

我国上市公司财务报告舞弊的经济后果^{*}

——来自证监会与财政部处罚公告的市场反应

杨忠莲 谢香兵

【摘要】 本文对沪深两市遭受中国证监会和财政部处罚的财务报告舞弊公司在公告日前后的市场反应及其影响因素进行了实证研究。研究发现上市公司舞弊持续时间与该公司的第一大股东的性质显著相关;在处罚宣告日前后各3天中,平均累计超额回报率(CAR值)达到-1.6%;通过对处罚原因分组t检验,发现投资者的反应并无差别。在对市场反应程度的线性回归中,只有舞弊持续时间变量与之有显著的负相关关系,而股权性质及舞弊种类变量均不显著。

【关键词】 财务报告舞弊 经济后果 处罚公告 市场反应

一、引言

财务信息是资本市场发展不可或缺的要素之一。虚假财务信息将会扭曲资本配置的合理性,扰乱资本市场的发展秩序,为投资者带来巨大的经济损失,从而造成严重的经济后果。为此,各国监管者都强化了上市公司信息披露的要求以及加强对违规处罚的力度。由于投资者对不同信息的处罚公告,会做出不同的市场反应,从而引起股价的波动并可能为投资者带来超额负收益,进而影响舞弊公司的价值^①,国外有关研究并对此进行了验证。由于各国资本市场的发达程度不同,所做出的反应也不同。那么,在我国资本市场中,由于公司舞弊,监管部门的正式处罚给投资者带来的损失有多少?对上市公司不同种类的舞弊行为,市场是否能做出区分?以及影响对不同舞弊公司市场反应程度的因素是什么?通过对这些问题的关注,可以使我们了解财务报告舞弊所带来的经济后果,同时还可以知道财务报告舞弊在处罚公告日的信息含量。本文除对以上

经济后果进行研究外,还对财务报告舞弊公司的股权性质、行业特征、舞弊持续时间以及他们之间的关系做了特征描述。

因为在我国文献中,鲜有对财务报告舞弊经济后果的研究,所以本研究不仅能丰富舞弊经济后果在我国的研究文献,而且能为监管部门建立有效的“监管信息”披露机制提供借鉴意义,还可以提高股权分置改革后国有控股公司管理层加强公司治理的自愿性和自觉性。

本文将财务报告舞弊界定为上市公司通过对财务报告进行系统性地操纵,如故意错报、漏报或未及时披露公司的重大事项,而使信息披露虚假以致严重误导信息使用者,并依此定义进行样本的选取,用市场模型计算的CAR值和回归分析,进行实证检验。文章接下来安排如下:首先是文献综述,然后是研究假设,接下来为样本选择与特征描述,再者为公告日前后的市场反应和影响市场反应程度的因素分析,最后是研究结论和政策建议。

* 杨忠莲,上海财经大学会计与财务研究院/会计学院,邮政编码:200433,电子信箱:zlyang@mail.shufe.edu.cn;谢香兵,河南财经学院,邮政编码:450002,上海财经大学会计学院博士。基金项目:1.“上海市浦江人才计划”资助(PJ[2005]00361),Sponsored by Shanghai Pujiang Program。2. 教育部人文社科重点研究基地资金“董事会结构及其运行效率研究”(批准号06JJD630015),并受到会计与财务研究院的资助。

① 这是因为舞弊的揭露或监管机构的处罚,如罚款、赔偿等,不仅会给舞弊公司带来直接成本,而且会因为投资者对舞弊公司丧失信心,可能会提高舞弊公司未来的融资成本,Dechow, et. al. (1996)从舞弊披露后股价下跌、要价与询价之间的差距(bid-ask spread)拉大以及投资分析师和机构投资者数量的减少三方面研究发现,公司舞弊行为在舞弊当初可能使公司享有较低的资本成本,但是一旦舞弊被揭露,公司的资本成本将会增加。

二、文献综述

国外学者在有关财务报告舞弊经济后果的研究中,主要对舞弊被指认(alleged)或者被发现(detected)之后的市场反应进行调查。例如,Foster(1979)发现,那些被Abramham Briloff的文章批评有误导财务报告实务的公司在信息发布当天的股票价格平均下降了8%。Dechow等(1996)发现当第一次公开揭露公司存在冒进,即不谨慎财务报告实务时,公司的股票价格将大跌,而且市场对公司股票价格要价与询价之间的差距(bid-ask spread)拉大。他们还发现当激进的财务报告披露后,对公司进行分析的分析师数量也大跌。而且机构投资者持有公司普通股股票的数量也大大减少。Gerety和Lehn(1997)发现在美国资本市场上,在SEC对会计舞弊公司进行正式处罚前后3天的事件窗口内,出现了显著的-3.15%平均累计超额回报。美国Treadway委员会下的COSO组织在其1999年研究报告《Fraudulent Financial Reporting:1987-1997:An Analysis of U.S. Public Companies》中指出:所有发生财务报表舞弊的公司在丑闻曝光后,股票价格都显著下降,平均降幅高达58%。可见,在国外的研究文献中,大部分认为舞弊被指认或者被公告会影响股价。

国内研究财务报告舞弊的实证研究较少,仅有的研究也主要集中在财务报告舞弊与公司治理的关系上(杨忠莲、殷姿,2006;毛志宏等,2006)。甚少对经济后果的研究,本文之所以对处罚公告日的市场反应进行事件研究并试图辨别舞弊经济后果的影响因素,是因为我们难以收集到舞弊发现日或被指认日的确切数据。另外,研究中发现,在处罚公告中,有近一半的公司舞弊持续时间超过了一年,有的甚至长达八年,也就是说处罚公告中公布的舞弊年度并不只是被处罚的年度,所以,公告日的信息含量不仅仅只有处罚结果的信息,还有处罚的原因以及舞弊事件持续时间的揭露,这些信息可能会超过投资者在公告日前的预期,从而影响到公告日前后的超额收益,因此,本文不仅对公告日前后的市场反应进行实证检验,还对其影响因素进行进一步分析。

三、研究假设

上市公司由于会计欺诈行为而被监管机构正式处罚是一个“坏消息”,理性投资者会“用脚投票”方式撤离该公司,从而使公司股价在处罚公布日前后会有一定程度的下跌。尽管市场可能先于监管部门

正式处罚前获悉上市公司的欺诈行为,从而对此事件的效应已有部分反应,但在证监会的正式处罚日前后,市场也应具有一定的负面反应,理由是:(1)处罚本身给公司带来的成本,如罚款支出、面临诉讼以及投资者对公司信心丧失造成公司资本成本的提高等等。(2)上市公司欺诈事件的发生可能市场早已知晓,但监管部门是否处罚、如何处罚等事项所带给企业的危害程度可能超出市场预期,从而投资者对公司真实资产价值的预期进行修正。实际上,中国证监会对上市公司的正式处罚更重要的是向市场传递了一个非常消极的信号。我们知道目前我国股票市场仍以政府为主导,而且上市公司大部分为国有或国家控股企业,一定程度上,作为政府职能部门的证监会和财政部的正式处罚表明了政府对该企业的态度。总之,该公司的财务报告舞弊行为所产生的严重影响可能会超出公众预期。基于此,本文提出以下两个假设:

假设1:在监管机构正式处罚前后较短时期内,研究样本的AR应为显著的负值。

假设2:在监管机构正式处罚前后较短时期内,研究样本的CAR应为显著的负值。

证监会对上市公司舞弊行为的正式处罚有不同原因,我们大致将之归类为5大类,分别为:未披露相关重要信息、虚假上市、操纵利润或资产、资金占用或挪用以及涉及以上综合原因,即上述四种舞弊行为中的2种或2种以上。显然,由于这些财务报告舞弊行为的性质不同,所以其对上市公司带来的危害程度不同,而且监管机构对其处罚程度也不尽相同,如果投资者能对不同的舞弊行为处罚具有辨别力,并加以区分的话,那么不同舞弊行为下的市场反应将不同,为此,我们提出第三个假设:

假设3:市场对不同财务报告舞弊行为的处罚反应不同。

四、样本选择与特征描述

(一) 样本选择

本文使用的中国证监会或财政部对上市公司财务报告舞弊的正式处罚的相关数据均为手工收集,公司特征及市场收益率及股价数据来源于香港理工大学与国泰安信息技术有限公司开发的CSMAR数据库。本文的统计分析及t检验使用SAS8.20版统计分析软件,图表通过Microsoft的EXCEL2000软件生成。

自1993-2005年间,中国证券市场中因财务报

告舞弊而受到中国证监会和财政部处罚的上市公司共有 128 家次,本文仅选取 95 家次在年报、招股说明书、上市说明书和其他定期报告中披露虚假信息或具有严重误导性陈述和未及时披露公司的重大事项而遭受处罚的公司,剔除了公司因违反证券交易违规上市或私募基金等所遭受的处罚,样本选择具体过程见表 1。

表 1 样本选择

中国证监会处罚的公司家次	128
减:	
未按时披露财务报告	4
业绩预测不准确或不及时	4
未依法履行其他职责	27
加:	
财政部处罚的公司	2
最终财务报告舞弊公司家次	95

(二) 样本的规模及行业特征

通过对 95 家舞弊公司的考察发现,舞弊公司的资产规模,平均在 10 亿元左右,净资产平均为 5.4 亿元左右,平均股本在 2.2 亿元左右,详见表 2。

表 3 舞弊公司的行业特征

行业名称(行业代码)	数量	百分比	行业名称(行业代码)	数量	百分比
农、林、牧、渔业(A)	9	9.89%	其他制造业(C9)	1	1.10%
采掘业(B)	3	3.30%	建筑业(E)	2	2.20%
食品、饮料(C0)	4	4.40%	交通运输、仓储业(F)	3	3.30%
纺织业(C1)	2	2.20%	信息技术业(G)	3	3.30%
造纸、印刷(C3)	2	2.20%	批发和零售贸易(H)	7	7.69%
石油、化学、塑胶、塑料(C4)	11	12.09%	房地产业(J)	5	5.49%
电子(C5)	2	2.20%	社会服务业(K)	4	4.40%
金属、非金属(C6)	2	2.20%	传播与文化产业(L)	2	2.20%
机械、设备、仪表(C7)	11	12.09%	综合类(M)	11	12.06%
医药、生物制品(C8)	6	6.60%	合计	91 ^①	100%

从表 3 中我们可以看出舞弊公司的行业大部分为制造业,其中涉及到生产过程复杂、专业知识较强的行业,如电子(C5)、机械、设备、仪表(C7)及医药、生物制品(C8)合计有 19 家,占整个样本比例的 20.88%,位于所有行业的第一位,这与 Gerety 和 Lehn(1997)的研究结果基本一致,即资产监督成本较高的电子类、机械、设备、仪表及医药、生物制品类行业更可能发生财务报告舞弊行为。而处于第二位的行业分别为石油、化学、塑胶、塑料业(C4)以及综合类(M),两个大的行业都各有 11 家上市公司出现

表 2 舞弊公司的规模

规模指标	平均数	标准差	中位数
总资产	999880000	639255920	844240000
股东权益	542670000	400103372	444710000
股本	25900000	167647459	174600000

Gerety 和 Lehn(1997)认为监督公司资产的成本在行业间呈现系统性不同,他们的研究发现进行财务报告舞弊公司的行业分布并不是随机的,而是大都集中在监督公司资产成本较高的行业,如计算机生产业、商业储蓄银行、药品生产及计算机编程及数据处理等行业。我国财务报告舞弊的上市公司,其行业分布怎样?是否和西方发达国家资本市场一致?为此,我们参照中国证券监督委员会在 2001 年颁布的《上市公司行业分类指引》,根据舞弊公司一级和二级行业代码(将制造业按照二级代码来分,其他行业按一级代码来分),将财务报告舞弊公司的具体行业分布详列于下表 3。

财务报告舞弊,各占总样本的 12.09%。

五、公告日前后的市场反应

(一) 模型选择

从 Ball 和 Brown(1968)通过年报公布日前后的非正常收益率,验证了会计收益对股票价格的影响后,西方实证研究利用非正常报酬率来检验会计事

① 本文共收集 95 家次处罚公告,这里的行业分析将同一家公司受到多次处罚的次数删除后得到 91 家舞弊公司。

件的信息含量的研究层出不穷。对非正常报酬率的计算也出现了不同的方法,包括均值调整法、市场模型和市场调整模型。经过我们的初步检验,上市公司在舞弊公告日的股价有较大幅度的波动,在公告日当日,样本公司股票价格平均下降了 0.339%,其中最大程度的降幅达到 8.145%。而在公告日次日,样本公司股票价格平均下降了 -0.906%,最大程度的降幅为 10.015%。为了进一步说明,股价变动的影响程度,本文选择常用的市场模型进行实证检验。

1. 估计预期报酬率:

本文使用市场模型估计,

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: R_{it} 为股票 i 在 t 时期的日收益率, R_{mt} 为 t 时期股票市场收益率, ε_{it} 为残差,服从 $(0, \sigma^2)$ 正态分布。

2. 估计个股(日)超额收益率:

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt} \quad (2)$$

其中: $\hat{\alpha}_i$ 和 $\hat{\beta}_i$ 为公式(1)中用估计期 $[-150, -31]$ 用 OLS 估计的值。AR(abnormal return)为异常收益率。

3. 样本组平均(日)超额收益率(average abnormal return):

$$AAR_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} AR_{it} \quad (3)$$

4. 事件期样本组累计平均超额收益率 CAR(cumulative abnormal return):

$$CAR(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AAR_t \quad (4)$$

为准确反应证监会正式批文处罚的市场效应,在预测超额收益率 AR 时,我们将证监会正式处罚日为事件日,即第 0 日,以事件日前后 2 个交易日为研究的事件窗口。我们之所以采取 $[-3, 3]$ 为事件短窗口,是考虑到期限越长,事件窗口中就可能包

含噪音因素,从而影响到我们的研究结果。

(二) 财务报告舞弊公司的整体均值检验

1. 财务报告舞弊公司整体样本的市场反应

下图 1、图 2 分别为研究样本在证监会正式处罚日及前后各 3 个交易日共 7 个交易的 AR, CAR 的时间分布。

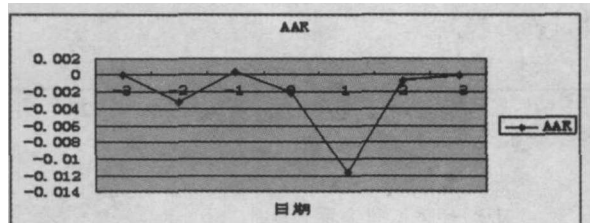


图 1 事件日 $[-3, 3]$ 间的总样本 AAR 值图

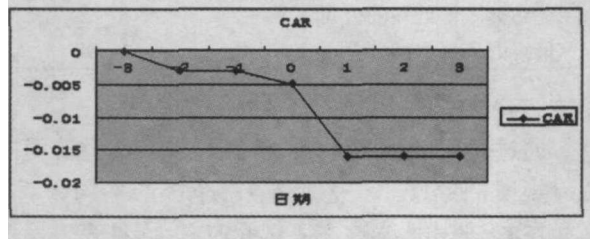


图 2 事件日 $[-3, 3]$ 间的总样本 CAR 值图

从图 1、图 2,我们可以看出,在 $[-3, 3]$ 窗口内的每个时点上,日平均超额收益率(AAR)基本都是负值,而累计超额收益率(CAR)在这个窗口内越来越小,到事件日后的第二天已达到 -1.6%,并在 5% 的水平上显著(单尾检验的 t 值为 -2.07, p 值为 2.06%),到事件日后的第三天累计超额报酬率仍然为 -1.6%,而且显著性得到提高(单尾检验的 t 值为 -2.08, p 值为 2.04%)。

2. 统计检验结果分析

下表 4 和表 5 分别为研究样本组间 AR 和 CAR 均值比较的单因素分析结果。

表 4 研究总样本超额收益率(AR)均值检验结果

事件日	最小值	最大值	均值	标准差	T 值	P 值
-3	-0.0545	0.1340	-0.0000	0.024402137	-0.07	99.81%
-2	-0.0592	0.0759	-0.0033	0.02078391	-1.46**	14.74%
-1	-0.0757	0.0709	0.0004	0.025439487	0.13	89.41%
0	-0.0721	0.0808	-0.0020	0.028054063	-0.66	0.51%
1	-0.1291	0.2479	-0.0117	0.044809973	-2.33**	2.24%
2	-0.1029	0.0793	-0.0006	0.030444183	-0.18	85.57%
3	-0.1643	0.0718	-0.0000	0.031091798	-0.03	97.97%

注:*, **, *** 分别为在 10%、5%、1% 水平下单尾检验显著。由于 SAS 软件处理的结果直接显示双尾检验的 P 值,而本研究的检验可以通过单尾检验说明,单尾概率 = 双尾概率/2,因而表中所有的 P 值除以 2 即为所要求的单尾检验的 P 值(下同)。

表 5 研究总样本 CAR 均值比较检验结果

事件窗口	均值	标准差	T 值	P 值
$[-3, -3]$	-0.000	0.000	-0.07	94.80%
$[-3, -2]$	-0.003	0.004	-0.82	41.55%
$[-3, -1]$	-0.003	0.0047	-0.62	53.49%
$[-3, 0]$	-0.005	0.0059	-0.84	40.55%
$[-3, 1]$	-0.016	0.0076	-2.07	4.12% **
$[-3, 2]$	-0.016	0.0076	-2.16	3.33% **
$[-3, 3]$	-0.016	0.0079	-2.08	4.08% **

从上表 4 和表 5 中可以看出,不管平均日超额报酬率(AR)还是累计超额报酬率(CAR),在研究窗口内基本上均为负值,这与我们的假设 1、2 相一致。而且在累计超额收益率(CAR)均值检验结果中,随着窗口的扩大,CAR 值越来越小,显著性也有所提高,尤其在事件日后的第 1、2、3 日,单尾检验的 P 值分别为 2.06%、1.76%、2.04%。

我们还做了 $[-2, 2]$ 及 $[-1, 1]$ 两个较小窗口内的样本间 CAR 均值比较的检验结果,结果都显示支持我们的假设 2。(在 $[-2, 2]$ 窗口内,均值为 -0.016,标准差 0.0073,t 值为 -2.25,p 值为 2.71%。在 $[-1, 1]$ 窗口内,均值为 -0.012,标准差 0.0066,t 值为 -1.90,p 值为 6.08%)。

六、影响市场反应程度的因素分析

(一) 统计描述

为了验证资本市场的投资者是否对不同行为处罚加以区分,我们对 95 家次公司的舞弊行为和持续时间进行了归类,从监管机构处罚公告中判定处罚原因来看,其中为了首次上市的 IPO 公司有 15 家,大股东挪用或者侵占上市公司资产的有 21 家,操纵利润或资产的有 20 家,隐瞒公司重大事项的有 19 家,以上综合行为有 20 家,见表 6。

表 6 监管机构处罚原因

虚假上市	15
隐瞒大股东挪用或者侵占资产及关联交易	21
操纵利润、资产或负债	20
隐瞒公司重大事项	19
综合行为	20
总计	95

从公司舞弊持续的时间来看,近 50% 的公司舞弊持续时间为 1 年,42% 的公司舞弊持续时间在 2-4 年。需要说明的是,如果企业为了上市,可能财务舞弊企业上市前几年的财务报告也有虚假,鉴于

数据的无法获取,我们将上市当年设为舞弊第一年,舞弊时间定为 1 年,详见表 7。

表 7 舞弊持续时间

舞弊持续时间	1 年	2 年	3 年	4 年	6 年	8 年
公司数目	50	18	12	10	3	2

在研究样本中,第一大股东性质为国有或控股企业的共有 60 家,占总额 95 家的 63.18%^①。由于我国上市公司特殊的股权性质和制度背景可能影响公司舞弊的动机和手段,因而我们对舞弊持续时间和股权性质之间的关系做进一步研究,结果发现国有控股的舞弊公司平均持续时间为 2.27 年,而非国有控股的舞弊公司平均舞弊持续时间仅为 1.77 年,其中兰州民百和中国轻骑两家公司舞弊持续时间长达 8 年后才被证监会正式处罚,它们第一大股东的股权性质均为国有股。为更清晰地说明舞弊公司的持续时间与公司股权性质之间的关系,我们对公司舞弊时间按照股权性质做了样本组间的均值 T 检验,采用 Satterthwaite 统计方法,结果显示两者均值显著不等于 0,其 t 值为 1.73,在 10% 水平上显著。结果说明舞弊公司的股权性质如果是国有控股,其舞弊持续时间显著大于非国有控股的舞弊公司^②。

(二) 市场反应检验

下图 3 和下图 4 为研究样本分别为虚假上市、资金占用或挪用、操纵利润或资产、隐瞒公司重大事项以及综合原因五种动机的 AAR,分别用 AAR1-AAR5 表示,根据同样的划分,我们把超额累计收益率分为 car1-car5。

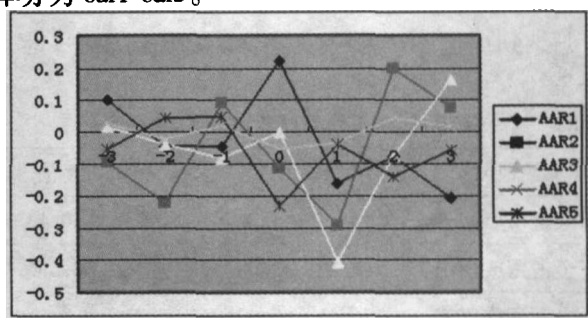


图 3 样本组间的 AAR 值图

① 我们所做的市场对舞弊公司的股权性质是否为国有控股的样本组间均值显著性检验中发现,市场并不做区分。两样本组间 t 值检验的结果为:t 值为 -0.200,p 值为 84.14%。国有控股的舞弊上市公司在 $[-3, 3]$ 窗口间的 CAR 均值为 -0.00201,标准差为 0.0016。非国有控股舞弊上市公司在 $[-3, 3]$ 窗口间的 CAR 均值为 -0.00257,标准差为 0.0023。

② Satterthwaite 统计方法是相对于 Pooled 方法而言,是针对样本组间 T 检验中的样本不相等情况下的均值检验。

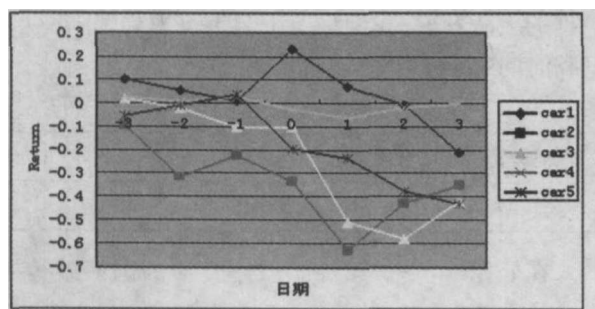


图4 样本组间的 CAR 值图

从图3中,我们能清楚看出在舞弊公告日前3天,因不同原因遭受处罚的公司,其平均超额回报有正有负,而从公告日当日及次日公司股票平均超额回报(AAR)来看,除了因虚假上市而受到处罚的公司外,其他种类公司的AAR都已经为负数。同样在图4的累计超额回报率(CAR)的图示中,我们可以看出在公告日前三日各样本的CAR值并没有显示出一致的负反应,而是有正有负。但在公告日当日及以后的3天看,仅有虚假上市的公司,其CAR值为正数,其他种类公司均为负值(具体结果见表6和表7)。其中原因可能是:虚假上市的公司因性质恶劣而受到更多的关注,故市场对此类公司的信息量较大,从而处罚前市场已经对此事件作了充分的反应或者监管部门的处罚(多是罚款或暂停上市)没有超过市场预期。另一方面,虚假上市的公司,其舞弊持续时间都较长,市场有充分的时间消化掉此事件的消极后果。

我们根据证监会对上市公司处罚的原因不同进行归类,市场对这些不同归类所做出的反应,我们将之归纳到在事件日为 $[-3, 3]$ 的CAR值表中,见下表8。

表8 市场对不同处罚原因的反应

处罚原因	样本量	均值	标准差	t 值
虚假上市	10	-0.0192	0.0256	-0.133
资金占用或挪用	14	-0.00031	0.0164	0.556
操纵利润或资产	26	-0.02194	0.0256	-0.369
隐瞒公司重大事项	19	-0.00974	0.0102	-0.715
综合原因	25	-0.031	0.0237	0.804

注:t 值为此原因与非此原因样本组间的CAR值间差别的显著性检验结果。

通过表8我们可以看出,不论何种原因的财务报告舞弊行为,市场对其反应都为负数,但是各样本组间的t值均不显著,说明市场对上市公司的舞弊行为的种类不做区分,我们的假设3没有得到支持。

说明只要上市公司被证监会正式处罚,对市场而言都是坏信息,但市场却不对遭受监管部门处罚的具体原因加以区分,然而,这并不能说明,不同舞弊行为的处罚原因对公告日前后的超额收益没有影响,为了进一步分析影响公告日前后的超额收益的因素,我们进行如下回归分析。

(三) 回归分析

尽管平均来说,监管部门对财务报告舞弊行为进行正式处罚给上市公司带来了显著的负面反应,但市场对不同的公司处罚公告反应程度是不相同的,那么,什么因素影响了在监管部门正式处罚日,不同财务报告舞弊公司的累积超额收益率?为了研究此问题,我们建立如下线性回归模型:

$$Car = \beta_0 + \beta_1 property + \beta_2 fraudtime + \sum_{i=1}^4 \beta_{i+2} reason_i + \beta_5 lnasset + \beta_6 debt + \varepsilon$$

模型中的property为上市公司股权性质变量,本文承袭刘芍佳、孙需和刘乃全(2003)一文所使用的“终极产权论”,根据上市公司披露的终极控制人数据,将上市公司分为政府控制和非政府控制。上市公司终极控制人数据由我们根据上市公司年度报告中“股本变动及股东情况”进行逐一整理而得。若公司终极控制人可确定为国有或国有控股,则为政府控制,若终极控制人为自然人、职工持股会、民营企业、村办集体企业、街道集体企业、乡镇一级的政府部门、乡镇集体企业或外资企业,则认定其为非政府控制。此变量为虚拟变量,若公司属于政府控制为1,否则为0。fraudtime为舞弊持续时间;reason为舞弊种类数据,本文把公司的舞弊种类分为5种,因而设立四个虚拟变量,reason1-reason4分别表示的是虚假上市、资金占用或挪用、操纵利润或资产以及隐瞒公司重大事项。lnasset为公司总资产的自然对数,debt衡量公司负债程度,本文以长期负债与公司总资产的比例来衡量,这两个变量为控制变量。

模型的因变量Car为累积超额收益率,为使我们的研究更为稳健,我们分别使用 $[-3, 3]$ 以及 $[-2, 2]$ 两个事件窗口计算得出的Car值进行检验。检验的结果分别列示在下表9中的Model 1和Model 2中。

从表9中我们可以看出,我们以 $[-3, 3]$ 为事件窗口,对CAR值有显著影响的仅有舞弊时间变量,并在5%程度上显著。在以 $[-2, 2]$ 为事件窗口,舞弊时间仍然与CAR值有显著的负相关关系,并在10%水平上显著。从而说明如果上市公司舞

表 9

模型回归系数表

	截距	property	fraudtime	Reason1	Reason2	Reason3	Reason4	lnasset	debt
Model 1	-0.23 (-1.17)	-0.01 (-0.31)	-0.03 ** (-2.00)	-0.004 (-0.13)	-0.047 (-1.49)	-0.008 (-0.32)	-0.000 (-0.05)	0.012 (1.21)	-0.005 (-0.04)
Model 2	-0.125 (-0.66)	-0.004 (-0.21)	-0.021 * (-1.72)	-0.021 (-0.39)	-0.043 (-1.43)	-0.029 (-1.23)	-0.008 (-0.38)	0.007 (1.12)	0.119 (1.12)

注:括号内为 t 值,* 为 10% 上显著,** 为 5% 水平上显著。Model 1 回归模型的调整为 0.58%, F 值为 0.93; Model 2 回归模型的调整为 1.65%, F 值为 0.79。

弊持续时间越长,市场反应的程度越弱。其原因可能是由于舞弊时间过长,市场对该公司舞弊行为的信息就越充分,市场也有足够的时间消化、吸收舞弊行为对公司价值的影响。

而股权性质变量尽管与 CAR 值成负相关关系,即如果上市公司为国有控股企业,市场反应程度越高,但却不显著。同我们样本组间 CAR 值 t 检验一样,市场对不同原因的财务报告舞弊行为并不做出不同的反应,在我们的回归模型中,不同舞弊种类的虚拟变量显著性水平都不够,这与我们对不同舞弊种类进行的样本组间 t 检验的结果一致。

七、研究结论及政策建议

本文主要从三方面观察了我国上市公司财务报告舞弊的经济后果。其一,我们通过对舞弊公告前后上市公司的股价分析,发现上市公司在舞弊公告日的股价有较大幅度的波动。在公告日当日,样本公司股票价格平均下降了 0.339%,其中最大程度的降幅达到 8.145%。而在公告日次日,样本公司股票价格平均下降了 0.906%,最大程度的降幅为 10.015%。表明上市公司财务报告舞弊行为会给投资者带来较大的风险。其二,我们通过单样本均值检验发现在中国证监会或财政部对财务报告舞弊公司进行正式处罚后,市场对这些公司做出显著的负反应。在处罚公告日前后各 3 天,共 7 个交易日内,平均累计超额回报率达到 -1.6%,而在处罚宣告日前后各 1 天,共 3 个交易日内,平均累计超额回报率为 -1.2%,从一定程度说明财务报告舞弊行为给投资者带来的经济后果以及监管部门处罚公告的信息含量。其三,在对财务报告舞弊原因的样本组间均值检验中,我们没有发现市场对这些原因做出显著反应。这说明不论上市公司采用何种手段进行财务报告舞弊,一旦被监管部门进行正式处罚,投资者对这些公司的消极反应没有差别。在我们进一步研究中发现,舞弊持续时间对市场反应程度有显著的影响,而股权性质及不同舞弊行为对市场反应程度影

响不够显著。另外,我们在研究中还发现上市公司舞弊持续时间与该公司的第一大股东的性质显著相关,即国有控股的上市公司其舞弊持续时间显著大于非国有控股上市公司舞弊持续时间,说明更需要加强对国有控股公司的公司治理。

总之,研究表明我国舞弊处罚公告是有信息含量的,由于公司财务报告舞弊行为先于监管部门的处罚措施,如果财务报告舞弊行为能够在处罚公告日之前及时揭露并将有关信息充分披露,那么投资者则会早日做出反应,以减少其投资损失。从以上对舞弊公司的处罚公告带来的经济后果表明,我国的监管机构对舞弊公司“监管信息”的披露机制尚不健全。所以建议监管部门建立一个对“监管信息”的披露机制,目的是能及早、及时并充分地披露对公司舞弊事件的“监管信息”,这样不仅能增强上市公司的透明度,还可以避免少数投机者利用内幕消息操纵股市,为投资者带来更大的经济后果。

此外,本文的研究还能提高股权分置改革后国有控股公司管理层加强公司治理的自觉性和自愿性。这是因为在股权分置情况下,控股股东的股票不能流通,所以财务报告舞弊只为流通股东和国家带来经济后果,不会引起管理层的足够重视,反而可能会为了满足自身的利益“上、下”合谋,在资本市场上骗取资金,并挪用、滥用资金。股权分置改革后,加上配套的股权激励,会促使管理层对舞弊带来的经济后果加以重视,从而增强其对公司治理的自愿性和自觉性。

主要参考文献:

- 李增泉,1999,“实证分析:审计意见的信息含量”,《会计研究》第 8 期。
 杨忠莲、殷姿,2006,“审计委员会、独立董事监管效果研究——来自财务舞弊的证据”,《上海财经大学学报》第 1 期。
 毛志宏等,2006,“独立董事制度与财务报告舞弊相关性的实证研究”,《会计之友》第 7 期。
 Ball R. and P. Brown, An empirical evaluation of accounting income numbers, Journal of Accounting Research, Autumn, 1968.
 Beasley. M., 1999, An empirical analysis of the relation between

the board of director composition and financial statement fraud. The Accounting Review, 71, October.

Dennis Caplan. 1999. Internal controls and the detection of management fraud, Journal of Accounting Research, Vol. 37, No. 1. (Spring), pp. 101-117.

Ella Mae Matsumura. and Robert R. Tucker, 1992, Fraud detection: a theoretical foundation, The Accounting Review, Vol. 67, No. 4 (Oct) pp. 753-782.

Mason Gerety and Kenneth Lehn, 1997, The causes and conse-

quences of accounting fraud, Managerial and Decision Economics, 18, 587-599.

O. S. Person, 1995, Using financial statement data to identify factors associated with fraudulent financial reporting, Journal of Applied Business Research, Volume 11, Number 3.

Patricia M. Dechow, Richard G. Sloan and Amy P Sweeney 1996. Cause and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC, Contemporary Accounting Research, Spring, 13, 1.

Economic Consequence of Fraudulent Financial Reporting of China's Listed Companies

——Market Reaction on Publicity of Penalty by CSRC and Ministry of Finance

Yang Zhonglian Xie Xiangbing

Abstract: This article makes an event study about the listed companies which are subject to penalty by CSRC and Ministry of Finance and hope to testify the consequence of the penalty on financial report. Firstly, we find that the duration of fraud is positive to the companies' equity property. Secondly, we find stock prices decrease 0.339% on average on the day of penalty announcement and the prices decrease 0.906% after that day. Thirdly, we also find that 7 days' CAR reaches -1.6% between before three days and after three days. Finally, our results show that investors make no reaction to the reasons of penalty.

Key words: fraudulent financial reporting, economic consequence, penalty announcement, market reaction

~~~~~

(上接第 81 页)

## A Study on Factors Causing Deregulation of Information Disclosure by Chinese Listed Companies

Zhang Chengrui Jian Jing

**Abstract:** The deregulation of information disclosure by listed companies, which is against the basic mandatory disclosure requirement put forward by supervisors, intensifies the information asymmetry and becomes the serious obstructs of the security market development. This paper analyzes systematically the main factors causing deregulation of disclosure from the aspects of financial condition, motivation of controllers, corporate governance structure, environment and system. Based on the samples of listed companies against mandatory disclosure requirements disclosed by government supervisors, empirical study shows, under certain environment and system, financial condition and motivation of controllers are the main aspects influencing the deregulation of information disclosure by now, however corporate governance structure has weak influence.

**Key words:** information disclosure, deregulation, controllers' motivation, corporate governance structure