上市公司内部控制信息披露程度的影响因素研究

吴翩鸿

（暨南大学管理学院 广州 510632）

【摘要】本文通过对2010年沪深两市上市公司内部控制信息披露的详细程度进行研究，来探究影响披露详细程度的影响因素。研究结果表明规模越大、盈利能力越好的公司、在境内外同时上市、深交所上市和属于金融行业的公司更倾向于披露详细的内部控制信息，而被ST的公司和上市年限长的公司越不会披露详细的内部控制信息。

【关键词】内部控制 信息披露 披露程度 影响因素

一、研究背景

近年来国内外上市公司舞弊事件频频发生，上市公司财务报告的真实性、有效性以及对法律法规的遵守情况受到外界的普遍质疑。由此，内部控制信息披露得到越来越广泛的应用。各国也纷纷强化了上市公司内部控制的监管工作。

2000年，我国证监会就发布了《公开发行证券公司信息披露编报规则》第7号《商业银行年度报告内容与格式特别规定》和第8号《证券公司年度报告内容与格式特别规定》，要求商业银行和证券公司在年度报告中应对内部控制制度的完整性、合理性与有效性作出说明，并委托会计师事务所对其内部控制制度进行评价，出具评价报告。2008年《内部控制基本规范》发布后，内控信息披露主体扩大至所有上市公司，披露工作开始步入正轨。

本文基于这种情况，利用2010年沪深两市主板上市公司披露的内控信息，试图通过研究内控信息披露的详尽程度，来进一步揭示影响内控信息详细披露的影响因素，其中重点研究公司本身的基本特征、行业特征和上市特征。对这些问题的研究，将有助于探求我国上市公司内部控制信息披露行为及其动因，改进监管政策，同时进一步丰富内部控制相关理论。

另外，沪深两市对待是否应当单独提供内部控制自我评价报告方面存在差异，据此划分自愿和强制披露，进一步考察两种披露方式下内控信息披露详细程度的影响因素，这是本文的另一创新之处。

二、文献回顾

关于内控信息披露的影响因素研究，美国的主流文献主要致力于探讨内部控制问题（包括一般缺陷和重大缺陷）披露的影响因素。根据披露方式，内部控制信息披露可以被划分为自愿披露和强制披露。在SOX法案生效之前，美国的上市公司内部控制报告属于自愿披露，不过，如果上市公司在更换审计师时内部控制存在问题，则必须对前任审计师指出的内控问题作出披露（Krishnan，2005）。

在自愿披露阶段，McMullen等（1996）以1989年7月至1993年6月期间共计114家有内部控制问题的公司作为样本，对管理层内控报告与财务报告问题的联系进行考察，结果显示，样本总体中披露管理层内控报告的比例均值为26.5%，而有财务报告问题的公司自愿披露管理层内控报告的只有12家（10.5%）。依据公司规模，仅有11.5%的小规模公司（资产总额小于2.5亿美元）提供了管理层内控报告。小规模公司中财务报告出现问题的公司，全都没有自愿披露管理层内控报告。

在强制披露阶段，Ge和McVay（2005）研究了在SOX 302条款下报告内部控制缺陷的公司的特征。该条款要求管理层在季报中声明公司披露控制和程序的有效性。他们发现报告了内部控制缺陷的公司比其他公司拥有更多的营业分支机构、更可能报告外汇交易、拥有更小的公司规模、更短的经营历史和更低的利润水平。Ashbaugh Skaife等（2007）和Doyle等（2007）也分别对SOX 302条款生效之后披露内控缺陷的公司特征做了类似研究。Ashbaugh Skaife等（2007）对302条款生效后及404条款生效前538家报告内部控制缺陷的公司进行研究，得出了与Ge和McVay（2005）相似的结论，即这些公司拥有更多的业务分支、更多的国外销售、更小的公司规模和更低的利润水平。同时，他们还发现报告内控缺陷的公司更有可能正在经历合并和重组。

国内学者有关内部控制信息披露的研究文献主要集中在对披露的内部控制信息进行描述性统计分析上，而实证研究其影响因素的相对较少，近几年随着样本数据的增加，这方面的研究文献也有所增加。蔡吉甫（2005）通过对2003年A股上市公司进行的实证研究发现，经营业绩好、财务报告质量高的上市公司倾向于披露内部控制信息，而财务状况存在异常的上市公司披露内部控制信息的动力则明显不足。方红星等（2009）利用沪市非金融业上市公司2003～2005年年度报告中自愿披露的内部控制信息，考察了内控信息披露和公司特征、外部审计之间的联系。结果显示上市公司是否自愿披露内部控制信息与是否在海外交叉上市、是否聘请“四大”、资产总规模、资产净利率、独立董事比例显著正相关，与审计意见类型

显著负相关,与监事会规模、是否设立审计委员会以及样本年度正相关。但在影响上市公司内部控制信息自愿披露的因素中,是否海外交叉上市、独立董事比例和资产净利率是比较一致的显著因素，相对而言，外部审计尚未起到显著的促进作用。

三、研究设计

1. 公司特征。

(1)规模。公司建立、维护信息和控制系统,必须支付大量的固定成本，大公司则可以通过规模经济降低建立和维护内控系统的边际成本。本文选取总资产的对数(LNASSET)作为公司规模的代理变量，预期规模越大的公司更倾向于披露更详细的内控信息。

(2)盈利能力。根据信号理论,盈利能力好的公司倾向于提供更多的信息,以将自己与盈利能力较差的公司区分开来,向投资者展现良好的公司形象，并借以提高公司市场价值。Bowman等(1975)采用ROE指标衡量公司财务业绩,研究发现ROE与自愿性信息披露呈显著正相关。我们认为盈利能力越好的公司倾向于披露更详细的内部控制信息,所以用ROE来衡量公司的盈利水平。

(3)财务状况。很多实证研究的结果表明,发生亏损的公司存在内控缺陷可能性更大（Krishnan,2005;Ashbaugh Skaife等,2007)。在我国,监管机构一般对财务状况出现异常的公司实施特别处理(ST)。一般而言，ST上市公司对外披露内部控制信息的积极性不高(蔡吉甫,2005)。因此,本文认为被特别处理的公司(ST)更倾向于少披露内控信息。

(4)治理特征。独立董事的设置一般被认为提供了一种监督管理者行为的公司治理工具，独立董事在董事会中的比例越大,其对管理者的机会主义行为的监督就越有力,通常会导致披露更多的公司信息（Leftwich等,1981;Fama和Jensen,1983)。本文利用独立董事在董事会中的比重(INDRATIO)作为公司治理特征的代理变量，并认为独立董事在董事会中的比例越大,越可能披露更详细的内部控制信息。

2. 上市特征。

(1)上市地点。境内外交叉上市(CROSSLIST)。跨境上市的公司面对国际资本市场的压力，相对于只在国内上市的公司而言,需要披露更多的信息(Meek等,1995)。目前,我国上市公司境外上市的地点主要集中在美国、香港和新加坡等地,这些国家和地区拥有相对更发达的资本市场,其对公司信息披露的内容和程度要求也更高。因此我们预期在境内外同时上市的公司会比只在国内上市的公司披露更多的内控信息。

国内上市地点(LOCATION)。2006年沪深两大交易所先后出台了各自的《上市公司内部控制指引》,鼓励上市公司披露内部控制信息，在一段时期内两大交易所的做法保持了相对的一致。但在《企业内部控制基本规范》颁布之后,两大交易所对内控信息的披露便开始产生越来越明显的差异。这种差异集中表现在是否应当披露内部控制报告上。上交所虽然在要求“上证公司治理板块样本公司、发行境外上市外资股的公司及金融类公司，应在年报披露的同时披露董事会对公司内部控制的自我评估报告”,但对于其他公司,依然采取鼓励的态度。而深交所自2008年开始就要求所有上市公司应当“对公司内部控制的有效性进行审议评估,作出内部控制自我评价,并以单独报告的形式在披露年报的同时在指定网站对外披露”。这种差异造成的直接后果就是深交所上市公司更倾向于披露更详细的内控信息。因此,本文预期在深交所上市的公司披露内控信息会更详细。

(2)上市年限。我国早期成立的上市公司多由国有企业剥离、重组而来,上市年限越久,上市时公司改制工作越差,经营业绩和财务状况也越差(王跃堂,2000)。而且由于早期内控监管法规不健全，早期上市的公司很多没有建立有效的内控制度。随着证券市场监管的逐步加强和制度环境的改善,后期成立的公司在公司治理及管理制度建立方面具有后发优势。基于以上分析,预期公司上市年限(LNAGE)越长,越不可能披露更详细的内部控制信息。

3. 行业特征。在我国,由于金融行业较早地实施了内控信息的强制披露，因此该行业内公司在内控信息披露的详细程度方面和其他公司会存在较大差异。通常国内研究都将该行业公司删除(方红星等,2009;林斌和饶静,2009),以防止其作为异常值出现干扰统计分析结果。但是金融行业公司是否确实比其他公司披露更详细的内控信息，仍然是个有待检验的实证问题。本文立足于研究沪深两市所有主板上市公司,不但不剔除金融行业，而且还要将其单独作为一个变量来探讨金融行业公司的内控信息披露详细程度。基于金融行业公司(FINANCE)在披露内控信息的工作上已有多年经验,因而可能会比其他公司披露更详细的内控信息。表1列示了以上分析涉及到的所有变量及其取值方法。

表1　　自变量汇总表

自变量	预测符号	计　算　方　法
LNASSET	+	2009~2010年年末总资产平均数的自然对数
ROE	+	2009~2010年平均净利润与平均年末所有者权益的比值
ST	-	虚拟变量,在2009年和2010年是ST公司取1,否则取0
INDRATIO	+	2010年末独立董事数量占董事会人数的比重
CROSSLIST	+	虚拟变量,在境内外同时上市取1,否则取0
LORATION	+	虚拟变量,在深交所上市的公司取1,否则取0
LNAGE	-	以2010年为基期,取值为1,上市时间每提前1年再加1,并对所得年数取自然对数
FINANCE	+	虚拟变量,公司属于金融行业取1,否则取0

四、实证分析

1. 研究样本。本文以2010年度沪深两市披露内部控制信息的全部主板上市公司作为研究样本,剔除2家数据缺失的公司和9家2011年上市的公司,得到1 355家公司样本。所有公司年报和内部控制自我评价报告均从沪深两市交易所网站上获得,财务数据主要来自CSMAR数据库。

本文采取信息披露指数的方法来评估内部控制信息披露的详细程度。根据2010年发布的《企业内部控制评价指引》和

其他相关文件关于内部控制评价报告应当包括的基本内容，设计了10项评价指标，对每一项目，若在公司年报或自我评价报告中披露，则计1分；以10项累计得分为最终分数。依据最终得分，我们认定9分及以上的公司详细地披露了内部控制信息，其他公司均未详细披露内控信息。

每一项披露的公司数目和按照详细程度划分的公司数目详见表2。由表中数据可知，10项指标中的8项分别有超过1 000家公司做出了披露，只有“内部控制评价鉴证报告”（332家）和“内部控制缺陷认定和改进”（224家）这两项偏少。根据我们的划分标准，沪深两市超过1/3的公司详细披露了内部控制信息。

表2　　样本评价依据及划分

Panel A：单项指标披露情况		
项　　目	披露公司数目	比重（%）
董事会声明	1 165	85.98
内部控制总体情况	1 342	99.04
内部控制评价依据	1 332	98.30
内部控制评价范围	1 334	98.45
内部控制活动描述	1 243	91.73
内部控制监督情况	1 303	96.16
内部控制缺陷认定和改进	224	16.53
内部控制有效性结论	1 313	96.90
内部控制评价鉴证报告	332	24.50
内部控制工作计划	1 275	94.10
公司总数	1 355	100.00
Panel B：按披露详细程度划分公司类别		
公司所属类别	公司数目	比重（%）
详细披露组	458	33.80
非详细披露组	897	66.20
公司总数	1 355	100.00

2. 描述性统计分析。表3列示了关于自变量描述性统计方面的指标，其中Panel A提供了详细披露组公司和非详细披露组公司在选定分布特征的对比情况和单变量检验的结果。Panel A中除了INDRATIO之外，其他变量都很好地支持了我们之前的预期。如在公司特征方面，从LNASSET和ROE来看，详细披露组显著大于非详细披露组，即意味着详细披露内部控制信息的公司拥有更大的规模和更高的利润水平。

描述性统计分析结果表明详细披露内部控制信息的公司和非详细披露的公司在公司特征、上市特征和行业特征等方面存在一定的差异，但是要明确这些差异及其影响程度，还要凭借回归模型进行更深入的分析。

3. Logit回归分析。我们采用Logit回归模型进行进一步分析：

$$\text{Logit}\ [p/(1-p)]=\alpha+\beta_1 LNASSET+\beta_2 ROE+\beta_3 ST+\beta_4 INDRATIO+\beta_5 CROSSLIST+\beta_6 LOCATION+\beta_7 LNAGE+\beta_8 FINANCE+\varepsilon$$

其中，p为详细披露内控信息的概率。

表3　　描　述　性　统　计

Panel A：自变量分布特征						
变　量		均　值	标准差	四分之一位数	中位数	四分之三位数
LNASSET	详细披露组	22.518 ***	1.829	21.328	22.174 ***	23.414
	非详细披露组	21.686	1.366	20.852	21.676	22.523
ROE	详细披露组	0.102 ***	0.184	0.044	0.095 ***	0.153
	非详细披露组	0.064	0.202	0.019	0.071	0.125
ST	详细披露组	0.105 ***	—	—	—	—
	非详细披露组	0.192	—	—	—	—
INDRATIO	详细披露组	0.371	0.064	0.333	0.333	0.385
	非详细披露组	0.366	0.052	0.333	0.333	0.400
CROSSLIST	详细披露组	0.098 ***	—	—	—	—
	非详细披露组	0.023	—	—	—	—
LOCATION	详细披露组	0.400 ***	—	—	—	—
	非详细披露组	0.323	—	—	—	—
LNAGE	详细披露组	2.344 ***	0.594	2.197	2.565 ***	2.708
	非详细披露组	2.503	0.451	2.398	2.639	2.708
FINANCE	详细披露组	0.070 ***	—	—	—	—
	非详细披露组	0.002	—	—	—	—

注：***、**、*分别表示在0.01、0.05和0.10的置信度水平上显著。其中，对均值和中位数分别采用t检验和Wilcoxon秩和检验。详细披露组包括458家公司，非详细披露组包括897家公司。所有连续变量在1%和99%分位数处采取了缩尾处理。

表4　　Logit回归分析结果

预测符号			回归系数		
			模型1	模型2	模型3
Intercept		±	−8.282 (66.673) ***	−6.065 (25.168) ***	−4.955 (15.592)
公司特征	LNASSET	+	0.320 (56.435) ***	0.263 (30.167) ***	0.203 (15.959)
	ROE	+	0.771 (5.320) **	0.699 (4.257) **	0.669 (3.935)
	ST	−	−0.165 (0.743)	−0.263 (1.818)	−0.334 (2.874)
	INDRATIO	+	1.395 (1.776)	1.165 (1.182)	1.370 (1.644)
上市特征	CROSSLIST	+		0.705 (5.139) ***	0.747 (5.591)
	LOCATION	+		0.680 (26.313) ***	0.664 (24.915)
	LNAGE	−		−0.466 (13.413) ***	−0.425 (10.679)
行业特征	FINANCE	+			2.538 (11.261)
LikelihoodRatio，χ^2			91.963 ***	130.012 ***	149.785
Wald，χ^2			80.703 ***	109.059 ***	100.517
NagelkerkeR^2			0.091	0.127	0.145
样本规模			1 355	1 355	1 355

注：***、**、*分别表示在0.01、0.05和0.10的置信度水平上显著。括号中提供的是Wald χ^2值。

表4列示了Logit回归模型的结果。其中模型1只对关于公司特征的4个变量进行回归。在4个变量中,回归系数符号与预期一致，其中LNASSET和ROE分别在0.01和0.05的水平上显著,其系数为正,说明规模越大、盈利水平越高的公司越倾向于披露详细的内部控制信息。其他变量在0.10的水平上不显著。

模型2在模型1的基础上加入了“上市特征”的3个变量。在7个变量中,回归系数符号均与预期一致。在公司特征中,仍然只有LNASSET和ROE显著;但在上市特征中,3个变量全部在0.01水平上显著。CROSSLIST和LOCATION的系数为正,表明跨境上市和在深交所上市的公司更可能披露详细的内控信息,而LNAGE系数为负则表明公司上市年限越长,越不可能披露详细的内控信息。

模型3在模型2的基础上加入了行业特征变量。所有变量的系数符号均与预期一致,除了模型2中的显著变量依然保持显著外,新加入的FINANCE在0.01水平上显著,且系数为正,说明金融行业更有可能披露详细的内控信息。值得注意的是,模型3中的ST变量在0.10的水平上显著,且系数为负,说明被ST的公司常不会披露详细的内控信息。

但应当注意的是,独立董事比例(INDRATIO)变量在3个模型中均不显著，说明我国上市公司的独立董事治理机制尚不完善,还不能有效发挥独立监督的作用。

4. 稳健性分析。为了进一步考察Logit回归模型的稳健性,首先对表4中的模型3作了多重共线性检验,发现所有变量的方差膨胀因子(VIF)全部小于2,不存在严重的共线性问题。其次,单独对自愿披露内控信息的样本进行回归分析。这个样本在全样本的基础上,剔除强制披露内部控制报告的样本,包括在境内外同时上市的公司、在深交所上市的公司和金融行业的公司 ,最终得到810个样本。其回归结果见表5。

表5　　自愿披露方式下的Logit回归分析结果

预测符号			回归系数	
			模型4	模型5
Intercept		±	−7.359 (21.331)	−5.883 (12.019)
公司特征	LNASSET	+	0.258 (13.549)	0.233 (10.691)
	ROE	+	1.892 (11.296)	0.699 (11.292)
	ST	−	−0.700 (4.329)	3.647 (1.818)
	INDRATIO	+	1.617 (1.230)	1.529 (1.061)
上市特征	LNAGE	−		−0.376 (7.090)
LikelihoodRatio,χ^2			46.082	53.165
Wald,χ^2			36.370	43.170
NagelkerkeR^2			0.080	0.092
样本规模			810	810
其中:详细披露样本数			219	219
非详细披露样本数			591	591

我们依然按照前述回归方法，分别对公司特征和上市特征进行逐步回归（已经去除了CROSSLIST、LOCATION和FINANCE三个变量)。模型4只对公司特征的4个变量进行回归,在解释变量中，除独立董事占董事会比例变量(INDRATIO)之外,其他变量都在0.05水平下显著。模型5在模型4的基础上加入了上市特征因素,整体显著性和解释能力有所上升;新加入的上市年限变量(LNAGE)也呈显著的负相关($p<0.01$)。

两个模型都表明了规模越大、盈利水平越高的公司越倾向于自愿披露详细的内控信息,尤其是盈利水平变量(ROE)在模型4和模型5中的显著性水平比前三个模型有较大上升(Wald $\chi2$值由前三个模型中的5.320、4.257和3.935上升到11.30),说明盈利良好的公司存在积极的自愿披露动机,它们通过披露更详细的内控信息减少信息不对称，这符合信号理论。

五、结论

本文通过对2010年沪深两市上市公司内部控制信息披露的详细程度进行研究,发现规模越大、盈利能力越好的公司以及在境内外同时上市、深交所上市和属于金融行业的公司更倾向于披露详细的内控信息,而被ST的公司和上市年限越长的公司则更不可能披露详细的内控信息。另外,我们还发现独立董事在提高信息披露程度方面没有表现出显著的治理功能,这可能与我国上市公司独立董事制度尚不健全有关。本文进一步对自愿披露内控信息的样本公司进行研究，发现影响内控信息详细披露的因素与全样本的影响因素是一致的,并且盈利能力因素表现得更加显著。

我国要求一部分上市公司披露内部控制报告，可能是希望通过强制披露的方式形成示范效应，进而带动其他上市公司甚至非上市公司完善内控信息披露制度,提高披露水平。但根据Hermanson(2000)的调查,自愿的内控报告具有改进内部控制、提供附加信息以及改进财务报告的作用,强制的内控报告可以改进内部控制，但不确定其是否可以提供决策有用的信息。自愿披露内控信息可能更多地取决于公司本身的特点(经营状况和财务状况)，而强制披露则会掩盖这些因素对信息披露的影响。因此,在制定相关监管政策时,将强制披露和自愿披露有机地结合起来,会有助于发挥政策的导向作用,对规范信息披露内容和提高信息的有用性能够产生积极影响。

本文试图研究内控信息详细披露程度的影响因素，但是囿于数据的限制,只能进行横截面分析,未来的研究可以考虑从时间序列展开研究。

主要参考文献

1.Ashbaugh-Skaife,H.,Collins, D.,Kinney,W.. The Discovery and Reporting of Internal Control Deficiencies Prior to SOX-Mandated Audits. Journal of Accounting and Economics,2007;44

2. 蔡吉甫. 我国上市公司内部控制信息披露的实证研究. 审计与经济研究,2005;2

3. 方红星，孙蔷. 强制披露规则下的内部控制信息披露——基于沪市上市公司2006年年报的实证研究. 财经问题研究,2007;12