体水平外,学者们还分别以分部报告^[8]、石油天然气储量信息^[26]、管理层季度盈利预测^[27]等单个具体项目为研究对象,都得出了额外披露这些具体项目可以提高股票流动性的结论。

除了信息披露数量外,信息披露质量或者说信息透明度对股票流动性的影响也是重点研究领域。这些文献采用多种表征信息披露质量的方法,如盈余管理或盈余质量^[12,28]、交易所或专门机构的信息披露评价结果^[2,11,29]、财务重述性质^[30]、信息透明度综合指数^[3,31],证明了信息披露质量越高,股票流动性越强,流动性风险或流动性的变化越小。有学者还进一步研究了重大环境变化对信息披露质量与股票流动性之间关系的影响,发现在市场流动性紧张的2008年金融危机时期,信息透明度对流动性的作用尤其显著^[31]。杨洁等发现我国融资

融券这一增强流动性政策的推出削弱了公司盈余管理与流动性风险之间的正向关系^[28]。此外,公司的内部控制报告也会影响市场流动性,披露内部控制重要缺陷的公司股票流动性更低^[10]。

证券分析师是市场上重要的信息来源。学者们对该来源的信息与股票流动性之间的关系存在两种不同的观点。一种观点认为,分析师作为信息来源为市场增加信息供给,因而分析师跟踪(或分析师预测分歧)与股票流动性正相关^[15-16]。另一种观点认为,分析师之所以跟踪一只股票,是因为其中存在信息不对称,因而把分析师跟踪当作信息不对称的代理变量,于是分析师跟踪人数与股票流动性之间呈负相关关系^[32]。陈辉和汪前元进一步考察了证券分析师对股票流动性的作用机理,认为在我国股市中,分析师跟踪一方面导致逆向选择、加剧信息不对称,另一方面提升信息效率,但信息效率效应支配了逆向选择效应,所以整体上提高了股票流动性^[17]。

媒体也是市场中的重要信息来源,既创建信息,也传播信息,后者是它有别于其他来源的独有特点。Bushee等发现盈余公告期间媒体报道提高了股票流动性,并且媒体传播信息比自身创建信息对流动性的作用更大^[13]。近年来,学者们关注了互联网、微信、推特等新媒体对股票流动性的影响。张继德等发现采用百度指数度量的投资者关注度与市场流动性正相关^[6],王冰和潘琰、Qu等分别证明微信^[14]、推特^[33]披露提高了股票流动性,吴璇等发现公司的网络舆情管理改善了流动性^[34]。

综上,国内外学者集中研究了公司、证券分析师和媒体信息披露对股票流动性的影响,而本文以审计师披露的关键审计事项为调查对象,拓宽了股票流动性影响因素的研究领域。

(二)关键审计事项披露经济后果的文献回顾

与本文最具相关性、以关键审计事项为研究对象的经验文献出现在国内。但在国际和我国实施以关键审计事项披露为主要创新措施的审计报告改革前,少数国家(如法国、英国)已实施类似的改革,要求披露扩展审计报告(expanded audit report)。法国、英国的扩展审计报告中新增的评价的合理性解释、重大错报风险部分类似于关键审计事项^①,国外学者对此进行了档案研究,得到的结论也不尽一致。Bédard等以法国2003年扩展审计报告的实施为背景,发现新增的评价的合理性解释没有产生市场反应,对审计报告时滞(audit report lag)、审计质量和审计收费也没有显著影响,总体来看扩展审计报告没有取得预期效果^[35]。对2013年英国扩展审计报告经济后果的研究结论也不尽一致。Gutierrez等没有发现扩展审计报告有显著市场反应,影响审计质量^[36],但Reid等却发现扩展审计报告有显著市场反应,也提高了审计质量^[37]。Lennox等侧重于扩展审计报告新增内容的信息含量研究,发现重大错报风险披露不具有增量信息^[38]。上述三篇论文都没有发现扩展审计报告模式导致审计收费的增长。

我国新审计报告准则分步实施,2017年起在A+H股上市公司施行,2018年起在全部上市公司施行。已有的研究关键审计事项披露经济后果的档案文献以2017年施行新准则的A+H股上市公司为样本,发现关键审计事项披露产生了市场反应^[18],降低了股价同步性^[21],提高了财务报告质量及审计质量^[19-20],并且对审计质量的提高具有外溢效应^[39],从多个角度证明了我国审计报告改革实现了预期目的。但这些文献都没有调查关键审计事项披露对股票流动性的影响,而这正是本文的研究目的。

三、假设发展

信息不对称是市场中的常见现象,导致在股票交易中出现拥有信息优势的知情投资者和处于信息劣势的不知情投资者。不知情投资者担心在与知情投资者的股票交易中利益受到损害,只愿出更低的买价和更高的卖价来弥补信息劣势,这样将会增加交易成本、阻碍成交从而影响股票流动性;同时,信息劣势的存在也会降低不知情投资者的交易意愿、减少交易数量,影响市场流动性。因此,市场可以通过公开信息披露,缩小知情投资者和不知情投资者之间的信息差距,降低信息不对称程度,来提高股票流动性^[1-2,23-24]。

按照第1504号审计准则的要求,新式审计报告增加关键审计事项部分,披露对本期财务报表审计最为重要的事项、将该事项确定为关键审计事项的原因以及在审计过程中是如何应对的。审计准则制定机构认为,这些披露将提高审计报告的信息含量,增强其决策相关性,也有助于提高审计报告的沟通价值、增强审计工作的透明

^①法国新增披露的评价的合理性解释、英国新增披露的重大错报风险、我国和国际新增披露的关键审计事项、美国新增披露的关键审计事项(critical audit matter)在性质上都属于审计事项,目的也都是为了提高审计工作透明度,但在定义、如何确定和披露内容方面存在差异,Bédard等对此进行了简单比较^[35]。

度,上述观点获得了实验证据和档案证据的支持^[18,21-22,37,40-41]。既然新增的关键审计事项披露具有信息含量,而且以前大量文献也证明了在市场上增加信息披露会降低信息不对称程度、提高股票流动性,因此,我们预期:审计师的关键审计事项披露也将和其他来源的信息一样,缩小知情投资者和不知情投资者之间的信息差距、减少交易成本,提高股票流动性。此外,由于年度报告中财务报表的信息量巨大,一般的使用者难以把握其中的要点,具有丰富会计审计知识、掌握公司财务信息的审计师在审计报告中指出其认为最为重要的事项,将帮助使用者快捷捕捉到财务报表中的关键方面,因而关键审计事项披露能起到引导使用者注意力、减少投资者的信息搜寻成本和提高投资者的信息获取效率的作用^[42],信息获取效率的提高有助于消化吸收信息、加快股票流动。

但新式审计报告和关键审计事项披露也可能不影响公司股票流动性。原因在于:审计师可能出于自身法律责任的考虑或受到被审计单位治理层、管理层的影响,把不符合定义的事项确定为关键审计事项,或者在审计报告中描述时,披露与管理层相似的内容,仍然像传统审计报告那样使用样板化措辞,而不结合实际情况做出有价值的沟通,另外也可能因使用专业术语造成使用者难以理解,导致关键审计事项披露不具有信息含量。上述可能性也获得一定程度的经验证据支持。例如,国外文献证明了在英国、法国扩展审计报告中沟通类似于关键审计事项的重大错报风险或评价的合理性解释不具有信息含量^[35-36,38]。关键审计事项披露增强股票流动性的前提是具有信息含量。如果这个前提不成立,公司股票流动性可能不会发生变化。

基于上面的分析,本文提出两个相互竞争的研究假设 H_a 和 H_b 。

H_a : 审计师的关键审计事项披露与公司股票流动性正相关,在其他条件不变的情况下,披露水平越高,公司股票流动性越强;

H_b : 审计师的关键审计事项披露与公司股票流动性之间不存在相关关系。

四、研究设计

(一) 样本选取

由于新审计报告准则自 2018 年 1 月(意即 2017 年的审计报告)起在全部上市公司范围内施行,因此本文选择区间确定为 2017 年至 2018 年。本研究以沪深两市 A 股非金融上市公司为初始样本,然后进行如下筛选:(1)根据新审计报告准则规定,无法表示意见的审计报告不披露关键审计事项,因此剔除被发表无法表示意见的公司;(2)考虑到新股效应,剔除当年上市的公司;(3)考虑到 ST 公司市场交易的特殊性和可能存在的盈余管理行为,剔除在样本期间被 ST 的公司;(4)剔除在计量有关变量时所需数据缺失的样本公司,最终得到 5806 个样本观测值。

(二) 关键审计事项披露数据的收集

本文采用手工方式收集关键审计事项数据。首先,本文利用 Python 语言编写网络爬虫程序,从上海和深圳证券交易所网站下载样本公司年度报告 PDF 文件,将 PDF 格式转换为 TXT 格式,从中截取审计报告中的关键审计事项段,手工处理原以表格形式描述的关键审计事项的文件,删除留下来的年报中的页眉页脚文字以保证数据的准确性,保存经过上述整理后的文件;其次,统计整理好的 TXT 文件字节数,运用 Python 语言编程计算文件的字数;最后,人工阅读每份文件,依照关键审计事项段下的标题(或子标题)确定事项个数,并按照预先设定的类别进行归类^①。

(三) 股票流动性的计量

Goyenko 等^[44]、张峥等^[45]利用中外数据在比较各种计量指标后认为,Amihud 非流动性指标^[46]很好地计量了股票流动性,在相关文献中得到广泛使用^[31,34,47-50],因此本研究使用该指标计量股票流动性。具体计算公式如下:

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|r_{i,t,d}|}{|V_{i,t,d}|} \times 100 \quad (1)$$

①本文参考英国财务报告委员会在统计分析扩展审计报告改革执行情况时对重大错报风险和致同会计师事务所在统计分析我国新审计报告准则执行情况时对关键审计事项的分类方法^[43],并经小样本检验,预先设定如下 31 个类别:(1)应收款项坏账准备;(2)贷款减值准备;(3)其他金融资产减值准备;(4)金融工具(资产)的会计确认;(5)存货跌价准备;(6)除减值外流动资产会计处理;(7)商誉减值准备;(8)固定资产、在建工程、无形资产及其他长期资产减值准备;(9)长期股权投资;(10)公允价值计量;(11)研发支出;(12)除减值、长期股权投资、研发支出外长期资产的会计处理;(13)递延所得税资产;(14)预提或预计负债;(15)法律诉讼和仲裁(准备);(16)金融工具的发行;(17)其他负债;(18)套期保值会计和衍生金融工具会计;(19)收入确认;(20)投资收益、其他收益和营业外收入等;(21)成本费用和营业外支出;(22)资产或股权处置;(23)关联交易及披露;(24)企业合并;(25)合并财务报表范围;(26)会计政策和会计估计变更;(27)信息系统;(28)税务;(29)政府补助;(30)子公司及其他经营主体的清算、终止经营;(31)其他。

$ILLIQ$ 是 Amihud 非流动性指标^[46], $r_{i,t,d}$ 是公司 i 的股票在期间 t 内第 d 个交易日的收益率, $V_{i,t,d}$ 是交易金额 (单位为百万元), D 是期间 t 内的交易天数。 $ILLIQ$ 越高, 单位成交金额对价格的冲击就越大, 表示股票流动性越低。为了解释方便, 本文在后面的分析中取其相反数 LIQ , LIQ 的值越大, 股票流动性越好。

本文参照邓柏峻等^[48]、熊家财和苏冬蔚^[50]的研究, 同时使用 Pástor 和 Stambaugh 收益反转指标^[51]度量股票流动性, 该指标通过模型(2)估计。

$$r_{i,t,d+1}^e = \theta_{i,t} + \varphi_{i,t} r_{i,t,d} + \gamma_{i,t} \times \text{sign}(r_{i,t,d}^e) \times V_{i,t,d} + \varepsilon_{i,t,d+1} \quad (2)$$

$r_{i,t,d}^e$ 为超额收益率, 等于实际收益率减去正常收益率。正常收益率采用流通市值加权平均的市场收益率估计。 sign 为符号函数, 当 $r_{i,t,d}^e$ 为正时取 1, 为负时取 -1。收益反转指标等于系数 $\gamma_{i,t}$ 的绝对值, 其值越大, 股票流动性越差。为了解释方便, 本文在后面的分析中取其相反数, 即 $GAM = -|\gamma_{i,t}|$, GAM 的值越大, 股票流动性越好。

本文参考王木之和李丹的研究^[21], 选择审计报告披露后 45 个交易日作为计算股票流动性的期间。

(四) 模型构建

本文构建模型(3)检验关键审计事项披露水平与股票流动性之间的关系, 参考相关文献^[19-20, 36, 38], 使用事项个数 KAM_NUM 计量测试变量关键审计事项披露水平 KAM_DISC , 为了提高结论的可靠性, 本文还采用关键审计事项段的字数 KAM_LENGTH 和 TXT 文件的字节数 $KAM_FILESIZE$ ^① 计量, 考虑到后两个计量指标数值较大, 所以使用除以 1000 后的值。这三个指标都正向反映关键审计事项披露水平, 值越大, 披露水平越高。

$$LIQ_{i,t}/GAM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 KAM_DISC_{i,t} + \sum_j \beta_{j,t} CONTROL_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

前期相关文献证明了股票流动性受到市场价格、公司基本特征等许多因素影响^[3, 16, 28, 49]。本文试图证明除了这些因素外, 审计师的关键审计事项披露对股票流动性也具有边际作用。为此, 模型(3)参考相关文献加入六类变量以控制这些因素的影响: 第一类是影响股票流动性的市场因素, 包括股票价格和股票收益波动性; 第二类是公司基本特征变量, 包括公司规模、公司性质、资产负债率、总资产收益率; 第三类是公司治理特征变量, 包括股权集中度和股权制衡度; 第四类是与审计报告一同披露的财务信息的质量, 即盈余管理程度; 第五类是审计师特征, 即国际四大哑变量; 第六类反映证券分析师对股票流动性的影响, 即分析师跟踪变量。此外, 模型还控制了行业和年份因素。各变量的定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	股票流动性	LIQ	Amihud 非流动性指标的相反数
		GAM	Pástor 和 Stambaugh 收益反转指标的相反数
测试变量	关键审计事项披露水平	KAM_NUM	关键审计事项的个数
		KAM_LENGTH	关键审计事项段的字数除以 1000
		$KAM_FILESIZE$	关键审计事项段 TXT 文件的字节数除以 1000
控制变量 $CONTROL$	股票价格	$PRICE$	估计期内每个交易日收盘价的均值
	股票收益波动性	$SIGMA$	估计期内股票收益率的标准差
	公司规模	MKV	年末流通市值取对数
	公司性质	SOE	国有企业取值为 1, 否则为 0
	资产负债率	LEV	年末负债/总资产
	总资产收益率	ROA	净利润/总资产
	股权集中度	$SHAREHOLD1$	第一大股东持股比例
	股权制衡度	$SHAREHOLD2_10$	第二到第十大股东持股比例之和
	财务信息质量	ABS_DA	采用修正的 Jones 模型估计操控性应计的绝对值
	会计师事务所规模	$BIG4$	国际四大取值为 1, 否则为 0
	分析师跟踪	$ANALYST$	分析师人数加 1 取对数
	行业哑变量	$INDUSTRY$	当样本公司属于某个行业(按照证监会 2012 年行业分类标准划分)时该行业哑变量取值为 1, 否则为 0
	年份哑变量	$YEAR$	当样本公司属于某个年份时, 该年份哑变量取值为 1, 否则为 0

①因为关键审计事项段的引言部分描述其定义和一般提示, 是标准措辞, 没有实质内容, 所以本文在计算 KAM_LENGTH 和 $KAM_FILESIZE$ 时没有考虑这部分文字。

五、实证结果分析

(一)描述性统计结果分析

表2 报告了变量的描述性统计结果。*LIQ* 的均值(中位数)为 -0.06(-0.037),*GAM* 的均值(中位数)为 -0.098(-0.04),其标准差分别为 0.344 和 1.155,这表示公司间的股票流动性存在较大差异。*KAM_NUM* 的均值为 2.091,说明样本公司审计报告平均披露 2.091 个关键审计事项,中位数为 2 个,最大值和最小值分别为 6 和 1。*KAM_LENGTH* 的均值为 1.125,说明样本公司审计报告中关键审计事项段字数平均为 1125 个字,中位数为 1059 个字,最多披露 9479 个字,最少的仅披露 215 个字。*KAM_FILESIZE* 的均值为 3.697,说明关键审计事项 *TXT* 文件平均有 3697 个字节,中位数为 3486 个字节,最大的有 20464 个字节,最小的只有 711 个字节。从控制变量的描述性统计结果来看,其均值和中位数与现有研究类似。但表 2 也显示部分变量出现了极端异常值,例如 *LIQ*、*GAM* 的最小值偏离均值 3 个标准差以上,*LEV* 的最大值超过 1。为了消除极端异常值的影响,本文在后面进行回归分析时对连续变量在 1% 和 99% 的分位数上进行缩尾处理。经过缩尾处理后,极端异常值均回到合理范围内。

(二)回归结果分析

表 3 报告了模型(3)的回归结果,针对可能存在的异方差问题,本文使用稳健标准误调整了 *t* 值,下同。列(1)至列(3)是因变量为 *LIQ* (Amihud 非流动性指标的相反数)的结果,显示 *KAM_NUM*、*KAM_LENGTH*、*KAM_FILESIZE* 的系数均至少在 5% 的水平上显著为正;列(4)至列(6)报告的是因变量为 *GAM* (收益反转指标的相反数)的结果,显示 3 个计量关键审计事项披露水平的指标同样显著为正。上面的结果支持 H_a ,说明在控制其他因素的情况下,随着审计师关键审计事项披露水平的提高,公司股票流动性也显著提升,关键审计事项披露提高了股票流动性。本文的发现也与王艳艳等^[18]、王木之和李丹^[21] 的研究、徐硕正和张兵^[22] 的结论相一致,表明审计师的关键审计事项披露具有明显的信息价值,有助于缩小知情投资者和不知情投资者之间的信息差距,降低市场中的信息不对称,增强股票流动性。

从控制变量的结果看, *PRICE*、*SIGMA*、

表 2 描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>LIQ</i>	5806	-0.060	0.344	-20.980	-0.037	-4E-4
<i>GAM</i>	5806	-0.098	1.155	-81.580	-0.040	-2E-5
<i>KAM_NUM</i>	5806	2.091	0.657	1	2	6
<i>KAM_LENGTH</i>	5806	1.125	0.463	0.215	1.059	9.479
<i>KAM_FILESIZE</i>	5806	3.697	1.483	0.711	3.486	20.464
<i>PRICE</i>	5806	13.948	20.042	1.228	9.792	907.036
<i>SIGMA</i>	5806	0.029	0.010	1E-4	0.027	0.085
<i>MKV</i>	5806	22.198	1.066	19.840	22.085	27.901
<i>LEV</i>	5806	0.419	0.200	0.010	0.411	1.687
<i>ROA</i>	5806	0.039	0.080	-1.138	0.040	0.466
<i>ABS_DA</i>	5806	0.075	0.084	6E-6	0.048	1.548
<i>BIG4</i>	5806	0.055	0.228	0	0	1
<i>ANALYST</i>	5806	1.406	1.231	0	1.386	4.331
<i>SOE</i>	5806	0.285	0.451	0	0	1
<i>SHAREHOLD1</i>	5806	0.337	0.145	0.030	0.316	0.891
<i>SHAREHOLD2_10</i>	5806	0.256	0.128	0.011	0.251	0.673

表 3 模型(3)的回归结果

变量	<i>LIQ</i>			<i>GAM</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>KAM_NUM</i>	0.002 ** (2.53)			0.005 *** (3.05)		
<i>KAM_LENGTH</i>		0.004 *** (3.31)			0.007 *** (2.59)	
<i>KAM_FILESIZE</i>			0.001 *** (3.31)			0.002 *** (2.64)
<i>PRICE</i>	2E-4 *** (5.46)	2E-4 *** (5.57)	2E-4 *** (5.56)	3E-4 *** (3.17)	3E-4 *** (3.21)	3E-4 *** (3.21)
<i>SIGMA</i>	0.808 *** (10.81)	0.809 *** (10.82)	0.809 *** (10.82)	1.205 *** (8.67)	1.211 *** (8.71)	1.211 *** (8.71)
<i>MKV</i>	0.019 *** (30.97)	0.019 *** (30.92)	0.019 *** (30.93)	0.031 *** (22.56)	0.031 *** (22.68)	0.031 *** (22.67)
<i>LEV</i>	3E-5 (0.01)	-3E-4 (-0.08)	-2E-4 (-0.08)	0.002 (0.35)	0.003 (0.37)	0.003 (0.37)
<i>ROA</i>	0.084 *** (7.62)	0.083 *** (7.61)	0.083 *** (7.61)	0.124 *** (5.01)	0.122 *** (4.94)	0.122 *** (4.95)
<i>ABS_DA</i>	0.004 (0.67)	0.004 (0.65)	0.004 (0.65)	-0.031 * (-1.86)	-0.032 * (-1.88)	-0.032 * (-1.88)
<i>BIG4</i>	0.001 (0.51)	2E-4 (0.18)	3E-4 (0.21)	-0.002 (-0.65)	-0.003 (-0.93)	-0.003 (-0.92)
<i>ANALYST</i>	0.006 *** (11.76)	0.006 *** (11.73)	0.006 *** (11.73)	0.006 *** (5.31)	0.006 *** (5.28)	0.006 *** (5.28)
<i>SOE</i>	0.003 ** (2.60)	0.003 *** (2.71)	0.003 *** (2.71)	0.005 * (1.92)	0.005 * (1.93)	0.005 * (1.94)
<i>SHAREHOLD1</i>	-0.039 *** (-10.83)	-0.039 *** (-10.85)	-0.039 *** (-10.86)	-0.055 *** (-6.60)	-0.055 *** (-6.61)	-0.055 *** (-6.61)
<i>SHAREHOLD2_10</i>	-0.046 *** (-11.39)	-0.046 *** (-11.48)	-0.046 *** (-11.47)	-0.070 *** (-7.27)	-0.070 *** (-7.28)	-0.070 *** (-7.28)
常数项	-0.502 *** (-33.42)	-0.501 *** (-33.39)	-0.501 *** (-33.40)	-0.814 *** (-25.35)	-0.814 *** (-25.33)	-0.814 *** (-25.33)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	5806	5806	5806	5806	5806	5806
Adj. R ²	0.396	0.396	0.396	0.196	0.195	0.195

注:(1)***、**、*表示在1%、5%和10%的水平上显著(双尾);(2)括弧里报告的*t*值经过了稳健标准误的调整。下同。

MKV、ROA、ANALYST、SOE 与 LIQ 和 GAM 显著正相关,说明平均股价较高、股票收益率波动幅度和市值较大、盈利状况较好、分析师跟踪人数较多的公司以及国有企业,股票流动性较强,SHAREHOLD1、SHAREHOLD2_10 与 LIQ 和 GAM 显著负相关,说明股权集中度、股权制衡度越高,公司股票流动性越低。上述结果与相关文献基本一致,表明研究结论具有较高可靠性。

(三)按照个性化程度划分关键审计事项的回归结果分析

披露关键审计事项是实现从样板式传统审计报告模式转变到个性化新模式的核心举措。审计报告改革成功的关键在于审计师是否提供了个性化的关键审计事项信息。如果审计师不结合公司实际情况对关键审计事项做出个性化披露,就可能起不到缓解信息不对称的作用^[52],从而不能提高股票流动性。为此,本文参考 Lennox 等^[38]、王木之和李丹^[21]的研究,按照个性化程度将关键审计事项划分为行业普遍事项和公司特别关键审计事项。行业普遍事项是指在某个行业中公司审计报告普遍披露的事项,个性化程度较低;公司特别事项是指除行业

普遍事项之外的事项,其出现的频率较低,个性化程度较高。本文以行业中 50% 的公司审计报告披露为界限划分行业普遍事项和公司特别事项,分别统计样本公司审计报告披露的行业普遍事项(在相应变量符号加上后缀“_IND”)和公司特别事项(在相应变量符号加上后缀“_COM”)的个数、字数和 TXT 文件大小,用它们替换 KAM_NUM、KAM_LENGTH、KAM_FILESIZE 重新对模型(3)进行回归分析,结果见表 4。

表 4 显示,度量公司特别关键审计事项披露水平的 3 个指标 KAM_NUM_COM、KAM_LENGTH_COM、KAM_FILESIZE_COM 均在 1% 水平上与 LIQ 和 GAM 显著正相关;反观行业普遍关键审计事项的回归结果,仅当因变量为 GAM 时,KAM_NUM_IND 的系数在 10% 水平上显著为正,其他均不显著。上述结果符合预期,说明只有更具个性化的公司特别关键审计事项披露缓解了市场中的信息不对称,从而显著提高了股票流动性,而个性化程度较低的行业普遍事项披露没有起到降低信息不对称的作用,从而没有观察到股票流动性明显提高的结果。

六、稳健性和内生性检验

(一)稳健性检验

为了提高结论的可靠性,本文执行了多种稳健性检验^①。

第一,本文采用关键审计事项披露水平的对数替换原始值,重新对模型(3)回归,未列表的结果显示,3 个计量指标的对数均至少在 1% 水平上与 LIQ、GAM 显著正相关,支持前面得出的结论。

第二,本文采用经行业中位数调整的关键审计事项披露水平。本文把 KAM_NUM、KAM_LENGTH、KAM_FILESIZE 的行业的中位数作为预期值,用实际值减去预期值得出超常值,然后替换实际值重新对模型(3)进行回归分析,未列表的统计结果显示,3 个指标的超常值均至少在 5% 水平上与 LIQ、GAM 显著正相关,前面得出的结论依然成立。

第三,本文改变关键审计事项个数数据的收集方法。研究人员在阅读审计报告收集关键审计事项数据时发现,在有的关键审计事项部分的一个标题(或子标题)下列示多个事项并分别描述审计应对措施。例如,利亚德 2018 年审计报告关键审计事项部分第一项“收入确认”的标题下,包括 LED 智能显示产品销售、文化旅游项目合同和城市景观亮化工程施工项目收入,并分别描述了针对这两项收入确认实施的主要审计程序,此时,我们按照实质重于形式原则将其确认为两个事项。本研究按此原则重新计算关键审计事项个数^②,并使用新数据对模型(3)回

表 4 按照个性化程度划分关键审计事项模型(3)的回归结果

变量	LIQ			GAM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
KAM_NUM_IND	0.001 (1.38)			0.005* (1.93)		
KAM_NUM_COM	0.002*** (2.76)			0.006*** (3.33)		
KAM_LENGTH_IND		0.001 (0.98)			0.004 (1.06)	
KAM_LENGTH_COM		0.004*** (3.43)			0.008*** (2.80)	
KAM_FILESIZE_IND			5E-4 (1.11)			0.001 (1.01)
KAM_FILESIZE_COM			0.001*** (3.54)			0.002*** (2.85)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	5806	5806	5806	5806	5806	5806
Adj. R ²	0.396	0.396	0.396	0.196	0.195	0.195

①以下稳健性检验结果未列示,留存备案。

②改变关键审计事项数据的收集方法不影响关键审计事项段的长度及其 TXT 文件大小,所以本文仅利用重新计算的 KAM_NUM 进行了稳健性检验。

归。未列表的结果显示,改变收集方法后 KAM_NUM 与 LIQ 和 GAM 均显著正相关,前面的结论依然成立。

第四,使用 $Amivest$ 指标度量股票流动性。 $Amivest$ 是成交金额与非零绝对回报率的比值,反映资产价格的变化对成交金额产生的影响。其基本逻辑是:流动性越强的证券,较大的交易量变化只引起资产价格的小额变化。 $Amihud$ 等^[53]和孔东民等^[54]使用该指标测度股票流动性,计算公式如下。

$$Amivest_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \left(\frac{V_{i,t,d}}{|r_{i,t,d}|} \right) \times 10^{-6} \quad (4)$$

$V_{i,t,d}/|r_{i,t,d}|$ 反映单位股价变化所需的交易金额,取一段时间内平均值并除以 10^6 即为 $Amivest$ 流动性指标。 $Amivest$ 值越大,表示交易金额对股价的影响越小,股票流动性越好。由于 $Amivest$ 指标的分布经常出现极端值,所以本文参考 $Amihud$ 等^[53]和孔东民等的研究^[54],使用其对数值对模型(3)进行回归分析,未列表的统计结果显示, KAM_NUM 、 $KAM_FILESIZE$ 、 KAM_LENGTH 的系数均显著为正,支持前面得出的结论。

第五,改变股票流动性指标的计算窗口。考虑到在计算股票流动性指标时因窗口选取出现的计量误差,本文参考 $Lennox$ 等^[38]将窗口变更为审计报告披露日后 30 个交易日,然后重复文中的检验程序,未列表的结果显示,除了在因变量为 GAM 的模型中 KAM_LENGTH 和 $KAM_FILESIZE$ 的系数虽为正但显著性水平略超出 10% 外,其他情况下的结果均支持关键审计事项披露水平与股票流动性之间存在显著正相关关系的结论。

第六,利用恒定样本公司数据。为了提高样本观测值前后的可比性,本文将前面分析时利用的非恒定样本公司数据改为利用恒定样本公司数据(5086 个观测值),重新对模型(3)进行回归,研究结论保持不变。

第七,采用剔除非标准审计意见样本。 $宋常$ 和 $恽碧琰$ ^[55]、 $Menon$ 和 $Williams$ ^[56]证明了审计报告中的非无保留意见和持续经营事项等段落具有信息含量,为了排除这些内容对关键审计事项披露信息价值的影响,确保所有的样本公司具有完全可比的意见类别,本文把样本限定为被发表标准审计意见的公司,剔除被发表非标准审计意见(包括非无保留意见,带与持续经营相关的重大不确定性事项,强调事项或其他事项的无保留意见)的公司,样本其他筛选标准同前,利用新样本(5731 个观测值)重新对模型(3)进行回归分析,未列表的检验结果支持前面的结论。

(二) 内生性检验

影响公司股票流动性的因素有很多,检验审计师的关键审计事项披露对公司股票流动性具有增量作用是本文面临的挑战。本文前面证明了在控制可观察因素的情况下关键审计事项披露具有信息价值、提升了股票流动性,但存在不可观察遗漏变量产生的内生性问题,从而引起对上述结论的质疑。为此,本部分进一步通过构建双重差分模型来控制该类内生性。根据财政部的安排,新审计报告准则自 2017 年起率先在 A+H 股上市公司范围内施行(对应 2016 年度审计报告)。于是,本研究构建了以 2015 年至 2016 年为样本区间,以 2016 年披露关键审计事项的 A+H 股上市公司为处理组(158 个观测值)、其他没有披露关键审计事项的 A 股公司为控制组(4868 个观测值)的双重差分模型,具体见式(5)。

$$LIQ_{i,t}/GAM_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 POST_{i,t} + \gamma_2 KAM_{i,t} + \gamma_3 POST_{i,t} \times KAM_{i,t} + \sum_j \delta_j CONTROL_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$POST$ 是表示新审计报告准则施行前后的哑变量,观测值的年份是首次执行了新审计报告准则的 2016 年时 $POST$ 取 1,是尚未执行新审计报告准则的 2015 年时 $POST$ 取 0。 KAM 是表示是否属于处理组的哑变量,观测值属于处理组时取 1,属于控制组时为 0。因变量和控制变量的定义同前。表 5 报告了双重差分模型的检验结果。这里关注的是表示双重差分效应的 $POST$ 与 KAM 的交乘项。当因变量为 LIQ 时, $KAM \times POST$ 的系数在 1% 的水平上显著为正;当因变量为 GAM 时, $KAM \times POST$ 的系数同样显著为正。上述结果表明,在使用双重差分模型控制遗漏变量引起的内生性后,新审计报告准则的施行(关键审计事项披露)提高了公司股

表 5 双重差分模型的回归结果

变量	LIQ	GAM
KAM	-0.003 ** (-1.98)	0.001 (0.34)
$POST$	-0.007 *** (-12.13)	-0.016 *** (-10.72)
$KAM \times POST$	0.006 *** (2.77)	0.010 ** (2.53)
$PRICE$	1E-4 *** (4.81)	1E-4 * (1.80)
$SIGMA$	0.065 (1.46)	0.083 (0.83)
MKV	0.011 *** (32.00)	0.018 *** (16.95)
LEV	3E-4 (0.20)	0.002 (0.35)
ROA	0.038 *** (5.62)	0.080 *** (4.49)
ABS_DA	-0.001 (-0.38)	-0.013 (-1.26)
$BIG4$	-0.002 ** (-2.12)	-0.003 (-1.25)
SOE	0.001 * (1.82)	0.005 *** (3.11)
$ANALYST$	0.003 *** (9.88)	0.005 *** (5.53)
$SHAREHOLD1$	-0.022 *** (-11.70)	-0.043 *** (-7.88)
$SHAREHOLD2_10$	-0.024 *** (-10.54)	-0.050 *** (-7.74)
常数项	-0.279 *** (-32.72)	-0.445 *** (-17.47)
行业	控制	控制
观测值	5026	5026
Adj. R ²	0.363	0.167

票流动性,前面的结论仍然成立。

股票流动性变量具有一定的自相关性,即本期与上期的股票流动性可能相关,由此产生的内生性可能引发对研究结论的质疑。为了应对这种内生性问题,本文构建模型(3)的差分形式^①重新进行回归分析。检验结果见表6。表6显示,3个关键审计事项披露水平计量指标的增量与LIQ、GAM的变化均至少在10%水平上显著正相关,表明关键审计事项披露提高公司股票流动性的结论仍然成立。

七、进一步分析

(一)公司内部控制质量、关键审计事项披露与股票流动性

已有文献证明公司内部控制质量影响股票流动性^[57-58]。关键审计事项披露对公司股票流动性的影响可能因内部控制质量而存在差异。为此,本部分调查内部控制质量对两者之间关系的调节作用。本文以迪博内部控制指数作为度量指标,按照行业中位数将样本划分为内部控制质量高和低的两组,然后分组对模型(3)进行回归。表7的Panel A和Panel B分别报告了因变量为LIQ和GAM的回归结果。Panel A显示,在内部控制质量低的样本组,KAM_NUM、KAM_LENGTH、KAM_FILESIZE分别在5%、1%、1%的水平上与

LIQ正相关,而在内部控制质量高的样本组均不存在显著关系,并且内部控制质量高的样本组KAM_NUM、KAM_LENGTH、KAM_FILESIZE的系数均小于质量低的样本组的系数,卡方检验结果显示KAM_LENGTH、KAM_FILESIZE组间系数差异分别在1%、5%的水平上显著,KAM_NUM组间系数差异不显著(p 值=0.25)。Panel B报告的因变量为GAM的结果也呈现同样特征,并且3个指标的系数组间差异均在5%水平上显著。以上结果表明,在不同内部控制质量下关键审计事项披露对股票流动性的提升作用存在显著差异,在内部控制薄弱的公司,审计师的关键审计事项披露更好地发挥了其信息价值,公司股票流动性得以显著提升;而在内部控制健全的公司,其边际作用不明显。

(二)大股东持股、关键审计事项披露与股票流动性

大股东的动机和行为影响管理层的信息披露决策^[59],进而影响审计师的关键审计事项披露与公司股票流动性之间的关系。相关理论认为,大股东持股对管理层的决策行为存在监督效应和掏空效应。在监督效应下,大股东随着持股比例的上升,会加大对管理层的监督力度,这将缓解股东和管理层之间的代理问题、抑制管理层的信息披露机会主义行为,导致公司的信息披露质量较高,成为投资者在做出投资决策时主要依赖的信息来源,从而不利于审计师披露的信息价值的发挥,使得关键审计事项披露对股票流动性的边际作用降低。在掏空效应下,大股东随着其持股比例的上升,对公司的掏空能力增强、掏空的概率增大,管理层越可能通过隐藏坏消息、盈

表6 模型(3)的差分回归结果

变量	ΔLIQ			ΔGAM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔKAM_NUM	0.002 *			0.005 **		
	(1.87)			(2.38)		
ΔKAM_LENGTH		0.004 ***			0.007 *	
		(2.68)			(1.80)	
$\Delta KAM_FILESIZE$			0.001 ***			0.002 *
			(2.74)			(1.78)
$\Delta PRICE$	0.001 ***	0.001 ***	0.001 ***	0.001 ***	0.001 ***	0.001 ***
	(11.47)	(11.46)	(11.47)	(5.88)	(5.87)	(5.87)
$\Delta SIGMA$	0.393 ***	0.394 ***	0.394 ***	0.607 ***	0.615 ***	0.615 ***
	(5.33)	(5.34)	(5.34)	(3.84)	(3.89)	(3.89)
ΔMKV	0.011 ***	0.011 ***	0.011 ***	0.021 ***	0.021 ***	0.021 ***
	(5.58)	(5.56)	(5.56)	(4.46)	(4.44)	(4.44)
ΔLEV	-0.017	-0.017 *	-0.017 *	0.005	0.005	0.005
	(-1.64)	(-1.67)	(-1.67)	(0.20)	(0.19)	(0.19)
ΔROA	0.021	0.021	0.021	0.035	0.034	0.034
	(1.53)	(1.52)	(1.51)	(1.15)	(1.11)	(1.10)
ΔABS_DA	-0.008	-0.008	-0.008	-0.046 **	-0.045 **	-0.045 **
	(-1.10)	(-1.13)	(-1.13)	(-2.29)	(-2.27)	(-2.27)
$\Delta BIG4$	0.009 **	0.009 **	0.009 **	-0.005	-0.006	-0.006
	(2.06)	(1.97)	(1.97)	(-0.57)	(-0.59)	(-0.59)
$\Delta ANALYST$	0.002 **	0.002 **	0.002 **	0.003	0.003	0.003
	(2.37)	(2.34)	(2.35)	(1.19)	(1.15)	(1.15)
ΔSOE	-0.002	-0.002	-0.002	0.000	-0.000	-0.000
	(-0.94)	(-0.91)	(-0.91)	(0.01)	(-0.01)	(-0.01)
$\Delta SHAREHOLD1$	-0.126 ***	-0.126 ***	-0.126 ***	-0.221 ***	-0.221 ***	-0.221 ***
	(-4.85)	(-4.88)	(-4.87)	(-3.60)	(-3.59)	(-3.59)
$\Delta SHAREHOLD2_10$	-0.113 ***	-0.113 ***	-0.113 ***	-0.137 ***	-0.136 ***	-0.136 ***
	(-5.54)	(-5.55)	(-5.55)	(-2.95)	(-2.93)	(-2.92)
常数项	-0.021 ***	-0.022 ***	-0.022 ***	-0.045 ***	-0.040 ***	-0.041 ***
	(-6.08)	(-6.50)	(-6.51)	(-3.47)	(-3.20)	(-3.20)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4965	4965	4965	4965	4965	4965
Adj. R ²	0.198	0.198	0.198	0.056	0.056	0.056

^①本文采用当年新披露的关键审计事项的个数、除以1000后的字数和TXT文件的字节数度量关键审计事项披露水平变量的差分,其他变量的差分采用当年减去上年的值度量。

余管理等手段掩盖大股东的掏空行为,导致公司的信息披露质量较低、难以成为投资者依赖的信息来源,从而有利于审计师披露的信息价值的发挥,使得关键审计事项披露对股票流动性的边际作用上升。

为此,本文按照第一大股东持股比例的行业中介位数将样本划分为大股东持股比例大和小两个样本组,然后分组对模型(3)进行回归。表8的Panel A和Panel B分别报告了因变量为LIQ和GAM的回归结果。Panel A显示,在持股比例小的样本组,KAM_NUM、KAM_LENGTH、KAM_FILESIZE均在1%的水平上与LIQ正相关,而在持股比例大的样本组均不存在显著关系,并且持股比例大的样本组的系数均至少在5%水平上显著小于持股比例小的样本组的系数。Panel B报告的因变量为GAM的结果也呈现同样特征。以上结果似乎支持大股东持股对管理层信息披露决策行为的监督效应,在大股东持股比例较小的样本公司,大股东的监督力度较弱,管理层通过隐藏坏消息、进行盈余管理等手段获得私人利益的可能性较大,这样的信息环境有利于审计师的关键审计事项披露更好地发挥信息价值,公司股票流动性得以显著提升,而在大股东持股比例较大的样本公司,边际作用不明显。

表7 按照内部控制质量分组关键审计事项披露对股票流动性影响的回归结果

变量	内部控制质量高			内部控制质量低			差异
Panel A:因变量为LIQ							
KAM_NUM	0.001 (1.43)			0.003** (2.38)			-0.002 (1.32)
KAM_LENGTH	0.001 (0.63)			0.006*** (3.61)			-0.005*** (6.68)
KAM_FILESIZE	3E-4 (0.73)			0.002*** (3.58)			-0.002** (6.28)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
观测值	2894	2894	2894	2912	2912	2912	
Adj. R ²	0.472	0.472	0.472	0.342	0.344	0.344	
Panel B:因变量为GAM							
KAM_NUM	0.002 (0.72)			0.009*** (3.55)			-0.007** (5.17)
KAM_LENGTH	0.001 (0.20)			0.013*** (3.11)			-0.012** (5.41)
KAM_FILESIZE	3E-4 (0.29)			0.004*** (3.13)			-0.004** (5.25)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
观测值	2894	2894	2894	2912	2912	2912	
Adj. R ²	0.200	0.200	0.200	0.196	0.196	0.196	

注:差异栏括号里报告的是两个样本组系数之间差异检验的卡方值。

表8 按照大股东持股比例分组关键审计事项披露对股票流动性影响的回归结果

变量	持股比例大			持股比例小			差异
Panel A:因变量为LIQ							
KAM_NUM	-2E-4 (0.20)			0.004*** (3.38)			-0.004** (6.59)
KAM_LENGTH	-3E-4 (0.17)			0.007*** (4.39)			-0.007*** (10.57)
KAM_FILESIZE	-1E-4 (0.13)			0.002*** (4.34)			-0.002*** (10.26)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
观测值	2893	2893	2893	2913	2913	2913	
Adj. R ²	0.411	0.411	0.411	0.385	0.386	0.386	
Panel B:因变量为GAM							
KAM_NUM	0.002 (0.86)			0.008*** (3.23)			-0.006* (2.71)
KAM_LENGTH	0.001 (0.24)			0.011*** (3.19)			-0.010** (3.97)
KAM_FILESIZE	4E-4 (0.37)			0.003*** (3.16)			-0.003* (3.54)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
观测值	2893	2893	2893	2913	2913	2913	
Adj. R ²	0.190	0.190	0.190	0.205	0.204	0.204	

注:差异栏括号里报告的是两个样本组系数之间差异检验的卡方值。

八、研究结论

本文以2016年12月正式实施的审计报告改革为背景,手工收集5806家2017年至2018年沪深A股上市公司新式审计报告中的关键审计事项数据,研究了关键审计事项披露对公司股票流动性的影响。统计结果表明,审计师的关键审计事项披露水平与披露后公司股票流动性呈显著正相关关系,关键审计事项披露提升了股票流动性,在运用双重差分模型和差分模型控制可能的内生性后,结论仍然成立,多种稳健性检验结果也支持上述结论。本文还进一步探讨了内部控制质量、大股东持股对关键审计事项披露水平与股票流动性之间关系的影响,发现在内部控制薄弱、大股东持股比例小的样本中,两者呈显著正相关关系;而在内部控制健全、大股东持股比例大的样本中,不存在显著关系。

本文的研究结论具有理论价值,和公司披露、媒体报道和分析师报告一样,市场也感知到来自审计师的信息披露,表明市场会对所有来源的公开信息产生反应,从审计师信息披露视角增添了有效市场理论的经验证据;本文研究也具有政策含义,本文从股票流动性视角证明了关键审计事项披露具有信息价值,这为评价审计报告改革效果提供了客观证据,得出关键审计事项披露提升公司股票流动性的结论,表明审计报告改革对于提高证券市场效率具有积极作用。本文发现更具个性化的公司特别事项披露提高了股票流动性,因而建议审计师在沟通关键审计事项时结合公司实际情况做出个性化披露。

本文利用新审计报告准则实施后两年的样本数据分析后得出的结论为评价审计报告改革效果提供了初步证据,但迄今为止新准则实施时间尚短,真正效果需要较长时间观察。另外,我们在对关键审计事项披露的文本分析方向迈出了步伐,未来会对这一选题展开进一步研究。

参考文献:

- [1] Barry C B, Brown S J. Differential information and security market equilibrium[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1985, 20(4): 407-422.
- [2] Welker M. Disclosure policy, information asymmetry and liquidity in equity markets[J]. Contemporary Accounting Research, 1995, 11(2): 801-828.
- [3] Lang M, Lins K V, Maffett M. Transparency, liquidity, and valuation: International evidence on when transparency matters most[J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50(3): 729-774.
- [4] Balakrishnan K, Billings M, Kelly B, et al. Shaping liquidity: On the causal effects of voluntary disclosure[J]. The Journal of Finance, 2014, 69(5): 2237-2278.
- [5] 乔旭东, 陈亮. 我国上市公司自愿披露水平影响股票流动性的实证分析[J]. 预测, 2007(4): 22-28.
- [6] 张继德, 廖微, 张荣武. 普通投资者关注对股市交易的量价影响——基于百度指数的实证研究[J]. 会计研究, 2014(8): 52-59.
- [7] 姚颐, 赵梅. 中国式风险披露、披露水平与市场反应[J]. 经济研究, 2016(7): 158-172.
- [8] Greenstein M M, Sami H. The impact of the SEC's segment disclosure requirement on bid-ask spreads[J]. The Accounting Review, 1994, 69(1): 179-199.
- [9] Leuz C, Verrecchia R E. The economic consequences of increased disclosure[J]. Journal of Accounting Research, 2000, 38(5): 91-124.
- [10] Dowdell T D, Kim J, Klamm B K, et al. Internal control reporting and market liquidity[J]. Research in Accounting Regulation, 2013, 25(1): 30-40.
- [11] 蔡传里, 许家林. 上市公司信息透明度对股票流动性的影响——来自深市上市公司 2004~2006 年的经验证据[J]. 经济与管理研究, 2010(8): 88-96.
- [12] 魏明海, 岳勇坚, 雷倩华. 盈余质量与交易成本[J]. 会计研究, 2013(3): 36-42.
- [13] Bushee B J, Core J E, Guay W, et al. The role of the business press as an information intermediary[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48(1): 1-19.
- [14] 王冰, 潘琰. 新媒体披露对流动性的影响——来自微信的证据[J]. 华东经济管理, 2017(10): 143-150.
- [15] Brennan M J, Subrahmanyam A. Investment analysis and price formation in securities markets[J]. Journal of Financial Economics, 1995, 38(3): 361-381.
- [16] Roulstone D T. Analyst following and market liquidity[J]. Contemporary Accounting Research, 2003, 20(3): 551-578.
- [17] 陈辉, 汪前元. 信息传递、逆向选择与信息效率——对我国证券分析师作用的实证考察[J]. 中南财经政法大学学报, 2013(3): 107-114.
- [18] 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.
- [19] 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.
- [20] 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.
- [21] 王木之, 李丹. 新审计报告和股价同步性[J]. 会计研究, 2019(1): 86-92.
- [22] 徐硕正, 张兵. 新审计报告与资本市场的信息反应——来自股价同步性和股价预测能力双维度的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2020(3): 45-57.
- [23] Amihud Y, Mendelson H. Liquidity and asset prices: Financial management implications[J]. Financial Management, 1988, 17(1): 5-15.
- [24] Diamond D W, Verrecchia R E. Disclosure, liquidity, and the cost of capital[J]. The Journal of Finance, 1991, 46(4): 1325-1359.
- [25] Frino A, Palumbo R, Capalbo F, et al. Information disclosure and stock liquidity: Evidence from Borsa Italiana[J]. Abacus, 2013, 49(4): 423-440.
- [26] Raman K K, Tripathy N. The effect of supplemental reserve-based accounting data on the market microstructure[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 1993, 12(2): 113-133.
- [27] Collier M, Yohn T L. Management forecasts and information asymmetry: An examination of bid-ask spreads[J]. Journal of Accounting Research, 1997, 35(2): 181-191.
- [28] 杨洁, 吴武清, 钟涓莹, 等. 企业盈余管理与流动性风险[J]. 系统工程学报, 2017(3): 346-359.
- [29] 王春峰, 孙金帅, 房振明, 等. 上市公司会计信息质量对市场流动性的影响[J]. 证券市场导报, 2012(12): 55-60.
- [30] Bardos K S. Quality of financial information and liquidity[J]. Review of Financial Economics, 2011, 20(2): 49-62.
- [31] Lang M, Maffett M. Transparency and liquidity uncertainty in crisis periods[J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 52(2/3): 101-125.
- [32] Chung K, McInish T, Wood R, et al. Production of information, information asymmetry, and the bid-ask spread: Empirical evidence from analysts forecasts[J]. Journal of Banking and Finance, 1995, 19(6): 1025-1046.
- [33] Qu Q, Wang L, Qin L, et al. The impact of information disclosure on market liquidity: Evidence from firms' use of Twitter[J]. Physica A, 2017, 465: 644-654.
- [34] 吴璇, 田高良, 司毅, 等. 网络舆情管理与股票流动性[J]. 管理科学, 2017(6): 51-64.
- [35] Bédard J, Gonthier-Besacier N, Schatt A. Consequences of expanded audit reports: Evidence from the justifications of assessments in France[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 2019, 38(3): 23-45.
- [36] Gutierrez E, Minutti-Meza M, Tatum K W, et al. Consequences of adopting an expanded auditor's report in the United Kingdom[J]. Review of Accounting Studies, 2018, 23(4): 1543-1587.

- [37] Reid L C, Carcello J V, Li C, et al. Impact of auditor report changes on financial reporting quality and audit costs: Evidence from the United Kingdom[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2019, 36(3): 1501 - 1539.
- [38] Lennox C, Schmidt J J, Thompson A M. Is the expanded model of audit reporting informative to investors? Evidence from the U. K. [EB/OL]. (2019-03-14) [2020-09-16] https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2619785.
- [39] 鄢翔, 张人方, 黄俊. 关键事项审计报告准则的溢出效应研究[J]. *审计研究*, 2018(6): 73 - 80.
- [40] 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, 33(4): 71 - 93.
- [41] 张继勋, 韩冬梅. 标准审计报告改进与投资者感知的决策相关性、有用性及投资决策——一项实验证据[J]. *审计研究*, 2014(3): 51 - 59.
- [42] Sirois L P, Bédard J, Bera P. The informational value of key audit matters in the auditor's report: Evidence from an eye-tracking study[J]. *Accounting Horizons*, 2018, 32(2): 141 - 162.
- [43] 致同会计师事务所(特殊普通合伙) 专业技术部. 新审计报告准则解读及上市公司审计报告案例解析[M]. 北京: 经济科学出版社, 2018.
- [44] Goyenko R Y, Holden C W, Trzcinka C A. Do liquidity measures measure liquidity? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 92(2): 153 - 181.
- [45] 张峥, 李怡宗, 张玉龙, 等. 中国股市流动性间接指标的检验——基于买卖价差的实证分析[J]. *经济学(季刊)*, 2013(1): 233 - 262.
- [46] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 31 - 56.
- [47] 苏冬蔚, 熊家财. 股票流动性、股价信息含量与 CEO 薪酬契约[J]. *经济研究*, 2013(11): 56 - 70.
- [48] 邓柏峻, 李仲飞, 梁权熙. 境外股东持股与股票流动性[J]. *金融研究*, 2016(11): 142 - 157.
- [49] 李常青, 刘羽中, 李茂良. 资本结构、产权性质与股票流动性[J]. *经济管理*, 2016(5): 153 - 164.
- [50] 熊家财, 苏冬蔚. 股票流动性与企业资本配置效率[J]. *会计研究*, 2014(11): 54 - 60.
- [51] Pástor L, Stambaugh R F. Liquidity risk and expected stock returns[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(3): 642 - 685.
- [52] Public Company Accounting Oversight Board (PCAOB). The auditor's report on an audit of financial statements when the auditor expresses an unqualified opinion; and related amendments to PCAOB standards [EB/OL]. (2017-06-01) [2020-09-16]. https://pcaob-assets.azureedge.net/pcaob-dev/docs/default-source/rulemaking/docket034/2017-001-auditors-report-final-rule.pdf?sfvrsn=14ad22c9_0.
- [53] Amihud Y, Mendelson H, Lauterbach B. Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange[J]. *Journal of Financial Economics*, 1997, 45(3): 365 - 390.
- [54] 孔东民, 孔高文, 刘莎莎. 机构投资者、流动性与信息效率[J]. *管理科学学报*, 2015(3): 1 - 15.
- [55] 宋常, 恽碧琰. 上市公司首次披露的非标准审计意见信息含量研究[J]. *审计研究*, 2005(1): 32 - 40.
- [56] Menon K, Williams D D. Investor reaction to going concern audit reports. *The Accounting Review*, 2010, 85(6): 2075 - 2105.
- [57] Jain P K, Jang-Chul Kim, Rezaee Z. The Sarbanes-Oxley Act of 2002 and market liquidity[J]. *Financial Review*, 2008, 43(3): 361 - 382.
- [58] 黄寿昌, 李芸达, 陈圣飞. 内部控制报告自愿披露的市场效应——基于股票交易量及股票收益波动率的实证研究[J]. *审计研究*, 2010(4): 44 - 51.
- [59] 王化成, 曹丰, 叶康涛. 监督还是掏空: 大股东持股比例与股价崩盘风险[J]. *管理世界*, 2015(2): 45 - 57.

[责任编辑: 刘 茜]

The Informational Value of the Disclosure of Key Audit Matters: Based on the Perspective of Stock Liquidity

LIU Muhua¹, REN Jiale², GUO Zhen³

(1. College of Economics, Shenzhen University, Shenzhen 518060, China;

2. Shenzhen Branch, PWC Zhong Tian LLP, Shenzhen 518001, China;

3. China Resources Land(Shenzhen)Development Co., Ltd, Shenzhen 518052, China)

Abstract: Using the hand-collected text data of the new-style audit reports of 5806 A-share listed companies from 2017 to 2018, we find that the companies' stock liquidity improves with the increase of the disclosure level of key audit matters (KAMs) in the audit report which is measured by three methods including the matters' amount, the words of the KAM paragraph and the file size. The conclusions are still valid after considering endogeneity and doing a lot of robust tests. Further analyses suggest that there is a significant positive correlation between them only in the companies with lower internal control quality, smaller proportion of share holding of the large shareholder. The contributions of this research are that it proves the informational value of the disclosure of KAMs from the perspective of stock liquidity, and investigates KAMs' disclosure from the independent auditor, so extends the extant research field on the influencing factors of stock liquidity. Our conclusions show that the reform of the audit report achieves the expected purpose, and helps increase the efficiency of the security market.

Key Words: the reform of the audit report; key audit matters; stock liquidity; informational value; audit quality; audit fees; audit risks