

# 财务报告舞弊行政处罚与可感知审计质量

张宏伟

(南京财经大学 会计学院, 江苏 南京 210046)

**[摘要]**以2001年至2008年间非金融类、非外资类正常交易A股公司为研究样本,考察财务报告舞弊行政处罚是否传递了可感知审计质量信息,实证研究结果表明:投资者总体上并不认可财务报告舞弊行政处罚传递了可感知审计质量信息,仅当投资者观察到反映坏消息的审计意见(如审计师出具非标审计意见、审计意见未改善等)和反映审计师声誉信息(如审计师受到行政处罚)的情况下,投资者才认为财务报告舞弊行政处罚传递了可感知审计质量信息。

**[关键词]**财务报告舞弊行政处罚;可感知审计质量;市场反应;非标审计意见;审计师声誉信息;审计服务

**[中图分类号]**F239.43 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2012)03-0077-09

## 一、引言

法经济学的研究成果表明,投资者法律保护对于维护投资者利益、促进资本市场发展起到至关重要的作用。投资者法律保护包括法律的制定和法律的执行两个方面,法律的执行权分别由行政机构和法院分享。由于中国处在新兴市场加转轨经济的背景之下,加上受传统威权思想的影响,使得以证监会为主体的证券监管部门实施的政府管制在投资者法律保护执行中占据了主导作用,而法院对投资者法律保护的作用微乎其微<sup>[1]</sup>。在众多的政府管制中,信息披露管制无疑是最重要的且效果显著的管制之一,而财务报告舞弊行政处罚是保障信息披露管制有效的重要手段。

本文中所谓财务报告舞弊行政处罚,是指上市公司由于存在虚构利润、虚列资产、擅自改变资金用途、推迟披露、虚假陈述、出资违规、重大遗漏、大股东占用上市公司资产、欺诈上市和违规担保等违规行为,证监会和证券交易所等监管机构对其做出公开处罚、公开谴责、公开批评、立案调查、内部通报批评和其他处分(包括责令改正、及时披露、证券市场禁入等)的行政处罚行为。

经验研究表明,财务报告舞弊行政处罚对于财务报告舞弊公司的股东财富、内部公司治理和舞弊行为产生了积极影响。蔡志岳以1994年至2005年间由于信息披露违规行为被监管层公开谴责、公开批评或者公开处罚的336家A股上市公司为样本的研究发现,在信息披露违规事件公告日(-20,20)时间窗口,全部违规公司的累积平均超额收益率为-7.5%<sup>[2]</sup>。刘明辉等人以1999年至2004年间因财务报告信息披露虚假或严重误导性陈述而被证监会、沪深证券交易所谴责的64家A股上市公司为样本的研究发现,财务报告舞弊行政处罚有助于财务报告舞弊公司完善董事会制度,从而使得财务报告舞弊公司高管持股比例显著下降<sup>[3]</sup>。酷卫华以2003年至2008年间受到证监会处罚的93家上市公司为样本的研究发现,财务报告舞弊行政处罚导致独立董事比例增加,提

[收稿日期]2011-12-12

[基金项目]江苏高校优势学科建设工程资助项目

[作者简介]张宏伟(1977—),男,江西南昌人,南京财经大学会计学院讲师,博士,主要研究方向为审计理论。

高了董事会的监督职能<sup>[4]</sup>。他还以 2003 年至 2008 年间受到证监会处罚的 70 家上市公司为样本,实证发现财务报告舞弊行政处罚提高了应为财务报告舞弊负责的公司董事长和总经理变更的概率<sup>[5]</sup>。张宏伟发现,2001 年至 2008 年间,监管部门对财务报告舞弊的监督有效降低了财务报告舞弊的发生,发生财务报告舞弊、实质性财务报告舞弊(即存在虚构利润、虚构资产或虚假陈述三种财务报告舞弊)和非实质性财务报告舞弊的公司家数分别从 124 家、51 家和 73 家显著降低到 50 家、13 家和 37 家,舞弊公司比例也分别从 10.89%、4.48% 和 6.41% 显著降低到 3.12%、0.81% 和 2.31%<sup>[6]</sup>。

财务报告舞弊行政处罚除了通过直接影响上市公司内部治理机制来提高信息质量之外,还能够通过影响其他外部治理机制间接影响上市公司的信息质量。独立审计是提高信息质量重要的外部公司治理制度安排,因此透过财务报告舞弊行政处罚和独立审计关系的研究,我们可以更好地理解现阶段我国投资者法律保护的作用机理。

DeAngelo 将审计质量定义为审计师发现并报告会计报表中重大错报的联合概率<sup>[7]</sup>。Watkins 等人进一步将审计质量分为实际审计质量和可感知审计质量两大类,前者包括审计意见、应计质量和会计稳健性等,后者包括事务所规模、事务所品牌声誉、盈余反应系数、审计收费等<sup>[8]</sup>。

现有的经验研究已经考察了财务报告舞弊行政处罚对实际审计质量的影响。尚兆燕发现法律惩戒显著提高了审计师出具非标审计意见的概率<sup>[9]</sup>;张宏伟发现财务报告舞弊行政处罚不仅显著提高了审计师出具非标审计意见的概率,而且显著降低了审计客户通过变更审计师等方式进行审计意见购买的概率<sup>[6]</sup>。但是,目前尚无研究涉猎财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的信号作用,因此本文以 2001 年至 2008 年间非金融类、非外资类正常交易 A 股公司为研究样本,检验投资者是否认同“财务报告舞弊行政处罚传递了可感知审计质量信息”的观点,并对此做出理性的反应。

## 二、理论分析与研究假设

控股股东与中小股东之间、股东与管理层之间存在严重的信息不对称,审计服务的主要目的就是降低他们之间信息不对称的程度。但是,审计服务是体验商品,投资者在消费审计服务之前无法确知审计质量,即使消费完审计服务后,对审计质量也未必了然于胸,因此,投资者有较高的积极性去寻找反映可感知审计质量的信息。可感知审计质量实际上反映了投资者对审计师胜任能力和形式上的审计独立性的认可程度,代表了审计师提高会计报表可信度的能力。

现有的审计质量文献从会计盈余的价值相关性<sup>[10-11]</sup>、IPO 融资额和折价率<sup>[12]</sup>、股权再融资成本<sup>[13]</sup>、资本结构调整<sup>[14]</sup>、债券发行价格<sup>[15]</sup>、贷款利率和贷款续新<sup>[16-17]</sup>、债务期限<sup>[18]</sup>等方面证实了审计师声誉和审计师规模传递了可感知审计质量信息。

投资者对可感知审计质量的认知离不开特定的信息环境。与美国比较完备的法制和声誉机制不同,我国投资者法律保护比较薄弱,再加上上市公司和地方政府强烈的寻租动机,使得审计市场具有显著的区域性特征,区域性的审计市场具有高市场集中度和低审计质量的双重特征<sup>[6]</sup>,包括财务报告舞弊行政处罚在内的行政管制对于保障审计质量、提高会计信息的价值相关性发挥着举足轻重的作用。因此,中国特殊的信息环境决定了投资者透过行政管制信息捕捉可感知审计质量的必要性。

投资者能否有效捕捉可感知审计质量,取决于反映可感知审计质量信息的可获得性、可置信度和资本市场的效率。作为公共信息的财务报告舞弊行政处罚,不仅在证监会、沪深证券交易所的网站中公布,而且也在上市公司的年报中进行了披露,获取该信息的成本较低。已有的经验研究表明,自上世纪九十年代中后期起,中国资本市场已经是弱势有效市场,即资本市场能够及时捕捉已披露会计信息,对上市公司进行有效定价。因此,投资者是否认同财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的信号作用的关键在于财务报告舞弊行政处罚反映可感知审计信息的置信度。

笔者认为财务报告舞弊行政处罚能够可置信地反映实际审计质量的高低,其原因可从审计供给和审计需求两个方面进行分析。

从审计供给角度来看,审计师因财务报告舞弊受到行政处罚会显著降低其市场份额和审计收费率,因此行政管制和市场机制的合力构成了对审计合谋的可置信威胁,审计师的支付函数中会增加预期的行政处罚成本和市场惩罚成本,从而降低审计合谋的概率<sup>[6]</sup>。另外,考虑到财务报告舞弊公司恶劣的财务状况,审计师在执业过程中会保持更高的执业谨慎,降低审计重要性水平,从而导致审计客户盈余质量的提高或者出具非标审计意见概率的提高。

从审计需求角度来看,财务报告舞弊行政处罚有助于内部公司治理机制的完善,比如,醋卫华发现,财务报告舞弊行政处罚导致了独立董事比例增加,也提高了应为财务报告舞弊负责的公司董事长和总经理变更的概率<sup>[4-5]</sup>。财务报告舞弊行政处罚公司在改善内部公司治理的同时,迫切需要向外部投资者传递其改善公司治理、提高信息质量的信号,因此会产生对高质量审计的需求。经验证据也证明了此逻辑推理。韩小芳发现财务报告舞弊行政处罚公司董事长发生非常规变更、独立董事发生变更、独立董事发生非常规变更、非独立董事发生变更、非独立董事发生非常规变更都会显著提高审计质量<sup>[19]</sup>。据此,本文提出假设1。

假设1:审计客户受到财务报告舞弊行政处罚时,投资者认为该审计客户的财务报告具有更高的可感知审计质量。

行为金融学的风险规避理论认为,人对风险和收益的反应存在系统性差异,人对风险的敏感程度显著强于对收益的敏感程度。将风险规避理论应用到投资者对审计质量感知领域,可以推知投资者对反映好消息(即财务报告质量较高)的审计质量信息不太敏感,对反映坏消息(即财务报告质量较低)的审计意见信息有较强的敏感度。一般而言,审计师出具标准无保留审计意见和审计意见改善是反映好消息的审计意见信息;相对而言,审计师出具非标审计意见和审计意见未改善在很大程度上是反映坏消息的审计意见信息<sup>①</sup>。

此外,财务报告舞弊行政处罚虽然能够有效降低审计客户通过变更审计师方式购买审计意见的发生率,但无法遏制审计客户通过支付异常审计收费方式购买审计意见<sup>[6]</sup>。由于发生财务报告舞弊行政处罚的上市公司大多财务状况不佳,许多公司面临退市风险,基于资本市场壳资源的稀缺价值,上市公司和地方政府有强烈期望与审计师进行合谋,获取有利的审计意见,从而使得反映好消息的审计意见的信息含量大大降低。据此,我们提出假设2和假设3。

假设2:审计客户受到财务报告舞弊行政处罚且审计师发布坏消息时,投资者认为该审计客户的财务报告具有更高的可感知审计质量。

假设3:审计客户受到财务报告舞弊行政处罚且审计师发布好消息时,投资者不认为该审计客户的财务报告具有更高的可感知审计质量。

审计师因与审计客户合谋进行财务报告舞弊而受到监管部门行政处罚也是投资者可以捕捉到的公共信息。随着会计师事务所大规模的合并和设立跨省分所,中国审计市场的竞争越来越激烈,受到行政处罚的审计师无疑面临更加不利的竞争地位。为了改善公众形象和市场环境,受到行政处罚的审计师会保持更高的执业谨慎,提高审计质量。经验证据也支持了上述推理<sup>[6]</sup>。据此,本文提出假设4。

假设4:当审计客户和审计师皆因财务报告舞弊受到行政处罚时,投资者认为该审计客户的财务报告具有较高的可感知审计质量。

---

<sup>①</sup>严格来说,审计意见恶化更能体现坏消息,但考虑到审计意见恶化样本量过低,我们选择审计意见未改善作为坏消息,如果审计意见未改善样本中财务报告舞弊行政处罚能显著增加盈余反应系数,我们就能得出审计意见恶化样本中财务报告舞弊行政处罚显著增加盈余反应系数更加稳健的推论。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择和数据来源

本文选择 2001 年至 2008 年间全部 A 股上市公司为初始研究样本<sup>①</sup>,在此基础上,按如下标准对初始样本进行了筛选:(1)剔除金融类公司;(2)剔除同时发行 B 股或 H 股等的外资股公司;(3)剔除 IPO 公司;(4)剔除财务数据、市场收益数据和公司风险数据缺失公司。经过上述筛选,最终获得了 8273 个公司年样本和 302 个财务报告舞弊行政处罚公司年样本,2001 年至 2008 年间各年的样本公司数分别为 914 家、992 家、1058 家、1111 家、978 家、959 家、1029 家和 1232 家。

审计师行政处罚数据来自证监会发布的《行政处罚决定书》;财务报告舞弊行政处罚数据来自 CSMAR 数据库,并与证监会发布的《行政处罚决定书》、沪深证券交易所诚信档案相核对;股票收益数据、公司风险数据、财务数据和审计师特征数据均来自 CSMAR 数据库;省区法制水平数据来自《中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2009 年报告》中的市场中介组织发育程度和法律制度环境指数<sup>[20]</sup>。财务数据、股票收益数据、公司风险数据、公司成长性数据都进行了 1% 的缩尾处理。

#### (二) 研究模型与变量设定

审计质量经验文献主要通过检验反映审计质量的信息对审计客户盈余反应系数是否具有边际效用来考察可感知审计质量的高低。因此我们借鉴 Teoh 和 Wong 的研究成果<sup>[10]</sup>,建立如下模型,以检验我们提出的假设。模型中相关变量的释义如表 1 所示。

$$CAR = \beta_0 + \beta_1 Gscf + \beta_2 UE + \beta_3 Gscf * UE + \beta_4 TobinQ * UE + \beta_5 TobinQ * UE * Gscf + \beta_6 Beta * UE + \beta_7 Beta * UE * Gscf + \beta_8 Size * UE + \beta_9 Size * UE * Gscf + \beta_{10} Index + \beta_{11} Index * UE + Year + Ind + \varepsilon \quad (1)$$

表 1 变量说明

变量类型	变量名称	变量说明	预期符号
因变量	CAR	本年 5 月份到 4 月份公司获得的市场指数调整后累计异常股票收益率	
检验变量	Gscf * UE	财务报告舞弊行政处罚变量与异常盈余变量的交乘项	+
控制变量	UE	异常盈余变量,等于年末股价调整后的每股收益增长额	+
	Gscf	财务报告行政处罚变量,当期上市公司受到财务报告舞弊行政处罚时赋值 1,否则赋值 0	-
	TobinQ * UE	公司成长性变量和异常盈余变量的交乘项	+
	TobinQ * UE * Gscf	公司成长性变量、异常盈余变量和财务报告舞弊行政处罚变量的交乘项	?
	Size * UE	公司规模变量和异常盈余变量的交乘项	+
	Size * UE * Gscf	公司规模变量、异常盈余变量和财务报告舞弊行政处罚变量的交乘项	?
	Beta * UE	公司风险变量和异常盈余变量的交乘项	-
	Beta * UE * Gscf	公司风险变量、异常盈余变量和财务报告舞弊行政处罚变量的交乘项	?
	Index	省区法制水平变量,等于该省区市场中介组织发育程度和法律制度环境指数得分	?
	Index * UE	省区法制水平变量与异常盈余变量的交乘项	?

因变量:CAR 为 5 月份到 4 月份公司获得的市场指数调整后累计异常股票收益率。

检验变量:哑变量 Gscf 为财务报告舞弊行政处罚变量,当期上市公司因为财务报告舞弊受到监管部门(证监会、沪深证券交易所和财政部)行政处罚(包括公开处罚、公开谴责、公开批评、立案调查、内

<sup>①</sup>研究未涵盖 2009、2010 和 2011 三年数据,原因之一在于该时期证监会监管的重点是证券价格操纵和违规证券交易,上市公司和会计师事务所因财务报告舞弊受到行政处罚的样本很少,原因之二在于我国法律规定的上市公司 2011 年年报披露时间尚未结束,因而无法获得 2011 年的相关数据。

部通报批评、其他处罚等六类)<sup>①</sup>时赋值 1, 否则赋值 0。Gscf \* UE 为财务报告舞弊行政处罚变量与异常盈余变量的交乘项。如果假设 1、假设 2 和假设 4 成立, 我们预期 Gscf \* UE 与因变量之间呈正相关关系。如果假设 3 成立, 我们预期 Gscf \* UE 与因变量之间正相关关系会变得不显著。

控制变量: UE 为异常盈余变量, 等于年末股价调整后的每股收益增长额。TobinQ 为公司成长性变量, 等于公司总资产市值账面价值之比。Beta 为公司风险变量, 等于公司 250 个交易日系数。Size 为公司规模变量, 等于公司期末总资产的自然对数。另外, TobinQ \* UE、TobinQ \* UE \* Gscf、Beta \* UE、Beta \* UE \* Gscf、Size \* UE 和 Size \* UE \* Gscf 是成长性变量、公司风险变量和公司规模变量与财务报告舞弊行政处罚变量的交乘项。Index 为省区法制水平变量, 等于《中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2009 年报告》中省区市场中介组织发育程度和法律制度环境指数得分, Index \* UE 为省区法制水平变量与异常盈余变量的交乘项。此外, 我们还设置了年度哑变量和行业哑变量, 以控制年度和行业的影响。

#### 四、实证结果

##### (一) 单变量检验

表 2 显示了全样本情况下财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的影响。当审计客户发生财务报告舞弊行政处罚时, 盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为 0.13 和 -0.11, 盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 -0.11 和 -0.30, 盈余增长公司和盈余下降公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.24 和 0.19, 并且两者都显著大于零; 当审计客户未发生财务报告舞弊行政处罚时, 盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为 0.37 和 0.50, 盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 0.05 和 0.20, 盈余增长公司和盈余下降公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.32 和 0.30, 并且两者都显著大于零。假设 1 是否成立有待进一步观察。

表 2 财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的影响

项目	财务报告舞弊 行政处罚公司		无财务报告舞弊 行政处罚公司	
	盈余增长 (N = 130)	盈余下降 (N = 172)	盈余增长 (N = 3800)	盈余下降 (N = 4171)
均值	0.13	-0.11	0.37	0.05
中值	-0.11	-0.30	0.50	0.20
均值差	0.24		0.32	
均值检验	2.74***		14.90***	
中值差	0.19		0.30	
中值检验	5.24***		19.76***	

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

表 3 和表 4 显示了审计客户被出具非标准无保留意见和审计意见未改善等坏消息情况下财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的影响。当审计客户发生财务报告舞弊行政处罚且审计师出具非标审计意见时, 盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为 0.06 和 -0.20, 盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 -0.17 和 -0.38, 盈余增长公司和盈余下降公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.23 和 0.18, 仅中值差显著大于零; 当审计客户未发生财务报告舞弊行政处罚且审计师出具非标审计意见时, 盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为 0.26 和 -0.17, 盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 -0.16 和 -0.32, 盈余增长公司和盈余下降公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.42 和 0.15, 并且两者都显著大于零。

当审计客户发生财务报告舞弊行政处罚且审计意见未改善时, 盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为 0.10 和 -0.09, 盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 -0.12 和 -0.30, 盈余增长公司和盈

<sup>①</sup>由于数据库和研究设计等原因, 现有经验研究对财务报告舞弊行政处罚行为的界定具有较强的随意性, 并无可接受的、统一的标准。本文的主检验中, 涵盖了经验研究列举的所有财务报告舞弊行政处罚行为, 在稳健性检验中则剔除了一些经验研究中未认定的财务报告行政处罚行为, 包括证监会的立案调查和责令改正、及时披露、证券市场禁入等其他处罚。

**表 3 财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的影响(非标准审计意见子样本)**

项目	财务报告舞弊 行政处罚公司		无财务报告舞弊 行政处罚公司	
	盈余增长 (N=49)	盈余下降 (N=90)	盈余增长 (N=189)	盈余下降 (N=397)
均值	0.06	-0.17	0.26	-0.16
中值	-0.20	-0.38	-0.17	-0.32
均值差	0.23		0.42	
均值检验	1.48		4.91***	
中值差	0.18		0.15	
中值检验	3.69***		6.84***	

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

余下降公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.22 和 0.21, 并且两者都显著大于零; 当审计客户未发生财务报告舞弊行政处罚且审计意见未改善时, 盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为 0.37 和 -0.05, 盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 0.05 和 -0.20, 盈余增长公司和盈余下降公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.32 和 0.15, 并且两者都显著大于零。假设 2 是否成立有待进一步观察。

表 5 和表 6 显示了审计客户被出具标准无保留审计意见和审计意见改善等好消息情况下财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的影响。当审计客户发生财务报告舞弊行政处罚且审计师出具标准无保留审计意见时, 盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为 0.18 和 -0.08, 盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 -0.07 和 -0.25, 盈余增长公司和盈余下降公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.25 和 0.17, 并且两者都显著大于零; 当审计客户未发生财务报告舞弊行政处罚且审计师出具标准无保留审计意见时, 盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为和 0.41 和 -0.04, 盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 0.08 和 -0.19, 盈余增长公司和盈余下降公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.33 和 0.15, 并且两者都显著大于零。

**表 5 财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的影响(标准审计意见子样本)**

项目	财务报告舞弊 行政处罚公司		无财务报告舞弊 行政处罚公司	
	盈余增长 (N=81)	盈余下降 (N=82)	盈余增长 (N=3611)	盈余下降 (N=3744)
均值	0.18	-0.07	0.41	0.08
中值	-0.08	-0.25	-0.04	-0.19
均值差	0.25		0.33	
均值检验	2.11**		13.65***	
中值差	0.17		0.15	
中值检验	3.18***		17.76***	

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

当审计客户发生财务报告舞弊行政处罚且审计意见改善时, 盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为 0.22 和 -0.18, 盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 -0.04 和 -0.32, 盈余增长公司和盈余下降

**表 4 财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的影响(审计意见未改善情况下子样本)**

项目	财务报告舞弊 行政处罚公司		无财务报告舞弊 行政处罚公司	
	盈余增长 (N=95)	盈余下降 (N=155)	盈余增长 (N=3618)	盈余下降 (N=4076)
均值	0.10	-0.12	0.37	0.05
中值	-0.09	-0.30	-0.05	-0.20
均值差	0.22		0.32	
均值检验	2.40***		14.78***	
中值差	0.21		0.15	
中值检验	5.07***		19.50***	

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

**表 6 财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的影响(审计意见改善情况下子样本)**

项目	财务报告舞弊 行政处罚公司		无财务报告舞弊 行政处罚公司	
	盈余增长 (N=35)	盈余下降 (N=17)	盈余增长 (N=182)	盈余下降 (N=94)
均值	0.22	-0.04	0.40	0.10
中值	-0.18	-0.32	-0.10	-0.23
均值差	0.26		0.30	
均值检验	0.84		1.94**	
中值差	0.14		0.13	
中值检验	1.12		3.69***	

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

公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.26 和 0.14,统计检验结果表明两者均不显著大于零;当审计客户未发生财务报告舞弊行政处罚且审计意见改善时,盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为 0.40 和 -0.10,盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 0.10 和 -0.23,盈余增长公司和盈余下降公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.30 和 0.13,并且两者都显著大于零。假设 3 是否成立有待进一步观察。

表 7 显示了审计师受行政处罚的样本中财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的影响。当审计客户发生财务报告舞弊行政处罚且审计师受到行政处罚时,盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为 -0.08 和 -0.20,盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 -0.21 和 -0.23,盈余增长公司和盈余下降公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.13 和 0.03,并且两者都不显著大于零;当审计客户未发生财务报告舞弊行政处罚且审计师受到行政处罚,盈余增长公司 CAR 的均值和中值分别为 0.08 和 -0.15,盈余下降公司 CAR 的均值和中值分别为 -0.08 和 -0.23,盈余增长公司和盈余下降公司 CAR 的均值差和中值差分别是 0.16 和 0.08,并且两者都显著大于零。单变量检验的结果与假设相反,假设 4 是否成立有待进一步观察。

主要变量之间的 Pearson 和 Spearman 相关性检验结果(未报告)表明,Gscf \* UE 在 1% 水平上与 CAR 显著正相关,初步证实假设 1。UE 和交乘项、交乘项之间的相关系数较大,多元变量回归中一些交乘项的 VIF 大于 10,存在一定的多重共线性,这也是此类研究中无法克服的问题。

## (二) 多变量回归分析

表 8 显示了模型 1 的回归结果。全样本下,Gscf \* UE 交互项的系数为正,但并不显著,不支持假设 1,这表明总体上投资者并未认同财务报告舞弊行政处罚传递了可感知审计质量的信息。

表 8 模型 1 实证结果

变量	全样本		非标审计意见子样本		标准审计意见子样本		审计意见改善子样本		审计意见未改善子样本		审计师受处罚子样本	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
常数项	0.082	1.67	-0.036	-0.30	0.114	2.15	-0.009	-0.03	0.079	1.59	-0.065	-0.41
Gscf	-0.116 ***	-3.98	-0.112 ***	-2.85	-0.041	-1.03	-0.127 *	-1.79	-0.120 ***	-3.70	0.031	0.41
UE	-1.759	-0.98	-3.608	-1.38	-2.735	-1.13	4.091	0.82	-3.360 *	-1.76	-5.318	-1.11
Gscf * UE	6.102	1.34	9.976 **	2.19	0.100	0.01	-22.730	-1.11	8.588 *	1.81	34.163 *	1.66
TobinQ * UE	-0.019	-0.15	0.022	0.18	1.340 ***	4.05	-0.513 **	-2.03	0.186	1.28	0.379	0.79
TobinQ * UE * Gscf	-0.247	-0.87	-0.399	-1.56	-0.754	-0.60	-0.242	-0.32	-0.433	-1.41	-1.322	-0.94
Beta * UE	-0.218 ***	-8.97	-0.239 ***	-3.98	-0.215 ***	-8.16	-0.166	-1.62	-0.210 ***	-8.41	-0.179 **	-2.40
Beta * UE * Gscf	-0.194	-0.38	-0.834 *	-1.83	0.130	0.09	-0.196	-0.14	-0.336	-0.61	-0.721	-0.30
Size * UE	0.145 *	1.77	0.198	1.62	0.142	1.32	-0.096	-0.42	0.210 **	2.42	0.286	1.31
Size * UE * Gscf	-0.291	-1.38	-0.419 **	-1.99	0.009	0.01	1.117	1.12	-0.391 *	-1.80	-1.603 *	-1.68
Index	-0.002	-1.21	-0.007	-1.29	-0.002	-1.05	-0.015	-1.58	-0.002	-0.96	0.010	1.47
Index * UE	-0.025	-1.17	0.000	-0.01	-0.064	-2.12	-0.068	-0.81	-0.032	-1.43	-0.040	-0.66
年度	控制		控制		控制		控制		控制		控制	
行业	控制		控制		控制		控制		控制		控制	
F 值	689.98		89.08		619.13		63.67		647.91		32.10	
调整后 R <sup>2</sup>	0.7599		0.8222		0.7569		0.8793		0.7558		0.6828	
样本数	8272		725		7547		328		7944		550	

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

非标审计意见子样本中和审计意见未改善子样本中, $Gscf * UE$  分别在 5% 和 10% 显著水平上与 CAR 正相关,支持假设 2,表明仅当审计师发布坏消息时,投资者才认同财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的信号作用。

标准无保留审计意见样本中, $Gscf * UE$  与 CAR 非显著正相关。与预期相反,审计意见改善样本中, $Gscf * UE$  与 CAR 非显著负相关。我们发现,审计客户发生财务报告舞弊行政处罚和未发生财务报告舞弊行政处罚时,审计意见改善和审计意见未改善时审计客户支付给审计师的异常审计收费分别为 0.129、0.140 和 -0.003、-0.048,因此可推断,上述异常情况的发生是投资者对财务报告舞弊行政处罚公司向审计师支付更高的异常审计收费行为做出反应的结果。上述经验证据表明,当审计师发布好消息时,投资者并不认同财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的信号作用。

审计师受到行政处罚子样本中, $Gscf * UE$  在 10% 水平上与 CAR 显著正相关,支持假设 4,表明反映声誉的审计师行政处罚信息显著影响了投资者的投资决策。

在控制变量方面, $Gscf$ 、 $Beta * UE$  与 CAR 显著负相关,其他变量多与 CAR 无显著相关关系。

### (三) 稳健性检验

为了保证研究结果的可靠性,本文从以下几个方面进行了稳健性检验:

首先,将 CAR 定义为本年 1 月份到 12 月份公司获得的累计异常股票收益率(市场指数调整)。

其次,限定了行政处罚的范围,受到立案调查和其他处罚的公司不作为财务报告舞弊行政处罚公司。

最后,鉴于深圳中小板公司与深圳、上海主板公司可能存在系统性差异,我们剔除了中小板公司。

我们发现,回归结果与之前的研究结论一致。

## 五、研究结论

本文以 2001 年至 2008 年间非金融、非外资正常交易 A 股公司为研究样本,考察了财务报告舞弊行政处罚是否传递了可感知审计质量信息。实证结果表明,投资者总体上并不认可财务报告舞弊行政处罚传递了可感知审计质量信息,仅当观察到反映坏消息的审计意见信息(如审计师出具非标审计意见、审计意见未改善等)和反映审计师声誉信息(如审计师受到行政处罚)的情况下,投资者才认为财务报告舞弊行政处罚传递了可感知审计质量信息;而当观察到审计师出具标准无保留审计意见和审计意见改善等好消息时,投资者并不认同财务报告舞弊行政处罚对可感知审计质量的信号作用。

如何提高审计质量并保护投资者合法权益是一个系统工程,仅靠财务报告舞弊行政处罚并不足以从根本上提振投资者对财务报告的信任度。已有的经验证据表明,在提高审计质量方面,公司内部治理机制、公司外部治理机制与财务报告舞弊行政处罚不存在明显的替代或促进关系,而审计师的自律机制在一定程度上与财务报告舞弊行政处罚之间存在替代关系<sup>[6]</sup>。本文认为,虽然随着改革开放的深入,上市公司的公司治理结构和市场环境都得到了很大的改善,但由于现有资本市场的过度管制,不可避免地造成上市公司和地方政府强烈的寻租意愿,从而构成对投资者合法权益的根本性损害。因此,降低上市公司和地方政府的寻租动机,完善上市公司的公司治理质量,深化审计师的自律机制是提升审计质量和投资者信心的根本途径。

### 参考文献:

- [1] 醋卫华. 声誉机制起作用了吗? ——来自中国证券市场的经验证据[R]. 厦门大学工作论文, 2011: 2.
- [2] 蔡志岳. 中国上市公司信息披露违规的动因、市场反应与预警研究[D]. 厦门大学, 2007: 68 - 72.
- [3] 刘明辉, 韩小芳. “谴责”能否促进财务舞弊的公司改善公司治理? [J]. 财经问题研究, 2009(2): 100 - 107.



- [4] 醋卫华. 公司丑闻、声誉机制与董事会重构[J]. 山西财经大学学报, 2011(2): 76 - 83.
- [5] 醋卫华. 公司丑闻、声誉机制与高管变更[J]. 经济管理, 2011(1): 38 - 43.
- [6] 张宏伟. 财务报告舞弊行政处罚与审计质量提高的研究[D]. 厦门大学, 2011.
- [7] DeAngelo L E. Auditor size and audit quality[J]. Journal of Accounting and Economics, 1981, 3: 183 - 199.
- [8] Watkins A L, Hillison W, Moeecroft S E. Audit quality: a synthesis of theory and empirical evidence[J]. Journal of Accounting Literature, 2004, 23: 153 - 193.
- [9] 尚兆燕. 投资者保护、审计意见类型与审计制度变迁: 实证检验[J]. 经济科学, 2009(6): 101 - 116.
- [10] Teoh S W, Wong T J. Perceived auditor quality and earnings response coefficient[J]. The Accounting Review, 1993, 68: 346 - 366.
- [11] 温国山. 会计师事务所规模、审计质量与市场反应——来自中国证券审计市场的证据[J]. 审计与经济研究, 2009(6): 34 - 45.
- [12] 肖小凤, 唐红. 新股发行市场的审计师选择——来自 2006—2008 年的证据[J]. 审计与经济研究, 2010(6): 37 - 43.
- [13] 王少飞, 孙铮, 张旭. 审计意见、制度环境与融资约束——来自中国上市公司的实证分析[J]. 审计研究, 2009(2): 63 - 72.
- [14] 张娟, 李虎, 王兵. 审计师选择、信号传递与资本结构优化调整——基于中国上市公司的实证分析[J]. 审计与经济研究, 2010(5): 33 - 39.
- [15] Pittman J A, Fortin S. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms[J]. Journal of Accounting and Economics, 2004, 37: 113 - 136.
- [16] 孙新宪, 田利军. 审计意见与银行贷款续新决策关系研究[J]. 审计与经济研究, 2010(2): 48 - 53.
- [17] 李海燕, 厉夫宁. 独立审计对债权人的保护作用——来自债务代理成本的证据[J]. 审计研究, 2008(3): 81 - 92.
- [18] 江金锁. 审计意见与债务期限约束——来自中国上市家族企业的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2010(6): 31 - 36.
- [19] 韩小芳. 财务舞弊公司董事会变更对审计质量的影响——基于面板数据模型[C]. 2011 中国会计高层论坛——暨南京财经大学会计本科教育 30 周年学术研讨会论文集, 2011: 329 - 341.
- [20] 樊纲, 王小鲁. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2009 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2010: 1 - 25.

[责任编辑: 黄 燕]

## Administrative Penalty on Financial Reporting Fraud and Perceived Auditing Quality

ZHANG Hong-wei

**Abstract:** Using normally trading A Share Companies from 2001 to 2008 in Chinese capital market which do not belong to finance industry nor issue foreign shares as samples, this paper investigates whether administrative penalty on financial reporting fraud tells the information of perceived auditing quality. The empirical results show that generally investors do not believe administrative penalty on financial reporting fraud tells the information of perceived auditing quality. However, when investors see the bad news such as modified opinion or scandals like auditors' administrative penalty, they would believe administrative penalty on financial reporting fraud truly reveals the information of perceived auditing quality.

**Key Words:** administrative penalty on financial reporting fraud; perceived auditing quality; market response; the modified opinion; the auditor reputation information; audit services