强制规则下内部控制审计的价值相关性研究

——来自 2011—2014 年 A 股上市公司的经验证据

吴可夫,王金梅

(云南民族大学管理学院,云南 昆明 650031)

[摘 要]在强制规则下,披露非标准内部控制审计意见的公司数量在增加,但这些非标准内控审计意见是否具有信息含量有待检验。基于有效市场假说,以2011—2014年沪深两市A股上市公司为研究对象,运用事项研究方法实证考察非标准内部控制审计意见类型的上市公司披露内控审计报告之后的市场反应,同时实证回归不同类型非标准内控审计意见与市场反应之间的关系,结果显示:被出具非标准内部控制审计意见的上市公司,在内部控制报告披露之后的短期窗口之内具有负的累计超额收益率,但是无保留带强调项与保留意见、无法表示意见的市场反应区别不大。这表明内部控制审计意见具有价值相关性,有利于督促管理层加强内部控制建设,但是内部控制审计质量需要进一步提高。

[**关键词**]内部控制审计质量;审计意见;价值相关性;市场反应;累计超额收益率;强制性披露;内部控制鉴证 [中图分类号]F239.45 [文献标识码]A [文章编号]1672-8750(2016)02-0094-10

一、引言

虽然早在2006年上海证券交易所和深圳交易所就发布了《上海证券交易所上市公司内部控制指引》和《深圳证券交易所上市公司内部控制指引》,这两个文件都要求上市公司披露经审计的内部控制信息,但实施效果并不尽人意,内部控制审计也只是走过场,审计质量较低。在2007—2010年间,共有464家A股主板上市公司披露了内部控制审计报告,只有1家上市公司的内部控制审计意见为非标准意见。由此可知,在自愿披露规则下,上市公司披露内部控制审计报告的积极性不足,被出具非标准审计意见的上市公司一般情况下不愿意披露。自从我国《内部控制基本规范》和《内部控制审计指引》出台之后,这种现象大有改善。据统计,2011—2014年间A股共有2927家上市公司披露了内部控制审计报告,其中被出具非标准内部控制审计意见有146家。在强制性披露背景下,虽然我国披露内部控制审计报告的上市公司数量在增加,但内部控制审计质量是否提高、审计意见是否具有价值相关性仍有待检验。

由于内部控制审计制度引入我国时间比较短,对于制度建立的经济后果进行研究的可用数据有限,所以过去大部分的文献都集中于内部控制的规范研究,主要说明内部控制的重要性或者检验披露的信息含量,少有文章从市场反应的角度去检验内部控制审计对投资者决策的影响。本文拟以2011—2014年我国沪深两市A股主板上市公司内部控制审计的数据检验内部控制审计的价值相关性,沿用价值相关性的边际信息含量研究思路,将重点考察被出具非标准内部控制意见的上市公司在

[[] 收稿日期] 2015-12-03

[[]基金项目]云南民族大学研究生创新基金项目(2015YJCXY148)

[[]作者简介]吴可夫(1973—),男,湖南益阳人,云南民族大学管理学院副教授,硕士生导师,博士,主要研究方向为财务会计理论;王金梅(1990—),女,四川成都人,云南民族大学管理学院硕士生,主要研究方向为内部控制与审计。

内部控制报告披露日前后短期窗口下的超额累积收益(CAR)。通过控制盈余信息、财务报告审计意见等因素对超额收益率的影响,对比分析非标准内部控制审计意见与标准审计意见的差异,判断内部控制审计的价值相关性。我国学者在检验内部控制信息披露的信息含量时,大部分的研究只是从是否披露、披露的数量进行考察,忽视了内部控制审计报告的内容和质量,本文的贡献在于从内部控制审计报告的审计意见类型分析其质量,进而检验内部控制审计的信息含量。

二、文献综述

Amir 等把价值相关性定义为会计数据与公司权益市场价值之间的关系^[1]。公司权益市场价值主要通过股价来衡量,某一会计数据或会计信息的披露导致股价波动说明该事件具有价值相关性。我国价值相关性研究始于赵宇龙的非正常报酬率与当年未预期会计盈余之间的相关性检验,他基于我国上海证券交易所 1994—1996 年间 123 家上市公司盈余披露日前后各 8 周的股票的数据,沿袭Ball 和 Brown 的事项研究方法^[2],证明了中国证券市场会计信息价值相关性的存在^[3]。陈晓等从股价波动和股票交易量两方面的变化再次证实会计盈余的信息含量^[4]。李增泉则利用财务报表审计意见披露之后的市场反应验证了不同类型的非标准审计意见会引起不同的市场反应,财务报告审计意见具有价值相关性^[5]。同时,这些研究也说明了我国资本市场是有效市场,本文正是基于有效市场假设检验内部控制审计的价值相关性。

国外内部控制审计的价值相关性研究主要集中于《奥克斯-萨班斯》法案(以下简称 SOX 法案) 颁布之后公司的市场反应。Beneish 等发现公司按 302 条款披露内部缺陷时,异常报酬率显著为负, 反映了在该条款下披露的内部控制信息有信息含量,然而在404条款下披露并没有导致股价的显著 变化,市场对内部控制审计的披露没有反应[6]。我国内部控制审计研究起步较晚,再加上我国公司 治理不够完善,前期研究主要是通过检验内部控制审计是否提高盈余质量和审计效率间接说明其重 要性,如张龙平等实证检验发现内部控制鉴证有利于提高公司的会计盈余质量[7]。方红星等进一步 细分内控鉴证报告类型,区分不同性质的内控鉴证报告,发现获得合理保证的内部控制鉴证报告的公 司盈余管理程度更低[8]。雷英等认为,在政府管制下强制性内部控制审计的作用就更加明显[9]。张 国清从审计效率方面进行实证检验,发现如果公司披露了无保留内部控制审计意见,CPA的财务报 告审计效率就更高,审计延迟就更短,也即实施内部控制审计是有回报的[10]。对审计结果而言,朱彩 婕等认为,经过内部控制审计的上市公司更容易收到标准审计意见类型的审计报告[11]。同时,吴益 兵认为,内部控制审计信号能传递公司内部控制效率高的信息,披露内部控制审计报告的公司融资成 本较低[12]。这些研究证明了内部控制审计对会计信息质量具有增信功能,但是从投资者的角度出发 检验内部控制审计价值相关性的研究文献较少。于忠泊、田高良发现市场对内部控制报告是有反应 的,但是反应的机理比较复杂,存在着较多的内生关系[13]。杨清香等认为,内部控制的市场反应受披 露的内容、类型和详细程度以及是否是强制性披露的影响[14]。方红星和段敏基于我国 2007—2011 年的数据检验发现内部控制披露信息增强了盈余的价值相关性[15]。

综上所述,我国现有的内部控制审计研究都是基于自愿披露内部控制信息背景之下的,自愿披露存在自选择问题,当公司内部控制较好时公司才会选择披露,较差时公司则不披露,研究过程中未能将未披露的内部控制信息纳入样本,因此实证结论不具有普适性;且在自愿披露背景下政府缺少相应的惩罚机制,披露信息的质量参差不齐,以假乱真、以次充好的披露现象未得到遏制,这一阶段关于信息披露的研究结论的可信度受到怀疑。虽然内部控制鉴证增强了内部控制信息的可信度,但是只有经过高质量审计之后这些信息才具有信息传递功能^[16]。在政府强制实施内部控制审计之后,法规改善了披露行为,被出具非标准内部控制审计意见的上市公司数量明显增加,非标准内部控制审计的类型也出现差异化。非标准内部控制审计报告数量的增加以及内部控制审计报告意见"差异化"趋势

是否具有价值相关性,能否有助于投资者决策,这些问题值得研究。

三、理论分析与研究假设

制度是为约束在谋求财富或本人效用最大化过程中的个人行为而制定的一组规章、依法程序和伦理道德行为准则^[17],内部控制审计制度的产生主要是为了规范委托代理关系中代理人的行为准则。在两权分离下,公司经营通过委托代理关系实现,业主以发放薪酬为代价委托经理人进行经营管理,经理人以放弃闲暇时间进行工作来获得报酬。但基于委托人和代理人都是自利的经济人假设,双方以自身利益最大化为目标,委托人追求股东权益最大化,代理人则追求更多的薪酬。委托人和代理人目标的不一致就产生了代理活动的一系列问题。财务报告作为一种传递信息的手段,在某种程度上减少了委托人和代理人之间的信息不对称,但是财务报告的编制是原则导向,存在会计选择和估计的问题。在分红计划假设下,管理人员更有可能选择操纵利润而获得更多报酬^[18]。因此,财务报告减少信息不对称的作用在减弱。委托人为了使自己利益不受损失,会雇佣第三方(注册会计师)鉴定财务报告的可靠性,以此来监督经理人的行为,注册会计师对经营者提供的财务报表只是结果审计,并不能确保财务信息生产过程的可靠。21世纪初美国发生的一系列财务舞弊事件也反映出财务报告结果审计的弊端,由此而出台了 SOX 法案。该法案要求经理人对公司内部控制的有效性进行评价并审计,这引起了实务界及理论界对内部控制的极大重视。

内部控制评价是经理人对财务信息生产过程有效性的自我评价,未经审计的内部控制评价披露成本较低,容易出现虚假信息^[19],这就需要独立的第三方对评价报告的合规性、公允性和评价方法的一贯性做出鉴证与担保,内部控制审计由此而产生,审计师的鉴证抑制了经理人披露机会主义行为,避免了道德风险。就公司自身而言,在内部控制信息披露过程中,如果监管部门不要求审计则会使内部控制信息较差的公司模仿较好的公司,投资者由于较难辨别信息真假,就会出现逆向选择问题。为了减少逆向选择,内部控制信息较好的公司则会聘请注册会计师对其内部控制的有效性进行审计并充分披露,以增强信息的可信度,由此内部控制信息较差的公司会因模仿成本较高而放弃模仿。内部控制审计抑制了内部控制较差企业的模仿行为,减少了逆向选择问题,增强了信息披露的信号功能。经鉴证后的内部控制信息一旦披露,就由"私人信息"变成了"公共信息",为投资者所接受并产生市场反应。

披露的内部控制信息具有公共物品属性,同样也面临市场失灵情况。因此,政府便会借助行政、经济、法律手段,实现制度的强制性变迁,实施自上而下的制度创新。内部控制审计制度是上市公司审计制度和监管制度的创新结合,是维护资本市场健康发展的重要手段,政府有必要利用行政手段对之进行管制。在强制规则下进行内部控制审计,能保证经审计的内部控制信息供给充足,避免上市公司"搭便车"等机会主义行为的出现,有利于投资者选择优质公司投资,有利于资源的合理流向,能改善社会效益。更重要的是,在强制审计规则下审计师面临更高的诉讼风险及违规成本,审计师出具内部控制审计报告也更加谨慎。基于"深口袋"理论和声誉机制的作用^[20-21],为了减少因审计失败而带来的审计师声誉损失成本及面临的诉讼风险,审计师会进行更加严格的测试及审查,审计购买行为从而得到制止,审计质量得以提高,审计师声誉从而帮助投资者缓解信息不对称问题。鉴于以上两方面的作用,强制性内部控制审计增强了内控信息披露的市场反应。

当投资者在形成对未来盈利公告的期望时,他们没能够考虑到盈利变化的典型统计模式,即"好消息后面会跟随更多的好消息,坏消息的后面通常跟随的都是更多的坏消息"^[22]。盈余信息公布之后,投资者结合内部控制审计意见辨别公司盈余信息的优劣,非标准内部控制审计意见提高了公司的财务错报风险,投资者为了规避不确定的会计风险,则会对被出具非标准内部控制审计意见的公司提高投资的风险水平估计,非标准内部控制审计意见被投资者视为"坏消息",将会影响投资者信心。根据行为金融

理论,股价不仅包括公司的内涵价值,还包括投资者的预期,公布了"坏消息"的公司的股票非正常报酬在盈余公布之后会向下漂移一段时间,即公告后的股价漂移。因此,获得非标准内部控制审计意见的公司在公布之后的短期窗口内会产生负的累计超额收益率。综上所述,我们提出假设1。

假设1:在强制披露规则下,被出具非标准内部控制审计意见的上市公司在披露内控审计报告之后短期窗口之内有负的累计超额收益率。

内部控制缺陷的严重性也具有信息含量,会有市场反应^[23]。非标准内部控制审计意见的出具是根据内部控制缺陷的严重程度及其实质来判断的。其中保留意见是由于上市公司存在内部控制的重大缺陷,如果内部控制中存在导致不能及时防止财务报告出现重大错报的一项缺陷或多项缺陷的组合,那么这种情况将会被认定为内部控制存在重大缺陷,审计师则会出具保留意见。而无法表示意见是由于审计范围受到限制,审计师未能实施必要的审计程序以获取发表意见所需的充分、适当的证据,审计师无法对财务报告内部控制的有效性发表意见。无保留强调项则是提示报表使用者某一两项内部控制存在缺陷,但它并不影响内部控制财务报告有效性的实施。因此,在有效市场条件下,无保留强调项意见与保留意见、无法表示意见相比,其对于财务报告的可靠性的损害更弱,出现财务报告重大错报的可能性较小,所以其市场反应也会小于其他两项非标准内部控制审计意见。由此,我们提出假设2。

假设2:区分不同类型的非标内部控制审计意见,无保留强调项的内部控制审计意见的市场反应 小于保留意见和无法表示意见的市场反应。

四、研究设计和样本选择

(一) 研究设计及变量度量

本文研究内部控制审计价值相关性的方法是对比分析不同的内部控制审计意见类型的样本公司在内部控制审计报告披露之后的短期窗口下的市场反应。我们将内部控制审计意见为非标准审计意见的公司作为研究样本,选取相同数量标准内部控制审计意见的公司为控制样本,在控制样本选取过程中遵守以下规则:(1)与研究样本具有相近的净资产收益率或每股收益;(2)与研究样本处于同一板块;(3)与研究样本的公布年度相同;(4)与研究样本的资产规模相近。在满足上述条件之后,还尽量保证控制样本其他对市场反应有影响的因素差异最小。我们分别计算研究样本与控制样本各自在内部控审计报告披露日前后5日的市场反应。市场反应用超额累积收益率(CAR)替代,根据CAR均值是否显著小于零的检验为标准来判断非标准内部控制审计意见引发的市场反应是否为负,如果为负且研究样本与控制样本组具有显著差异,则说明非标准内部控制审计意见具有价值相关性,最后用CAR与不同类型非标准内部控制审计意见的上市公司进行回归。

1. 被解释变量

借鉴 Ball 和 Brown 的研究^[2],本文使用超额累计收益率(CAR)来度量会计事件的信息含量,选择事件窗口为内部控制审计报告披露日,且披露日的前 5 日和后 5 日为时间窗口长度,期间累积超额收益率(CAR)即为本文市场反应的替代变量。其具体计算方法如下:

首先,估计个股的实际收益率 R_u ,其中 R_u 为个股t 时刻的实际收益率,数据直接来源于国泰安数据库中的个股t 时刻不考虑股利分红的日收益率。

其次,估计个股t时刻的预期收益率 R_{mt} ,在实际运用中主要有市场模型和市场指数模型。国外大量研究表明运用这两个模型所得出的结果并无明显差异,另外我国股市价格波动比较大,选用市场指数模型能抵消部分非信息交易带来的干扰,因此 R_{mt} 为i公司个股t时刻的预期收益率,其中沪市 A 股的市场指数以指数代码为000002 不考虑股利分红的日收益率替代,深市以指数代码为399107的不考虑股利分红的日收益率替代。

再次,估计个股 t 时刻的超额收益率, $AR_{ii} = R_{ii} - R_{mi}$ 。

最后,估计个股的累计超额收益率 $CAR_1(t_1,t_2) = \sum_{t_1}^{t_2} AR_{it}$,其中 $CAR_i(t_1,t_2)$ 为累计超额收益率, AR_i ,为个股 t 时刻的超额收益率。

2. 解释变量

解释变量 ICA_{ii} 是指i公司在第t期披露内部控制审计报告类型,无保留强调项意见赋值为1,无法表示意见与否定意见赋值为0。

3. 控制变量

由于内部控制审计报告和财务报告审计报告是同时披露的,会计盈余披露的前后几日会出现股价波动和交易量的波动^[2],同时财务报告审计意见也具有市场反应^[5],为了剔除会计盈余和财务报告审计的信息干扰,我们将控制财务报告的审计意见(Opinion)和每股收益(Eps)对CAR的影响。另外,我们还控制资产规模(Asset)、公司成长性(Growth)对市场对内部控制审计披露的影响。

变量定义参见表1。

代码	名称	定义
$CAR_{i,(t_1,t_2)}$	累计超额收益率	具体计算方法详见变量定义
ICA	内控审计意见类型	无保留强调项意见赋值为1,无法表示意见与否定意见赋值为0
Opinion	财务报告审计意见	标准意见为1,否则为0
Eps	每股收益	净利润/普通股股数
Asset	资产规模	公司总资产账面价值的自然对数
Growth	成长性	营业收入增长率 = (本年营业收入 - 上年营业收入)/上年营业收入
Year	年份	控制年份
Industry	控制行业	分类依据是证监会的行业分类标准,属于制造业取值为1,否则为0

表 1 变量名称及定义

(二)模型设计

我们根据传统的市场反应模型(累计超额收益与会计盈余的关系),同时借鉴杨清香等的模型^[14],构建了以市场评价为被解释变量、盈利能力和内部控制审计意见类型为主要解释变量的模型,同时,还加入了盈利能力与内控审计意见类型的交叉项,检验内部控制审计意见类型对于盈余信息的市场反应的作用。检验模型设定如下:

$$CAR_{i(t_1,t_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 ICA + \alpha_2 Eps + \alpha_3 Opinion + \alpha_4 Asset + \alpha_5 Growth + \sum Year + \sum Industry$$

$$(1)$$

$$CAR_{i(t_1,t_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 ICA + \alpha_2 Eps + \alpha_3 ICA \times Eps + \alpha_4 Opinion + \alpha_5 Asset + \alpha_6 Growth + \sum Year + \sum Industry$$

$$(2)$$

(三) 样本选择

本文选取我国沪深两市 A 股主板 2011—2014 年间被出具非标准内部控制审计的上市公司为研究样本,剔除 ST 和*ST公司、数据缺失和存在重大交易事项的公司,总共得到94个样本,样本分布在制造业、采矿业、房地产业、电热燃水生产与供应业、批发和零售业、交通运输及仓储邮政业、农林牧渔业、建筑业、文体娱乐业、水利及环境和公共设施管理业、租赁和商务服务业等,具体数量如表 2 所示。

分析 94 个样本的审计报告具体内容后,我们将被出具非标审计意见原因的归结如表 3 所示。

表 2 研究样本行业分布情况

行业	数量
制造业	47
采矿业	9
房地产业	8
电力、热力、燃气及水生产和供应业	8
批发和零售业	8
交通运输、仓储和邮政业	3
农、林、牧、渔业	3
建筑业	3
文化、体育和娱乐业	2
水利、环境和公共设施管理业	1
租赁和商务服务业	1
综合	1

被出具非标准内部控制审计音见的公司原因总结

类别	原因	数量
	资金管理、支付结算管理不规范,存在挪用公款行为,现金支付业务授权批准制度和对外投资管理制度未得到有效执行	10
控制程序类	总公司、子公司未执行相关的决策程序,对子公司、项目管理后续管理不当,未能正确确认 长期股权投资	9
121/1/20	关联方管理不足,关联方交易不规范,关联方确认、披露不准确、不及时	8
	公司的持续经营能力尚存在不确定性	5
	安全生产方面存在重大缺陷,被停业整顿、售后召回	3
会计系统类	资产减值计提、存货管理与核算、在建工程确认和结转、长期股权投资的确认计量不合规, 月末对账制度执行不力	11
21,77,70,7	合同纠纷、未决诉讼、已决诉讼和售后服务未进行会计处理	4
	未设内部控制部门,或者内审人员配备不足、业务能力低	4
控制环境类	公司人员、机构未实现相互独立,内控环境存在缺陷	4
其他	涉嫌违反证券法律法规,中国证券监督管理委员会等监管部门立案调查、已立案未结案	11
六世	强调内部控制审计范围未报告新收购的公司、子公司、并购的公司、国家豁免审计的公司	10

注:除以上罗列的原因之外还存在一些未执行全面预算管理、报表收益率畸高等不符合内部控制基本规范的个案行为,因不具有 代表性,故未罗列。

五、实证结果及分析

(一) 描述性统计及 T 检验

图 1 为在窗口(-5,5) 内平均 AR 趋势图。根据图 1 可知,除了在 t=4 外,短期窗口(-5,5) 内,内部控制审计意见为非标准类型的上市公司的日平均 AR 值均小于标准内控意见的上市公司并在 0 附近小幅波动,说明非标准内部控制审计意见在披露日附近有负向的市场反应。令人奇怪的是,标准内部控制审计意见类型的上市公司在 t=4 时 AR 为 -0. 33%,主要研究样本的日平均 AR 趋势线。

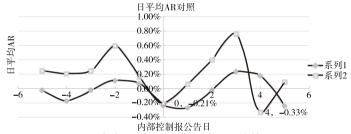


图 1 在窗口(-5,5)内平均 AR 趋势图

注:其中系列1为控制样本组的日平均 AR 趋势线,系列2为

是因为控制样本虽已经控制了会计盈余、财务报表审计意见等因素对市场反应的影响,但这些影响并不能完全消除,也有可能受机构投资者或某些大股东的恶意操纵。

通过对研究样本的描述性统计我们发现,内部控制审计意见为非标准审计意见的公司累计超额收益率(CAR)均值均为负,其中CAR(-1,1)的均值为-0.44%,CAR(-3,3)的均值为-0.17%, CAR(-5,5)的均值为-0.45%,说明非标准内部控制审计意见的披露具有负面的市场反应。而控制

样本的累积超额收益率均值都为正,其中 *CAR*(-1,1)为0.26%,*CAR*(-3,3)为2.08%, *CAR*(-5,5)为2.22%,表明在控制了其他因素对超额累积收益率的影响下,标准无保留的内部控制审计意见具有正向的市场反应。具体数据详见表4。

我们在比较研究样本与控制样本均值之后

窗口		样本	均值	T值	Ρ值
CAR(-	1 1)	研究样本	- 0. 4447%	- 0. 909	0. 365
CAN(-	1,1)	控制样本	0. 2634%		
CAR(-3)	3 3)	研究样本	- 0. 1685%	- 1.737	0. 086 *
CAR(5,5)	控制样本	2. 0891%		
CAR(-1)	5 5)	研究样本	- 0. 4477%	- 1. 838	0. 070 *
CAN(,,,)	控制样本	2. 2246%		

表 4 研究样本及控制样本 CAR 的均值比较

发现, CAR(-3,3) 与 CAR(-5,5) 值差异在10% 的置信水平下是显著的, p 值分别为0.086 和0.070, 研究样本和控制样本的在窗口(-3,3) 和(-5,5) 内有证据证明研究样本和控制样本之间存在差异,

说明内部控制审计意见的披露有市场反应,当内部控制审计结果为非标准审计意见时,会向市场传递负面影响,影响股价波动,给上市公司带来负的超额累积收益率,有损公司价值,假设1得到验证。然而 *CAR*(-1,1)值统计上不显著,主要是由于内部控制审计报告披露之后,投资者对于内部控制审计信息有一定的反应时间,随着时间的推移,内部控制审计信息被投资者解读,进而影响投资者再投资决策。

表 5 是模型(1)中各个变量描述性统计结果,根据表 5 可知,在非标准内部控制审计报告样本中,有 62%的财务报告审计意见是标准意见,有 74%的非标准内控审计意见是无保留强调项的审计意见。样本中的每股收益和主营业务收入增长率的差异比较大。其中每股收益最大值是 1.64,最小值是 -3.81,主营业务收入增长率最大值为 277.10,最小值为 -90.86,说明被出具非标准内部控制审计意见的公司有朝阳企业也有衰退企业。

	表 5	模型(1)各变量描述性统计				
	N	极小值	极大值	均值	标准差	
CAR(-5,5)	94	- 20. 23%	26.07%	- 0.45%	9.85%	
CAR(-3,3)	94	- 19.61%	21.90%	- 0. 17%	7.88%	
CAR(-1,1)	94	- 14. 16%	15.02%	- 0. 44%	5. 10%	
Opinion	94	0	1	0.62	0. 489	
ICA	94	0	1	0.74	0.438	
Eps	94	- 3.81	1. 64	0.02	0.63	
Growth	94	- 90. 86	277. 10	- 0. 07	44. 81	
Lnsize	94	17. 75	25. 12	22. 14	1. 59	

(二)系数相关性检验

根据表 6 相关系数检验结果可知,模型中自变量之间的系数都比较小,小于 0.5,说明模型里的变量之间不存在自相关问题。

(三) 多元回归结果

表7是内部控制审计意见与超额收益率(CAR)之间的多元线性回归结果。根据表7实证结果可知,ICA的系数为正但不显著,说明无保留强调项与保留意见、无法表示意见的市场反应没有很大的区别,不能证明假设2。在加入ICA×EPS交互影响的变

表 6 相关系数检验

		夜 0 作	大尔奴他的	m.		
	CAR(-5,5)	Opinion	ICA	Eps	Growth	Lnsize
CAR(-5,5)	1	0.045	0. 1	0. 253 **	- 0. 193 *	- 0. 114
Opinion	0. 045	1	0. 252 **	0. 141	0. 205 **	0. 329 ***
ICA	0. 1	0. 252 **	1	- 0. 063	0.045	- 0. 021
Eps	0. 253 **	0. 141	- 0. 063	1	0.089	0.055
Growth	- 0. 193 *	0. 205 **	0.045	0.089	1	0. 023
Lnsize	- 0. 114	0. 329 ***	- 0. 021	0.055	0.023	1

注: ***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

量之后发现 ICA × EPS 的系数为负,意味着非标准内部控制审计意见削弱盈余信息的价值相关性。

OPINION的系数为正但不显著,说明财务报表审计意见为标准审计意见时带来正的 CAR,ICA 和 Opinion均不显著主要是因为我国投资者大部分是散户,他们很少花时间去分析和解读财务报表审计和内部控制审计报告信息,只有少数机构投资者才会利用审计信息进行决策。Growth的回归系数为负且在5%的显著水平下显著,意味着对于被出具非标准内部控制审计意见的公司而言,具有越高的成长性被认为财务舞弊的可能性就越大,越不能被市场投资者认一

表7 窗口(-5.5)下多元回归结果

VARIABLES	模型(1) C	4R(-5,5)	模型(2) CAR(-5,5)				
VARIABLES	系数	 T 值	系数	T 值			
С	0. 1406	(- 0. 898206)	0. 134183	(-0.850586)			
ICA	0. 021772	(- 0. 94398)	0. 02453	(- 1.029779)			
Eps	0. 044103 ***	(- 2.800835)	0. 068906	(1.316285)			
$ICA \times Eps$			- 0. 027124	(- 0. 497042)			
Growth	- 0. 000594 ***	(- 2.6308)	- 0. 000588 ***	(- 2. 587771)			
Lnsize	- 0. 009707	(- 1.432094)	- 0. 009448	(- 1.38383)			
OPIN	0. 01653	(- 0.701409)	0. 014315	(0.59432)			
Industry	0. 023009	(1. 129268)	0. 022351	(1.089881)			
Year	0.009979	(0.912798)	0.009905	(0.901939)			
R-squared	0.17	5933	0.17	78321			

可,因此会带来负的 *CAR。EPS* 的回归系数为正,且在显著性水平为 5% 检验下是显著的。这也符合我国实际情况,我国大部分投资首先是基于盈余信息来投资,所以盈余信息跟 *CAR* 正相关。

(四) 稳健性检验

为了使本文结论更加稳健,我们进行了稳健性检验。

首先,改变配对样本的选择规则,配对样本选择时按照以下优先顺序进行选择:(1)同一行业;(2)相近的净资产每股收益或每股收益;(3)与研究样本公布年度相同;(4)相近的资产规模。研究样本和控制样本的 CAR 均值比较检验结果与上述研究结论一致(如表 8 所示),即非标准审计意见披露之后会有负的超额累积收益率,假设 1 再次得到验证。

其次,由于事项研究方法对窗口测试的长度比较敏感,因此我们用窗口(-3,3)下的 CAR(-3,3) 值作为因变量再次检验,回归结果详见表9。我们发现回归结果与窗口(-5,5)的结果没有很大差异,且 Eps、Growth、Size 的显著性得到提高。ICA和 ICA×Eps 的系数仍不显著。因此假设2不成立,即无保留强调项的内部控制审计意见的市场反应与保留意见、无法表示意见的市场反应没有很大的差异。

表8 假设1的稳健性检验

窗口	样本	均值	T值	P值
CAR(-1,1)	研究样本 控制样本	- 0. 4447% 0. 8342%	- 1. 608	0. 111
CAR(-3,3)	研究样本	- 0. 1685%	- 2. 860 **	0.005
CAR(- 3,3)	控制样本	3. 4019%	2 (75 *	0.000
CAR(-5,5)	研究样本 控制样本	- 0. 4477% 3. 5895%	- 2. 675 *	0.009

表9 在窗口(-3.3)窗口下的多元回归结果

VADIADIEC	模型(1)C	AR(-3,3)	模型(20CAR(-3,3)		
VARIABLES	系数	T 值	系数	T值	
С	0. 068895	(0.856281)	0. 066916	(0.824489)	
ICA	0.008702	(0.734058)	0.009553	(0.779487)	
Eps	0. 016963 **	(2.095925)	0. 024613	(0.913891)	
$ICA \times Eps$			- 0. 008365	(- 0. 297961)	
Growth	- 0. 000337 ***	(- 2. 899383)	- 0. 000335 ***	(- 2. 863097)	
Lnsize	- 0. 005835 *	(- 1.674967)	- 0. 005756 *	(- 1.638548)	
Opinion	0. 021895 *	(1.807539)	0. 021212 *	(1.711775)	
Industry	0.003685	0. 351888	0.003482	0. 330053	
Year	0. 010746 **	(1.912321)	0. 010723 *	(1.897928)	
R-squared	0.187637		0.188485		

六、结论

本文基于有效市场假说,以2011—2014年沪深两市A股上市公司为研究对象,运用事项研究方法实证考察了被出具非标准内部控制审计意见类型的上市公司披露内控审计报告之后的市场反应,同时实证检验不同类型非标准内部控制审计意见与市场反应之间的关系,研究发现:被出具非标准内部控制审计意见的上市公司,在内部控制报告披露之后的短期窗口之内具有负的累计超额收益率,但是无保留带强调项与保留意见、无法表示意见的市场反应区别不大。

负面的市场反应能进一步督促管理层加强内部控制建设,改善内部控制现状,进而提高财务报告质量,增强市场有效性。目前我国内部控制缺陷的认定没有统一标准,且内部控制审计指引也大多是指导性、原则性规定,内部控制缺陷严重程度及其实质影响需要依据审计师的职业判断及审计重要性水平的认定。不同审计师对于审计重要性水平的衡量不一样,因此在这种情况下内部控制审计质量不高。此外,内部控制审计的强制实施提高了审计师的诉讼风险,但基于我国法律背景和投资者特征,审计师被诉讼的可能性比较小,审计意见购买行为难以避免。这两个原因共同构成了无保留强调项与保留意见、无法表示意见的市场反应差异不大。因此,内部控制缺陷的认定标准需要统一,内部控制缺陷对财务报告差错的影响需要定量化,内控缺陷的影响应逐步具体到数额。只有统一了标准,内部控制审计质量才能进一步提高。同时,内部控制审计披露机制需要进一步规范,对于内部控制缺陷的披露应注重缺陷的实质及潜在影响的说明。

强制实施内部控制审计,一方面规避了管理层的机会主义行为,另一方面非标准内部控制审计意 见在短时间窗口内会带来负的市场反应,管理层迫于股东压力将会使这种负面影响降至最低,进而重 视内部控制建设。因此,内部控制审计具有会计信息的价值相关性,内部控制审计制度的强制实施有 利于提高会计信息质量。这一制度安排应在创业板和中小板逐步实施,然后再进一步规范我国所有 上市公司内部控制制度建设。

本文的结论印证了近些年我国监管机构致力于内部控制建设的重要现实意义,扩充和丰富了内部控制审计的相关文献。本文的局限主要有两方面:其一,事项研究方法中控制样本的选择存在选择偏见,虽然根据控制样本配对规则控制了每股盈余、财务报告审计意见、资产规模等因素对市场反应的影响,但是实际上这些影响并不能完全消除。比如我们在研究非标准审计意见对股价的影响时,控制样本应该除了审计意见不同之外其他因素都一致,但实际上选择过程中不可能其他因素都接近研究样本,也就意味着其他因素对股价的影响难以消除。其二,我们在多元回归时发现 R² 比较小,除财务信息对 CAR 的影响之外,非信息交易的存在也会影响市场反应。今后的研究应更准确地控制非信息交易和投资者异质信念的影响,探索有效的模型进行回归分析。

参考文献:

- [1] AMIR E. The market valuation of accounting information; the case of postretirement benefits other than pensions [J]. The Accounting Review, 1993, 68:703-724.
- [2] BALL R, BROWN P. An empirical evaluation of accounting income numbers [J]. Journal of Accounting Research, 1968, 6:159-178.
- [3]赵宇龙. 会计盈余披露的信息含量——来自上海股市的经验证据[J]. 经济研究,1988(7):41-50.
- [4] 陈晓, 陈小悦, 刘钊. A 股盈余报告的有用性研究[J]. 经济研究, 1999(6):21-28.
- [5]李增泉. 实证分析:审计意见的信息含量[J]. 会计研究,1999(8):16-22.
- [6] BENEISH M D, BILLINGS M B, HODDER L D. Internal control weaknesses and information uncertainty [J]. The Accounting Review, 2008, 83;665-697.
- [7] 张龙平, 王军, 张军. 内部控制鉴证对会计盈余质量的影响研究——基于沪市 A 股公司的经验证据[J]. 审计研究, 2010(2):83-90.
- [8]方红星,金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗? [J]. 会计研究,2011(8):53-61.
- [9] 雷英,吴建友,孙红. 内部控制审计对会计盈余质量的影响——基于沪市 A 股上市公司的实证分析[J]. 会计研究, 2013(11):75-62.
- [10]张国清. 自愿性内部控制审计的经济后果:基于审计延迟的经验研究[J]. 经济管理,2010(6):105-112.
- [11]朱彩婕,韩小伟. 内部控制审计对财务报告审计意见的影响研究——来自 2011 年我国 A 股上市公司的经验证据 [J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2013(9);77-82.
- [12] 吴益兵. 内部控制审计信号的有效性及定价效应[J]. 经济管理,2012(8):138-143.
- [13] 于忠泊, 田高良. 上市公司内部控制报告信息有效性研究[J]. 统计与决策, 2009(4):145-147.
- [14] 杨清香,俞麟,宋丽. 内部控制信息披露与市场反应研究——来自中国沪市上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论,2012(12);123-130.
- [15]方红星,段敏. 内部控制信息披露对盈余信息价值相关性的影响——来自 A 股上市公司 2007—2011 年度的经验数据[J]. 审计与经济研究,2014(6);54-65.
- [16] 田高良,李留闯,齐保垒. 内部控制鉴证报告的信号失灵的甄别——一个本土化的实证研究[J]. 南开管理评论, 2011(11):109-117.
- [17]诺斯. 经济史中的结构与变迁[M]. 陈郁, 罗华平, 译. 上海: 上海人民出版社, 1994.

- [18] WATTS R L, ZIMMERMAN J L. Positive accounting theory M. Upper Saddle River, Pearson Education Inc., 1986.
- [19] 吴益兵. 内部控制审计、价值相关性与资本成本[J]. 经济管理,2009(9):64-70.
- [20] DYE R A. Auditing standards, legal liability and auditor wealth [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 1985, 23: 245 268.
- [21] DEANGELO L. Auditor size and auditor quality [J]. Journal of Accounting and Economics, 1981, 3:183 199.
- [22] BERNARD V, THOMAS J. Evidence that stock prices do not dully reflect the implications of current earnings for future earnings [J]. Journal of Accounting and Economics, 1990, 13;305 340.
- [23] HAMMERSLEY J S, MYERS L A, SHAKESPEARE C. Market reaction to the disclosure of internal control weaknesses and to the characteristics of those weaknesses under Section 302 of the Sarbanes Oxley Act of 2002 [J]. Review of Accounting Studies, 2008, 13;141 165.

「责任编辑:黄 燕]

A Research on Value Relevance of Internal Control Audit Based on the Mandatory Rules: Empirical Evidence from A-share Listed Companies from 2011 to 2014

WU Kefu, WANG Jinmei

(School of Management, Yunnan Minzu University, Kunming 650031, China)

Abstract: Under the mandatory rules, the number of company disclosing non-standard internal control audit opinions is on the rise, but it is subject to inspection whether these non-standard internal control auditing opinions has information content. On the basis of the efficient market hypothesis, with the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies for 2011 to 2014 as the object, this paper follows event study method to empirically examine the market reaction of listed companies in the type of non-standard internal control audit opinion after the disclosure of internal control audit report. Furthermore, this paper makes an empirical analysis of the relationship between different types of non-standard internal control audit opinion and market reaction. The research indicates that in the listed company with non-standard internal control auditing opinions, there exists a negative cumulative abnormal return within a short period after the disclosure of the internal control report, but there is no difference in market response between no reserves with emphasis on items and reserved opinions/inexpressible opinions. It suggests that the internal control audit opinion has value relevance, which can urge the management to strengthen the construction of internal control, but the internal control audit quality should be improved.

Key Words: internal control audit quality; audit opinion; value relevance; market reaction; cumulative abnormal return; mandatory disclosure; internal control authentication