

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

赵刚^{1,2}, 江雨佳², 马杨¹, 吕雅铭²

(1. 上海财经大学 会计学院, 上海 200433; 2. 浙江财经大学 会计学院, 浙江 杭州 310018)

摘要: 为了提高审计报告的信息含量, 2016年12月中国财政部颁布了《在审计报告中沟通关键事项》等12项新审计准则, 要求审计师对A+H股上市公司披露更多的审计信息。文章从分析师盈余预测准确性的视角, 利用上市公司实施新准则在时间和范围上的差异, 采用双重差分模型, 探讨了新审计准则实施对资本市场信息环境的影响。研究发现, 新审计准则实施提高了分析师盈余预测准确性, 且审计报告中披露的关键审计事项越多, 这种效应越明显。进一步研究发现, 新审计准则实施主要降低了分析师的乐观有偏预测, 提高了分析师个人层面的预测准确性。此外, 新审计准则实施改善资本市场信息环境的效应在信息透明度低的公司中更加明显。文章丰富了政策变更对资本市场信息环境影响的研究, 从分析师盈余预测角度解读了新审计准则的政策效应, 为进一步完善审计准则提供了参考和建议。

关键词: 新审计准则; 关键审计事项; 信息环境; 盈余预测准确性

中图分类号: F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2019)09-0114-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2019.09.009

一、引言

传统的审计报告以标准化的文本来表达审计意见, 而没有对意见形成过程中风险的评估、应对措施的设计等做出详细说明。因此, 传统的审计报告缺乏使用价值, 信息含量不能满足外部使用者的要求。2008年全球金融危机爆发以来, 传统的审计报告模式受到质疑, 报告的使用者期望获取的内容与审计报告实际提供的信息之间存在明显的差距(Mock等, 2013; PCAOB, 2013), 希望增加审计报告信息含量的呼声日益高涨。英国与欧盟分别于2013年和2014年对审计准则进行了改革, 要求在审计报告中增加披露重大错报风险。2015年, 国际审计准则协会(IAASB)发布新审计准则, 其中ISA701号文件提出在审计报告中增加关键审计事项。2016年12月, 中国财政部颁布了《在审计报告中沟通关键事项》等12项新审计准则。自2017年1月1日起, A+H股上市公司执行新审计报告相关准则, 其他A股上市公司则被要求从2018年1月1日开始执行。新审计准则强制要求审计师在审计报告中披露更多的审计信息, 增加了持续经营(审计准则第

收稿日期: 2019-03-06

基金项目: 国家社会科学基金项目“基于微观企业会计信息预测宏观经济增长的研究”(16BJY018)

作者简介: 赵刚(1977-)(通讯作者), 男, 江苏徐州人, 浙江财经大学会计学院副教授、硕士生导师, 上海财经大学会计学院博士后;

江雨佳(1995-), 男, 浙江丽水人, 浙江财经大学会计学院硕士研究生;

马杨(1993-), 女, 山东潍坊人, 上海财经大学会计学院博士研究生;

吕雅铭(1994-), 女, 浙江绍兴人, 浙江财经大学会计学院硕士研究生。

1324号)、关键审计事项(审计准则第1504号)、其他信息等实质性披露内容,同时改进和强调了管理层对于财务报表以及注册会计师对于财务报表审计责任的表述。

许多学者关注了新审计准则对审计报告使用者(投资者、审计师等)的影响(Christensen等,2014; Louis-Philippe等,2014;王木之和李丹,2019)。与一般的报告使用者相比,分析师作为资本市场的信息发现者和解读者(陈宋生和刘青青,2017),对会计和审计信息更加敏感。他们凭借其从业经验和专业性,整合并解读上市公司的相关信息,做出盈余预测和评级,为中小投资者和机构投资者决策提供参考,进而影响资本市场。由于私有信息的获取成本较高,对大多数证券分析师来说,公共信息(公司年报和审计报告)是其最主要的信息来源。在审计准则改革前,由于审计报告的信息含量不足且同质化严重,分析师很难从中提取有价值的信息作为盈余预测的依据。这造成分析师的预测往往是有偏的,无法帮助投资者做出正确的投资决策。而新审计准则强制要求审计师披露更多的审计信息,特别是新增的关键审计事项的披露,如关键审计事项的认定原因、如何应对以及具体的审计程序,能够形成额外的观点,降低公司之间审计报告的同质性,改善资本市场的信息环境。新增的审计信息披露有助于增加报告信息含量,提高审计透明度(冉明东和徐耀珍,2017)。这无疑增加了分析师对企业的了解,有助于做出更准确的预测。那么,新审计准则实施是否会影响证券分析师的盈余预测准确性,进而改善资本市场信息环境呢?

本文基于上市公司在实施新审计准则在时间和范围上的差异,以分析师对A股上市公司2015年度和2016年度的盈利预测为样本,构建双重差分模型研究了新审计准则实施对分析师盈余预测准确性的影响。研究发现,新审计准则实施提高了公司层面的分析师盈余预测准确性,且审计报告中披露的关键审计事项越多,这种效应越明显。进一步研究发现,新审计准则实施主要降低了分析师的乐观有偏预测,提高了分析师个人层面的预测准确性。另外,新审计准则实施的上述积极效应在信息透明度低的公司中更加明显。

本文可能的研究贡献是:(1)借助审计准则改革这一自然事件,证实了制度变迁能够改善资本市场的信息环境,提高分析师预测的准确性,从而丰富了分析师行为影响因素的相关文献(Bradshaw等,2001;王玉涛和王彦超,2012)。(2)本文从分析师的角度,为新审计准则实施的政策效应提供了新的经验证据(路军和张金丹,2018;王艳艳等,2018;王木之和李丹,2019),回应了Defond和Zhang(2014)对认识新审计报告及价值的呼吁。(3)关于分析师的现有研究缺乏个体异质信息,本文还提供了个体层面的异质性分析,补充了个体分析师及其预测行为的研究。(4)对准则制定者和监管部门来说,本文的研究对新审计报告的执行效果给予了积极评价,为进一步完善审计准则提供了参考和建议。

二、文献回顾

(一)新审计准则研究

会计信息的使用者希望审计师提供更加透明、完整且包含公司特质信息的审计报告。新审计准则的实施是对这一诉求的回应。Reid等(2015)基于2013年的英国审计准则改革,发现审计委员会和审计机构要求披露的额外信息与审计质量提高相关,为投资者提供了有用的信息。路军和张金丹(2018)对中国的新审计报告进行了分析,认为关键审计事项的披露能够给财务报表的使用者提供额外的信息。而Lennox等(2019)认为,国际审计报告的改变没有带来额外的信息含量,或许投资者已经通过其他方式获取了相关信息。

新审计准则相关文献还探讨了审计准则改革对资本市场和投资者行为的影响。从资本市场的反应来看,Reid等(2015)基于英国审计准则改革的研究显示,在新披露制度实施后,异常交易量增加,且信息环境差的公司异常交易量增加更多。王木之和李丹(2019)基于中国审计准则

改革的研究表明,实行新审计报告降低了股价同步性。从审计准则改革对投资者行为的影响来看,Louis-Philippe等(2014)基于眼动追踪实验,发现新审计准则中额外的披露内容能为投资者理解复杂的财务报表提供指引,使他们关注那些更重要的事项并做出决策。此外,Christensen等(2014)对非专业投资者的反应进行了研究,他们发现相比于传统的审计报告,投资者更容易基于包含关键审计事项的审计报告而改变投资决策。

(二)分析师盈余预测准确性研究

分析师的盈利预测往往是有偏的。分析师的盈利预测偏差会降低资本市场的定价效率,甚至导致严重的股票价格与价值相背离(Scherbina, 2010)。因此,分析师盈余预测的准确性一直是学术界的研究热点。现有研究主要从公司特征、信息环境、分析师与雇主特征等方面探讨了分析师盈余预测行为的影响因素。从公司特征来看,Brennan和Hughes(1991)发现,公司规模越大,市场中的可用信息越多,分析师预测准确性越高。也有学者发现,公司的审计质量越高(李刚, 2013)、会计稳健性的持续性越高(吴锡皓和胡国柳, 2015)、资本化率越低(Matolcsy和Wyatt, 2014)、内部控制质量越高(董望等, 2017),分析师的预测准确性越高。从信息环境来看,Bradshaw等(2001)以及娄祝坤和张博慧(2019)发现,信息披露环境的改善能够提高分析师所获得私有信息和公共信息的精度,有助于其做出更准确的预测。王玉涛和王彦超(2012)发现,上市公司业绩预告披露形式的选择、精度等特征会显著影响分析师的预测。方军雄(2007)及白晓宇(2009)发现,分析师预测数量和质量受上市公司信息披露政策透明度的影响。从分析师和雇主特征来看,Clement(1997)发现,分析师的盈余预测准确性与分析师能力(工作经验)和所属券商规模正相关。国内学者从是否承销商关联分析师(原红旗和黄倩茹, 2007; 宋乐和张然, 2010)、券商与公司是否聘任同一会计事务所(刘文军和谢帮生, 2017)、维持管理层关系(赵良玉等, 2013)、分析师实地调研(谢诗蕾等, 2018)、明星分析师(李丽青, 2012)等角度研究了分析师盈利预测准确性的影响因素。

综上所述,关于新审计准则实施对报表使用者的影响,学者大多关注资本市场和投资者的反应,而较少涉及对审计准则变化更敏感的信息中介,如分析师行为的研究。而对于分析师行为,也鲜有文献考察审计准则变化的影响。因此,本文从分析师行为入手,研究新审计准则实施是否会改善资本市场的信息环境,影响分析师的信息收集,进而提升其盈余预测准确性。

三、理论分析与假说提出

作为资本市场上不可或缺的信息中介,分析师利用其专业知识和经验,将获取的与上市公司相关的信息整合转化为对投资者有用的信息,以满足投资者需求。分析师的信息来源包括公开信息和私有信息(Barron等, 1998)。私有信息是个体分析师所特有的,但获取成本较高。因此,在私有信息获取受到约束的情况下,分析师更多地依靠上市公司发布的公开信息,如财务报告、公司公告等做出预测。公共信息的数量和质量会影响分析师的预测准确度(Lang和Lundholm, 1996)。作为分析师重要的公开信息来源(Lehavy等, 2011),财务报告的可信度是其预测准确性的重要前提(Francis等, 2002)。分析师能从中了解企业现金流量信息以及相关风险(Demirakos等, 2004),进而做出盈余预测。因此,分析师会通过参考和解读审计报告来判断财务报告的可信度(Behn等, 2008)。

然而,在审计准则改革之前,审计报告的同质性比较严重,特别是在标准无保留审计意见报告中,信息基本上没有差别,使得外部使用者无法通过审计报告来区分不同公司的质量,增加了信息不对称程度。新审计准则强制要求审计师披露更多的审计信息,在信息披露的数量和质量

上都有极大的改进。新审计准则增加了关键审计事项(审计准则第1504号)、持续经营(审计准则第1324号)以及其他信息等实质性披露内容。这些信息是审计师对被审计公司的经营状况和风险的判断,能够反映公司的特别风险、当期重大交易事项、管理层判断、公司持续经营情况等。关键审计事项作为新审计准则中最重要的变化内容,从文本结构来看,可以分为“事项描述段”和“审计应对段”。其中,事项描述段向报告使用者传递了更多关于公司的基本面信息,降低了公司信息环境的不确定性(王艳艳等,2018),改善了审计报告的可读性和信息价值。而应对段落披露审计师在应对关键审计事项时的具体审计程序,有助于帮助报告使用者了解和分析审计师的具体工作,更容易把控风险。在实证研究方面,有学者肯定了新审计准则实施的积极作用,如提升了审计报告的有用性,为报告使用者带来了增量信息(王艳艳等,2018;王木之和李丹,2019),以及提高了审计质量(Reid等,2015;杨明增等,2018)等。

综上所述,新审计准则实施向报告使用者提供了增量信息,提高了审计报告的沟通价值,改善了资本市场的信息环境。由于分析师预测受上市公司信息披露政策透明度的影响(方军雄,2007;白晓宇,2009),与之前的标准化文本相比,新审计报告中异质性较强的增量披露内容能够增加分析师对公司的感知(王雄元等,2017),降低公司与外部信息使用者之间的信息不对称程度(路军和张金丹,2018),从而帮助分析师做出更加准确的预测。基于此,本文提出以下假说:

假说1:新审计准则实施会提高分析师的预测准确性。

新审计准则中最重要的变化是增加了关键审计事项的披露。关键审计事项是指注册会计师根据职业判断认为对本期财务报表审计最重要的事项,从注册会计师与治理层沟通的事项中选取。新审计准则要求关键审计事项需要综合考虑特别风险、重要审计评估、重大交易对审计的影响等。Lee(2012)认为,即使是专业的分析师,认知能力也是有限的,面对财务报表时,也无法处理所有可用的信息。而关键审计事项作为新审计准则中的增量披露内容,在报告中予以单独列示,能够引导报告使用者重点关注那些审计师在形成审计意见过程中认为重要的事项,从而帮助其获取更多有价值的信息。

根据新准则的要求,关键审计事项要从注册会计师与治理层沟通的事项中选取。这就预示着披露的关键审计事项越多,审计师与治理层沟通的频率或内容就越多,所披露的信息含量也就越大(杨明增等,2018)。关键审计事项披露的个数虽然并不能完全反映信息披露的质量及重要性,但是在一定程度上反映了特质性信息的披露程度。冉明东和徐耀珍(2017)发现,关键审计事项披露越多,信息量越大。王木之和李丹(2019)发现,关键审计事项披露数量的增加能够降低股价同步性。因此,关键审计事项披露越多,意味着公司特有信息披露越多,分析师据此获取的增量信息就越多,预测也就越准确。基于此,本文提出以下假说:

假说2:在实施新审计准则的上市公司中,关键审计事项披露越多,分析师预测越准确。

四、研究设计

(一)样本与数据。本文的分析师盈余预测、公司治理、财务状况等数据来自CSMAR(国泰安)数据库,其中分析师预测数据的样本期为2016—2017年度,其他数据为2015—2016年度。分析师样本是基于公司—年度—分析师—分析师预测,即每个公司每年有多个不同的分析师跟踪,且同一分析师在同一年对同一家公司可能发布多个盈利预测报告,最终需生成公司—年度数据。

关于样本筛选过程,本文参照王玉涛和王彦超(2012)的做法,首先,为了保证分析师预测准确性的变化能够有效地被新审计准则实施所解释,仅保留上一年审计报告发布后和当年年度报告发布前,分析师对当年盈利的预测数据。对于2016年的分析师盈利预测数据,保留了2015年

度报告发布之后到2016年度报告发布之前,分析师对公司2016年度盈利的预测数据。2017年的盈余预测数据同样如此,我们得到初始样本91312个。其次,对于同一分析师在同一年对同一公司发布的多次盈利预测,保留最后一次的预测,得到样本46491个。再次,按照年份平均计算每个公司的预测盈余,得出盈余预测准确度,生成公司一年度样本5942个。最后,剔除金融行业及变量数据缺失的样本,最终获得2872个公司一年度观测值,其中实验组148个,控制组2724个。样本筛选过程见表1。

表1 样本筛选过程

样本筛选过程	样本数
分析师对2016年度和2017年度的有效盈利预测样本	91312
(1)保留分析师当年最后一次的盈利预测样本	46491
(2)生成公司一年度数据	5942
(3)剔除金融行业及变量数据缺失后的最终样本	2872
其中:实验组	148
控制组	2724

(二)主要变量定义

1. 分析师盈余预测准确性(*FERROR*)。参照王雄元等(2017)以及管总平等(2013)的做法,本文将分析师预测准确性(*FERROR*)定义为每股收益预测均值与实际值之差的绝对值除以实际值的绝对值与0.5之和。*FERROR*越小,预测准确性越高。分母加上0.5是为了保证公式的有效性,降低*FERROR*的离散程度,因为当实际盈余趋近或等于0时,*FERROR*会趋向无穷大。

$$FERROR = ABS [Mean(Feps) - Aeps] / [ABS(Aeps) + 0.5]$$

其中,*Feps*和*Aeps*分别为每股收益的预测值和实际值。

2. 新审计准则的实施(*POST*)与执行(*ADOPT*)。根据上市公司执行新审计准则在时间和范围上的差异,本文构建了双重差分模型。变量*POST*表示新审计准则实施前后,*POST*等于1表示新审计准则执行后,即2017年1月1日以后。变量*ADOPT*等于1表示实验组,即A+H股上市公司,等于0表示控制组。本文使用*POST*和*ADOPT*的交乘项来考察新审计准则的实施效应。

3. 关键审计事项(*KAM*)。关键审计事项是注册会计师基于职业判断,认为对本期财务报表最重要的事项。由于业务复杂程度、公司规模等因素,最重要的事项往往不止一项。因此,关键审计事项的披露个数反映信息含量。本文通过巨潮资讯网手工收集A+H股公司2016年度的年报,计算关键审计事项数量,构造变量*KAM*。根据关键审计事项数量,本文统计发现收入、应收账款等属于高频科目(比重超过10%),其他低频科目更有可能反映公司的特质信息。因此,本文在剔除高频事项后,对关键审计事项重新进行计数,构造变量*KAM_{ADJUST}*。

(三)模型设定。本文以A+H股上市公司(2016年度审计报告开始适用新准则)作为实验组,其他暂未执行的A股公司(2017年度审计报告开始适用新准则)作为控制组,以不同上市公司在实施新审计准则在时间上的差异来构建双重差分模型。为了检验假说1,参考王木之和李丹(2017)以及王雄元等(2017)的研究,本文建立了如下DID模型:

$$FERROR_t = \beta_0 + \beta_1 \times POST \times ADOPT + \beta_2 \times POST + \beta_3 \times ADOPT + \sum Control_{t-1} + \varepsilon \quad (1)$$

其中,*FERROR_t*表示分析师预测*t*年盈余的准确性,数值越小,预测越准确。*POST*表示是否实施新审计准则,*ADOPT*表示是否实验组,控制变量为*t-1*年的公司财务及公司治理指标。若交乘项的系数 β_1 显著为负,则假说1成立,即新审计准则实施能够提高分析师的盈利预测准确性。

为了检验假设 2, 本文考察在 A+H 股公司样本中, 发布关键审计事项数量的差异对分析师盈余预测准确性的影响。为此, 本文建立了如下模型:

$$FERROR_t = \beta_0 + \beta_1 \times KAM(KAM_{ADJUST}) + \sum Control_{t-1} + \varepsilon \quad (2)$$

其中, KAM 表示关键审计事项数量, KAM_{ADJUST} 表示剔除高频事项后的关键审计事项数量。本文预期系数 β_1 显著为负, 即在实施新审计准则的上市公司中, 关键审计事项披露个数越多, 分析师盈利预测越准确。

本文参考董望等(2017)以及王玉涛和王彦超(2012)的研究, 从公司财务状况、治理结构、市场表现等多个方面选取控制变量, 控制变量取滞后一期值。本文的控制变量包括企业规模($SIZE$)、财务杠杆(LEV)、盈利水平(ROE)、盈余波动性(EV)、未预期盈余($SURPRICE$)、回报相关性($CORR$)、是否盈利($LOSS$)、大股东持股比例($TOP1$)、产权性质(SOE)、券商预测更新频率($UPDATE$)、分析师跟踪人数($FOLLOWER$)等。控制变量定义见表 2。

表 2 控制变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
公司规模	$SIZE$	期末总资产的自然对数
资产负债率	LEV	负债除以总资产
盈利水平	ROE	税后利润/所有者权益
盈余波动性	EV	上市公司近 3 年净利润的离散系数
未预期盈余	$SURPRICE$	当年与上年 EPS 之差的绝对值除以期初股票价格
回报相关性	$CORR$	盈余与市场回报的相关系数
是否盈利	$LOSS$	公司当年净利润为负取 1, 否则取 0
大股东持股比例	$TOP1$	期末第一大股东持股比例
产权性质	SOE	企业实际控制人为国有性质取 1, 否则取 0
券商更新频率	$UPDATE$	分析师对公司的预测总次数除以券商个数
分析师跟踪人数	$FOLLOWER$	分析师(团队)跟踪人数的对数

五、实证分析

(一)描述性统计。表 3 报告了本文主要变量的描述性统计结果。从中可以看到, 在全样本中, 分析师盈余预测准确性变量的均值为 0.15, 中位数为 0.08, 标准差为 0.18。在实验组和控制组中, $FERROR$ 的均值分别为 0.10 和 0.15, 控制组样本的 $FERROR$ 显著大于实验组。 KAM 的均值为 2.541, 中位数为 3。这与已有研究(路军和张金丹, 2018)的结果基本一致。剔除高频事项后的关键审计事项数量 KAM_{ADJUST} 的均值为 1.78, 中位数为 2。 $FOLLOWER$ 在两组中也存在明显的差异, 实验组样本的分析师跟踪人数显著大于控制组。另外, 资产负债率(LEV)、公司规模($SIZE$)、未预期盈余($SURPRICE$)、大股东持股比例($TOP1$)、产权性质(SOE)以及券商更新频率($UPDATE$)等在实验组和控制组之间也存在显著的差异。

表 3 描述性统计

变量	全样本(N=2 872)					控制组(N=2 724)		实验组(N=148)	
	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	均值	中位数	均值	中位数
$FERROR$	0.148	0.083	0.184	0.001	1.028	0.150***	0.085**	0.103	0.070
$APODT$	0.052	0.000	0.221	0.000	1.000				
$POST$	0.500	0.500	0.500	0.000	1.000				

续表3 描述性统计

变量	全样本(N=2 872)					控制组(N=2 724)		实验组(N=148)	
	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	均值	中位数	均值	中位数
KAM^D	2.541	3.000	1.087	0	5			2.541	3.000
KAM_{ADJUST}	1.784	2.000	1.114	0	4			1.784	2.000
SIZE	22.794	22.506	1.446	20.520	28.488	22.628***	22.417***	25.853	25.702
LEV	0.452	0.439	0.207	0.068	0.931	0.441***	0.428***	0.651	0.687
ROE	0.082	0.080	0.092	-0.305	0.354	0.082*	0.079**	0.092	0.099
EV	0.869	0.291	2.270	0.027	18.580	0.879	0.292	0.687	0.256
SURPRICE	0.017	0.007	0.030	0.000	0.206	0.017***	0.007***	0.026	0.012
CORR	-0.024	-0.080	0.699	-0.999	1.000	-0.023	-0.084	-0.053	-0.045
LOSS	0.065	0.000	0.246	0.000	1.000	0.065	0.000	0.054	0.000
TOP1	0.346	0.327	0.148	0.088	0.742	0.343***	0.325***	0.393	0.368
SOE	0.387	0.000	0.487	0.000	1.000	0.366***	0.000***	0.777	1.000
UPDATE	2.250	2.125	0.924	1.000	5.130	2.235***	2.100***	2.521	2.310
FOLLOWER	2.220	2.303	0.797	0.693	3.784	2.192***	2.197***	2.749	2.833

(二)新审计准则实施与分析师盈余预测准确性。表4是新审计准则实施与分析师盈余预测准确性的回归结果。列(1)没有加入控制变量,交乘项 $ADOPT \times POST$ 的系数为-0.053,在10%的水平上显著为负。列(2)为全样本回归结果,交乘项 $ADOPT \times POST$ 的系数为-0.050,在1%的水平上显著为负。在加入一系列控制变量后,显著性水平和拟合优度都得到了提高。上述结果支持了假说1,说明新审计准则实施能够降低分析师的盈余预测误差。列(3)和列(4)分别为控制组和实验组的回归结果。实验组 $POST$ 的系数为-0.054,在1%的水平上显著为负;而控制组 $POST$ 的系数为0.017,在1%的水平上显著为正。这说明在实验组中,新审计准则实施降低了分析师的盈余预测误差,从而进一步支持了假说1。

表4 新审计准则实施与分析师盈余预测准确性^②

	(1) $FERROR$	(2) $FERROR$	(3) $FERROR$	(4) $FERROR$
$ADOPT \times POST$	-0.053*(-1.70)	-0.050***(-4.40)		
$ADOPT$	-0.021(-0.94)	0.011(0.99)		
$POST$	0.016**(2.25)	0.018*** (3.89)	0.017*** (3.85)	-0.054***(-4.01)
SIZE		-0.011**(-2.44)	-0.011**(-2.42)	-0.015(-1.47)
LEV		0.096**(2.62)	0.101**(2.70)	0.034(0.62)
ROE		0.065(1.45)	0.076(1.69)	-0.198(-0.67)
EV		-0.000(-0.18)	-0.000(-0.16)	0.005*(2.19)
SURPRICE		0.487*** (3.70)	0.514*** (3.90)	0.099(0.27)
CORR		0.003(0.95)	0.003(0.89)	-0.010(-0.81)
LOSS		0.053*** (5.78)	0.058*** (5.95)	-0.096(-1.29)
TOP1		-0.037**(-2.13)	-0.047**(-2.73)	0.139(1.58)
SOE		-0.022***(-3.19)	-0.023***(-3.54)	-0.036(-0.67)
UPDATE		-0.020***(-4.66)	-0.022***(-4.68)	-0.002(-0.20)

① 描述性统计中 KAM 和 KAM_{ADJUST} 仅有74个样本(即只有A+H上市公司2016年度的审计报告中有关键审计事项)。

② 本文回归均采用稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为T值。

续表 4 新审计准则实施与分析师盈余预测准确性

	(1) <i>FERROR</i>	(2) <i>FERROR</i>	(3) <i>FERROR</i>	(4) <i>FERROR</i>
<i>FOLLOWER</i>		-0.007(-1.51)	-0.008(-1.54)	0.036(1.06)
<i>Constant</i>	0.142***(28.62)	0.421***(4.81)	0.425***(4.77)	0.393*(2.14)
<i>Cluster Industry</i>	<i>NO</i>	<i>YES</i>	<i>YES</i>	<i>YES</i>
<i>Observations</i>	2 872	2 872	2 724	148
<i>R-squared</i>	0.005	0.045	0.045	0.075

(三)关键审计事项数量与分析师盈余预测准确性。表 5 是在已实施新审计准则的公司样本中,^①关键审计事项数量与分析师预测准确性的回归结果。列(1)为正常计数的关键审计事项数量与分析师盈余预测准确性的回归结果。关键审计数量(*KAM*)的系数为-0.021,在 5%的水平上显著为负。这表明,关键审计事项披露的数量越多,分析师盈余预测的误差越小、准确性越高。为了保证结果的稳健性,本文还对剔除高频科目后的关键审计事项数量进行了回归分析,结果见列(2)。可以看到,*KAM_{ADJUST}*的系数为-0.020,在 10%的水平上显著为负。同时,由于样本数较少而控制变量较多,我们采用 *Bootstrap* 回归得到稳健标准误,结果见列(3)和列(4),基本上没有变化。上述分析表明,在其他条件不变时,增加关键审计事项的披露,能够降低分析师的盈余预测误差,从而支持了假说 2。

表 5 关键审计事项数量与分析师盈余预测准确性

	(1) <i>FERROR(KAM)</i>	(2) <i>FERROR(KAM_{ADJUST})</i>	(3) <i>FERROR(KAM)</i>	(4) <i>FERROR(KAM_{ADJUST})</i>
<i>KAM(KAM_{ADJUST})</i>	-0.021**(-2.10)	-0.020*(-1.96)	-0.022**(-2.25)	-0.020*(-1.96)
<i>SIZE</i>	-0.013(-1.64)	-0.013(-1.59)	-0.014**(-2.11)	-0.014*(-1.79)
<i>LEV</i>	0.058(1.03)	0.049(0.89)	0.063(1.09)	0.053(1.04)
<i>ROE</i>	-0.253(-0.95)	-0.212(-0.83)	-0.263(-0.94)	-0.220(-1.04)
<i>EV</i>	0.005(1.10)	0.004(0.91)	0.004(0.29)	0.003(0.32)
<i>SURPRICE</i>	0.144(0.54)	0.219(0.84)	0.068(0.25)	0.145(0.72)
<i>CORR</i>	-0.011(-0.62)	-0.004(-0.25)	-0.011(-0.61)	-0.004(-0.27)
<i>LOSS</i>	-0.119(-1.57)	-0.126(-1.51)	-0.100(-1.32)	-0.107(-1.32)
<i>TOP1</i>	0.110(1.62)	0.107(1.56)	0.117**(2.21)	0.114**(1.97)
<i>SOE</i>	-0.028(-0.67)	-0.026(-0.64)	-0.026(-0.79)	-0.024(-0.82)
<i>UPDATE</i>	0.004(0.29)	0.003(0.22)	0.001(0.05)	-0.000(-0.02)
<i>FOLLOWER</i>	0.037(1.25)	0.030(1.08)	0.038(1.51)	0.032(1.17)
<i>Constant</i>	0.320**(2.01)	0.345**(2.02)	0.346**(2.43)	0.348**(2.15)
<i>Observations</i>	148	148	148	148
<i>R-squared</i>	0.084	0.067	0.092	0.074

六、稳健性检验^②

实验组和控制组存在公司层面的差异,为了减少这种差异对估计结果的干扰,本文参照王艳艳等(2018)的做法,采用倾向得分匹配后的双重差分模型(*PSM-DID*)重新进行了检验,结果与上文一致。此外,本文还做了以下稳健性检验:(1)为了缓解遗漏变量问题,在回归模型中加入滞

① 对于 2015 年审计报告,*KAM* 的取值均为 0。

② 受篇幅限制,稳健性检验结果没有列示。

后一期的分析师盈余预测准确性变量,回归结果没有改变。(2)对于分析师盈余预测准确性的定义,本文参照王雄元等(2017)的做法,在公式的分母上加上了0.5。我们将其替换为0.1、0.2和1之后,结果基本没有改变。(3)分析师的最后一次预测发布可能距离年报披露时间较长,影响其预测准确性。我们剔除了距离年报实际披露日270天以上的分析师盈余预测,结果仍保持稳健。(4)分析师在年报披露后对下一年度做出的首次盈余预测可能会更多地参考年报中的信息,我们选用首次预测作为计算预测误差的依据重新进行了检验,回归结果没有改变。(5)将 $FERROR$ 定义为 $ABS[Mean(Feps)-Aeps]$ / 期初股价,回归结果与上文一致。

七、进一步分析

(一)基于分析师盈余预测误差方向的分组分析。现有文献表明,分析师的预测存在乐观倾向。Bradshaw等(2001)认为,分析师预测的乐观倾向源于其能力和经验存在局限,无法有效识别应计项目未来收益的可持续性。Easterwood和Nutt(1999)研究发现,分析师预测存在乐观倾向的原因在于对负面信息反应不足,而对正面信息反应过度。还有学者从分析师为促成交易以获取更丰厚的佣金收入、维持客户关系(曹胜和朱红军,2011)等角度探讨了分析师发布乐观有偏预测的原因。严重有偏的预测会影响投资者的决策,进而影响分析师及其所在机构的声誉,甚至资本市场的稳定运行。新审计准则的实施增加了公开信息的披露,提供了更多的公司特质信息,进而降低了公司和外部信息使用者之间的信息不对称程度。本文认为,新审计准则的实施能够帮助分析师减少乐观有偏的预测。

本文将变量 $FERROR$ 做了去绝对值处理,得到 $FERROR_RABS$,然后根据 $FERROR_RABS$ 是否大于0进行了分组回归。 $FERROR_RABS$ 大于0表示分析师对公司的盈余预测整体上是乐观的,数值越大表示乐观程度越高。表6是基于预测误差方向的分组回归结果。在乐观预测样本($FERROR_RABS > 0$)中, $ADOPT \times POST$ 的系数为-0.088,在1%的水平上显著为负。而在悲观预测样本中,新审计准则实施对分析师盈余预测误差没有产生显著影响。这说明新审计准则实施提高了分析师盈余预测准确性,主要体现为降低了分析师乐观有偏的预测误差。

表6 基于分析师盈余预测误差方向的分组分析

	(1) $FERROR_RABS (FERROR_RABS > 0)$	(2) $FERROR_RABS (FERROR_RABS < 0)$
$ADOPT \times POST$	-0.088***(-5.79)	0.021(0.96)
$ADOPT$	0.021(1.24)	0.014(0.79)
$POST$	0.023*** (3.45)	0.010(1.59)
Control Variables	YES	YES
Constant	0.477*** (3.74)	0.194*** (5.18)
Cluster Industry	YES	YES
Observations	2 155	717
R-squared	0.060	0.093

(二)分析师个人层面的盈余预测准确性分析。当一个公司有许多分析师跟踪分析时,分析师的个体差异对盈余预测准确性的影响不可忽略。本文参考Lee等(2013)的做法,度量了分析师个人层面的预测准确性。我们参考上文的模型(1),加入了分析师个人层面的变量。^①

^① 受篇幅限制,这里使用的个人层面变量请参见《财经研究》工作论文版本。

$$FERROR = ABS(Feps - Aeps) / Stockprice \quad (3)$$

表7报告了新审计准则实施与分析师个人层面预测准确性的回归结果。列(1)没有加入控制变量, $ADOPT \times POST$ 的系数为-0.003, 在1%的水平上显著为负。列(2)加入控制变量后, $ADOPT \times POST$ 的系数没有改变, 仍在1%的水平上显著为负。基于分析师个人层面的分析表明, 新审计准则实施降低了分析师个人的预测误差, 提高了其盈余预测准确性。

表7 分析师个人层面的盈余预测准确性分析

	(1) FERROR	(2) FERROR
$ADOPT \times POST$	-0.003***(-4.80)	-0.003***(-4.23)
$ADOPT$	0.003(1.60)	0.002(0.89)
$POST$	0.001*** (3.39)	0.000(0.68)
Control Variables	NO	YES
Constant	0.017*** (136.49)	-0.046***(-8.95)
Industry Dummy	NO	YES
Observations	25 207	25 207
R-squared	0.019	0.086

(三)公司信息透明度的调节作用。上市公司的信息环境会影响分析师做出决策(谢获宝, 2018)。公司的信息透明度越高, 公司内部与外部信息使用者之间的信息不对称程度越小。分析师在预测这些公司时, 能够把握其经营业绩和财务状况, 从而做出更准确的盈余预测。而对于信息透明度较低的公司, 分析师做出准确预测的难度较大。新审计准则的实施增加了所获取公开信息的“质”和“量”, 提高了分析师的盈余预测准确性, 这对信息不透明公司的影响更大。本文预期, 新审计准则实施对分析师预测准确性的影响在信息透明度低的公司中更加明显。

为了检验信息透明度的调节作用, 本文在模型(1)的基础上加入了公司信息透明度与 $ADOPT \times POST$ 的乘积。我们使用两种方式度量信息透明度: 第一, 采用公司前三年的操纵性应计盈余绝对值的均值 ($ACCM$) 来衡量, 操纵性应计盈余的计算采用修正的 *Jones* 模型。 $ACCM$ 的数值越大, 公司的信息透明度越低。(2)参考王木之和李丹(2019)的研究, 采用年平均换手率来反映公司的信息环境, 设置虚拟变量 $TURNOVER_MED$ 。若公司在财务年度内的平均换手率低于中位数, 则 $TURNOVER_MED$ 取 1, 否则取 0。 $TURNOVER_MED$ 的数值越大, 公司的信息透明度越低。针对上述分析, 本文建立了如下模型:

$$FERROR_t = \beta_0 + \beta_1 \times POST \times ADOPT \times ACCM(TURNOVER_MED) + \beta_2 \times POST \times ADOPT + \beta_3 \times ADOPT + \beta_4 \times POST + \beta_5 \times ACCM(TURNOVER_MED) + \sum Control_{t-1} + \varepsilon \quad (4)$$

表8列示了加入调节变量信息透明度后的回归结果。在列(1)中, $ADOPT \times POST \times ACCM$ 的系数为-1.407, 在5%的水平上显著为负。这说明公司的信息透明度越低, 分析师的盈余预测误差在新审计准则实施后减少得越明显。在列(2)中, $ADOPT \times POST \times TURNOVER_MED$ 的系数为-0.071, 也在1%的水平上显著为负。这说明公司的信息不对称程度越高, 分析师的盈余预测误差在新审计准则实施后减少得越明显。可见, 新审计准则的实施增加了公开信息披露的数量和质量, 减小了信息透明度较低的公司与分析师之间的信息差距, 从而帮助分析师做出了更准确的盈余预测。

表 8 信息透明度的调节作用

	(1) <i>FERROR</i> ^①	(2) <i>FERROR</i>
<i>ADOPT</i> × <i>POST</i> × <i>ACCM</i> (<i>TURNOVER_MED</i>)	-1.407**(-2.11)	-0.071***(-4.56)
<i>ADOPT</i> × <i>POST</i>	-0.078***(-6.15)	-0.044**(-2.36)
<i>ADOPT</i>	0.024*(1.86)	0.019(1.50)
<i>POST</i>	0.014*** (3.41)	0.016*** (3.00)
<i>ACCM</i>	0.212*** (3.40)	
<i>TURNOVER_MED</i>		0.038*** (5.83)
<i>Control Variables</i>	<i>YES</i>	<i>YES</i>
<i>Constant</i>	0.387*** (4.53)	0.321*** (3.12)
<i>Cluster Industry</i>	<i>YES</i>	<i>YES</i>
<i>Observations</i>	2 626	2 872
<i>R-squared</i>	0.049	0.050

八、结 论

本文从分析师的角度出发,借助新审计准则实施这一外生事件,利用上市公司实施新审计准则在时间和范围上的不同,构建双重差分模型考察了新审计准则实施对资本市场信息环境的影响。研究发现,新审计准则实施提高了公司层面的分析师预测准确性,且审计报告中披露的(低频)关键审计事项越多,这种效应越明显。主要结论在一系列稳健性检验中仍成立。进一步研究发现,新审计准则实施主要降低了分析师乐观有偏的预测误差,提高了分析师个人层面的预测准确性。此外,新审计准则实施提高分析师的预测准确性,在信息透明度低的公司中更加明显。

本文验证了新审计准则实施对资本市场信息环境的影响,对政策制定者和分析师都有一定的启示。对政策制定者来说,本文的结论有助于其评估新审计准则的政策效果,并为以下政策的调整提供依据:第一,关于关键审计事项的披露。现有的审计报告中,关键审计事项的重复性较高,需要突出异质性,提升信息含量。第二,关于相关法规责任的完善。关键审计事项是审计师选择披露的,可能受制于客户公司的压力,影响审计师的独立性,进而“选择性”地进行披露。对此,需要进一步明确公司管理层和审计师的责任,完善相关法律法规,以保障信息披露的有效性。对分析师来说,第一,提高自身的能力,探索更多的信息渠道,向资本市场提供有效的信息,从而提升其影响力。第二,加强分析师行业的整体建设,提升行业水平。分析师行业在我国还处于发展阶段,应建立和完善分析师培训体系和考评体系,保障行业的健康、长久发展。

本文的局限在于:第一,新审计准则的实施时间较短,而政策效应可能存在一定的滞后性,这会导致一些变化在样本期内无法体现出来,从而无法准确评估政策的动态效果。第二,本文只对关键审计事项进行了简单的分类,并没有分析不同类别的事项对分析师预测行为的影响,这为未来的研究提供了一个方向。

主要参考文献:

- [1]白晓宇.上市公司信息披露政策对分析师预测的多重影响研究[J].金融研究,2009,(4):92-112.
 [2]董望,陈俊,陈汉文.内部控制质量影响了分析师行为吗?——来自中国证券市场的经验证据[J].金融研究,2017,(12):191-206.

① 列(1)中部分样本的 *ACCM* 数据缺失,导致样本数与列(2)不一致。

- [3]方军雄. 我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测[J]. 金融研究, 2007, (6): 136-148.
- [4]刘文军, 谢帮生. 分析师预测信息来源的新发现: 会计师事务所[J]. 财经研究, 2017, (5): 76-88.
- [5]娄祝坤, 张博慧. 媒体信息挖掘与分析师盈余预测准确度——基于管理层业绩预告背景的考察[J]. 会计与经济研究, 2019, (1): 72-85.
- [6]路军, 张金丹. 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[J]. 会计研究, 2018, (2): 83-89.
- [7]冉明东, 徐耀珍. 注册会计师审计报告改进研究——基于我国审计报告改革试点样本的分析[J]. 审计研究, 2017, (5): 62-69.
- [8]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.
- [9]王雄元, 李岩琼, 肖恣. 年报风险信息披露有助于提高分析师预测准确度吗?[J]. 会计研究, 2017, (10): 37-43.
- [10]王玉涛, 王彦超. 业绩预告信息对分析师预测行为有影响吗[J]. 金融研究, 2012, (6): 193-206.
- [11]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.
- [12]谢诗蕾, 宋尧清, 肖彪. 证券分析师实地调研的同行溢出效应研究[J]. 会计与经济研究, 2018, (6): 33-51.
- [13]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.
- [14]赵良玉, 李增泉, 刘军霞. 管理层偏好、投资评级乐观性与私有信息获取[J]. 管理世界, 2013, (4): 33-47.
- [15]Behn B K, Choi J H, Kang C T. Audit quality and properties of analyst earnings forecasts[J]. *The Accounting Review*, 2008, 83(2): 327-349.
- [16]Bradshaw M T, Richardson S A, Sloan R G. Do analysts and auditors use information in accruals?[J]. *Journal of Accounting Research*, 2001, 39(1): 45-74.
- [17]DeFond M, Zhang J Y. A review of archival auditing research[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 58(2-3): 275-326.
- [18]Lee S, Pandit S, Willis R H. Equity method investments and sell-side analysts' information environment[J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(6): 2089-2115.
- [19]Lee Y J. The effect of quarterly report readability on information efficiency of stock prices[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2012, 29(4): 1137-1170.
- [20]Lehavy R, Li F, Merkley K. The effect of annual report readability on analyst following and the properties of their earnings forecasts[J]. *The Accounting Review*, 2011, 86(3): 1087-1115.

Can New Auditing Standards Improve the Information Environment of the Capital Market? Based on the Accuracy of Analyst Earnings Forecast

Zhao Gang^{1,2}, Jiang Yujia², Ma Yang¹, Lv Yaming²

(1. School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

2. School of Accountancy, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China)

Summary: Traditional audit reports express audit opinions only by standardized texts, which makes them lack of value. In December 2016, the Ministry of Finance issues 12 new auditing standards, which include Communication of Key Audit Matters in the Independent Audit Reports, aiming to improve the information of audit reports and to reduce the information gap between companies and investors. A+H share listed

companies are required to implement the new auditing standards from January 1, 2017.

Many scholars study the impact of the new auditing standards on audit report users, such as investors, auditors, etc. (Louis-Philippe, et al., 2014; Christensen, et al., 2014; Wang and Li, 2019). Compared with general report users, analysts as information seekers and interpreters of the capital market (Chen and Liu, 2017), are more professional and sensitive to accounting and auditing information. Due to the high cost of private information acquisition for majority analysts, public information, such as annual reports and audit reports, is the primary source of information. The new auditing standards require auditors to disclose more audit information, especially the disclosure of key audit matters. It improves the information environment of the capital market by increasing the disclosure of the select reason of key audit matters, how to deal with them and the specific audit procedures. Then, can the implementation of the new auditing standards improve the information environment of the capital market by requiring auditors to provide more audit information, which in turn affects the accuracy of analysts' earnings forecast?

Based on the differences in the time and scope of the implementation of the new auditing standards, we use a difference-in-differences model to study the impact of the implementation of the new auditing standards on the accuracy of analysts' earnings forecast. The study finds that the implementation of the new auditing standards improve the accuracy of analysts' earnings forecast at the firm level, and the more key audit matters are disclosed in audit reports, the more significant this effect is. Further analysis shows that: (1) The implementation of the new auditing standards mainly reduces analysts' optimistic bias forecast. (2) The implementation of the new auditing standards improves analysts' earnings forecast accuracy at the individual level. (3) The implementation effect of the new auditing standards is more significant in companies with low information transparency.

The contributions of this paper are as follows: (1) Using the exogenous event of auditing standard reform, this paper confirms that institutional changes can improve the information environment of the capital market, and further improves the accuracy of analysts' earnings forecast, which enriches the relevant literature on the influencing factors of analysts' behaviors (Bradshaw, et al., 2010; Wang and Wang, 2012). (2) This paper provides new empirical evidence on the policy effect of the implementation of the new auditing standards (Lu and Zhang, 2018; Wang, et al., 2018; Wang and Li, 2019), and responds to Defond and Zhang (2014) for the awareness of new audit reports and their value. (3) The documents on analysts are lack of study at the individual level, while this paper provides an analysis of heterogeneity at the individual level, which complements the research on individual analysts and their predictive behaviors. (4) This paper gives a positive evaluation of the new auditing standards' implementation effect, and provides references and suggestions for the follow-up improvement of the auditing standards.

This paper verifies the impact of the implementation of the new auditing standards on the information environment of the capital market. It has some implications for policy-makers and analysts. On the one hand, the conclusions of this paper are helpful for policy-makers to evaluate the policy effect of the new auditing standards. On the other hand, there are some implications for analysts. First, improve the ability of analysts themselves, so as to enhance the influence of analysts in the capital market. Second, strengthen the overall construction of the analyst industry, enhance the overall capacity of the industry, and ensure the healthy development of the analyst industry.

Key words: new auditing standards; key audit matters; information environment; analysts' earnings forecast accuracy

(责任编辑 康健)