

财贸研究 2012.1

# 证监会处罚对公司盈余管理的影响后果及机制研究

高利芳 盛明泉

(安徽财经大学 会计学院,安徽 蚌埠 233030)

**摘 要:**以 2001—2009 年因财务舞弊而被证监会处罚的上市公司为样本,检验公司受罚前后的盈余管理行为变化。结果发现:违规公司受罚后的盈余管理行为不仅没有减少,反而更多地使用了较为隐蔽的盈余管理方式——构建真实的活动以规避证监会的处罚;就处罚强度和处罚引起的市场反应这两种影响机制而言,市场反应的作用相对更大,市场反应的弱化会对公司的盈余管理行为起反向的激励作用。

**关键词:**处罚强度;市场反应;盈余管理

**中图分类号:**F233 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-6260(2012)01-0134-08

证券监管的投资者保护机制之一就是建立和维护以信息真实透明为目标的信息公开披露制度,以充分保障投资者的知情权和公平交易权。在打击虚假信息披露方面,证监会可以通过检查、调查、审计等措施进行监管,对于性质严重、影响恶劣的信息披露违规行为,可依据调查结果和相应的法律法规予以行政处罚并发布公告,以达到惩戒教育、以儆效尤的警示目的。那么,证监会对上市公司的行政处罚是否切实有效呢?本文以 2001—2009 年因财务舞弊而被证监会处罚的上市公司为样本,检验证监会处罚公告前后公司盈余管理行为的变化,以及处罚强度、市场反应与公司盈余管理方式之间的相互关系,以揭示证监会处罚公告效力发挥的路径和影响结果。

## 一、文献回顾

财务舞弊是国内外公告监管的一个重要方面,近年来,涌现出大量以因舞弊而被公告的公司为样本的研究,其主题大致包括两方面:

一是探讨舞弊的相关因素,多从公司的治理特征方面来捕捉公司动机。Dechow 等(1996)发现,公司盈余操纵的动机之一在于以低成本吸引外部资金,但是盈余操纵的曝光显著增加了公司的资本成本。盈余操纵的公司董事会更可能受控于管理层,CEO 和董事长为同一人,CEO 是公司的创始人,而设有审计委员会和有一个外部大股东的公司则较少发生盈余操纵。Beasley(1996)的研究结果却没有证实审计委员会对抑制财务舞弊有显著作用,但发现非舞弊公司董事会中的外部董事比例更高。Dunn(2004)也强调了财务舞弊行为更可能在内部人权力集中的情况下发生。刘立国等(2003)发现,法人股比例、

收稿日期:2011-05-25

作者简介:高利芳(1980—),女,内蒙古丰镇人,管理学博士,安徽财经大学会计学院副教授。

盛明泉(1963—),男,安徽淮南人,管理学博士,安徽财经大学会计学院院长,教授,硕士生导师。

基金项目:本文为国家自然科学基金项目“会计形式趋同是否带来实质趋同?——与 IFRS 趋同的准则执行研究”(70972113)、安徽省教育厅人文社会科学研究项目“双重理性约束下的企业会计准则执行研究”(2010sk229)、安徽财经大学校级青年科研项目“会计准则趋同背景下的会计准则执行研究”(ACKYQ1004ZD)的阶段性研究成果。

\* 作者感谢厦门大学会计发展研究中心曲晓辉教授在论文初稿时提供的修改意见,感谢匿名审稿人的修改意见,但文责自负。

执行董事比例、内部人控制、监事会规模与财务舞弊的可能性正相关,流通股比例则与之负相关,国有控股的公司更可能发生财务舞弊。韩洪灵等(2007)则提出,在控制权市场竞争中只有第二大股东的制衡力量能对舞弊行为起到显著的抑制作用,经理人市场的竞争程度与公司舞弊行为显著负相关,不成熟的经理人市场使得经理人的声誉机制和报酬激励机制难以发挥抑制舞弊行为的作用。

二是围绕对利益相关者的影响,观察舞弊公司被公告后的经济后果。其后果包括:(1)部分受处罚公司通过引进治理机制,提高了董事会的独立性(Farber 2005),而有的公司则改变了其舞弊策略和方式(Green et al 2004;耿建新等 2002)。(2)公司的外部董事由于声誉机制而容易失去其他公司的董事任命,特别是那些治理机制好的公司(Fic et al 2007);应承担责任的经理大多数都丢了工作,职业前景黯淡,面临金钱与非金钱惩罚以及牢狱之灾(Karpoff et al 2008)。(3)审计师变得更为谨慎,对稳健会计的偏好增加(伍利娜等 2002),或者出具非标准审计意见的概率更高,并要求更高的审计费用(朱春艳等 2009)。(4)市场反应显著。Feroz 等(1991)、杨忠莲等(2008)发现是负面反应,而伍利娜等(2002)却发现是正面反应。

我们认为,以往有关证监会处罚公告的研究存在如下问题:首先,对证监会处罚公告的研究多停留在“有无处罚”的存在性检验,较少关注“处罚轻重”的强度性检验,缺乏有关证监会处罚效力的直接度量证据;其次,证监会处罚效力的传导机制尚不明确,如果证监会的处罚对受罚公司有影响的话,是处罚强度发挥了威慑作用,还是处罚引致的市场反应更令公司恐惧;最后,公司受罚后的应对策略和行为选择是证监会处罚公告是否有效的直接体现,然而目前的相关研究成果并不多见。针对上述问题,本文试图就证监会处罚公告的效力检验在研究设计上有所改进。

## 二、研究假设与模型设定

基于可度量性的考虑,本文研究的重点是被处罚公司的盈余管理行为,主要有高估资产或收入、低估负债或费用、提前确认收入、推迟确认费用等。2001—2009年,因财务报告信息披露违规而受到处罚的上市公司有107家,在剔除退市的17家后,还剩下90家,其中有30家通过调整收入、费用项目来操控盈余,且都是调增盈余。

本文对盈余管理的度量采用三种方法:

(1) 可操控应计项目。本文采用修正的 Jones 模型进行分行业分年度(以证监会行业分类为准,制造业细分到二级行业,其余为一级行业)截面回归来估计公司可操控应计:首先,将所有 A 股公司(不含样本公司和 ST 公司)通过式(1)分行业分年度回归取得系数  $\beta_0$ 、 $\beta_1$  和  $\beta_2$ ;然后,将其代入式(2)计算公司的不可操控应计数 NDA;最后,用总应计数 TA 减去不可操控应计数 NDA,就能得到可操控应计数 DA。对 DA 取绝对值以避免应计项目后期反转的方向影响,即只考虑操控的程度。

$$TA_{i,t} = \beta_0 (1/A_{i,t-1}) + \beta_1 (\Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2 (PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$NDA_{i,t} = \hat{\beta}_0 (1/A_{i,t-1}) + \hat{\beta}_1 [(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}] + \hat{\beta}_2 (PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) \quad (2)$$

其中:  $TA_{i,t}$  为公司 i 在 t 期的总应计数,用营业利润减去经营活动现金流量除以 t-1 期期末总资产后再予以标准化;  $A_{i,t-1}$  为第 t-1 期期末总资产;  $\Delta REV_{i,t}$  为第 t 期相比于第 t-1 期的营业收入变动额;  $PPE_{i,t}$  为第 t 期固定资产;  $NDA_{i,t}$  为不可操控应计;  $\Delta REC_{i,t}$  为第 t 期相比于第 t-1 期的应收账款变动额。

(2) 非经常性损益。除了利用可操控应计进行盈余管理,公司还常利用投资收益、补贴收入等非经常性损益项目调节利润。魏涛等(2007)发现,无论是亏损公司还是盈利公司的盈余管理都相当倚重于非经常性损益。前述的 30 家操控盈余的公司中利用非经常性损益项目的就有 9 家。本文采用魏涛等(2007)的做法,用期初总资产调整后的非经常性损益作为盈余管理的第二种度量方法,表示为 NRI。

(3) 真实活动的盈余管理。随着法律和会计准则的要求严格化,企业也会转而采用更为隐蔽的盈余管理方式以逃避监管。Roychowdhury(2006)通过设定如下的模型,发现企业会构建真实的交易活动

来实施盈余管理,通过销售、生产和操控酌量性费用来调节现金流量:

$$CFO_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \alpha_2(S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \alpha_3(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$PROD_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \alpha_2(S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \alpha_3(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \alpha_4(\Delta S_{i,t-1}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$DISEXP_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \alpha_2(S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中:  $CFO_{i,t}$  为公司  $i$  第  $t$  期的经营活动现金流量;  $A_{i,t-1}$  为第  $t-1$  期期末总资产;  $S_{i,t}$  为第  $t$  期的营业收入;  $\Delta S_{i,t}$  和  $\Delta S_{i,t-1}$  为第  $t$  期和第  $t-1$  期的营业收入变动额;  $PROD_{i,t}$  为第  $t$  期生产成本,是营业成本与存货变动额之和;  $DISEXP_{i,t}$  为第  $t$  期的可操控费用,是营业(销售)费用与管理费用之和。对式(3)~(5)都进行分行业分年度回归,得到估计系数  $\alpha$ ,再将回归系数  $\alpha$  代入模型,计算出各年度样本公司的回归值,并用实际值减去对应的回归值,就能得到异常经营活动现金流  $Abn\_CFO$ 、异常生产成本  $Abn\_PROD$  和异常可操控费用  $Abn\_DISEXP$ 。

本文依照 Cohen 等(2008)和 Chi 等(2010)的做法,将这些异常值予以标准化(分别减去均值,再除以标准差),标记为  $Abn\_CFO_s$ 、 $Abn\_PROD_s$  和  $Abn\_DISEXP_s$ ,依据式(6)计算真实活动盈余管理的综合指标  $REM$ 。该指标值越大,表明真实活动的盈余管理程度越高。

$$REM = -Abn\_CFO_s + Abn\_PROD_s - Abn\_DISEXP_s \quad (6)$$

根据以往的研究结论,受到证监会处罚的公司和审计师都会有所反应,因此,我们认为,证监会的处罚具有一定效力,能够对受罚公司产生影响。不过,对因财务舞弊而受罚的公司而言,受处罚并不能完全打消公司盈余管理的动机,但应会促使企业调整盈余管理的策略和方式,如降低运用较易识别的、已引起监管者注意的盈余管理手段,增加较为隐蔽的盈余管理方式。可操控应计项目和非经常性损益的盈余管理属于前者,而真实活动的盈余管理属于后者。据此,本文提出以下假设:

假设 1: 公司因财务舞弊被处罚后,可操控性应计项目会减少。

假设 2: 公司因财务舞弊被处罚后,非经常性损益项目会减少。

假设 3: 公司因财务舞弊被处罚后,真实活动的盈余管理会增加。

由于盈余管理行为的持续性和证监会处罚的滞后性,2001—2009 年同时涵盖舞弊和处罚期间的样本公司减少到 25 家。按照年度推移数值递增,以公司被公告处罚当年作为年度 0,处罚后的年度为正,处罚前的年度为负,考察受处罚前后盈余管理行为的变化。样本公司覆盖的年度区间是  $[-4, +4]$ 。

为了验证假设 1~3,本文使用如下的回归模型:

$$EM = \gamma_0 + \gamma_1 \times Time_{i,t} + \gamma_2 \times Big4_{i,t} + \gamma_3 \times Opin_{i,t} + \gamma_4 \times Salary_{i,t} + \gamma_5 \times ST_{i,t} + \gamma_6 \times Issue_{i,t} + \gamma_7 \times Loss_{i,t} + \gamma_8 \times State_{i,t} + \gamma_9 \times Size_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中,因变量  $EM$  采用  $|DA|$ 、 $NRI$  和  $REM$  三种度量,  $Time$  用以观察处罚前后公司的盈余管理方式变化。如果假设 1~3 成立的话,则有  $|DA|$  和  $NRI$  与  $Time$  显著负相关,  $REM$  与  $Time$  显著正相关。所有变量的定义如表 1 所示。其他变量源自以往文献研究以及控制公司特征等相关因素。公司增发配股数据取自锐思数据库(RES-

表 1 模型变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
盈余管理	EM	三种度量: 可操控应计的绝对值; 期初总资产调整后的非经常性损益项目金额; 真实活动的盈余管理综合指标
处罚时间	Time	处罚公告当年及以后年度为 1, 否则为 0
“四大”审计	Big4	审计的会计师事务所是“四大”为 1, 否则为 0
审计意见	Opin	非标准无保留意见为 1, 否则为 0
高管薪酬	Salary	公司前三名高管年薪之和的自然对数
ST 公司	ST	公司 ST 为 1, 否则为 0
增发配股	Issue	公司增发配股的前两年赋值为 1, 否则为 0
亏损情况	Loss	公司上一年度亏损为 1, 否则为 0
控制人性质	State	公司实际控制人为国有股及国有法人股为 1, 否则为 0
公司规模	Size	公司总资产的自然对数

数据取自锐思数据库(RES-SET), 实际控制人数据取自色诺芬中国经济金融数据库(CCER), 其他数据采自国泰安金融数据库(CSMAR)。在剔除必要数据不全的样本后, 共得到 23 家公司的 160 个年度观测值。由于模型计算的要求, 部分数据追溯到 2000 年, 我们对所有连续变量在 1% 和 99% 分位数上进

行了 Winsorize 处理 ,并且采用稳健回归调整了异方差的影响。

三、实证结果

1. 描述性统计

表 2 列示了模型变量的描述性统计

变量	观测值	平均数	中位数	标准差	最小值	最大值
DA	160	0.0959	0.0689	0.0931	0.0005	0.5057
NRI	160	0.0253	0.0051	0.0947	-0.1733	0.4524
REM	160	-0.0034	0.0824	1.4202	-5.3911	2.2844
Time	160	0.5400	1	0.5000	0	1
Big4	160	0.0188	0	0.1361	0	1
Opin	160	0.4125	0	0.4938	0	1
Salary	160	12.7915	12.7921	1.0337	10.5564	15.3632
ST	160	0.3750	0	0.4856	0	1
Issue	160	0.2813	0	0.4510	0	1
Loss	160	0.3438	0	0.4765	0	1
State	160	0.6750	1	0.4698	0	1
Size	160	20.7826	20.8073	0.8290	18.7655	22.9675

的描述性统计结果。从各统计量来看:可操控应计是比非经常性损益项目运用更多的盈余管理方式;真实活动的盈余管理均值为负,但极值和标准差等统计量反映出此方式在不同公司间运用的情况差异较大;样本公司中由“四大”审计的公司很少;财务状况欠佳、上年度亏损和有增发配股要求的公司比例分别占到 30% 左右,表明盈余管理动机的存在;会计师事务所出具“非标”审计意见的概率达到 41%;国有控股公司比例很大,均值为 67.5%。

2. 相关性分析

各变量间的 Pearson 相关系数见表 3。真实活动的盈余管理和非经常性损益项目显著正相关,且它们都与时间变量正相关,表明在受处罚后,这两种盈余管理方式似乎有增加的迹象。控制变量也主要是与这两种盈余管理方式显著相关,正相关的是增发新股,负相关的有审计意见、高管薪酬和公司规模。计算各变量的方差膨胀因子,最大值为 2.28,远小于 10,因此不存在严重的多重共线性问题。

表 3 变量间的相关系数

变量	DA	NRI	REM	Time	Big4	Opin	Salary	ST	Issue	Loss	State	Size
DA	1											
NRI	0.1273	1										
REM	0.0010	0.1631**	1									
Time	0.1019	0.2038***	0.1765**	1								
Big4	-0.0542	-0.0348	-0.0602	-0.149*	1							
Opin	0.0477	-0.0488	-0.2301***	-0.190**	0.0714	1						
Salary	-0.1225	-0.0744	-0.2523***	0.1128	0.3148***	0.0581	1					
ST	0.1519*	0.1215	-0.0857	0.0453	0.1785**	0.3475***	-0.0609	1				
Issue	0.1084	0.3297***	-0.0237	0.2457***	-0.0865	-0.1853**	0.0896	-0.0826	1			
Loss	-0.0181	-0.0032	-0.1000	-0.1204	-0.0030	0.3559***	-0.0423	0.2005**	-0.1601**	1		
State	0.0270	-0.1384*	-0.0912	0.1057	-0.1992**	-0.0691	-0.0481	-0.1516*	-0.1002	-0.0878	1	
Size	-0.1311*	-0.2150***	-0.1257	-0.0108	0.3538***	-0.0946	0.697***	-0.0633	0.0109	-0.0716	0.0957	1

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 的水平(双侧)上显著相关。下同。

我们还分年度计算了所有样本公司在 [-4,4]区间的 DA 和|DA|均值,其与处罚时间的关系如图 1 所示。从中可见,DA 随着时间推移有明显的向下趋势,且在处罚前后都为负值;而|DA|则较为平稳,甚至处罚后的数值略有上升。按照处罚前后的时间段将样本分为两组,运用 T 值检验比较 DA 和|DA|均值的差异显著性,结果显示,样本公司处罚前后的 DA 差异显著,而|DA|无显著差异。可见,处罚前后的可操控应计方向反转,但是操控程度没有显著变化。

样本公司 NRI 和 REM 年度均值变化见图 2。从中可见,NRI 在处罚前后的数值上变化不大;REM 在处罚后都为正,且有曲线上升趋势,正好与 DA 在处罚前后的变化相反,二者呈现替代关系。T 值检验也证明处罚前后 NRI 无显著差异,REM 差异显著。

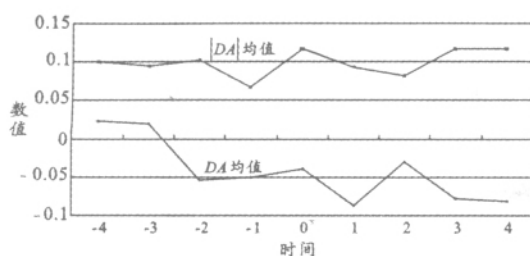


图1 处罚前后 DA 与 DA 绝对值均值的时间序列变化

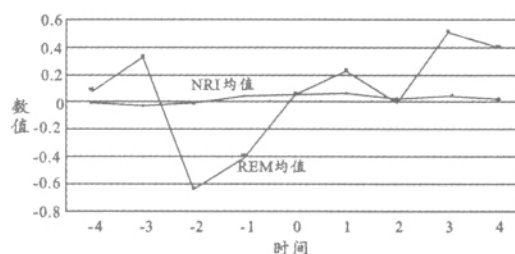


图2 处罚前后 NRI 与 REM 均值的时间序列变化

### 3. 回归结果

表4 报告了以不同的盈余管理度量作为因变量的模型回归结果。结果表明,各盈余管理变量都与 Time 正相关,但只有 REM 具有统计上的显著性。这反映公司在受处罚后的确显著增加了真实活动的盈余管理,但是另两种传统的盈余管理方式并没有放弃或减少使用,即只有假设3得到支持。从控制变量的显著性来看,增发新股的公司会较多使用非经常性损益项目进行盈余管理,这可以理解为当公司盈余管理的动机强烈时,会选择这种较为简单的盈余管理方式来短期内达到“门槛”要求,而大公司会相对减少此种较为明显的盈余管理方式;高管薪酬与真实活动的盈余管理显著负相关,这与 Cohen 等(2008)的研究结果相符,意味着有较高薪酬的高管,会更少使用真实活动的盈余管理。当实际控制人为国有企业时,也会对企业真实活动的盈余管理行为有显著抑制作用。

表4 模型回归结果:处罚前后盈余管理的变化

变量	DA	NRI	REM
Time	0.0138 (0.777)	0.0229 (1.547)	0.6913 *** (2.739)
Big4	-0.0011 (-0.0307)	0.0378 (1.401)	0.3424 (0.625)
Opin	0.0095 (0.543)	-0.0122 (-0.673)	-0.3907 (-1.595)
Salary	-0.0082 (-0.804)	0.0062 (0.578)	-0.5138 *** (-3.464)
ST	0.0284 (1.457)	0.0241 (1.435)	-0.2861 (-1.083)
Issue	0.0246 (1.443)	0.0628 *** (3.654)	-0.3353 (-1.156)
Loss	-0.0080 (-0.610)	0.0070 (0.402)	-0.1263 (-0.508)
State	0.0108 (0.742)	-0.0128 (-0.833)	-0.5402 ** (-2.200)
Size	-0.0069 (-0.497)	-0.0312 ** (-2.141)	0.2091 (1.043)
常数项	0.3109 (1.404)	0.5657 *** (2.661)	2.6174 (0.822)
观测值	160	160	160
调整的 R <sup>2</sup>	0.0110	0.1540	0.1337
F 值	1.968 **	2.929 ***	2.793 ***

注:括号内为异方差调整后的 t 值。下同。

## 四、进一步的探讨

上文的研究结果显示,虽然证监会的处罚有效力,但并非期望的打击乃至杜绝,却是“道高一尺,魔高一丈”,刺激公司转向较难以监管的基于真实活动的盈余管理。那么是什么原因造成这种情况呢?我们认为,证监会处罚对上市公司的盈余管理行为产生的影响有两种:一是直接影响,即证监会的处罚强度发挥威慑作用,处罚强度包括处罚对象覆盖面广(涉及公司、高管和独立董事)、处罚金额巨大和处罚措施严厉(如高管的市场禁入)等。二是间接影响,证监会的处罚产生效力可能并不体现在处罚强度足以令行禁止,而是由于处罚引起的显著市场反应,使得受罚公司更担心投资者的信心缺失而影响其今后的融资。如果证监会的处罚没有达到理想的效果,是上述哪一种影响机制失效了呢?为了明晰原因,我们将回归模型(7)中的 Time 变量置换为处罚强度变量 Intense 和市场反应变量 CAR。就证监会的处罚强度变量 Intense 来说,我们考虑对上市公司、高管、会计师事务所和注册会计师的各种处罚措施采用赋值加总的方法,即:公司被处罚金额/处罚当年资产总额+公司高管被罚款金额/处罚当年高管薪酬总

额 + 高管是否被市场禁入( 禁入为 1 ,否则为 0) + 高管是否承担刑事责任( 承担为 1 ,否则为 0) ① + 独立董事是否收到处罚( 是则为 1 ,否则为 0) 。对于市场反应变量 CAR ,借鉴杨忠莲等( 2008) 的研究 ,用个股在证监会处罚公告日前后  $[-3, 3]$  天内经过市场调整的累计异常报酬率进行度量。具体而言 ,对股票在公告日前 150 天到前 31 天 ,即  $[-150, -31]$  区间的报酬率信息 ,利用模型( 8) 估计相关回归系数 ,然后代入模型( 9) 计算个股在处罚公告日  $[-3, 3]$  区间的日异常报酬率 AR ,最后加总个股在处罚公告日前后短窗口  $[-3, 3]$  内的累计异常报酬率 CAR。

$$R_{i,t} = \alpha + \beta \times R_{m,t} + \varepsilon \tag{8}$$

$$AR_{i,T} = R_{i,T} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \times R_{m,T} \tag{9}$$

$$CAR_{i,T} = \sum_{T=-3}^3 AR_{i,T} \tag{10}$$

其中  $R_{i,t}$  为股票  $i$  在  $t$  期的日报酬率  $R_{m,t}$  为  $t$  期上证( 深证) 综合 A 股指数报酬率  $t$  期为  $[-150, -31]$  天  $T$  期为  $[-3, 3]$  天。

表 5 模型回归结果: 处罚强度与市场反应的影响

变量	IDA1			NRI			REM		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
Intense	0.0120 (0.933)		0.0176 (0.527)	-0.0147 (-0.973)		0.0062 (0.519)	-0.2053 (-1.004)		-0.7812** (-2.537)
CAR		-0.1242 (-0.712)	-0.1452 (-0.759)		-0.1421 (-0.944)	-0.1495 (-0.948)		-4.6287** (-2.443)	-3.6968** (-2.126)
Opin	0.0270 (1.177)	0.0155 (0.561)	0.0117 (0.416)	-0.0004 (-0.0136)	-0.0762*** (-3.090)	-0.0775*** (-3.054)	-0.3106 (-1.177)	-0.1494 (-0.396)	0.0210 (0.0556)
Salary	-0.0222 (-1.162)	-0.0479 (-1.558)	-0.0407 (-1.536)	0.0131 (0.564)	0.0176 (1.208)	0.0201 (1.307)	-0.5502** (-2.310)	-0.1404 (-0.530)	-0.4611* (-1.736)
ST	0.0031 (0.144)	0.0153 (0.580)	0.0218 (0.870)	0.0403 (1.651)	0.0424** (2.220)	0.0446** (2.230)	-0.1245 (-0.462)	0.3108 (0.952)	0.0241 (0.0753)
Issue	0.0468* (1.952)	0.0537 (1.561)	0.0468 (1.650)	0.0779*** (3.061)	0.0309* (1.964)	0.0285* (1.950)	-0.2339 (-0.717)	0.0221 (0.0573)	0.3315 (0.949)
Loss	-0.0105 (-0.503)	-0.0242 (-1.114)	-0.0191 (-0.933)	-0.0252 (-0.956)	0.0214 (1.032)	0.0232 (1.083)	-0.4055 (-1.258)	-0.2338 (-0.681)	-0.4608 (-1.446)
State	0.0189 (0.822)	-0.0149 (-0.567)	-0.0187 (-0.678)	-0.0379 (-1.598)	-0.0309** (-2.217)	-0.0323** (-2.242)	-0.3400 (-1.217)	-0.5725* (-1.756)	-0.4034 (-1.516)
Size	-0.0101 (-0.413)	0.0336 (0.995)	0.0381 (0.987)	-0.0459** (-2.200)	-0.0284 (-1.542)	-0.0268 (-1.429)	0.0970 (0.388)	0.1955 (0.651)	-0.0058 (-0.0157)
常数项	0.5504 (1.540)	0.0006 (0.00143)	-0.1983 (-0.299)	0.8300*** (3.079)	0.3922 (1.624)	0.3221 (1.117)	6.1106* (1.686)	-1.4634 (-0.361)	7.3788 (1.233)
观测值	86	59	59	86	59	59	86	59	59
调整的 R <sup>2</sup>	0.0544	0.0482	0.0382	0.2607	0.3035	0.2916	0.0858	0.0224	0.1615
F 值	1.793*	1.510	1.398	2.689**	2.886**	3.000**	1.542	1.569	3.224**

为了检验处罚强度和市场反应的影响 ,我们选择样本公司受处罚后的年度数据( 前述回归中 Time 为 1 的观测值) 。处罚强度检验的样本量为 23 家公司 86 个年度观测值 ,对于市场反应的检验 ,由于有的公司停牌交易时间较长 ,缺乏需要的相应市场数据 ,在经过剔除后 ,样本只剩下 14 家公司的 59 个年度观测值。描述性统计结果反映出样本公司大多受到罚金处罚 ,处罚强度变量的极值为 0.0459 和 3.7142 ,均值为 0.9774。市场反应 CAR 值在 -0.1508 到 0.1463 之间 ,均值为 0.0159。然而 ,样本公司的市场反应 CAR 均值并不显著异于零 ,与配对公司②比较市场反应的均值 ,T 值检验也不显著 ,而处罚强

① 证监会并没有刑事处罚权 ,但是若公司的高管被移送司法机关追究其刑事责任 ,就对证监会的行政处罚具有替代性作用( 如对银广夏和北亚实业的处罚) 。所以这里应考虑高管是否承担刑事责任 ,以减少对证监会处罚强度的度量偏差。

② 配对公司的选择标准是: 行业、上市地相同 ,资产规模和上市年份接近。

度 Intense 与市场反应 CAR 值为不显著的正相关关系。我们认为,市场反应微弱可能与处罚强度不大、处罚的滞后性有一定关系。

就处罚强度和市场反应与公司盈余管理的关系,我们分别进行了回归和混合回归,九种模型的回归结果如表 5 所示<sup>①</sup>。可以看出,处罚强度与各种盈余管理方式的关系有正也有负,市场反应与之始终是负相关关系,但只与真实活动的盈余管理显著负相关。由此可见,被处罚引起的市场反应相对于处罚强度而言,是对盈余管理更为有效的影响机制。但是市场反应较弱抵减了这一影响,特别是当公司试图采用真实活动的盈余管理手段以规避证监会的监管和处罚时,微弱的市场反应起到了反向激励的作用,公司的行为变得更为大胆。

## 五、稳健性检验

关于受处罚对公司盈余管理影响的检验,我们将被处罚公司与配对公司的相应变量数据混合,样本量扩大到 316 个公司/年的观测值。在模型(7)的基础上添加虚拟变量 Penal,被处罚公司为 1,未被处罚的配对公司为 0。同时,增加 Penal  $\times$  Time 交乘项,反映公司是否受处罚及处罚前后的盈余管理增量变化。回归结果显示,Penal 与三种盈余管理方式呈不显著的负相关关系,Penal  $\times$  Time 交乘项系数为正,不过只有在对真实活动的盈余管理回归时统计上才显著(显著性水平 0.05)。这与前文的研究结果相一致,表明公司受处罚后显著增加了真实活动的盈余管理。此外,对于处罚强度变量 Intense,调整了公司所受处罚的度量,改用罚款金额/虚计利润数,结论显示,主要回归结果不受此度量影响。此外,我们还用公司舞弊持续至最后的财务报告日距离处罚公告日的处罚滞后时间来捕捉处罚的及时性对盈余管理行为的影响,结果显示,二者不存在显著关系。

## 六、结论及启示

本文以因财务舞弊而被证监会处罚的上市公司为样本,检验了公司受处罚前后的盈余管理行为,得到如下主要结论:(1)公司受处罚后,其盈余管理行为有增无减,不过公司更多地使用了基于真实活动的盈余管理手段。由此可见,为了规避证监会的处罚,公司转向更为隐蔽的盈余管理方式。(2)处罚引起的市场反应相比于处罚本身的强度对公司盈余管理行为的影响更大,微弱的市场反应对公司的盈余管理行为则起到了反向激励作用。

基于上述结论,本文认为,即便受罚公司更在乎处罚公告引起的市场反应,但威慑力的根源仍在于证监会处罚公告本身:首先,证监会应加大对上市公司舞弊行为的处罚力度(处罚措施应考虑公司舞弊行为的危害性、长期性,公司舞弊的获利性和公司的处罚承受能力),提高处罚的针对性和及时性,以发挥处罚应有的惩戒和警示效力。其次,针对企业受处罚后的盈余管理方式变化,会计师事务所和证监会等鉴证和监管组织需要相应地调整审计和检查策略,以有效打击舞弊违法行为。最后,应继续完善对投资者的教育工作,培养投资者正确的投资理念,充分发挥市场对上市公司行为的监督作用。

由于本研究的样本量较小,可能对研究结论的推广产生一定影响。后续研究可以扩大样本量,进一步检验证监会行政处罚的效力及传导机制。此外,针对今后部级事业单位的改革推进,证监会行政处罚权的下放或者转移带来的新影响也可进行对比研究。

### 参考文献:

- 耿建新,肖泽忠,续芹. 2002. 报表收益与现金流量数据之间关系的实证分析:信息不实公司的预警信号[J]. 会计研究(12): 28-34.
- 韩洪灵,袁春生. 2007. 市场竞争、经理人激励与上市公司舞弊行为:来自中国证监会处罚公告的经验证据[J]. 经济理论与经济管理(8): 57-62.

<sup>①</sup> 自变量设定与前述回归模型相同,只是因受罚后的公司没有请“四大”审计的,舍弃了审计师变量 Big4。

- 刘立国,杜莹. 2003. 公司治理与会计信息质量关系的实证研究[J]. 会计研究(2): 28-36.
- 魏涛,陆正飞,单宏伟. 2007. 非经常性损益盈余管理的动机、手段和作用研究[J]. 管理世界(1): 113-120.
- 伍利娜,高强. 2002. 处罚公告的市场反应研究[J]. 经济科学(3): 62-73.
- 杨忠莲,谢香兵. 2008. 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[J]. 审计研究(1): 67-73.
- 朱春艳,伍利娜. 2009. 上市公司违规问题的审计后果研究:基于证券监管部门处罚公告的分析[J]. 审计研究(4): 42-51.
- BEASLEY M S. 1996. An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud [J]. The Accounting Review ,71( 4) : 443-465.
- CHI W ,LEI L ,PEVZNER M. 2010. Is enhanced audit quality associated with greater real earnings management [R]. Working Paper ,National Chengchi University.
- COHEN D ,DEY A ,LYS T. 2008. Real and accrual - based earnings management in the pre and post - Sarbanes - Oxley periods [J]. The Accounting Review ,83( 3) : 757-787.
- DECHOW P M ,SLOAN R G ,SWEENEY A P. 1996. Causes and consequences of earnings manipulation: an analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC [J]. Contemporary Accounting Research ,13( 1) : 1-36.
- DUNN P. 2004. The impact of insider power on fraudulent financial reporting [J]. Journal of Management ,30( 3) : 397-412.
- FARBER D B. 2005. Restoring trust after fraud: does corporate governance matter [J]. The Accounting Review ,80( 4) : 539-561.
- FEROZ E H ,PARK K ,PASTENA V S. 1991. The financial and market effects of the SEC's accounting and auditing enforcement releases [J]. Journal of Accounting Research ,29( Sup) : 107-142.
- FICH E M ,SHIVDASANI A. 2007. Financial fraud ,director reputation and shareholder wealth [J]. Journal of Financial Economics ,86( 2) : 306-336.
- GREEN B P ,REINSTEIN A. 2004. Banking industry financial statement fraud and the effects of regulation enforcement and increased public scrutiny [J]. Research in Accounting Regulation ,17( 1) : 87-106.
- KARPOFF J M ,LEE D S ,MARTIN G S. 2008. The consequences to managers for financial misrepresentation [J]. Journal of Financial Economics ,88( 2) : 193-215.
- ROYCHOWDHURY S. 2006. Earnings management through real activities manipulation [J]. Journal of Accounting and Economics ,42( 3) : 335-370.

## Influence Consequence and Mechanism of Penalty by CSRC to Earnings Management by Listed Companies

GAO Li-fang      SHENG Ming-quan

( School of Accounting , Anhui University of Finance & Economics , Bengbu 233030)

**Abstract:** Taking listed firms penalized by China Securities Regulatory Commission ( CSRC) for financial frauds during 2001-2009 , this paper investigates earnings management behaviors of listed companies before and after penalty notices. The finding is that companies don't cut down their earnings management behaviors after penalty notices. However , they use more covert ways to manipulate earnings-the real activities manipulation to evade penalties by CSRC. As to the direct and indirect influence mechanisms , the effect of the latter is relatively significant , but the weak market reaction has opposite encouragement on the earnings management of listed companies.

**Keywords:** penalty intensity; market reaction; earnings management

( 责任编辑 张建军)