

缺陷披露、审计意见与内部控制质量提升

胡晓明, 顾金铖

(南京财经大学 会计学院, 江苏 南京 210023)

[摘要] 基于理性预期和管理者风险偏好视角, 对缺陷披露、非标意见和内部控制质量提升之间的关系从理论上进行分析, 在此基础上选取 A 股上市公司 2009—2014 年相关数据进行实证研究, 研究结果表明: 企业的财务报告在当年被出具非标意见后, 下年度该企业的内部控制质量会有显著提升, 内控缺陷披露会显著增强非标意见对控制质量提升的正面影响。在对当年被出具非标意见的企业样本进一步分组进行回归分析后发现: 相对于披露了控制缺陷的企业而言, 未披露控制缺陷的企业下年度控制质量没有显著提升。

[关键词] 经济新常态; 非标准审计意见; 内部控制缺陷披露; 管理者行为; 内部控制质量; 会计信息质量; 公司治理

[中图分类号] F275; F239.45 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2017)03-0105-07

一、引言

目前, 中国正处于“三期叠加”阶段^①, 经济发展进入新常态, 深化改革步入深水区, 证券市场信息披露监管力度不断加强, 企业内部控制建设面临着新的挑战。从高质量会计信息的需求来看, 外部审计和内部控制对于有效降低委托代理成本、促进整个资本市场的良性运转至关重要。因此, 能否通过外部审计的影响促进企业提升其内部控制质量, 即企业被出具非标准审计意见(简称非标意见)之后是否有助于内部控制缺陷的修正成为了我们关注的现实问题。

现有研究主要关注内部控制质量对财务报表审计意见的影响、内部控制缺陷信息披露的市场反应等方面, 本文拟从完善和发展资本市场信息披露的角度关注促进控制质量提升的途径。以中国证券市场 2009—2014 年披露的内部控制缺陷信息自我评价报告、年度财务报告和内部控制审计报告为基础, 基于已有文献与理论研究基础, 确定内部控制质量提升与非标意见之间的因果关系并做出假说, 观察被出具财务报告非标审计意见的企业下一年是否会改善内部控制质量、修正内部控制缺陷, 以及内部控制质量提升程度是否与内部控制缺陷信息披露(简称缺陷披露)相关。

二、文献综述

在内部控制缺陷的相关研究方面, Baskin、林斌和饶静发现企业披露内控自我评价报告的动机与自身内控质量和组织结构有关^[1-2]。张瑶等研究发现, 隐瞒内控缺陷的后果是债务资本和权益资本成本都会变高, 所以管理者的行为越规范, 外部市场反应越好^[3]。但遗憾的是, 王慧芳、周守华等研究发现, 上市公司实际存在重大控制缺陷却在自我评价报告中认定内部控制有效的情况并不是个

[收稿日期] 2016-11-01

[基金项目] 国家自然科学基金项目(71371087); 江苏省普通高校研究生科研创新计划项目(CXZZ13_07)

[作者简介] 胡晓明(1963—), 男, 江苏常州人, 南京财经大学会计学院教授, 博士, 主要研究方向为公司治理与企业估值; 顾金铖(1991—), 男, 江苏连云港人, 南京财经大学会计学院硕士生, 主要研究方向为审计理论与方法。

①三期是指增长速度换挡期、结构调整阵痛期和前期刺激政策消化期。

例^[4-5],使得国内相关机构和学者对自我评价报告真实性提出了质疑。

关于内部控制质量是否对非标意见的出具产生作用的问题,Krishnan 重点关注了审计委员会在公司治理中发挥的能动作用,他提出了一个新的观点:审计委员会在公司中的重要性越低,控制缺陷出现的越多,出现非标意见的可能性越高^[6]。张嘉兴、傅绍正主要关注了异常应计利润与重大缺陷的关系,他们将自我评价报告中披露了内控重大缺陷的公司与未披露的公司进行比较研究发现,前者有较高的非正常应计盈余管理行为^[7]。周淑伟和陈凤霞的研究结果表明,上市公司的审计意见取决于内部控制的运行^[8]。Lennox 和 Li 发现,若公司收到否定的审计意见,债权人对风险的评价更高且所授予的信贷额度更低^[9]。新近的文献中,不乏再次回到信号传递视角的研究。尚兆燕和扈唤发现,独立董事主动辞职与当年被出具非标意见显著正相关。进一步考虑独立董事的年龄后发现,年轻的独董在不良信号传递方面似乎具有自己的特点,他们的主动辞职行为会使公司被出具非标意见的可能性高于年迈的独董^[10]。从利益相关者和信任的角度出发,李增泉和张勇在不同时期都得出了所有者、债权人以及政府相关部门会对被出具非标意见的原始财务报告的真实性产生顾虑的结论^[11-12]。

综上所述,国内外有关审计意见和内控信息披露的研究主要集中在内控信息的经济后果、审计意见的影响因素、审计意见的市场效应等方面。总体而言,内部控制信息披露和外部审计已成为解决代理问题的有效手段。然而,在审计三方关系中,对于外部审计如何影响审计客户内部控制质量,尚缺乏相关规范和经验研究。本文试图突破以上研究思路,从 Muth 理性预期理论出发^[13],重点关注非标意见能否使管理层认识到内部控制缺陷的不利影响,成为改善内部控制质量的驱动因素。同时,我们立足于管理层不同的风险偏好,延伸考虑非标意见对管理层提升内部控制质量行为的积极作用是否会受到缺陷披露完整性的影响。

三、理论分析与研究假说

(一) 非标意见与控制质量提升

就本文所要研究的问题而言,首先从理论角度进行分析,委托代理理论将代理成本分为委托方发生的监督成本和代理方发生的约束成本。一方面,管理者通过定期披露财务报告和内控自我评价报告表明受托责任的履行情况,避免委托方将代理成本转嫁给自己,防止投资者和债权人对公司股票、债券的逆向选择;另一方面,管理者作为企业最高管理当局,他们对企业的整个经营过程无疑具有最高、最后的决策权。风险偏好作为管理者的个体特质,是管理者行为的动机之一,风险偏好的不同也将影响到企业的内部控制决策和信息披露的可靠性。审计活动作为降低信息不对称的有效手段,通过审计意见传递了企业会计信息质量的有关信息^[14]。而内部控制是董事会抑制管理人员机会主义倾向,保证法律、发展战略及董事会决议得到切实贯彻实施的措施,也是现代风险导向审计中需要考虑的一个重要方面,良好的内部控制设计及其有效运行能够保证企业的健康发展。若企业由于控制缺陷的存在导致被出具非标意见,所有者和债权人就会质疑管理者的经营管理能力,从而要求更高的风险溢价。此时,管理者可能会通过加强内部控制建设提升控制质量,减少再次被出具非标意见的可能性,借助有效的信号传递,降低所有者和债权人风险预期。

基于前文文献及上述相关理论分析,本文认为非标意见与控制质量提升之间存在着紧密的相互作用关系。从理性预期理论来看^[13],管理者对企业会计信息质量和风险控制的乐观预期会因年度财务报告被出具非标意见而改变。管理者的预期作为个体行为的动机之一,为了证明下年度财务报告的可信性和维护自身利益,管理者会不遗余力地避免企业再次被出具非标意见。管理者的预期改变将影响到企业的经营和管理决策,从而与内部控制发生联系、产生影响,即审计活动产生的外部信息引导管理者调整了原有预期,在次年的经营管理决策中通过提升控制质量降低企业被出具非标意见

的可能性。对此,本文提出假说1:

H_1 :企业被出具非标意见后,下年度控制质量会有显著提升。

(二) 缺陷披露、非标意见与控制质量提升

进一步从预期理论的角度分析,本文将考虑缺陷披露是否会影响控制质量提升的过程。理性预期理论认为,行为的改变受到原有预期的影响,管理者作为理性的个体,其行为同样取决于所管理企业被出具非标意见这一信息是否强于或弱于管理者原有的预期。

被出具非标意见表示公司报表系统有问题,基本可以确定公司内控存在缺陷。同假说1中的理论分析相同,一方面,缺陷披露可以避免代理成本的转嫁;另一方面,所有者和债权人能够识别由控制缺陷导致的风险并作出反应,继而影响公司资产定价、资金成本等。管理者选择披露内部控制缺陷取决于降低代理成本与信号传递导致的较差市场反应之间的权衡,权衡的标准就是管理者的风险预期。因此,在所有被出具非标意见的企业中,披露了控制缺陷的企业管理者认同了内控原因导致报表系统存在问题,风险偏好相对较低。他们更加关注内控对于降低风险的重要性,主观层面也更容易认同通过修正控制缺陷提升控制质量能够降低企业下年度被出具非标意见的可能性。与此同时,对内部控制缺陷修正进行及时披露也能够降低利益相关者的风险预期。值得一提的是,管理者在公司治理机制弱化和控制缺陷认定标准模糊的背景下,可能会影响缺陷披露可靠性^[15]。对此,本文提出假说2:

H_{2a} :缺陷披露会显著增强非标意见对控制质量提升的正面影响。

H_{2b} :如果公司进行缺陷披露,非标意见与控制质量提升有显著的相关性。

四、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

本文从数据库中获取了2009—2014年我国A股上市公司的相关指标,并通过分析软件实施了以下数据整理工作:(1)剔除所有金融类上市公司;(2)剔除计算相关变量所需数据缺失的样本;(3)对所有连续型变量进行上下1%的winsorize缩尾处理。经过上述处理后共计得到7613个样本。本文所采用的内部控制相关数据来自迪博数据库,所需的财务数据和公司治理结构数据来自国泰安数据库,行业分类标准取自中国证监会网站。数据的处理和实证分析软件为STATA11.0。

(二) 研究模型与变量定义

本文主要关注当年非标意见对次年控制质量提升的影响,因此在数据处理中,需要对自变量滞后一期,同时滞后一期也能较好解决文章的内生性问题。在模型设定时,借鉴了张勇、乔贵涛和赵耀、邵春燕等的研究^[12,16-17],通过如下模型检验假说1和假说2。具体模型如下:

$$revise_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ao_{i,t-1} + \beta_2 icd_{i,t-1} + \beta_3 ao_{i,t-1} \times icd_{i,t-1} + CONTROLS + \sum year + \sum ind + \varepsilon_{i,t}$$

1. 被解释变量。基于虚拟变量的内部控制有效性度量有助于解释一些初步的经验证据,但是它对于变量之间关系的识别是较弱的。由于连续变量对于衡量相关性更符合回归模型的要求,迪博指数评价的企业内部控制质量的精确度目前国内处于先进水平,从而能够综合反映企业内部控制的实施和完善程度。本文也拟将存在内部控制缺陷的公司迪博指数增加值作为内部控制质量提升程度的替代变量。

稳健性检验部分,考虑到我国目前缺乏一套完整的内部控制质量提升评价体系,很难获得准确的评级指标,因此,本文将缺陷按严重程度排名赋值,当年的内部控制缺陷类型所赋予的数值大于上一年的内部控制缺陷类型时,视作内部控制缺陷得到修正。

2. 解释变量。审计意见(ao),当审计意见为非标意见(强调事项段、其他事项段、保留意见、否定意见和无法表示意见)时取值为1,当为标准无保留审计意见时取值为0;缺陷披露(icd),内部控制缺陷作为导致非标意见的重要原因之一,与当年被出具非标意见但未进行缺陷披露的企业相比,披露控

制缺陷的企业管理层可能已对内部控制重要性和导致非标意见的原因具有更高的关注度,或许更易于下年通过提升内部控制质量来降低被出具非标意见的可能性。

3. 控制变量

(1) 资产负债率(*lev*)。用于衡量债权人的治理效应,资产负债率表明了公司的资本结构及财务风险。当资产负债率较高时,债权人为了维护自己的利益会关心公司的内部控制建设。

(2) 资产报酬率(*roa*)。该指标可以反映一个公司的盈利能力,资产报酬率越高,公司越有动力降低存在内部控制缺陷的可能性。

(3) 是否为四大审计(*big4*)。经国际四大审计的公司具有较强的审计费用支付能力,相应的内部控制建设的注重程度也会更强。

(4) 公司规模(*size*)。用总资产的对数来表示,通常认为规模较小的公司存在内部控制缺陷的可能性更大。此外,资产规模越小,由于管理、监督比较困难,信息不对称和代理问题可能越严重。

(5) 资产周转率(*turnover*)。主营业务收入与年初、年末平均总资产的比值。

(6) 是否并购重组(*merge*)。若有并购事项取1,否则取0。

(7) 年度(*year*)。年度不同,每年的样本数量就会不同,选择年度起止期间影响样本量的大小,用来控制宏观经济影响。

(8) 行业(*industry*)。用来控制行业差异对回归结果的影响。

表1 主要变量一览表

变量名称	变量符号	变量描述	预期符号
质量提升	<i>revise</i>	控制指数之差	
审计意见	<i>ao</i>	非标意见时为1,否则为0	+
缺陷披露	<i>icd</i>	缺陷披露时取值1,否则为0	+
资产负债率	<i>lev</i>	长期负债率	+
资产报酬率	<i>roa</i>	资产报酬率 = 净利润/总资产	+
是否四大审计	<i>big4</i>	经国际四大事务所审计为1,否则为0	+
公司规模	<i>size</i>	用总资产自然对数来表示	-
公司成长性	<i>growth</i>	用营业收入的增长率表示	+
资产周转率	<i>turnover</i>	衡量营运能力	+
是否并购重组	<i>merge</i>	有并购事项取1,否则取0	-

五、实证检验结果及分析

(一) 主要变量的描述性统计

表2列示了回归模型中主要变量的描述性统计信息。审计意见(*ao*)的均值为0.03,即在所选取的样本本公司中约有3%的上市公司被出具了非标意见,但是数据库中的全样本数据中约有5%的上市公司被出具了非标意见,说明有2%的公司由于缺少内部控制指数等其他原因被剔除出了样本。通常国际四大在出具审计意见时会更加稳健,以防止中国的审计风险影响到其国外的审计业务,财务报告审计的事务所规模变量*big4*的均值为0.06,说明由国际四大事务所审计的上市公司数量只占约6%的比例。缺陷披露(*icd*)的均值为0.16,即披露了内部控制缺陷的公司约占16%的比例。控制质量提升(*revise*)变量的均值和中位数分别为-3.72和-4.20,但是标准差高达97.18,说明在所选取的样本中,控制质量的变动在本年度和下一年之间比较明显。

表2 描述性统计

变量	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
<i>revise</i>	-3.720	-718.3	-4.200	743.1	97.18
<i>icd</i>	0.160	0	0	1	0.370
<i>ao</i>	0.0300	0	0	1	0.170
<i>big4</i>	0.0600	0	0	1	0.240
<i>roa</i>	0.0400	-0.240	0.0300	0.230	0.0500
<i>size</i>	21.98	15.58	21.81	28.51	1.310
<i>growth</i>	0.200	-0.660	0.110	4.340	0.540
<i>lev</i>	0.470	0.0400	0.480	1.360	0.220
<i>turnover</i>	0.700	0.0500	0.590	2.780	0.500
<i>merge</i>	0.630	0	1	1	0.480

(二) 单变量检验分析

表3是以非标意见、标准审计意见为分组变量对其他主要变量检验分析的结果。从表3可以看出,不同审计意见类型反映的企业财务数据差距大多都在1%水平上显著,如被出具非标意见的企业,其盈利能力(*roa*)、成长能力(*growth*)显著低于被出具标准审计意见的企业,而资产负债率(*lev*)

情况却相反,即审计意见本身具有一定的信息含量。就本文中所选取的全样本而言,被出具非标意见的企业的控制质量提升(*revise*)的均值、中位数显著高于被出具标准审计意见的企业,这表明非标意见更能促使企业管理者重视控制质量的提升。为了防止再次被出具非标意见,管理层会尽可能消除投资者对企业经营境况的疑虑。假说1得到了初步验证。

对企业分组检验显示,未披露内部控制缺陷的企业其内部控制质量提升的中位数在非标、标准审计意见情况下分别是2.950和-4.010,二者无显著差异;均值方面在非标、标准审计意见情况下均在1%水平显著;而被出具非标审计意见和标准审计意见的缺陷披露企业的控制质量提升均值和中位数分别在1%和10%水平上显著。假说2还需进一步验证。

(三) 相关系数矩阵分析

表4为选取的几个主要变量的相关性检验结果。从表2可以看出,控制质量提升(*revise*)与非标意见(*ao*)的相关系数为0.07,且在1%的水平上显著,说明被出具非标意见的公司下年度提升控制质量程度较高,这与假说1的预期一致。上年度的缺陷披露和非标意见的相关系数为0.031,在1%的水平上显著,说明内部控制是导致非标意见的相关因素之一。

(四) 回归结果分析

表5是利用模型(1)、模型(2)对假说1、假说2检验的回归结果。第(1)列显示,在控制

表3 单变量 *t* 检验和 *z* 检验

变量	均值		Mean Diff	中位数		Chi2
	标准意见	非标意见		标准意见	非标意见	
全样本	-4.889	34.42	-39.306 ***	-4.370	9.250	7.758 ***
披露缺陷	-7.619	96.75	-104.34 ***	-13.81	34.77	3.545 *
未披露缺陷	-5.445	16.08	-21.526 ***	-4.010	2.950	0.915
<i>icd</i>	0.160	0.237	-0.077 ***	0	0	7.641 ***
<i>big4</i>	0.0600	0.0340	0.026 *	0	0	3.677 *
<i>roa</i>	0.0400	-0.00600	0.046 ***	0.0340	0.0100	55.448 ***
<i>size</i>	22.01	20.84	1.177 ***	21.83	20.87	90.111 ***
<i>turnover</i>	0.707	0.594	0.113 ***	0.592	0.392	23.344 ***
<i>growth</i>	0.194	0.284	-0.090 ***	0.116	0.0250	18.820 ***
<i>lev</i>	0.468	0.700	-0.232 ***	0.475	0.676	66.072 ***
<i>merge</i>	0.635	0.589	0.046 *	1	1	省略

注:***、**和*分别表示相应统计量在1%、5%和10%水平上具有显著性。下同。

表4 相关性检验

	<i>revise</i>	<i>ao</i>	<i>icd</i>	<i>big4</i>	<i>size</i>	<i>growth</i>	<i>lev</i>	<i>roa</i>
<i>revise</i>	1							
<i>ao</i>	0.07 ***	1						
<i>icd</i>	0.003	0.03 ***	1					
<i>big4</i>	-0.01	-0.02 *	0.07 ***	1				
<i>size</i>	-0.06 ***	-0.15 ***	0.17 ***	0.39 ***	1			
<i>growth</i>	0.17 ***	0.03 ***	-0.04 ***	-0.02 **	0.05 ***	1		
<i>lev</i>	-0.00	0.18 ***	0.11 ***	0.08 ***	0.38 ***	0.06 ***	1	
<i>roa</i>	0.13 ***	-0.15 ***	-0.08 ***	0.05 ***	0.06 ***	0.17 ***	-0.37 ***	1

表5 回归结果

变量	全样本				分组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5) 未披露	(6) 披露
<i>ao</i>	24.56 *** (4.331)		28.43 *** (3.790)	5.209 (0.611)	6.616 (0.863)	85.94 *** (22.45)
<i>icd</i>		13.50 *** (4.396)	13.03 *** (4.245)	10.18 *** (3.277)		
<i>ao × icd</i>				96.38 *** (5.681)		
<i>big4</i>	12.79 *** (3.001)	13.22 *** (2.651)	11.91 ** (2.385)	12.24 ** (2.455)	4.587 (0.894)	35.79 ** (14.88)
<i>size</i>	-8.379 *** (-8.925)	-12.16 *** (-10.71)	-11.24 *** (-9.688)	-11.42 *** (-9.859)	-10.32 *** (-8.981)	-15.52 *** (3.915)
<i>turnover</i>	-2.600 (-1.149)	-1.872 (-0.673)	-1.528 (-0.549)	-1.444 (-0.520)	-3.166 (-1.164)	8.172 (9.965)
<i>growth</i>	27.60 *** (15.67)	30.35 *** (13.23)	30.09 *** (13.12)	30.28 *** (13.23)	32.49 *** (14.41)	19.87 ** (7.879)
<i>lev</i>	23.48 *** (4.160)	28.08 *** (4.025)	23.21 *** (3.275)	24.60 *** (3.475)	24.66 *** (3.562)	12.90 (25.42)
<i>roa</i>	273.0 *** (13.49)	234.9 *** (9.387)	236.6 *** (9.458)	240.8 *** (9.642)	259.6 *** (10.76)	84.46 (95.88)
<i>merge</i>	4.997 ** (2.270)	5.056 ** (2.003)	4.901 * (1.942)	4.856 * (1.928)	3.976 (1.610)	8.991 (8.893)
<i>year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	168.6 *** (5.547)	247.3 *** (7.504)	229.5 *** (6.899)	232.8 *** (7.010)	210.2 *** (6.620)	306.7 * (158.0)
Observations	7613	7613	7613	7613	6376	1237
R-squared	0.074	0.072	0.073	0.077	0.091	0.102

其他相关因素后,审计意见(*ao*)系数显著为正,即控制质量提升(*revise*)与非标意见(*ao*)在1%水平上显著正相关,表明上年度被出具非标意见的企业,其下年度控制质量显著提升,假说1得以验证。

第(2)列显示,在控制其他因素后 *icd* 与 *revise* 显著正相关,与未披露内部控制缺陷的公司相比,披露了内部控制缺陷的公司对内部控制质量的提升更为重视,所以在第二年其控制质量会有显著提升。第(4)列中加入了交互项 $ao \times icd$,结果显示其系数显著为正,这表明缺陷披露会显著增强非标意见对控制质量提升的正面影响, H_{2a} 得以验证。回归结果还显示,财务报告审计事务所是否为四大(*big4*)、企业成长能力(*growth*)、盈利能力(*roa*)、偿债能力(*lev*)的系数显著为正,公司规模 *size* 的系数显著为负,这与邵春燕等人的研究结论一致^[17]。

第(5)列和第(6)列是对全样本按是否进行缺陷披露进行分组回归分析的结果。未披露内控缺陷的样本组(5)中,控制其他因素后,非标意见(*ao*)的系数为正但不显著;而披露了内部控制缺陷的样本中的非标意见(*ao*)的系数显著为正,即当所有被出具非标意见的企业作为总体时,只有当年披露了存在控制缺陷的样本企业下年度控制质量才会显著提升。这支持了假说 H_{2b} 。

(五) 稳健性检验

为了增强本文研究结论的准确性,本文进行了如下稳健性测试:第一,对每次回归方程进行 VIF 检验,发现 VIF 的最大值不超过 10,表明不存在严重的多重共线性问题。第二,用内部控制缺陷修正作为控制质量提升的替代变量,对全样本的回归结果进行实证检验,结果也无实质性改变,如表 6 所示。

表 6 稳健性检验

变量	分组	
	(1)披露	(2)未披露
<i>ao</i>	85.94 *** (3.828)	6.616 (0.863)
<i>big4</i>	35.79 ** (2.405)	4.587 (0.894)
<i>size</i>	-15.52 *** (-3.966)	-10.32 *** (-8.981)
<i>turnover</i>	8.172 (0.820)	-3.166 (-1.164)
<i>growth</i>	19.87 ** (2.521)	32.49 *** (14.41)
<i>lev</i>	12.90 (0.507)	24.66 *** (3.562)
<i>roa</i>	84.46 (0.881)	259.6 *** (10.76)
<i>merge</i>	8.991 (1.011)	3.976 (1.610)
<i>year</i>	控制	控制
<i>ind</i>	控制	控制
Constant	306.7 * (1.942)	210.2 *** (6.620)
Observations	1280	6636
R-squared	0.099	0.094

六、结语

内部控制信息披露及其质量问题已经受到国内外广大投资者以及市场监管机构的重视。已有研究发现,内控质量受到企业的基本特征、治理结构、制度环境和外部审计等多种因素的影响,本文从理性预期角度探索提升控制质量的途径,选择了审计意见、缺陷披露和控制质量提升作为研究对象,检验非标意见能否通过改变管理者预期对企业内部控制质量提升发生作用。同时,进一步从风险偏好角度考察非标意见对控制质量提升的作用效果是否会受到缺陷披露完整性的影响。研究发现:企业被出具非标意见后,下年度控制质量会显著提升;缺陷披露会显著增强非标意见对控制质量提升的正面影响。进一步研究中,我们将被出具非标意见的企业单独考虑,未披露内部控制缺陷的企业与披露控制缺陷的企业相比,其控制质量提升与非标意见的正相关性不显著,这表明上市公司外部审计和缺陷披露监管都是促进企业提升内部控制质量的有效手段。在经济发展新常态这一背景长期存在的前提下,为了强化企业内部控制防范经营和投资风险的能力,监管层需要在加强对上市公司信息披露监督的同时,引导会计师事务所提高审计质量,使得内部控制与外部审计能够相互促进、相互推动。

参考文献:

- [1] BASKIN E F. The communicative effectiveness of consistency exceptions[J]. The Accounting Review, 1972, 47(1): 38-51.
- [2] 林斌,饶静. 上市公司为什么自愿披露内部控制鉴证报告?——基于信号传递理论的实证研究[J]. 会计研究, 2009(2): 45-52, 93-94.
- [3] 张瑶,郭雪萌,肖序. 内控缺陷信息披露、动机选择与经济后果[J]. 经济问题, 2016(5): 118-123.

- [4]王惠芳. 内部控制缺陷认定:现状、困境及基本框架重构[J]. 会计研究, 2011(8):61-67.
- [5]周守华,胡为民,林斌,等. 2012年中国上市公司内部控制研究[J]. 会计研究, 2013(7):3-12, 96.
- [6]KRISHNAN J. Audit committee quality and internal control: an empirical analysis[J]. Accounting Review, 2005, 80(2): 217-250.
- [7]张嘉兴,傅绍正. 内部控制、注册会计师审计与盈余管理[J]. 审计与经济研究, 2014(2):3-13.
- [8]周淑伟,陈凤霞. 上市公司内部控制有效性对审计意见的影响研究[J]. 中国内部审计, 2016(3):6-8.
- [9]LENNOX C, LI B. Accounting misstatements following lawsuits against auditors[J]. Journal of Accounting & Economics, 2012, 57(1):58-75.
- [10]尚兆燕,扈唤. 独立董事主动辞职、内部控制重大缺陷及非标审计意见——来自中国上市公司的经验证据[J]. 审计研究, 2016(1):94-100.
- [11]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.
- [12]张勇. 信任、审计意见与商业信用融资[J]. 审计研究, 2013(5):72-79.
- [13]MUTH J F. Rational expectations and the theory of price movements[J]. Econometrica, 1961, 29(3):315-335.
- [14]雷宇. 财务会计的信任功能[J]. 会计研究, 2012(3):26-30, 94.
- [15]赵息,许宁宁. 管理层权力、机会主义动机与内部控制缺陷信息披露[J]. 审计研究, 2013(4):101-109.
- [16]乔贵涛,赵耀. 非标准审计意见、事务所特征与操控性应计——来自中国上市公司的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2014(10):98-110.
- [17]邵春燕,王配配,周愈博. 终极控制股东对企业内部控制缺陷影响的研究——基于2009—2013年中国制造业上市公司的经验数据[J]. 审计研究, 2015(4):80-87.

[责任编辑:刘 星,王丽爱]

Defect Disclosure, Audit Opinion and Internal Control Quality Promotion

HU Xiaoming, GU Jincheng

(School of Accounting, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: Based on the rational expectation and the manager's risk preference, this paper makes a theoretical analysis on the relationship between the disclosure of defects and the improvement of the quality of internal control. On this basis, this paper selects the A-share listed companies from 2009 to 2014 to conduct an empirical research. The results show that after the enterprise financial report in the year is issued by the non-standard opinions, the company's internal control quality will be significantly improved the next year, the internal control defect disclosure significantly enhance the positive effect of non-standard opinion on the improvement of the quality of control. After further grouping of sample companies that are issued non-standard opinions, this paper finds that the companies that are not disclosed with the control defects have no significant improvement in the quality of the next year, compared with the companies that are disclosed with the control deficiencies.

Key Words: new economic normal; non-standard audit opinion; internal control defect disclosure; management behavior; internal control quality; quality of accounting information; corporate governance