内部控制审核对会计盈余质量 影响的实证分析

王军只

(中南财经政法大学会计学院 武汉 430074)

【摘要】本文采用实证研究方法,以上交所数据验证实施内部控制审核对公司会计盈余的影响,考察了内部控制审核和会计盈余质量之间的关系。

【关键词】内部控制 操控性应计数 会计盈余

"问题公司"不断涌现,"问题高管"层出不穷,巨额资金不翼而飞,"儿孙公司"人间蒸发,大股东"掏"声依旧,上市公司拒绝提供财务报表,不披露定期报表,信息披露随心所欲等问题是近年来中国资本市场司空见惯的现象。证监会发布的《公开发行证券的公司信息披露内容与格式和编报规则》要求上市公司披露会计师事务所对其内部控制所做的鉴证报告。上交所和深交所于2006年分别制定了上市公司内部控制指引,也要求上市公司聘请会计师事务所对其内部控制自我评估报告进行审核评价。当然,内部控制审核也不可能解决资本市场的所有问题,但是内部控制审核应该能引导上市公司建立健全内部控制制度,从而增强内部控制的有效性,规避风险,增强财务报告的有效性,促进我国资本市场的健康发展。本文将研究的重心放在内部控制审核的实施与公司会计盈余质量之间的关系上,探讨内部控制审核实施前后会计盈余质量是否有显著提高。

为会计信息无法完全发挥其决策有用性)。因此,我们应当以 科学的态度看待会计,把会计信息系统看做是多个随机变量 的集合,并提供全面反映会计随机变量特性的有关指标,比如 方差、中位数、期望值、相关系数和分布函数等。只有这样,才 能使现行会计信息系统变得更加完善。

3. 对会计从业人员的意义。首先,会计信息是随机变量的集合,会计信息系统无法提供准确的会计信息,所以社会公众不应对会计职业和会计人员求全责备,因为他们不可能提供所谓的"精确"信息。其次,从相关利益主体的决策来看,他们并非仅仅依靠会计信息开展经济决策,除了会计信息之外,他们还利用新闻、报纸等信息来源。单凭会计信息不能说明相关主体的决策后果,让会计师承担全部不利决策后果缺乏理论依据。但是,长期以来会计风险一直困扰着会计职业界,并呈现加剧的趋势。希望本文的研究有助于人们更全面地认识会计,并对会计信息和会计人员责任进行合理定位,形成科学的会计观点。再次,科学会计观点的形成有助于人们对会计职业和会计人员采取更加宽容的态度,将会计人员从非会计责

一、研究理论及实证分析

根据前人研究成果,本文提出假设:实施内部控制审核后相比实施内部控制审核前,会计盈余质量没有明显改进。

已有研究发现,截面模型估计出的可操控性应计数能够有效地衡量上市公司盈余管理的程度。同时,Kothari(2005)发现加入业绩控制变量的Jones模型可以更好地计算公司的可操控性应计数。夏立军(2003)对多个盈余管理计量模型及其调整模型在中国证券市场的使用效果进行了实证检验,发现分行业估计并且采用线型回归模型,以总应计数作为因变量估计特征参数的截面模型能够较好地揭示公司的盈余管理行为。因此,本文采用调整后的Jones模型估计可操控性应计数,以此来衡量会计盈余质量。

1. 配对变量。以内部控制审核实施前后的可操控应计数 作为配对变量。其计算过程如下:

首先,运用不同行业,不同年份的数据对模型(1)进行回

任中解放出来。

主要参考文献

- 1. 威廉·R.斯科特著.陈汉文译.财务会计理论.北京:机械工业出版社,2000
- 2. 葛家澍,陈守德.财务报告质量评估的探讨.会计研究, 2001;11
- 3. 陆宇建,张继袖,刘国艳.基于不确定性的公允价值计量与披露问题研究.会计研究,2007;2
 - 4. 宁亚平. 盈余管理本质探析. 会计研究, 2005;6
- 5. 王光远,吴联生.中国会计理论研究:回顾与展望.会计研究,2000;10
- **6.** 吴联生.会计域秩序与会计信息规则性失真.经济研究, 2002;4
- 7. 张先治. 会计相关性与会计披露改革研究. 会计研究, 2003:12
- 8. 郑丽华, 宁翠英. 应计项目对盈余持续性影响的实证研究. 财会月刊(理论), 2006; 10

归取得参数:

$$\begin{split} &GNAP_{t}/A_{t-1} \text{=} a_{1}(1/A_{t-1}) + a_{2}(\triangle REV_{t}/A_{t-1} - \triangle REC_{t}/A_{t-1}) \\ &+ a_{3}(PPE_{t}/A_{t-1}) + a_{4}INT_{t}/A_{t-1} + \epsilon \end{split} \tag{1}$$

 $GNAPt=OP_t-CFO_t$

模型(1)是对Jones模型的修正,Jones模型只考虑了收入和固定资产因素。而对部分上市公司尤其是科技创新型公司而言,技术对公司的发展有非常大的促进作用。另外,新企业会计准则长期待摊费用中核算的主要是固定资产的改良支出和大修理支出,在本质上属于固定资产的范畴。因此,在Jones模型中加入了无形资产和长期待摊费用两个项目。在模型(1)中,GNAP_t为经t-1期总资产调整后的公司t期正常性应计利润的估计数,OP_t为t期经营利润,CFO_t为t期经营活动现金净流量, A_{t-1} 为公司t-1期期末总资产, Δ REV_t为公司t期较t-1期主营业务收入的增加量, Δ REC_t为公司t期较t-1期应收账款余额的增加,PPE_t为公司t期固定资产价值,INT_t为公司t期无形资产净值与长期待摊费用余额之和,a为行业特征参数。

然后,将行业特征参数a代入模型(2)中计算得出不可操 控性应计数:

$$NCA_{t} = a_{1}(1/A_{t-1}) + a_{2}(\triangle REV_{t}/A_{t-1} - \triangle REC_{t}/A_{t-1}) + a_{3}$$

$$(PPE_{t}/A_{t-1}) + a_{4}INT_{t}/A_{t-1} + \varepsilon$$
(2)

在模型(2)中,NCA_t为不可操控应计数,其他指标与模型(1)中的指标含义相同。

最后,将通过模型(2)计算得出的不可操控应计数代入模型(3),估计出可操控性应计数:

$$CA_{t}=Ta_{t}/A_{t-1}-NCA_{t}$$
(3)

其中, Ta_t = NI_t - CFO_t , CA_t 为第t期可操控性应计数, Ta_t 为第t期总应计数, NI_t 为第t期净利润,其他指标与模型(1)和模型(2)中的指标含义相同。

2. 样本选择。为了验证内部控制审核对公司会计盈余质量的影响,本文选取2005年和2006年在上交所上市的上市公司作为研究对象,选择样本时,考虑了以下几个方面:①由于计算可操控性应计数需要上一年的资料,如果上年的样本数低于当年数,以上年样本数为准,因而以2005年在上交所上市的公司作为样本总体;②由于证监会早在2000年就要求上市商业银行对其内部控制进行评价,并由会计师事务所做出评价,因而将金融业上市公司从总体样本中剔除;③将ST上市公司或即将退市的公司从总体样本中剔除;④将行业发生转变的上市公司从总体样本中剔除。考虑了这些因素后,样本总数为648家。从公司2006年年报来看,在这648个样本中,只有109家公司实施了内部控制评价,并经过了会计师事务所的审核。具体情况详见表1。

3. 统计分析与结果。

(1)利用全部样本对研究假设进行检验。为了检验内部控制审核对公司盈余质量的影响,本文利用全部样本对研究假设进行检验。在以Jones模型估计可操控性应计数CA_t时,仍分行业计算。由于各样本CA_t有正有负,在计算平均数时会正负抵消,因此以|CA_t|作为变量进行分析。在进行分析的过程中,选择2005年的|CA_t|和2006年的|CA_t|作为配对变量,检

验结果见表2、表3和表4。

表 1

行业类别	样本总体	ST公司	行业转变	样本	实施内部控制评价
电信业务	20	3		17	2
工业	188	20	1	167	35
公用事业	40	1		39	5
可选消费	145	20		125	14
能 源	19			19	7
信息技术	48	8		40	3
医药卫生	64	9		55	9
原材料	151	20		131	24
主要消费	66	8	3	55	10
合 计	741	89	4	648	109

表 2

统计量描述

Paired Statistics								
	Variable	Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mear			
	PREICA	0.062	109	0.059	0.006			
	POSTICA	0.057	109	0.050	0.005			

表2给出了内部控制审核前后 $|CA_t|$ 的统计量。Mean为内部控制审核前后 $|CA_t|$ 的均值,分别为0.062和0.057;N为样本量,内部控制审核前后都为109;Std.Deviation为内部控制审核前后 $|CA_t|$ 的标准差,分别为0.059和0.050;Std.Error Mean为内部控制审核前后 $|CA_t|$ 均值的标准误,内部控制审核前后分别为0.006和0.005。

表 3 内部控制审核前后可操控应计数的相关系数

	Paired Correlations							
Dain 1 D	DD EICA I DOCTICA	N	Correlation	Significance				
rall 1	PREICA and POSTICA	109	0.598	0.071				

表3给出内部控制审核前后可操控应计数 | CA_t | 的相关系数,相关系数为0.598,不相关的概率为0.071。内部控制审核实施前后的可操控应计数的相关系数为0的假设成立的概率为7.1%,大于5%,因此可以得出结论:内部控制审核前后的可操控应计数没有明显的线性关系。

表 4

T检验

Paired Samples Test								
		Pair	ed Di	fferences	3			
 PREICA and	Mean	Devi-E	l	Difference		Т	DF	Sig (2– tailed)
POSTICA		ation	Mean	Lower	Upper			
	0.005	0.067	0.006	0.008	0.018	5.556	108	0.007

表4给出了T检验结果。Mean均值之间的差值为0.005, Std.Deviation差值的标准差为0.067, Std.Error Mean差值的标准误为0.006, Confidence Interval of the Difference差值的95% 置信区间上下限为0.008和0.018, T值为5.556, DF自由工为108, Sig(2-tailed)双尾T检验的显著性概率为0.007。因而可以

□财会月刊•全国优秀经济期刊

得出结论:由于p小于0.01,因此可以认为内部控制审核对公司会计盈余质量有明显改进,拒绝原假设,即原假设成立的概率小于1%。

(2)分行业对研究假设进行检验。利用全部样本对研究假设进行检验后,再分行业对研究假设进行检验。由于各样本 CA_t有正有负,在计算平均数时会正负抵消,因此仍以 | CA_t | 作为变量进行分析。考虑到小样本进行回归没有统计意义,行业样本应控制在30个以上,从表1来看,只有工业类的样本量超过了30个以下,因而选择工业类样本进行行业分析。在进行分析过程中,仍选择2005年的 | CA_t | 和2006年的 | CA_t | 作为配对变量,检验结果见表5、表6和表7:

表 5 统计量描述

Paired Statistics								
	Variable	Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mean			
	PREICA	0.065	35	0.051	0.007			
	POSTICA	0.056	35	0.048	0.005			

表5给出了内部控制审核前后工业类 $|CA_t|$ 的统计量。 Mean为内部控制审核前后 $|CA_t|$ 的均值,分别为0.065和0.056; N为样本量,内部控制审核前后都为35; Std. Deviation为内部控制审核前后 $|CA_t|$ 的标准差,内部控制审核前后分别为0.051和0.048; Std. Error Mean为内部控制审核前后 $|CA_t|$ 均值的标准误,内部控制审核前后分别为0.007和0.005。

表 6 内部控制审核前后工业类可操控应计数的相关系数

Paired Correlations						
Pair 1	DD EICA and DOSTICA	N	Correlation	Significance		
	PREICA and POSTICA	35	0.401	0.083		

表6给出内部控制审核前后工业类可操控性应计数 | CA_t | 的相关系数, Correlation为0.401, 不相关的概率为0.083。相对于内部控制前后可操控性应计数的相关系数为0的假设成立的概率为8.3%, 大于5%, 因此可以得出结论: 内部控制审核前后的可操控性应计数没有明显的线性关系。与利用全部样本进行检验所得出的结果相比, 分行业检验结果显示内部控制审核前后的可操控性应计数的线性关系更不明显。

表7 T检验

Paired Samples Test									
			Pair	ed Di	fferences	S			
Pair 1	PREICA and POSTICA	Mean	Std. Devi– ation	Std. Error Mean	Interva	nfidence al of the erence Upper	Т	DF	Sig (2- tailed)
		0.006	0.043	0.005	0.009	0.012	5.000	34	0.000

表7给出了工业类T检验结果。Mean均值之间的差值为0.006,Std.Deviation差值的标准差为0.043,Std.Error Mean差值的标准误为0.005,Confidence Interval of the Difference差值的

95%置信区间上下限为0.009和0.012,T值为5,DF自由工为34,Sig(2-tailed)双尾T检验的显著性概率为0.000,即小于0.001。因而可以得出结论:由于p小于0.01,因此可以认为内部控制审核可以明显改进公司会计盈余质量,拒绝原假设,即原假设成立的概率小于1%。

与利用全部样本进行检验的结果相比,分行业检验结果 显示内部控制审核对公司会计盈余质量有更明显的改进。

二、研究结论及启示

通过研究内部控制审核与会计盈余质量之间的关系,发现上交所2006年年报首次实施内部控制评价前后,可操控性应计数有显著性差异,内部控制审核后的会计盈余质量比内部控制审核前有明显提高,内部控制审核对公司会计盈余质量有明显改进,分行业检验也说明了这一点。

对上市公司进行内部控制审核最早只是在上市商业银行进行,在美国发生财务丑闻并促使其颁布萨班斯法案后,我国也加快了内部控制制度建设。为什么要推进内部控制建设?建立内部控制并要求会计师事务所做出评价的意义何在?对于这些问题,我国更多是运用规范的研究方法进行研究。对内部控制审核与会计盈余质量关系的研究,目的就是从该角度来分析上述问题,研究结果有以下启示:

- 1. 内部控制审核有助于提高公司财务报告的可靠性。会 计盈余质量在某种意义上是对财务报告可靠性的一种衡量, 研究结果表明,内部控制审核有助于改进公司会计盈余质量, 因而也有助于增强财务报告的可靠性。这正是美国颁布萨班 斯法案要求上市公司实施财务报告内部控制审计的主要目的 之一。
- 2. 建立完善的内部控制外部实施体系。既然内部控制审核有助于改进会计盈余质量,增加财务信息的可信性,那么建立一套完善的内部控制外部实施体系就很有必要。美国在萨班斯法案颁布后,建立了一套完善的内部控制标准体系,美国公众公司会计监督委员会负责制定内部控制审计准则,美国证券交易委员会建立了管理层内部控制评价标准并发布了小企业COSO内部控制框架,加上原有的COSO内部控制框架,这些标准概念统一,所用的内部控制框架相同,成为实施内部控制的坚实基础。我国也已于2008年6月28日发布了《企业内部控制基本规范》,要求于2009年7月1日起在上市公司范围内施行,并且要求执行该规范的上市公司应当对本公司内部控制的有效性进行自我评价,并可聘请具有证券、期货业务资格的会计师事务所对内部控制的有效性进行审计。

主要参考文献

- 1. 李明辉, 何海, 马夕奎. 我国上市公司内部控制信息披露状况的分析. 审计研究, 2003;1
- 2. 李明辉, 何海, 马夕奎, 唐予华. 上市公司内部控制信息 披露的现状与改进. 上海会计, 2003; 4
- 3. 陈关亭,张少华.论上市公司内部控制的披露及其审核. 审计研究,2003;6