

# 内部控制信息披露对公司经营业绩的影响研究

——基于沪市 A 股上市公司的经验数据

王隽华<sup>1</sup>, 李 雪<sup>2</sup>

(1. 东北财经大学 会计学院/中国内部控制研究中心, 辽宁 大连 116025;

2. 廊坊银行总行 财务管理部, 河北 廊坊 065000)

**[摘要]**通过构建内部控制信息披露指数体系,选用2012年至2014年上市公司内部控制信息披露的数据,采用AHP方法计算得到内部控制信息披露指数,并以净资产收益率和总资产收益率作为公司业绩的代理变量,实证检验我国现阶段内部控制信息披露质量与公司经营业绩之间的关系后发现:未披露内部控制缺陷的上市公司披露内部控制信息后的经营业绩较好,而披露内部控制缺陷的上市公司披露内部控制信息后的经营业绩较差,这说明防范内部控制缺陷和加强内部控制管理能够在一定程度上改善公司的经营业绩。

**[关键词]**内部控制;信息披露指数;经营业绩;公司规模;资本结构;股权集中度;资产收益率;财务管理

**[中图分类号]**F275 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2016)03-0018-12

## 一、引言

从美国安然事件开始,近年来国内外上市公司陆续上演了一系列财务造假丑闻,这些事件暴露出上市公司因内部控制薄弱和内部控制信息披露不明确而产生的一些财务弊病。2002年,美国议会通过了《萨班斯法案》,强制要求上市公司披露内部控制报告,由此世界范围内开始重视加强上市公司的内部控制建设和监管问题。随后,2006年我国上海证券交易所和深圳证券交易所分别发布了《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》,我国财政部、证监会、审计署、银监会、保监会等五部委分别于2008年和2010年联合发布了《企业内部控制基本规范》和《企业内部控制配套指引》,一系列内部控制政策规范的发布体现了整个社会对内部控制问题的高度关注,内部控制信息披露的规范和制度建设在我国资本市场中扮演着越来越重要的角色。由于内部控制信息的披露状况直接关系到投资者、管理者以及广大股东的切身利益,也影响到上市公司的经营业绩,因此我们必须重视投资者对内部控制信息的需求以及内部控制信息披露情况对公司业绩产生的重要影响。

## 二、文献回顾

### (一) 内部控制信息披露现状研究

国外学者对内部控制问题的研究起步较早。1994年,当内部控制信息还处于自由披露阶段时,

**[收稿日期]**2015-12-16

**[作者简介]**王隽华(1962—),男,江苏沭阳人,东北财经大学会计学院教授,东北财经大学中国内部控制研究中心研究员,硕士生导师,主要研究方向为财务管理与管理会计;李雪(1989—),女,河北廊坊人,廊坊银行总行财务管理部职员,硕士,主要研究方向为企业内部控制。

国外上市公司就已经具备较强的披露动机,Ragahunandan 和 Rama 在 1994 年统计了《财富》杂志公布的 top100 企业的内部控制信息的披露情况,发现有 80% 的上市公司进行了内部控制信息披露<sup>[1]</sup>。此外,财务报表使用者认为,上市公司自愿披露内部控制信息比强制披露更能促进信息使用者做出正确的决策。

与国外相比,国内学者在内部控制方面的探索研究相对滞后。杨有红和汪薇研究发现,虽然 2006 年上海证券交易所和深圳证券交易所先后出台了两个指引,但是上市公司主动披露内部控制信息的动机不足,未能有效执行指引的相关规定<sup>[2]</sup>。然而,方红星和孙嵩研究发现,上市公司的内部控制信息披露主要集中在监事会报告、重大事项和公司治理报告等方面,较少有上市公司通过专门的内部控制报告来进行详细的披露,但总体来说,我国上市公司主动披露内部控制信息的动机呈逐年增强的趋势<sup>[3]</sup>。

#### (二) 内部控制信息披露的影响因素研究

第一,公司治理结构会影响内部控制信息披露。首先,企业中前十大股东持股情况、管理层持股占比等因素都会对企业对外报告内部控制信息产生一定程度的影响<sup>[3-5]</sup>。其次,目前国内资本市场上对外部信息使用者的保护、上市公司所有者结构都能够显著影响上市公司对外披露内部控制信息的情况<sup>[6]</sup>。最后,是否设置稽查委员会、家族成员占比、董事长或总经理是否兼任、独立董事占比、CEO 和 CFO 的薪酬及持股占比等指标均会显著影响上市公司披露内部控制信息的动机<sup>[3,7-8]</sup>。

第二,公司特征会影响内部控制信息披露。有研究发现,经营能力、财务状况、审计报告质量、总资产规模、外部审计意见类型等因素都会对上市公司对外报告内部控制信息的意愿产生重要影响<sup>[3,9]</sup>。林斌和饶静基于信号传递理论的视角研究发现,上市公司的发展速度、内部控制资源是否充裕、是否设置内部审计部门都会影响其披露内部控制鉴证报告的主动性<sup>[10]</sup>。

第三,投入成本与内部控制信息披露相互影响。在市场经济条件下,企业以利润最大化为目标,所以企业非常重视对盈利具有重大影响的成本因素,由此其在内部控制方面的投入成本会增加,内部控制制度就会更加健全,最终导致公司披露的主动性越强<sup>[11]</sup>。Bushman 和 Smith 研究发现,提高公司信息透明度和降低内外部信息使用者之间的信息不对称程度可以使公司管理层的行为在法律法规、同业和社会舆论的全面监督之下有所约束,进而能够有效降低委托代理成本<sup>[12]</sup>。杨玉凤等认为上市公司的内部控制信息披露会直接影响公司的代理成本,而且他们通过构建内部控制信息披露指数进行实证分析发现内部控制信息披露对显性代理成本和隐性代理成本具有综合抑制作用<sup>[13]</sup>。Choi 等指出,韩国上市公司发生的员工成本与其对外报告自身内部控制缺陷之间呈现负相关关系<sup>[14]</sup>。

#### (三) 内部控制缺陷的相关研究

Bryan 和 Lilien 研究发现,规模较小、经营业务单一、经营收益差、财务风险高的公司往往更容易出现内部控制缺陷问题<sup>[15]</sup>。Leone 研究发现,存在内部控制缺陷的上市公司的组织结构、组织形式、人员变动和内部控制实施成本会在一定程度上对内部控制信息的披露情况发生作用<sup>[11]</sup>。池国华等、Ashbaugh-Skaife 等研究发现,上市公司披露内部控制信息会显著影响个体投资者进行投资的风险认知,并且一般情况下披露内部控制缺陷的公司的业务范围较广、组织机构不稳定,而且会因为是在内部控制方面的投入更少或更换了外审机构而被证券交易所警告或被要求重新对财务报表进行表述<sup>[16-17]</sup>。此外,Hammersley 等研究发现,披露内部控制缺陷的上市公司的股价也会随之发生变化<sup>[18]</sup>。

#### (四) 内部控制信息披露对公司影响的研究

Hoitash 等从公司治理的角度研究发现,治理水平高、财务信息质量好、股权集中的公司,其内部控制缺陷相对较少,进而其经营业绩也更容易得到提升<sup>[8]</sup>。Gupta 等基于市场效应的视角研究证实了披露内部控制缺陷的公司,其股价会明显下降的结论<sup>[19]</sup>。Diamond、Verrechia 和 Botosan 基于资本成本的角度研究发现,企业对外报告内部控制信息的多少与随之发生变化的资本成本的变化方向相反<sup>[20-21]</sup>。陈共荣和刘燕指出,我国资本市场能够对具体披露自身内部控制相关信息的企业的行为产生

良好的反应,即具体披露内部控制信息的上市公司在审计报告公布前后的累计超额收益为正,并且大于简单披露的上市公司<sup>[22]</sup>。杨清香等认为,企业内部控制有效情况下引起的市场变化好于内部控制存在缺陷情况下引起的市场变化<sup>[23]</sup>。陈亚光指出,对外披露内部控制缺陷的上市公司,其风险承受能力一般较弱,经营业绩容易受到波及和传递不良信号,从而引发负面的市场反应<sup>[24]</sup>。

综上所述,虽然国内外学者在内部控制方面的研究成果颇丰,研究视角较为广泛,但对影响内部控制信息披露的因素尚未形成统一观点,同时,相关研究结论主要是在上市公司处于内部控制信息自愿披露情况下得到的。2010年《企业内部控制配套指引》发布后,我国上市公司于2012年正式进入强制披露阶段,鉴于此,为研究在此背景下的相关研究结论是否依然成立,我们基于2012年至2014年上市公司内部控制信息披露的经验数据,并同时区分是否披露内部控制缺陷两种情况来验证内部控制信息披露对公司经营业绩的影响。

### 三、理论分析与研究假设

在资本市场中,内部控制信息的使用者多为外部投资者,与对企业内部控制情况充分了解并处于优势地位的内部管理者相比,外部投资者只能依靠企业对外公布的各项报告来进行信息的收集和了解。也就是说,外部投资者与内部管理者之间存在信息不对称,这在一定程度上阻碍了市场资源的有效分配,违反了公平公正原则,久而久之就会导致逆向选择和道德风险的产生。因此,上市公司真实充分地对外披露内部控制信息能够有效降低信息不对称程度,从而降低资本成本,改善企业的经营业绩。委托代理理论认为,在内外信息不对称的情况下,企业应当建立完善的信息披露制度,处于信息弱势地位的委托人应以恰当的方式激励掌握内部信息的代理人来实现信息共享,缓和两者之间的矛盾。信息披露是重要的信号传递机制,经营状况良好的公司会主动对外披露信息,使外部信息使用者能够将其与业绩较差的公司区分开来,以增加对本公司的关注和投资,使社会资源在市场配置功能的作用下流向能够实现更大价值的一方,进而使得公司业绩得到提升。

此外,我国现阶段的市场类型也要求上市公司真实充分地披露内部控制方面的信息。根据对市场有效性假说的理解,我们认为目前我国属于弱式有效市场,因而能否快速获得有关公司的内部控制构建情况以及运营效率、效果方面的信息是投资者能否迅速做出正确决策、获得超额收益的重要原因之一。因此,构建和实施全面的内部控制信息报告制度可以缓和内外信息不对称问题,降低委托和交易支出成本。上市公司在未对外报告内部控制缺陷的情况下,传递公司利好信息能够使外部投资者及时获取真实完整的内部控制信息,增加对公司的投资信心和投资力度,进而提升公司的融资效率,最终有效实现公司良好的内部治理和加快经营效率的提高。Francis等认为SOX法案能够降低代理成本,通过增加企业对外报告信息能够有效减少企业内部人员的管理不善行为,提升企业经营收益<sup>[25]</sup>。此外,上市公司主动对外报告积极正面的内部控制信息意味着上市公司处于较低的财务风险、良好的管理运营和业务投资环境下,此时投资者能够掌握较多真实可靠的信息,有助于增强其决策有效性,进而提升公司经营业绩。然而,基于信号传递理论,当上市公司内部控制存在缺陷并对外报告这一缺陷时,该公司将比其他未对外报告内部控制缺陷的公司面临更多的风险和不确定性因素,这种“利空”信号传递给外部信息使用者会使其对公司经营管理和内部控制结构产生怀疑,从而降低投资者对这类公司的投资,公司经营业绩也会随之降低。总而言之,在其他方面特征相同的情况下,投资者更青睐于投资未披露内部控制缺陷的公司,因此这类公司的市场反应更为乐观。

基于上述分析,我们提出本文的两个研究假设。

假设1:在未披露内部控制缺陷的情况下,上市公司的内部控制信息披露与经营业绩呈正相关关系,即披露的内部控制信息越多,公司的经营业绩越好。

假设2:上市公司对外披露内部控制缺陷信息会对其经营业绩产生负面影响。

## 四、研究设计

### (一) 变量选择

#### 1. 被解释变量

本文的被解释变量是公司经营业绩。国内外研究中用来反映公司经营业绩的指标一般有托宾 Q、ROA、ROE、EPS 和 EVA。由于目前我国证券市场的投机性较强,因此托宾 Q 理论在我国的应用还具有一定的局限性<sup>①</sup>;EVA 虽然对公司业绩具有一定的预测作用,但有研究者认为 ROA 的预测性比 EVA 更强;EPS 这一指标会随着会计处理过程的不同而发生变化,且该指标是一个绝对值指标,对于不同行业、不同规模的公司来说不具有可比性。因此,本文在借鉴已有研究成果的基础上,结合本文研究所需,选用能够全面体现公司偿债、营运和盈利等各方面能力的净资产收益率(ROE)作为公司业绩的衡量指标。另外,我们在稳健性检验中选取总资产收益率(ROA)来度量公司业绩,以验证本文所得结论的可靠性。

#### 2. 解释变量

本文的解释变量是内部控制信息披露指数(ICDI 和 ICDDI)。我们按照上市公司是否披露内部控制缺陷对所选取的样本进行了区分,内部控制信息披露指数的简单计算我们将在下文进行讲述。

#### 3. 控制变量

(1)控股股东性质(CONT)。根据控股股东的性质,我们可以将上市公司分为国有控股和非国有控股两类。一般来讲,国家控股上市公司的代理成本较高,大股东可能会凌驾于内部控制之上,从而对公司经营业绩产生负面影响。(2)公司规模(SIZE)。一般来说,企业资产规模越大,其经营业绩就越好,扩大企业规模能够实现规模效应,降低运营成本和交易费用,提高生产和经营效率。此外,规模较大的企业在治理机制和组织结构方面都比较完善,经营业绩通常更好。(3)资本结构(ALR)。通常说来,负债比例越大的上市公司,其经营业绩越差。(4)股权集中度(CR10)。根据“壕沟防御效应”、“利益协同效应”理论,股权集中度与公司经营业绩之间呈显著的正 U 型关系。(5)事务所类型(AUD)。一般来讲,由“四大”审计的上市公司在管理机制和内部控制方面较为健全,经营业绩相对会更好一些。(6)管理层持股比例(MO)。徐大伟等对我国 25 起管理层收购公司案例进行分析后发现,管理层持股比例和公司经营业绩并非呈现单一线性关系,而是在 0%—7.5%、7.5%—33.3% 和大于 33.3% 这三个范围分别呈现正相关、负相关和正相关关系<sup>[26]</sup>。由于我国上市公司管理层持股比例普遍偏低,因此我们预测管理层持股比例和公司业绩之间呈单一正相关关系。(7)公司的投资机会(IOS)。一般来讲,上市公司的投资机会在一定程度上会影响其经营业绩。上市公司的成长机会越多,投资机会越多,公司业绩就越优秀;反之,投资机会少的公司,其相应的经营业绩也会较差。(8)是否亏损(LOSS)。公司盈利和亏损状况是公司经营业绩的直接表现,当公司盈利时,其经营业绩较好;反之,其经营业绩较差。

上述各变量的具体定义如表 1 所示。

### (二) 内部控制信息披露指数的计算

本文借鉴已有文献设计了内部控制信息披露指数体系,通过查阅上市公司对外披露的内部控制自评报告、相关责任报告和外部审计报告,对相应内容的披露情况进行评价和打分,并使用层次分析法进行计算,最终求得内部控制信息披露指数。内部控制信息披露指数体系构成如表 2 所示。此外,我们认为同一层次下的三级指标同等重要,及时性对应的二级指标也普遍具有同等的重要性。

<sup>①</sup>托宾 Q 的应用有着严格的前提条件:第一,证券市场应该是半强势有效,即所有公开的可用信息都假定被反映在证券价格中;第二,证券价格应该是其投资现金流量的净现值。

表1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量代码	变量定义
被解释变量	净资产收益率	ROE	净利润/股东权益
	总资产收益率	ROA	净利润/期末总资产
解释变量	未披露内部控制缺陷样本公司的信息披露指数	ICDI	根据未披露内部控制缺陷的样本数据计算得到
	披露内部控制缺陷样本公司的信息披露指数	ICDDI	根据披露内部控制缺陷的样本数据计算得到
控制变量	控股股东性质	CONT	国有控股取值为1,非国有控股取值为0
	公司规模	SIZE	期末总资产的自然对数
	资本结构	ALR	期末负债总额/期末资产总额
	股权集中度	CR10	前十大股东持股比例之和
	事务所类型	AUD	由“四大”审计取值为1,否则取值为0
	管理层持股比例	MO	管理层持股数/总股数
	公司的投资机会	IOS	(期末总资产 - 期初总资产)/期初总资产
	是否亏损	LOSS	净利润为负取值为1,净利润为正取值为0

表2 内部控制信息披露指数体系

一级指标	二级指标	三级指标	评分标准
真实性 A1	财务报表审计报告的意见类型 A11		无保留意见 = 5,保留意见 = 3,其他 = 1
	是否披露评价报告,评价报告是否有效 A12		披露且有效 = 5,披露但无效 = 3,其他 = 1
	内部控制审计报告的意见类型 A13		无保留意见 = 5,保留意见 = 3,其他 = 1
	是否披露企业违法违规事项 A14 是否更换事务所 A15		无违法违规事项 = 5,批评警告 = 3,其他 = 1 否 = 5,是 = 1
		独董背景的披露 A211	详细披露 = 5,简单披露 = 3,未披露 = 1
	内部环境 A21	独立董事比例 A212	50%以上(含50%) = 5,40% ~ 50%(含40%) = 3,33.33% ~ 40% = 1
		董事长和总经理是否两职兼任 A213	否 = 5,是 = 1
	风险评估 A22	企业面临的内外部风险及应对措施的披露情况 A221	披露且详细 = 5,披露但不详细 = 3,未披露 = 1
完整性 A2	控制活动 A23	是否披露公司重要的控制活动(如资金控制活动、销货及收款控制、采购与付款、生产控制、存货控制等) A231	披露且详细 = 5,披露但不详细 = 3,未披露 = 1
	信息与沟通 A24	董事会和监事会召开次数合计 A241 独立董事重点关注事项的披露 A251	按等分区间法进行赋值,最大赋值为5,依次是4,3,2,1 披露且详细 = 5,披露但不详细 = 3分,未披露 = 1
	内部监督 A25	完善内部控制的有关措施以及下一年度相关工作计划的披露情况 A252 是否披露内部控制缺陷 A253	披露且详细 = 5,披露但不详细 = 3,未披露 = 1 未披露缺陷 = 5,披露缺陷 = 1
及时性 A3	年报披露时间 A31		4月1日之前披露 = 5,4月1日至4月27日(含27日)之间披露 = 3,4月27日之后(不含27日)披露 = 1
	评价报告披露时间 A32		4月1日之前披露 = 5,4月1日至4月27日(含27日)之间披露 = 3,4月27日之后(不含27日)披露 = 1
	内部控制审计报告披露时间 A33		4月1日之前披露 = 5,4月1日至4月27日(含27日)之间披露 = 3,4月27日之后(不含27日)披露 = 1

1. 构建层次结构模型和成对比较矩阵

真实性指标、完整性指标以及内部控制信息披露指数的对比矩阵分别如表3、表4和表5所示,并由此得到矩阵A、矩阵B和矩阵C。

表3 真实性指标的对比矩阵

真实性	财报意见	评价有效	审计意见	违规事项	更换事务所
财报意见	1	3	1/3	1/5	1/4
评价有效	1/3	1	1/3	1/5	1/3
审计意见	3	3	1	1/3	2
违规事项	5	5	3	1	3
更换事务所	4	3	1/2	1/3	1

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 3 & 1/3 & 1/5 & 1/4 \\ 1/3 & 1 & 1/3 & 1/5 & 1/3 \\ 3 & 3 & 1 & 1/3 & 2 \\ 5 & 5 & 3 & 1 & 3 \\ 4 & 3 & 1/2 & 1/3 & 1 \end{pmatrix}$$

表4 完整性指标的对比矩阵

完整性	内部环境	风险评估	控制活动	信息与沟通	内部监督	$B = \begin{pmatrix} 1 & 1/3 & 1/7 & 1/2 & 1/5 \\ 3 & 1 & 1/5 & 1/2 & 1/4 \\ 7 & 5 & 1 & 3 & 2 \\ 2 & 2 & 1/3 & 1 & 1/3 \\ 5 & 4 & 1/2 & 3 & 1 \end{pmatrix}$
内部环境	1	1/3	1/7	1/2	1/5	
风险评估	3	1	1/5	1/2	1/4	
控制活动	7	5	1	3	2	
信息与沟通	2	2	1/3	1	1/3	
内部监督	5	4	1/2	3	1	

2. 权向量计算并做一致性检验

$W_A = [0.0949 \quad 0.0607 \quad 0.2167 \quad 0.4457 \quad 0.1820]$  为我们对矩阵 A 的特征向量进行归一化后所得结果, 最大特征值  $\lambda_{\max A} = 5.3448$ , 则  $CI = 0.0862$ , 查表得  $RI = 1.12$ , 故  $CR = 0.0862 /$

$1.12 = 0.0770 < 0.1$ , 所以比较矩阵 A 具有比较满意的一致性<sup>①</sup>。

同理,  $W_B = [0.0527 \quad 0.0936 \quad 0.4315 \quad 0.1279 \quad 0.2942]$  为我们对矩阵 B 的特征向量进行归一化后所得结果, 最大特征值  $\lambda_{\max B} = 5.1498$ , 则  $CI = 0.03745$ , 查表得  $RI = 1.12$ , 故  $CR = 0.0374 / 1.12 = 0.0334 < 0.1$ , 所以比较矩阵 B 具有比较满意的一致性。

$W_C = [0.6232 \quad 0.2395 \quad 0.1373]$  为我们对矩阵 C 的特征向量进行归一化后所得结果, 最大特征值  $\lambda_{\max C} = 3.0183$ , 则  $CI = 0.00915$ , 查表得  $RI = 0.58$ , 故  $CR = 0.00915 / 0.58 = 0.0158 < 0.1$ , 所以比较矩阵 C 也具有比较满意的一致性。

3. 计算内部控制信息披露指数

根据上述三个矩阵确定的归一化后的特征向量, 我们可以得到内部控制信息披露指数的计算公式, 即  $ICDI = 0.0591 \times \text{财报意见} + 0.0378 \times \text{评价有效} + 0.1351 \times \text{审计意见} + 0.2778 \times \text{违规事项} + 0.1134 \times \text{更换事务所} + 0.0126 \times (1/3 \text{ 独董比例} + 1/3 \text{ 两职兼任} + 1/3 \text{ 审计委员会}) + 0.0224 \times \text{风险评估} + 0.1033 \times \text{控制活动} + 0.0306 \times \text{信息与沟通} + 0.0705 \times (1/3 \text{ 独董关注披露} + 1/3 \text{ 内部控制计划} + 1/3 \text{ 内部控制缺陷}) + 0.0458 \times \text{审计时间} + 0.0458 \times \text{年报时间} + 0.0458 \times \text{自评时间}$ 。

(三) 样本选择与数据来源

本文选取 2012 年至 2014 年上海证券交易所 A 股上市公司作为研究样本, 计算内部控制信息披露指数所需的各种数据来自国泰安数据库、巨潮咨询网。另外, 根据研究需要, 我们对样本进行了如下筛选: (1) 剔除金融、保险类样本; (2) 剔除变量观测值缺失的样本; (3) 剔除上市时间不足一年的公司, 因为这类公司在上市第一年为了增强外部投资者对其的青睐, 有动机隐瞒公司经营的真实状况, 披露虚假信息; (4) 剔除 ST、\*ST 类样本。

沪市 A 股 2012 年、2013 年、2014 年分别有上市公司 891 家、907 家和 999 家, 其中上市不足一年的公司分别有 25 家、1 家、120 家, 被 ST 的公司分别有 25 家、25 家、66 家, 因此本文最终得到的有效样本为 2012 年 841 个、2013 年 881 个、2014 年 813 个, 共计 2535 个样本公司, 其中用于验证假设 1 的样本数为 1806 个, 即未披露内部控制缺陷的样本数; 用于验证假设 2 的样本数为 729 个, 即披露内部控制缺陷的样本数。数据分析主要使用 Excel2010 和 Stata12.0 软件。

<sup>①</sup>当计算出的  $CR < 0.1$  时, 矩阵通过一致性检验, 归一化的最大特征根所对应的特征向量即为权向量, 可以表示从属于上一层某个特定元素的同一层诸元素的权重。若  $CR > 0.1$ , 则说明矩阵存在一定的逻辑问题, 未通过一致性检验, 需要重新构造。

#### (四) 模型建立

根据前文提出的假设以及变量之间的相互关系,我们以  $ROE$  作为因变量来反映公司经营业绩,以内部控制信息披露指数为自变量来反映目前上市公司对外报告的内部控制相关信息情况,同时控制其他变量对公司经营业绩的影响,分别建立了检验假设 1 和假设 2 的多元线性回归模型。

$$ROE = \beta_0 + \beta_1 ICDI + \beta_2 CONT + \beta_3 SIZE + \beta_4 ALR + \beta_5 CR10 + \beta_6 AUD + \beta_7 MO + \beta_8 IOS + \beta_9 LOSS + \varepsilon_1 \quad (1)$$

模型(1)用于检验假设 1,其中, $\beta_0$  为常数项; $\beta_1$ — $\beta_9$  分别为各个变量的系数; $\varepsilon_1$  为样本残差项,代表其他影响  $ROE$  的随机因素的集合。

$$ROE = \gamma_0 + \gamma_1 ICDDI + \gamma_2 CONT + \gamma_3 SIZE + \gamma_4 ALR + \gamma_5 CR10 + \gamma_6 AUD + \gamma_7 MO + \gamma_8 IOS + \gamma_9 LOSS + \varepsilon_2 \quad (2)$$

模型(2)用于检验假设 2,其中, $\gamma_0$  为常数项; $\gamma_1$ — $\gamma_9$  分别为各个变量的系数; $\varepsilon_2$  为样本残差项,代表其他影响  $ROE$  的随机因素的集合。

### 五、实证分析

#### (一) 模型(1)的实证结果及分析

##### 1. 描述性统计分析

由表 6 可知,用于度量公司经营业绩的  $ROE$  指标的平均值为 0.102,最大值和最小值相差 29.028,说明沪市 A 股上市公司在经营业绩水平方面存在较大的差异。在没有对外报告内部控制缺陷的上市公司中,内部控制信息披露指数( $ICDI$ )的平均值为 2.987(满分为 5),说明目前上市公司仍处于对外报告内部控制相关信息的初级阶段,整体披露水平偏低。 $ICDI$  的最大值为 4.341,最小值为 1.570,说明上市公司在内部控制信息披露水平方面存在较大差异,通过查阅源数据可以发现,对外报告较多内部控制相关信息的企业从整体上来说经营状况也偏好。资产负债率( $ALR$ )的最大值为 799.50%,最小值为 4.70%,最大值与最小值相差 794.80%,说明上市公司在负债水平方面存在一定的差异,而且存在负债水平畸高的企业,如大洲兴业和国新能源在 2012 年分别发生 8.7 亿和 3.3 亿的巨额亏损,导致公司资产规模严重缩水,资产负债率分别高达 799.52% 和 439.50%。

表 6 模型(1)中主要变量的描述性统计结果

变量	N	平均值	中位数	最大值	最小值	标准差	变异系数
$ROE$	1806	0.102	0.069	23.739	-5.289	0.843	8.239
$ICDI$	1806	2.987	3.164	4.341	1.570	0.498	0.167
$SIZE$	1806	22.478	22.341	28.509	16.827	1.483	0.066
$ALR$	1806	0.529	0.522	7.995	0.047	0.291	0.551
$CR10$	1806	0.548	0.543	0.982	0.036	0.170	0.311
$MO$	1806	0.011	0	0.690	0	0.066	6.209
$IOS$	1806	0.438	0.082	529.944	-0.877	12.488	28.525

##### 2. 相关性分析

表 7 为模型(1)中主要变量的相关性分析结果。由表 7 可知,内部控制信息披露指数( $ICDI$ )与净资产收益率( $ROE$ )正相关,两变量之间的关系与本文所提假设 1 基本一致,假设 1 得到初步验证。净资产收益率( $ROE$ )与企业规模( $SIZE$ )负相关、与公司负债比例( $ALR$ )正相关、与公司是否亏损( $LOSS$ )负相关,这可能与当前上市公司的发展战略有关:一方面,资产盲目扩大并未产生预期理想的经营业绩;另一方面,适度负债经营产生的杠杆效应能够补充大量运营所需资金,有利于上市公司经营业绩的提升。

表 7 模型(1)中主要变量的相关性分析结果

变量	ROE	ICDI	CONT	SIZE	ALR	CR10	AUD	MO	IOS	LOSS
ROE	1									
ICDI	0.082 ***	1								
CONT	-0.028	0.136 ***	1							
SIZE	-0.084 ***	0.928 ***	0.148 ***	1						
ALR	0.049 **	0.108 ***	0.020	0.100 ***	1					
CR10	-0.013	0.441 ***	0.230 ***	0.487 ***	-0.48 **	1				
AUD	-0.005	0.316 ***	0.024	0.421 ***	0.029	0.324 ***	1			
MO	-0.005	-0.014	-0.058 **	-0.033	-0.079 ***	0.126 ***	-0.030	1		
IOS	0.003	0.019	0.054 **	0.012	0.027	0.038	-0.009	-0.004	1	
LOSS	-0.100 ***	-0.183 ***	-0.003	-0.166 ***	0.146 ***	-0.131 ***	-0.047 **	-0.023	-0.012	1

此外,为避免各变量之间存在的共线性问题影响模型回归结果,有研究认为变量之间的相关系数应小于0.5,也有研究认为变量之间的相关系数应不超过0.8或0.9。由表7可知,本文所选取的各变量之间基本不存在共线性问题,因此我们认为可以对模型(1)进行回归分析。

### 3. 回归分析

表8为模型(1)的回归结果。由表8我们可得到以下结论:ICDI与ROE正相关,说明在上市公司没有对外报告内部控制缺陷的情况下,内部控制信息披露指数越大,上市公司对外报送的内部控制相关信息越多,公司透明度也就越强,这能够显著缓解内部控制信息不对称问题,降低委托成本,提升公司经营业绩,本文提出的假设1得到进一步验证。F值为11.92, R<sup>2</sup>为9.85%,且各变量间不存在显著的共线性问题,说明回归模型所使用的自变量和控制变量是合适的,从整体上能够对被解释变量做出合理解释。

#### (二) 模型(2)的实证结果及分析

##### 1. 描述性统计分析

表9显示了模型(2)中各主要变量的描述性统计结果。净资产收益率(ROE)的平均值为-0.031,中位数为0.058,最大值为2.938,最小值为-46.517,变异系数为-56.134,说明存在内部控制缺陷的上市公司经营业绩总体较差,且经营收益相差悬殊。对外报告内部控制缺陷上市公司的内部控制信息披露指数(ICDDI)的平均值为2.998,最大值为3.982,变异系数为0.139,而没有对外报告内部控制缺陷上市公司的内部控制信息披露指数的最大值为4.341,变异系数为0.167,说明上市公司对外报告内部控制缺陷时会对自身不利的信息有所保留,与没有对外报告内部控制缺陷的上市公司相比,其披露程度普遍降低。

##### 2. 相关性分析

表10反映了在有内部控制缺陷的样本组中各变量的相关性分析结果,我们从中可以看出各变量之间的相关性系数均小于0.6,由此可以初步断定变量之间不存在共线性问题。

表 8 模型(1)的回归结果

变量	ROE		
	系数	t 值	Sig.
ICDI	0.509 **	2.186	0.029
CONT	-0.013	-0.224	0.823
SIZE	-0.178 *	-1.783	0.075
ALR	-0.283 ***	-3.806	0.000
CR10	0.121	0.470	0.639
AUD	0.007	0.027	0.979
MO	0.014	0.036	0.971
IOS	-0.001	-1.095	0.274
LOSS	-0.456 ***	-9.021	0.000
_CONS	2.679	1.607	0.108
YEAR	控制	控制	控制
N	1802 <sup>①</sup>	1802	1802
R <sup>2</sup>		0.0985	
F 值		11.92	

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著(双尾)。

①在使用固定效应模型进行回归分析前,我们剔除了ROE为极端值(ROE > 10)的样本4个,故最终样本数为1806 - 4 = 1802。

表9 模型(2)中主要变量的描述性统计结果

变量	N	平均值	中位数	最大值	最小值	标准差	变异系数
ROE	729	-0.031	0.058	2.938	-46.517	1.753	-56.134
ICDDI	729	2.998	3.082	3.982	1.603	0.417	0.139
SIZE	729	22.477	22.231	27.250	17.501	1.500	0.067
ALR	729	0.550	0.564	7.994	0.035	0.347	0.631
CR10	729	0.524	0.523	0.924	0.036	0.179	0.342
MO	729	0.007	0	0.674	0	0.054	8.127
IOS	729	0.180	0.078	41.462	-0.928	1.580	8.781

表10 模型(2)中主要变量的相关性分析结果

变量	ROE	ICDDI	CONT	SIZE	ALR	CR10	AUD	MO	IOS	LOSS
ROE	1									
ICDDI	-0.009	1								
CONT	0.016	0.040	1							
SIZE	0.123 ***	0.258 ***	0.120 ***	1						
ALR	-0.052	-0.027	0.035	0.123 ***	1					
CR10	0.018	0.123 ***	0.236 ***	0.507 ***	0.010	1				
AUD	0.015	0.156 ***	-0.014	0.452 ***	0.015	0.318 ***	1			
MO	0.007	-0.117 ***	-0.009	-0.031	-0.080 **	0.124 ***	-0.032	1		
IOS	0.038	-0.060	-0.014	0.024	-0.045	0.057	0.133 ***	-0.002	1	
LOSS	-0.171 ***	-0.033	-0.045	-0.103 ***	0.091 **	-0.105 ***	-0.025	-0.046	-0.046	1

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著(双尾)。

### 3. 回归分析

表11报告了存在内部控制缺陷样本组采用固定效应模型进行回归的结果,由表11我们可以得到以下结论:对外报告内部控制缺陷样本组的内部控制信息披露指数(ICDDI)与公司经营业绩(ROE)在1%水平上显著负相关,说明上市公司对外报送内部控制缺陷消息时会面临更多的经营风险,这会引起外部投资者的质疑和相应外部投资的减少,从而对其经营业绩产生负面影响,本文所提出的假设2得到验证。回归模型的F值为22.07, R<sup>2</sup>为29.4%,说明回归模型(2)及其所使用的自变量和控制变量能够从整体上对被解释变量做出合理解释。

#### (三) 稳健性检验

我们在前文采用ROE来衡量公司经营业绩并对模型进行了回归分析,所得结果验证了本文提出的研究假设。为了保证实证结果的可靠性,我们选用ROA来衡量公司经营业绩水平,采用固定效应模型对样本数据进行稳健性检验。模型(1)和模型(2)的稳健性检验结果如表12所示。

在模型(1)的稳健性检验结果中,F值为52.81, R<sup>2</sup>为32.68%,说明回归模型(1)具有很好的解释性。内部控制信息披露指数(ICDDI)的回归系数在1%水平上显著为正,说明上市公司在没有对外报送内部控制缺陷信息的情况下,报告的内部控制相关信息越多,其经营业绩越好,与以ROE为被解释变量的回归结果所得结论一致,这再次验证了本文提出的假设1。同时,公司规模、资本结构和公

表11 模型(2)的回归结果

变量	ROE		
	系数	t值	Sig.
ICDDI	-0.753 ***	-4.342	0.000
CONT	0.754 ***	3.071	0.002
SIZE	4.345 ***	12.817	0.000
ALR	0.921 ***	3.517	0.000
CR10	-0.636	-0.434	0.664
AUD	0.939	0.911	0.363
MO	1.228	0.703	0.482
IOS	-0.297 ***	-5.172	0.000
LOSS	-0.667 ***	-3.094	0.002
_CONS	-95.688 ***	-12.786	0.000
YEAR	控制	控制	控制
N	729	729	729
R <sup>2</sup>		0.294	
F值		22.07	

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著(双尾)。

净利润系数均显著为负,与上文以 *ROE* 为被解释变量进行回归所得结论基本一致。此外,由以 *ROA* 为被解释变量进行回归分析所得结果可知,是否由“四大”审计的回归系数在 5% 水平上显著为负,说明“四大”审计的独立性和专业性更强,能发现公司更多的财务和经营问题,这会给外部投资者造成公司存在许多问题的印象,进而影响公司经营业绩的改善。投资机会的回归系数在 1% 水平上显著为正,说明

表 12 稳健性检验结果

变量	模型(1)			模型(2)		
	系数	t 值	Sig.	系数	t 值	Sig.
YEAR	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ICDI/ICDDI	0.053 **	2.084	0.037	-0.063 ***	-4.270	0.000
CONT	0.000	0.047	0.963	0.058 ***	2.774	0.006
SIZE	-0.024 **	-2.194	0.028	0.367 ***	12.628	0.000
ALR	-0.050 ***	-6.167	0.000	0.125 ***	5.564	0.000
CR10	0.037	1.345	0.179	-0.126	-1.007	0.314
AUD	-0.059 **	-2.068	0.039	0.069	0.786	0.432
MO	-0.004	-0.093	0.926	0.130	0.871	0.384
IOS	0.000 **	1.977	0.048	-0.019 ***	-3.618	0.000
LOSS	-0.107 ***	-19.522	0.000	-0.121 ***	-6.519	0.000
_CONS	0.431 **	2.379	0.018	-8.050 ***	-12.534	0.000
N		1799 <sup>①</sup>			728 <sup>②</sup>	
R <sup>2</sup>		0.3268			0.3266	
F 值		52.81			25.65	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著(双尾)。

上市公司的投资空间越大,吸引的投资者越多,越有助于其经营业绩的提升。

在模型(2)的稳健性检验结果中,F 值为 25.65, R<sup>2</sup> 为 32.66%,说明回归模型具有较好的解释性。在对外报告内部控制缺陷的上市公司中,内部控制信息披露指数的回归系数为 -0.063,在 1% 的水平上显著为负,这同样验证了本文所提出的假设 2,即对外报告内部控制缺陷的上市公司进行内部控制信息披露会对其经营业绩产生负面影响。此外,控股股东性质、公司规模、资本结构、投资机会和公司亏损的回归结果与前面以 *ROE* 为被解释变量进行回归所得结论也基本一致,此处不再一一赘述。

总之,本文选用总资产收益率(*ROA*)为被解释变量进行稳健性检验所得结果与前文分析结论一致,这充分验证了本文提出的假设 1 和假设 2。

## 六、结论与建议

本文以《企业内部控制配套指引》发布后的内部控制信息强制披露背景下的 2012 年至 2014 年沪市 A 股上市公司为研究样本,设计了内部控制信息披露指数体系,进而研究了强制披露条件下上市公司内部控制信息披露情况对公司经营业绩的影响。通过研究发现,没有对外报送内部控制缺陷的上市公司的内部控制信息报告对其经营业绩具有正向的促进作用,而对外报送内部控制缺陷的上市公司的内部控制信息报告则对其经营业绩具有负面影响。本文结论说明在当前的资本市场上,上市公司要改善经营业绩,除了优化生产流程、提高经营管理效率外,还可以加强内部控制信息披露制度的建设。同时,我们在数据搜集过程中发现部分上市公司的公告中并未完全体现其真实的财务状况,在国家强制要求上市公司对外报告自身内部控制相关信息的情况下,大部分公司并未真正意识到对外报告内部控制信息的重要性,相关公告虽已对外报送,但基本上是流于形式,没有客观反映当前的内部控制设计、执行以及风险应对等方面的情况。

针对本文的研究结论以及当前上市公司在内部控制信息披露过程中出现的问题,我们提出以下政策建议:首先,政府相关部门要引导管理层更加重视本公司的内部控制信息披露,提高管理者的专业素质和能力,增强其内部控制意识,落实内部控制信息披露责任,真正地从企业内部建立起一套完

①在使用固定效应模型进行回归分析前,我们剔除了 *ROA* 为极端值(*ROA* > 3)的样本 7 个,故最终样本数为 1806 - 7 = 1799。

②在使用固定效应模型进行回归分析前,我们剔除了 *ROA* 为极端值(*ROA* > 3)的样本 1 个,故最终样本数为 729 - 1 = 728。

整的内部控制信息披露制度,使公司的内部控制信息披露不再是为了响应监管部门要求而采取的行动,而是为了真实传达公司内部控制系统的有效性、完善企业治理机制和吸引更多外部投资者进行投资。其次,上市公司应当完善自身治理机制,构建规范的内部控制信息披露指数体系,建立统一的内部控制信息披露标准,对披露的内部控制信息内容和范围、对外报告形式、报出时间以及内部控制信息披露指数体系按照量化的标准进行统一,以便于监管部门能够及时发现并整治内部控制信息披露指数较低的公司。最后,政府相关部门应增强对上市公司报告内部控制信息方面的执法力度。在监管力度方面,应适当扩大监管部门的权限和处罚力度,对上市公司隐瞒部分内部控制信息或披露不充分、披露虚假信息等行为进行严厉处罚。在监管内容方面,监管机构应当建立专门的考评标准,定期对上市公司的内部控制信息披露情况进行评判并给予相应奖惩,同时公告考评结果,以供投资者进行投资决策时予以参考。

#### 参考文献:

- [1] RAGAHUNANDAN K, RAMA D V. Management reports after COSO[J]. *The Internal Auditor*, 1994, 51: 54 - 60.
- [2] 杨有红,汪薇. 2006年沪市公司内部控制信息披露研究[J]. *会计研究*, 2008(3): 35 - 42.
- [3] 方红星,孙嵩. 强制披露规则下的内部控制信息披露[J]. *财务与会计*, 2007(12): 67 - 73.
- [4] DEUMES R. Voluntary reporting on internal control by listed Dutch companies[R]. MARC Working Paper, 2000.
- [5] DEUMES R, KNECHEL W R. Economic incentives for voluntary reporting on internal risk management and control systems[J]. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 2008, 27: 35 - 66.
- [6] GONG G J, KJ B, YU Y. Home country investor protection, ownership structure and cross-listed firms' compliance with SOX-Mandated internal control deficiency disclosures[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30: 1490 - 1523.
- [7] SIMON S M, WONG K S. A study of the relation between corporate governance structures and the extent of voluntary disclosure[J]. *Journal of International Accounting Auditing & Taxation*, 2001, 10: 139 - 156.
- [8] HOITASH R, HOITASH U, JOHNSTONE K M. Internal control material weaknesses and CFO compensation[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2011, 29: 768 - 803.
- [9] 蔡吉甫. 我国上市公司内部控制信息披露的实证研究[J]. *审计与经济研究*, 2005(2): 85 - 88.
- [10] 林斌,饶静. 上市公司为什么自愿披露内部控制鉴证报告[J]. *会计研究*, 2009(2): 45 - 52.
- [11] LEONE A J. Factors related to internal control disclosure: a discussion of Ashbaugh, Collins, and Kinney (2007) and Doyle, Ge, and McVay (2007) [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2007, 44: 224 - 237.
- [12] BUSHMAN R, SMITH A. Financial accounting information and corporate governance[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2001, 32: 237 - 333.
- [13] 杨玉凤,王火欣,曹琼. 内部控制信息披露质量与代理成本相关性研究[J]. *审计研究*, 2010(1): 82 - 88.
- [14] CHOI J H, CHOI S H, HOGAN C E, et al. The effect of human resource investment in internal control on the disclosure of internal control weaknesses[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2013, 32: 169 - 199.
- [15] BRYAN S H, LILIEN S B. Characteristics of firms with material weaknesses in Internal control: an assessment of section 404 of Sarbanes Oxley[EB/OL]. [2015-09-06]. SSRN Working Paper Series, [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=682363](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=682363), 2005.
- [16] 池国华,张传财,韩洪灵. 内部控制缺陷信息披露对个人投资者风险认知的影响: 一项实验研究[J]. *审计研究*, 2012(2): 105 - 112.
- [17] ASHBAUGH-SKAIFE H, COLLINS D W, KINNEY W R, et al. The effect of SOX internal control deficiencies on firm risk and cost of equity[J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 47: 1 - 43.
- [18] HAMMERSLEY J S, MYERS L A, SHAKES P C. Market reactions 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.
- [19] GUPTA P P, NANDKUMAR N. Information content of control deficiency disclosures under the sSarbanes-oxley act: an empirical investigation[J]. *International Journal of Disclosures and Governance*,2007,12: 3 - 23.
- [20] DIAMOND D W, VERRECHIA R E. Disclosure, liquidity, and the cost capital[J]. *The Journal of Finance*,1991,46: 1325 - 1359.
- [21] BOTOSAN C A. Disclosure level and the cost of equity capital[J]. *Accounting Review*,1997,72: 323 - 350.
- [22] 陈共荣,刘燕. 内部控制信息披露的市场反应[J]. *系统工程*,2007(10):14 - 18.
- [23] 杨清香,余麟,宋丽. 内部控制信息披露与市场反应研究[J]. *南开管理评论*,2012(1):123 - 130.
- [24] 陈亚光. 我国上市公司内部控制缺陷信息披露的市场反应——基于沪市 A 股 2009—2010 年报的经验数据[J]. *社会科学辑刊*,2013(2):109 - 114.
- [25] FRANCIS J R, KHURANA I K, PEREIRA R. Disclosure incentives and effects on cost of capital around the world[J]. *The Accounting Review*,2005,80:1125 - 1162.
- [26] 徐大伟,蔡锐,徐鸣雷. 管理层持股比例与公司绩效关系的实证研究——基于中国上市公司的 MBO[J]. *管理科学*,2005(18):40 - 47.

[责任编辑:王丽爱]

## A Study on the Effect of Internal Control Information Disclosure on the Corporate Performance: An Empirical Study Based on the Data of Listed Companies in Shanghai Stock Exchange

WANG Dihua<sup>1</sup>, LI Xue<sup>2</sup>

(1. School of Accounting/China Internal Control Research Center, Dongbei University  
of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

2. Department of Financial Management, Head Office of Langfang Bank, Langfang 065000, China)

**Abstract:** Through building the internal control information disclosure index system, selecting the internal control data of listed companies from 2012 to 2014 under mandatory, using AHP method to calculate the internal control information disclosure index, regarding return on equity and return on total assets as the proxy variable performance of the company operating performance, the article takes an empirical test on the relationship between the quality of internal control information disclosure and corporate performance. The results show that: with no disclosing deficiencies in internal control, the listed companies runs a better operating results; while, it runs a poor operating results after disclosing the internal control deficiencies. This suggests that preventing deficiencies in internal control and strengthening internal control management, to a certain extent, can improve the company's operating performance.

**Key Words:** internal control; information disclosure index; operating performance; firm size; capital structure; ownership concentration; asset return; financial management