

内部控制报告、财务报告质量与信息不对称^{*}

——来自沪市上市公司的经验证据

黄寿昌, 杨雄胜

(南京大学会计与财务研究院, 江苏 南京 210093)

摘要:文章以2006—2008年沪市A股上市公司为研究样本,在检验自愿披露内部控制报告的上市公司是否具有更可靠盈余信息的基础上,进一步检验其降低信息不对称程度的具体机制。实证结果表明:内部控制报告的自愿披露不仅伴随着公司盈余信息可靠性的改善,同时也通过降低信息不对称提高公司股票交易的市场效率;不过,信息不对称的降低主要是因内部控制报告自愿披露带来的公司整体信息披露水平的提高所致,盈余信息可靠性的改善在降低信息不对称程度方面所发挥的积极作用相对有限。

关键词:内部控制报告;财务报告质量;信息不对称;公司透明度

中图分类号:F230 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2010)07-0081-11

一、引言

随着《内部控制配套指引》的最终出台,由国务院六部委于2008年6月28日联合颁布的我国第一部《企业内部控制基本规范》,预计自2011年1月1日起首先在境内外同时上市的公司施行,2012年1月1日开始在上交所和深交所的A股上市公司施行,届时上市公司必须披露内部控制自我评估报告(以下简称“内部控制报告”),同时聘请审计机构针对财务报告相关内部控制的有效性出具审计报告。^①鉴于美国曾多次推迟SOX法案404条款的实施,当前我国学界和业界对内部控制报告的强制披露可能导致的大额成本深表关切。在这样的背景下,对该项信息披露制度可能带来的潜在收益进行实证检验,显然有助于我们全面地理解和评价我国上市公司内部控制信息披露正在进行的制度性变迁。

现有经验文献大多从盈余质量的角度考察内部控制报告披露的潜在收益。Doyle等(2007)、Ashbaugh-Skaife等(2008)提供的证据均显示,披露内

收稿日期:2010-03-09

基金项目:国家自然科学基金资助项目(70772034)

作者简介:黄寿昌(1968—),男,湖北武穴人,南京大学会计与财务研究院博士生;

杨雄胜(1960—),男,江苏启东人,南京大学会计与财务研究院教授,博士生导师。

部控制重大缺陷的美国上市公司通常伴随着更低的盈余质量。然而,国内文献在这一领域的经验证据却并未获得一致的结论。张国清(2008)发现,高质量的内部控制并未带来高质量的盈余,而张龙平(2010)等的研究则表明,公开披露内部控制鉴证报告的上市公司有着更高的盈余质量。国内证据之所以未能取得一致的结论,一个重要原因是由于国内上市公司所披露的内部控制报告中基本上没有涉及内部控制制度的重大缺陷,以至于不同研究者在度量内部控制的质量时往往采用不同的方法。此外,沪深两市关于内部控制报告的披露政策存在显著差异,这使研究样本范围的不同选择也可能对实证结果产生显著影响。最后,在自愿披露的制度背景下,是否能够在技术上有效地解决样本自选择问题也将直接影响研究结论。总之,内部控制与财务报告质量之间的关系仍是一个有待廓清的经验问题,本文试图在综合考虑以上诸多因素的基础上提供更具说服力的证据。

与现有文献不同,本文还同时从信息不对称的角度来检验内部控制信息披露在提高股票市场交易效率过程中的具体机制,以进一步观察内部控制报告披露制度的潜在收益。

二、理论分析与研究假说

内部控制报告的自愿披露不仅提高了公司整体的信息披露水平,还可能通过支持公司财务报告的可靠性,进而提高财务信息的披露质量。图1概括了内部控制报告自愿披露与财务报告质量之间的逻辑关系及其降低信息不对称程度的具体机制。

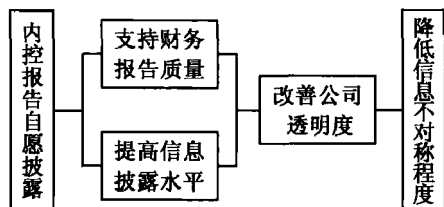


图1 内部控制报告、财务报告质量与信息不对称

(一)内部控制报告与财务报告质量

在自愿披露的制度背景下,上交所上市公司内部控制报告的公开发布成为资本市场上的一项信号机制。我们认为这一信号机制能够基本有效地向市场传递公司内部控制的质量信息。首先,与通常的自愿性信息披露不同,由董事会提交的内部控制报告几乎都经过注册会计师的鉴证(或核实评价),并均被出具了无保留的鉴证意见。^②其次,作为一项全新的信息披露形式,由于没有过往的经验可资借鉴,内部控制的评估以及鉴证都将是一项繁重的工作,从而引致不菲的披露成本,以至于内部控制报告的自愿披露行为不太容易被模仿。再次,由于初始的自愿披露行为往往为公司今后的信息披露实践确立先例(Graham等2005),因此,作为一个理性的经济人,只有在内部控制比较完善以至于内部控制报告自愿披露的边际收益大于其边际成本时,公司才可能自愿披露经过注册会计师鉴证的内部控制报告。与上述理由相一致,Mc-

Mullen 等(1996)提供的证据表明,在自愿披露的制度环境下,内部控制相对薄弱的美国上市公司通常没有动机披露内部控制报告。

与外部审计相类似,内部控制报告披露是财务报告质量的一项有限担保机制。COSO(1994)认为,内部控制的重要目标之一是为公司财务报告的可靠性提供合理保证;美国的公共会计监管委员会 PCAOB(2004)进一步认为,公开披露财务报告相关的内部控制报告可以向财务报告使用者及时提醒因内部控制缺陷而导致的种种潜在的财务报告问题。与美国一样,为财务报告的可靠性提供合理保证构成了我国监管机构鼓励上市公司自愿披露内部控制报告的基本政策意图。因此,如果能成为一项可靠的“信号”机制,内部控制报告的自愿披露将为财务报告的质量提供支持。

通过将盈余信息的可靠性作为财务报告质量的代理变量,本文提出假说 1。

假说 1:自愿披露内部控制报告的上市公司具有更可靠的会计盈余信息。

(二)内部控制报告、盈余信息可靠性与信息不对称

作为财务信息的重要补充,内部控制报告所提供的定性的、非财务的以及过程导向的信息在相当程度上改善了公司的信息环境,满足了投资者的信息需求。因此,内部控制报告的自愿披露不仅有助于支持财务报告质量,还同时提高了上市公司整体的信息披露水平。根据“投资者确认假说”(Investor Recognition Hypothesis),信息披露水平的提高将降低投资者处理和吸收公开信息的成本。Verrecchia(1982)分析并考察了公开信息披露是私有信息完美替代的情形,结果显示投资者选择获得的有成本的私有信息数量会随着公司公开信息披露水平的提高而下降。Lundholm 等(2002)的实证研究表明,在信息披露水平较高的情况下,当期的股票报酬反映了更多的有关未来盈余的信息,从而降低了能够被私下发现的信息集。

作为公司透明度的重要方面,盈余信息可靠性的改善将有助于降低信息风险(information risk),从而减少资本成本中的信息不对称要素。信息风险是指投资者用于证券估价的信息中可能存在的不确定性或不准确性(uncertainty 或 non-precision)。Easley 等(2002)的理论分析表明,投资者的期望报酬率将同时受到私有信息规模以及公开信息准确性的影响,因而相对准确的会计信息在降低投资者系统性的信息风险从而控制资本成本的信息不对称要素中发挥着重要作用。Leuz 等(2003)的理论模型显示,低质量的盈余报告会产生无法分散的信息风险,从而损害公司与其投资者就资本投资决策而展开协调的效率。因此,一旦预期到盈余报告的低质量,投资者将提高风险溢价进而增加公司资本成本中的信息不对称要素。

总之,为了观察内部控制报告自愿披露主要通过何种机制改善信息不对称,本文进一步提出假设 2。

假设 2:自愿披露内部控制报告的上市公司的信息不对称在总体上会有

所改善,但在控制盈余信息可靠性之后,内部控制报告披露与信息不对称之间的相关关系将因盈余信息可靠性的统计显著性而有所弱化甚至消失。

三、研究设计与样本选择

(一) 盈余信息可靠性以及信息不对称的度量

本文根据 Dechow 和 Dichev(2002)的做法对异常应计 AA(Abnormal Accrual)作出估计,并将其作为盈余信息可靠性的经验度量。异常应计的绝对值越小,则应计项目估计量的精确度越高,盈余信息也就越可靠。

$$TA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \beta_4 \Delta REV_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$WCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \beta_4 \Delta REV_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中:TA 为总应计项目,WCA 为营运资本应计项目,CFO 为经营活动现金净流量, ΔREV 为销售收入的一阶差分,PPE 为固定资产净值。模型(1)和模型(2)的残差分别为异常应计(TAA)和异常营运性应计(WAA)的经验估计量。本文同时采用股票交易量以及股票报酬波动率作为信息不对称的代理变量,这两个变量在以往的经验文献中均有应用(Lang 和 Lundholm, 1993)。其中,股票交易量越大,表明信息不对称程度越低;股票收益波动率越大,表明信息不对称程度越高。

(二) 回归模型的设定

为了控制自愿披露环境下的样本自选择问题,本文在实证检验中采用两阶段回归模型。第一阶段回归模型被称做披露模型,据以估计在第二阶段回归模型中作为控制变量的自回归系数 λ ;第二阶段回归模型包括盈余质量模型以及信息不对称模型,分别用来检验本文所提出的研究假说 1 和假说 2。模型中所有变量定义参见表 1。

$$\begin{aligned} \Pr(ICD_{i,t} = 1) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(MCAP_{i,t}) + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 INSTIT_{i,t} + \\ & \beta_4 CAPINTEN_{i,t} + \beta_5 FORLIST_{i,t} + \beta_6 OPINION_{i,t} + \\ & \beta_7 BIG4_{i,t} + \beta_8 AUDCOM_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{披露模型}$$

$$\begin{aligned} AA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 ICD_{i,t} + \beta_2 \ln(ASSET_{i,t}) + \beta_3 CAPINTEN_{i,t} + \\ & \beta_4 STDREV_{i,t} + \beta_5 STDCFO_{i,t} + \beta_6 CYCLE_{i,t} + \beta_7 LOSS_{i,t} + \\ & \beta_8 MB_{i,t-1} + \beta_9 \lambda_{i,t} + \sum \rho_i IND_{i,t} + \sum \delta_i YEAR + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{盈余质量模型}$$

$$\begin{aligned} VOLUME_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 ICD_{i,t} + \beta_2 AA_{i,t} + \beta_3 \ln(MCAP)_{i,t} + \beta_4 INSTIT_{i,t} + \\ & \beta_5 VOLATY_{i,t} + \beta_6 ANALYST_{i,t} + \beta_7 AGE_{i,t} + \\ & \beta_8 VOLUME_{i,t-1} + \beta_9 \lambda_{i,t} + \sum \rho_i IND_{i,t} + \sum \delta_i YEAR + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

信息不对称模型之一

$$\begin{aligned} VOLATY_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 ICD_{i,t} + \beta_2 AA_{i,t} + \beta_3 \ln(MCAP)_{i,t} + \beta_4 INSTIT_{i,t} + \\ & \beta_5 VOLUME_{i,t} + \beta_6 BETA_{i,t} + \beta_7 ANALYST_{i,t} + \beta_8 AGE_{i,t} \end{aligned}$$

$$+\beta_9\text{VOLATY}_{i,t-1}+\beta_{10}\lambda_{i,t}+\sum\rho_i\text{IND}_{i,t}+\sum\delta_i\text{YEAR}+\epsilon_{i,t}$$

信息不对称模型之二

在控制异常应计 AA 的情况下，信息不对称模型中的解释变量 ICD 的回归系数仅反映公司整体信息披露水平提高的信息不对称效应。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
因变量	ICD	哑变量：若年报中披露了内部控制报告取 1，否则取 0
	TAA	根据总应计项目估计而来的异常总应计，取绝对值
	WAA	根据营运资本应计估计而来的异常营运性应计，取绝对值
	VOLUME _i	股票交易量，根据年报公告日后连续 90 个交易日的公司股票日换手率的平均值计算确定。在计算过程中剔除涨停和跌停股票的日换手率数据
	VOLATY _i	股票报酬波动率，根据年报公告日后连续 90 个交易日股票日收益率的标准差计算确定。在计算过程中剔除涨停和跌停股票的日收益率数据
企业特征变量	披露模型	
	Ln(MCAP)	公司权益资本化价值的对数
	ROA	资产收益率
	INSTIT	机构持股比重
	CAPINTEN	资本密度，根据长期资产占总资产的比重计算确定
	FORLIST	哑变量：如果上市公司同时发行 A 股和 B 股，或其股票同时在中国香港或境外上市交易取 1，否则取 0
	OPINION	哑变量：若年报被出具非标审计意见取 1，否则取 0
	BIG4	哑变量：若聘请“四大”会计师事务所取 1，否则取 0
	AUDCOM	哑变量：上市公司若设立了审计委员会取 1，否则取 0
	盈余质量模型	
	Ln(ASSET)	公司总资产的对数
	STDREV	根据公司前 5 年的销售收入计算而来的标准差。公司股票上市年限不足 5 年的，则至少根据前 3 年的数据计算
	STDCFO	根据公司前 5 年自营运活动的现金流量计算而来的标准差。上市年限不足 5 年的，则根据前 3 年的数据计算
	CYCLE	营业周期根据“[(销售收入/360)/(平均应收账款)+(销售成本/360)/(平均存货)]”的对数计算确定
	LOSS	公司前三年中亏损年数所占的比重
	MB	期初市净率
	信息不对称模型	
	ANALYST	上市公司的分析师跟踪人数
	BETA	上市公司股票的 β 系数，根据年报公布日前 120 个交易日的股票交易数据借助市场模型回归而得，用以控制股票的系统风险对股票收益波动的影响
	AGE	公司股票的上市年限
	VOLUME _{i,t-1}	根据年报公告日前 90 个交易日的公司股票日换手率的平均值计算确定，用来控制股票换手率在年报公告日前后期间可能存在的惯性。在计算过程中剔除涨停和跌停股票的日换手率数据
	VOLATY _{i,t-1}	根据年报公告日前 90 个交易日的公司股票日收益率的标准差计算确定，用来控制股票收益波动率在年报公告日前后期间可能存在的惯性。在计算过程中剔除涨停和跌停股票的日收益率数据
其他变量	λ	自选择系数，用来控制样本自选择问题
	IND	行业哑变量
	YEAR	年度哑变量

(三)数据来源与描述性统计

鉴于上交所和深交所上市公司内部控制报告的披露政策上存在系统性的差异,本文拟采用2006—2008年上交所上市公司为研究样本。在剔除金融业公司、ST公司以及数据缺失公司之后,最终得到2 131个观测值。主要研究变量的描述性统计分析结果列示在表2中。

表2 主要研究变量的描述性统计

变 量		样本量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
Panel A:因变量							
TAA	ICD=0	1 762	0.0445	0.0415	0.1739	0.0001	0.0347
	ICD=1	369	0.0444	0.0299	0.6505	0.00001	0.0519
	全样本	2 131	0.0445	0.0312	0.6505	0.00001	0.0493
WAA	ICD=0	1 762	0.0529	0.0440	0.1773	0.0001	0.0425
	ICD=1	369	0.0502	0.0316	0.3093	0.00006	0.0531
	全样本	2 131	0.0507	0.0334	0.3093	0.00006	0.0507
VOLUME _{<i>t</i>}	ICD=0	1 762	0.0242	0.021	0.81	0	0.0431
	ICD=1	369	0.0261	0.023	0.94	0	0.0184
	全样本	2 131	0.0258	0.022	0.94	0	0.0462
VOLATY _{<i>t</i>}	ICD=0	1 762	0.0989	0.058	0.79	0.03	0.8243
	ICD=1	369	0.0632	0.061	0.89	0.03	0.2471
	全样本	2 131	0.0894	0.056	0.89	0.03	0.8140
Panel B:企业特征变量(披露模型)							
Ln(MCAP)	全	2 131	23.2136	22.4591	28.3819	18.6317	1.7789
ROA		2 131	0.02638	0.0273	0.1819	-0.5374	0.0631
INSTIT		2 131	26.4352	19.7314	92.1043	0.1376	22.7351
CAPINTEN	样	2 131	0.5312	0.5643	0.9874	0.0031	0.3124
FORLIST		2 131	0.0981	0	1	0	0.2876
OPINION		2 131	0.0276	0	1	0	0.1439
BIG4		2 131	0.0761	0	1	0	0.2438
AUDCOM	本	2 131	0.5378	1	1	0	0.4865
Panel C:企业特征变量(盈余质量模型和信息不对称模型)							
ICD	全	2 131	0.17315	0	1	0	0.3826
Ln(ASSET)		2 131	21.7153	21.5776	27.3011	18.4976	21.7153
STDREV		2 131	0.2155	0.1468	4.0378	0.0062	0.2601
STDCFO		2 131	0.0563	0.0423	0.9044	0.0034	0.0552
CYCLE		2 131	0.5721	0.0475	270.3553	0.0012	10.1358
LOSS	样	2 131	0.0866	0	1	0	0.1913
MB		2 131	2.2102	2.1777	60.5	-4.9804	19.0286
ANALYST		2 131	4.6142	2	27	0	5.4254
BETA		2 131	1.0303	1.057	5.9828	0.1172	0.2722
AGE		2 131	9.513	8	18	3	3.6361
λ	本	2 131	-0.0008	0.2396	0.9220	-2.0189	0.6627

注:“因变量”分别为盈余质量模型和信息不对称模型的被解释变量。“企业特征变量”分别为披露模型、盈余质量模型以及信息不对称模型的解释变量和控制变量。

四、实证结果

(一)内部控制报告与盈余信息可靠性

表3列示了盈余质量模型的实证结果。与预期相符,无论因变量是异常

总应计 TAA 还是异常营运性应计 WAA,解释变量 ICD 的回归系数均在 10%的水平上显著为负,说明自愿披露内部控制报告的上市公司有着更可靠的盈余信息,从而支持了本文的假说 1。来自第一阶段回归模型的自选择系数 λ 在两个盈余质量模型中均统计显著,并且具有相同的符号方向,一方面说明样本自选择问题确实存在,另一方面也说明这一问题在盈余质量模型中得到了控制。在其他控制变量中,CAPINTEN 的回归系数在两个模型中均统计显著,意味着公司的资产构成显著地影响异常应计项目的经验估计。STD-CFO 的回归系数在两个模型中均统计显著,STDREV 的回归系数在因变量为 TAA 的盈余质量模型中统计显著,二者共同说明公司的经营风险对公司盈余信息的质量具有显著影响。此外,LOSS 的回归系数在因变量为 WAA 的盈余质量模型中统计显著,符号方向也与预期相符,一定程度上说明公司前期的财务状况对当期的盈余质量有着显著的影响。最后,作为会计稳健性的正向代理变量,MB 的回归系数在因变量为 WAA 的盈余质量模型中显著为正,表明无条件稳健性在我国上市公司的稳健性会计实践中占主导地位。Ball 和 Shivakumar(2006)提供的经验证据表明,在无条件稳健性占主导地位的情况下,会计稳健性的上升将通过扭曲营运性应计项目的估计进而导致盈余质量的下降。

通过对比两类盈余质量模型的回归结果我们发现,在因变量为异常营运应计 WAA 的情况下,盈余质量模型具有更好的拟合程度,其调整 R^2 高达 0.1923,远远高于因变量为 TAA 情况下的 0.0502。因此,在检验假说 2 的过程中,我们将采用 WAA 作为盈余信息可靠性的代理变量。

表 3 盈余质量模型的回归结果

变量	预测符号	因变量:TAA		因变量:WAA	
		系数	T 值	系数	T 值
截距	?	0.0629***	4.19	0.0037***	5.04
ICD	—	—0.0736*	—1.85	—0.1777*	—1.79
Ln(ASSET)	—	—0.0026	—1.00	—0.0006	—0.16
CAPINTEN	—	—0.0209**	—2.16	—0.0627***	—4.25
STDREV	+	0.0237***	3.19	0.0038	0.38
STDCFO	+	0.1460***	3.16	0.1838**	2.23
CYCLE	+	0.0001	0.87	0.0001	0.65
LOSS	+	0.0067	0.65	0.0887***	5.32
MB	?	0.0004	1.44	0.0047***	5.30
λ	?	0.0427***	2.73	0.1011***	4.19
IND	?	控制	控制	控制	控制
YEAR	?	控制	控制	控制	控制
F-Statistic		4.97***		13.67***	
Adj. R^2		0.0502		0.1923	
N		2 131		2 131	

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著(双侧检验),下表同。

(二)内部控制报告、盈余信息可靠性与信息不对称

信息不对称模型的实证结果列示在表 4 的第(3)栏中。为了便于对比分析,表 4 的第(1)栏、第(2)栏还同时列示了解释变量分别为 ICD 和 WAA 的回归结果。Panel A 和 Panel B 的第(1)栏同时显示,在没有控制异常营运应计 WAA 的前提下,内部控制报告的自愿披露显著地提高了公司股票的交易量,降低了公司股票报酬的波动率,说明内部报告的自愿披露有助于降低信息不对称,从而部分地支持假说 2。来自第一阶段回归模型的自选择系数 λ 在两类信息不对称模型中均统计显著,并且其回归系数符号完全相反,一方面说明样本自选择问题确实存在,另一方面也说明这一问题在信息不对称模型中已获得有效解决。根据表 4 中 Panel A 的第(2)栏,在单独将 WAA 作为解释变量的情况下,异常营运应计与股票交易量显著负相关。然而,表 4 的第(3)栏显示,在将 ICD 作为解释变量而将 WAA 作为控制变量的情况下,解释变量 ICD 的回归系数在两类信息不对称模型中仍然统计显著,并且其经济显著性和统计显著性并未发生太大变化,相反,控制变量 WAA 则在两类模型中均失去了统计显著性。这说明第(2)栏中解释变量 WAA 的统计显著性主要源自关键变量的遗漏。由于控制了盈余质量的代理变量 WAA,表 4 第(3)栏中的解释变量 ICD 主要反映的是内部控制报告自愿披露所带来的公司整体信息披露水平提高的信息不对称效应。因此,虽然内部控制报告自愿披露确实降低了信息不对称,但这一过程的主要驱动机制乃是内部控制报告自愿披露所带来的公司整体信息披露水平的上升,盈余信息可靠性的改善似乎并未带来相应的市场后果。市场之所以没有赋予具有更高盈余质量的股票以更大的流动性以及更小的价格波动,一个可能的解释是市场尚未充分了解内部控制与财务信息披露质量之间的逻辑关联,因而仅关注到内部控制信息对公司现有信息披露水平的增量作用,而没有意识到其对财务信息披露质量的支持功能。

在控制变量中, Ln(MCAP) 和 VOLATY 对股票交易量的影响以及 VOLUME、BETA 和 ANALYST 对股票报酬波动率的影响均统计显著,并与理论预期相符。其中,分析师跟踪人数 ANALYST 用来控制上市公司财务报告之外其他信息渠道的自愿信息披露程度对信息不对称的影响。当分析师在与上市公司的信息交流过程中担任重要角色时,分析师跟踪人数将是财务报告之外的其他自愿性信息披露程度的代理变量(Botosan,1997)。

表 4 信息不对称模型的回归结果

变量	预期符号	(1)		(2)		(3)	
		系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
Panal A:因变量 VOLUME _{<i>i</i>}							
截距	?	0.0931***	4.16	0.0339**	2.19	0.0762***	3.84
ICD	+	0.0245*	1.86			0.0130*	1.68

续表 4 信息不对称模型的回归结果

变量	预期符号	(1)		(2)		(3)	
		系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
WAA	—			−0.0168 [*]	−1.81	−0.0129	−0.93
Ln(MCAP)	—	−0.0126 ^{***}	−3.18	−0.0017 ^{**}	−2.49	−0.0035 ^{***}	−3.82
INSTIT	?	−0.0026 ^{***}	−4.80	−0.0001 ^{***}	−4.83	−0.0001 ^{***}	−4.66
VOLATY	+	0.4529 ^{***}	7.42	0.6403 ^{***}	11.78	0.5352 ^{***}	9.18
ANALYST	+	0.0013	1.33	0.0001	0.81	0.0001	1.39
AGE	?	0.6874	1.12	0.7954	0.95	0.8136	1.35
BHVOLUME _{t−1}	+	0.5763 ^{***}	3.25	0.6843 ^{***}	3.19	0.7025 ^{***}	3.97
λ	?	0.0095 [*]	1.90			0.0077 [*]	1.73
IND	?	控制		控制		控制	
YEAR	?	控制		控制		控制	
F-Statistic		48.32 ^{***}		37.84 ^{***}		19.72 ^{***}	
AdjR ²		0.2682		0.2689		0.2670	
N		2131		2131		2131	
Panel B:因变量 VOLATY _t							
截距	?	0.0408 ^{***}	3.13	0.0535 ^{***}	4.65	0.0419 ^{***}	3.19
ICD	—	−0.0093 [*]	−1.79			−0.0088 [*]	−1.69
WAA	—			0.0097	1.35	0.0070	1.24
Ln(MCAP)	?	0.0003	0.42	−0.0003	−0.59	0.0002	0.44
INSTIT	?	0.00002	1.12	0.00001	0.69	0.00002	1.10
VOLUME	+	0.3154 ^{***}	6.37	0.4879 ^{***}	9.34	0.4295 ^{***}	7.89
BETA	+	0.0036 [*]	1.66	0.0039	1.80 [*]	0.0039 [*]	1.76
ANALYST	—	−0.0002 ^{**}	−2.05	−0.0002 ^{**}	−2.02	−0.0002 ^{**}	−2.08
AGE	?	−0.7997	−1.10	−0.8522	−0.79	−0.9312	−1.25
VOLATY _{t−1}	+	0.6876 ^{***}	3.14	0.7412 ^{***}	3.06	0.8105 ^{***}	3.84
λ	?	−0.0061 ^{**}	−2.12			−0.0057 [*]	−1.93
IND	?	控制		控制		控制	
YEAR	?	控制		控制		控制	
F-Statistic		2.78 ^{***}		2.42 ^{**}		2.79 ^{***}	
AdjR ²		0.0308		0.0238		0.0322	
N		2 131		2 131		2 131	

(三)稳健性测试

我们首先考虑有方向的异常应计,即根据异常应计的代数符号将研究样本分为正负两组,对盈余质量模型和信息不对称模型重新进行回归分析,检验结果与之前完全一致。其次,由于上交所自 2008 年起要求在该所上市的“上证公司治理板块”样本公司以及发行境外上市外资股的公司必须在年报中同时披露内部控制报告,因此,我们从样本中剔除这些公司,并重新进行回归分析,检验结果同样支持我们前述获得的实证结论。

五、结论及启示

利用上交所上市公司自愿披露内部控制报告所提供的研究契机,本文的实证检验表明:自愿披露内部控制报告的上市公司通常伴随着更可靠的盈余

信息,其股票的市场交易也面临着更低的信息不对称水平;但是,市场主体之间信息不对称水平的降低主要由内部控制报告的自愿披露所带来的公司整体信息披露水平提高所驱动,盈余信息可靠性的改善并未引致信息不对称的显著下降。

本文提供的经验证据在一定程度上支持了我国证券监管机构关于内部控制与会计信息质量之间存在逻辑关联的先验假定,从而有利于我国当前正在进行中的上市公司内部控制信息披露制度的历史性变迁。同时,经验证据还表明,在这一进程中借鉴美国经验,明确地将财务报告相关内部控制作为内部控制信息披露的主体,并且强调内部控制在支持财务报告质量方面所具有的重要意义,将有助于引导投资者在内部控制与会计信息可靠性之间建立起理性预期,从而进一步优化股票市场的交易机制。

* 感谢匿名审稿人的建设性意见,使本文更加严谨和充实,但文责自负。文章还得到2009年度江苏省普通高校研究生科技创新计划项目的资助(项目编号:CX09B_022R)。

注释:

- ①刘玉廷:全面提升企业经营管理水平的重要举措, <http://wenku.baidu.com/view/afeeba73f242336cleb95ec3.html>, 2010-04-26.
- ②比如,在2007年上交所136家公开披露内部控制报告的上市公司中,有高达130家公司的内部控制报告被注册会计师出具了鉴证报告(或核实评价报告),并且,鉴证意见均为无保留意见类型。

参考文献:

- [1]张国清. 内部控制盈余质量[J]. 经济管理, 2008, (23-24): 112-119.
- [2]张龙平, 王军只, 张军. 内部控制鉴证对会计盈余质量的影响研究[J]. 审计研究, 2010, (2): 37-46.
- [3]Ashbaugh-Skaife H, Collins D, Kinney W, et al. The effect of SOX internal control deficiencies and their remediation on accrual quality[J]. Accounting Review, 2008, 83(1): 425-444.
- [4]Ball R, Shivakumar L. The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition[J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44: 54-78.
- [5]Botosan C. Disclosure level and the cost of equity capital[J]. Accounting Review, 1997, 72: 365-395.
- [6]Dechow P, Dichev I. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation error[J]. The Accounting Review, 2002, 77: 3-27.
- [7]Doyle J, Ge E, Mcvay S. Accrual quality and internal control over financial reporting[J]. Accounting Review, 2007, 82(5): 85-115.
- [8]Easley D, Hvidkjaer S, O'Hara M. Is information risk a determinant of asset returns?[J]. Journal of Finance, 2002, 57: 134-156.
- [9]Grahama J R, Campbell R H, Rajgopal S. The economic implications of corporate fi-

- nancial reporting[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 40:356—382.
- [10]Heflin F, Shaw K W, Wild J J. Disclosure policy and market liquidity: Impact of depth quotes and order sizes[J]. Contemporary Accounting Research, 2005, 22:14—46.
- [11]Lang M, Lundholm R. Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures[J]. Journal of Accounting Research, 1993, (24):49—71.
- [12]Leuz C, Oberholzergee F. Corporate transparency and political connections[R]. Working Paper, University of Pennsylvania, Wharton, 2003.
- [13]Lundholm R J, Myers L. Bringing the future forward: The effect of disclosure on the returns-earnings relation[J]. Journal of Accounting Research, 2002, 40:79—115.
- [14]McMullen D A, Raghunandan K, Rama D V. Internal control reports and financial reporting problems[J]. Accounting Horizons, 1996, 10:213—287.
- [15]Trueman B. Why do managers voluntarily release earnings forecasts? [J]. Journal of Accounting and Economics, 1986, (8):85—115.
- [16]Verrecchia R. Discretionary disclosure[J]. Journal of Accounting and Economics, 1983, (5):26—57

Internal Control Report, Quality of Financial Reports and Information Asymmetry: Empirical Evidence from Listed Companies in Shanghai Stock Exchange

HUANG Shou-chang, YANG Xiong-sheng

(Research Institute of Accounting and Finance,

Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Using the sample of listed companies in Shanghai Stock Exchange from 2006 to 2008, the paper tests the possibility of more reliable earnings information of listed companies that disclose internal control reports voluntarily, and further examines the mechanism that voluntary disclosure of internal control reports lowers information asymmetry. Empirical results show that voluntary disclosure of internal control reports not only improves the earnings information, but also raises the market efficiency of stock trade through lowering information asymmetry. However, the decrease of information asymmetry is mainly due to the increase of corporate transparency led by voluntary disclosure of internal control reports. And the improvement of earnings information plays a limited role in lowering information asymmetry.

Key words: internal control report; quality of financial reports; information asymmetry; corporate transparency (责任编辑 金 澜)