

## 独立审计职业声誉损害与市场反应 ——中天勤事件的进一步研究<sup>\*</sup>

方军雄

(复旦大学管理学院会计系, 上海 200433)

**【摘要】** 独立审计是提高会计信息可信性和缓解委托代理成本的有效机制, 其作用的发挥取决于审计质量, 而职业声誉是市场衡量审计质量的便捷标准, 问题是, 注册会计师职业声誉的损害是否会削弱社会公众对审计质量的评价进而影响市场对公司价值的判断, 对此, 我们并不清楚。本文以银广夏事件作为切入点研究了职业声誉损害的影响, 结果发现银广夏造假公开日和中注协宣布将对中天勤进行严肃查处日其审计的其他上市公司异常报酬率显著为负, 而且市场的负面反应考虑到了审计意见的类型以及上市公司盈余报告的质量。这说明, 由于审计质量的不可观测, 当注册会计师的职业声誉受到损害时, 社会公众的确会降低对其审计质量的评价, 进而影响到市场对其审计的其他上市公司价值的评价。

**【关键词】** 审计质量 职业声誉 市场反应

### 一、引言

法律和信誉是维持市场有序运行的两个互补的基本机制(钱颖一 2000, 张维迎 2002)。与法律相比, 信誉机制不仅是一种成本更低的维持交易秩序的机制, 而且法律制度的运行也离不开信誉基础(张维迎 2002)。审计服务的异质性和信息品的特征使得

---

<sup>\*</sup> 方军雄, 副教授, Email: jxfang@fudan.edu.cn。本文是国家自然科学基金(70602024)“我国注册会计师行业职业声誉经济后果性研究”和教育部人文社科基金(08JC790019)“我国资本市场投资者的机构化趋势与市场信息效率研究”的阶段成果。感谢2006年北京大学承办的“第一届五校青年会计学者学术论坛”上岳衡博士以及与会学者的评论, 感谢2006年上海财经大学主办的“转型经济中的审计问题国际研讨会”上陈杰平教授、苏锡嘉教授和朱凯博士以及与会学者的意见和建议, 感谢审稿人细致的评论和建议, 本文文责自负。

职业声誉成为审计市场可选的有效质量鉴别机制。但是,职业声誉对审计质量的信号作用和治理作用取决于职业声誉是否具有足够的经济后果性,即职业声誉的形成与维护是否给 CPA 带来超额收益,而且这种超额收益是否同时给审计服务接受方带来收益,职业声誉的损害是否给 CPA 和上市公司带来负面影响。上述问题对正处于转型过程中的新兴市场经济的中国尤为突出,如果职业声誉的形成及其损害会给 CPA 带来严重的经济后果,CPA 将有足够的动力通过提高审计质量以建立和维护其职业声誉,这样职业声誉就构成保障审计质量的第一道屏障。否则,职业声誉将失去其应有的价值,从而导致我国审计市场更多的可能需要依赖行政监管,而不是市场机制的调节。本文以 2001 年银广夏事件作为切入点,采用事件研究法较为深入地研究了银广夏事件给中天勤会计师事务所职业声誉带来的损害的市场反应,结果发现在银广夏事件曝光日和中天勤被中注协通告日前后其审计的 55 家上市公司市场异常回报 (CAR) 显著为负。CPA 职业声誉损害的负面作用在中国得到了验证,这也一定程度说明了独立审计在新兴市场中依然具有治理价值。

本文以下内容安排如下:第二部分为文献回顾以及理论分析,较为全面地对审计质量、职业声誉相关文献进行评述,并结合文献回顾和理论分析提出待检验的研究假设;第三部分为研究设计,详细描述样本数据、研究模型和研究变量的具体衡量;第四部分为论文的实证结果和分析,具体描述和分析统计检验的结果;第五部分进一步考察市场对公司负面反应的影响因素以及投资策略的效果;第六部分为研究结论,概括论文得到的初步结论。

## 二、CPA 职业声誉及其经济后果性的理论分析

独立审计是信息披露制度中的重要环节,独立审计可以改善信息的可信性,而可信性的改善程度,即注册会计师对会计信息鉴证的价值取决于审计质量,因此,审计质量的高低直接影响到会计信息的质量 (Francis 1984)。此外,注册会计师的独立审计也是缓解剩余控制权和剩余索取权相分离所衍生的委托代理成本的有效治理机制 (Jensen and Meckling 1976, Fan and Wong 2005),同样,这种机制能否发挥作用以及作用的大小取决于独立审计是否高质量 (Datar et al. 1991)。DeAngelo (1981)、Watts 和 Zimmerman (1986) 认为,审计质量是注册会计师发现并且消除财务报告中的错误的力量,它取决于注册会计师专业胜任能力和独立性的联合作用。不过,专业胜任能力和独立性是一些看不见摸不着的东西。社会公众唯一能看到的是注册会计师的职业声誉,职业声誉是指社会公众对注册会计师审计质量予以信任和赞美的程度,它是由知名度、美誉度、客户忠诚度等内在品质构成的 (查道林和费娟英 2004),较高的职业声誉意味着较高的独立性和专业胜任能力,自然也就意味着较高

的审计质量 (Klein et al. 1978, Klein and Leffler 1981, Balvers et al. 1988, Chaney and Philipich 2002)。这样, 注册会计师的职业声誉成为公众判断审计质量的便捷标准。但是, 职业声誉对审计质量的治理作用取决于职业声誉是否具有足够的经济后果性, 即职业声誉的形成与维持是否给 CPA 带来超额收益, 而且这种超额收益是否同时给审计服务接受方带来收益, 职业声誉的损害是否给 CPA 和上市公司带来负面影响。

实证研究发现, 职业声誉高的“八大”或“五大”或“四大”通常可以获得相比其他 CPA 高得多的审计收费 (Palmrose 1986, Francis and Simon 1987, 王振林 2002, 李连军 2004), CPA 的职业声誉有助于降低 IPO 的发行折价 (Balvers et al. 1988, Beatty 1989, 胡旭阳 2003), CPA 的声誉有助于提高会计盈余的价值相关性 (Teoh and Wong 1993)。近些年的文献开始关注职业声誉损害对 CPA 的影响。Chaney 和 Philipich (2002) 研究了涉嫌安然财务丑闻的安达信公司职业声誉损害对其审计公司市场反应的影响, 结果发现在安达信宣告其存在审计过失的三个相互关联的事件日后三天内其审计的安然公司之外的 284 家公司累积市场异常回报 (CAR) 显著为负,  $(-1, 3)$  的 CAR 平均为  $-1.32\%$ , 其中负责安然公司审计业务的休斯顿分部审计的上市公司负的市场异常回报幅度更大。Srinivasan 等 (2006) 进一步分析了安然事件曝光之后, 安达信主审的上市公司变更会计师事务所的决策以及市场反应。朱红军、夏立军、陈信元 (2004) 对中国审计市场的研究也发现, 受过监管部门处罚 (职业声誉损害的强有力信号) 的 CPA 在 IPO 市场中获得的市场份额显著低于其他 CPA。

审计服务的异质性和信任品的特征使得职业声誉成为审计市场有效的质量鉴别机制, 而 CPA 职业声誉的获得和维持源自 CPA 长期“清白”的执业。一旦其主审的某个上市公司存在财务报告舞弊, 而且舞弊曝光, 其长期“清白”的执业史随之中断, CPA 的职业声誉遭受损害, 这可能导致处于信息劣势的社会公众对其审计质量产生质疑, 进而影响市场对其在提高会计信息可信性和缓解委托代理成本方面作用的评价。此外, 现有研究大多数证据支持了我国证券市场弱式有效的观点, 市场能对公布的会计信息做出恰当的反应 (吴世农和黄志功 1997, 赵宇龙 1998), 而且随着证券市场基础制度的完善, 我国证券市场对不同质量的会计盈余做出了区分。例如, 曾颖和陆正飞 (2006) 研究发现, 在控制  $\beta$  系数、公司规模、账面市值比、杠杆率、资产周转率等因素的条件下, 信息披露质量较高的样本公司边际股权融资成本较低, 他们的研究还发现, 盈余平滑度和披露总体质量是影响样本公司股权融资成本的主要信息披露质量特征。综上分析, 我们预测当 CPA 主审的某家上市公司爆出严重的财务丑闻, 进而广为媒体曝光、监管部门查处时, 其在社会公众眼中的职业声誉可能恶化, 进而牵连着影响社会公众对其审计质量的质疑, 最终导致市场对其主审的上市公司做出负面的评价。

考虑到市场获知信息的渠道以及市场是对中天勤当年的审计质量质疑, 我们选择了对中天勤声誉损害最为明显两个事件作为研究的事件日——2001 年 4 月 2 日《中国证券报》登载质疑银广夏的文章作为银广夏造假正式曝光的事件日, 8 月 16 日中注协秘书长李勇宣布将对中天勤进行严肃查处作为另外一个事件日。上述处理与方军雄等

(2006) 的处理一致。

由此, 我们提出如下假设:

假设 1 银广夏事件曝光之时, 市场对中天勤审计的银广夏以外的上市公司做出负面的市场反应。

假设 2 中天勤因银广夏事件被中注协通告之时, 市场对中天勤审计的银广夏以外的上市公司做出负面的市场反应。

### 三、研究设计和样本选取

借鉴现有文献 (Ball and Brown 1968, 赵宇龙 1998, Chaney and Philipich 2002), 我们采用事件研究法考察银广夏 (中天勤) 事件所产生的影响。Brown 和 Warner (1980) 研究表明, 采取市场调整模型 (market-adjusted model) 与市场模型 (market model) 在检验异常报酬率方面并不存在显著差异, 因此, 限于篇幅, 本文仅列示采用市场调整模型的检验结果<sup>①</sup>。

本文分别计算了样本公司事件日前后三天 (-3, 3) 的累计平均异常报酬率 (CAR), 具体步骤如下:

$$\text{异常报酬率 } AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}), t \in (-3, 3) \quad (1)$$

$$\text{平均异常报酬率 } AR_t = \frac{\sum_{i=1}^N AR_{i,t}}{N}, t \in (-3, 3) \quad (2)$$

$$\text{累积平均异常报酬率 } CAR(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t, (t_1, t_2) \subseteq (-3, 3) \quad (3)$$

式中,  $R_{i,t}$  为  $i$  公司在  $t$  日的考虑现金股利再投资的日市场报酬率;  $E(R_{i,t})$  为  $i$  公司在  $t$  日的预期股票报酬率。研究当中, 我们采用根据 CSMAR 提供的上证综合指数报酬率作为预期股票报酬率的替代。

原假设为平均异常报酬率  $AR_t$ 、累积平均异常报酬率  $CAR(t_1, t_2)$  与 0 不存在显著差异, 如果市场对中天勤主审的上市公司做出负面反应, 相关变量显著小于 0。

通过年度财务报告的逐一查阅, 我们发现 2000 年度聘请中天勤作为财务报告主审 CPA 的上市公司总共有 55 家 (不包括银广夏), 其中深市 44 家, 沪市 11 家, 这构成了我们研究的基本数据 (表 1)。上市公司的财务数据和市场交易数据以及市场指数数

<sup>①</sup> 在稳健检验当中, 我们按照市场模型重新执行相关的实证检验, 选取 (-150, -30) 作为估计期估计各个股票的  $\alpha_i$  和  $\beta_i$ , 然后计算事件窗内股票的异常报酬率, 研究结果与市场调整模型基本一致。按照市场模型计算的  $AR_{i,t}$ ,  $t \in (-3, 3)$  和市场调整模型计算的  $AR_{i,t}$ ,  $t \in (-3, 3)$  的相关系数为 0.875 (显著水平为 0.000)。

据均来自香港理工大学和深圳国泰安公司联合开发的《中国上市公司财务报表数据库》(CSMAR2004版本)。

表 1 2000 年度中天勤主审上市公司的审计意见类型分布

	项目	标准无保留意见	无保留+说明段	保留意见	无法表示意见	合计
1999 年度	家数	34	4	2	1	41
	比例	82.93%	9.76%	4.88%	2.44%	100.00%
2000 年度	家数	49	2	3	1	55
	比例	89.09%	3.64%	5.45%	1.82%	100.00%

注：2000 年度中天勤主审的 55 家上市公司中，有 8 家为 2000 年度新上市公司，有 6 家在 1999 年度由其他事务所审计（1999 年度的审计意见都为标准无保留审计意见），予以剔除。

## 四、实证结果与分析

### （一）银广夏造假事件曝光日的市场反应

从表 2 看，事件日相关公司的平均异常报酬率  $AR_0$  显著为负，达到  $-0.37\%$ ，78% 的公司异常报酬率为负。此外，我们发现非标准意见组和标准意见组的市场反应存在差异，事件日之前，前者各日的异常回报率基本为负，后者基本为正，这可能源于市场对前者审计披露问题的负面反应；事件日，前者却为正，后者显著为负，结合表 3，说明市场对银广夏事件造成中天勤会计师事务所职业声誉的损害做出了一定的区分。

表 2 银广夏造假曝光日与上市公司异常回报率

事件日	全部样本			非标准意见样本			标准意见样本		
	t 检验	binomial 检验	CAR	t 检验	binomial 检验	CAR	t 检验	binomial 检验	CAR
-3	0.002 7 (1.209 3)	0.53	0.002 7	0.008 2 (0.834)	0.33	0.008 2	0.002 0 (0.910)	0.55	0.002
-2	0.001 4 (0.784 1)	0.55	0.004 1	0.002 1 (0.262)	0.67	0.010 3	0.001 3 (0.735)	0.53	0.003 3
-1	-0.002 1 (-1.301 6)	0.62	0.002	-0.004 7 (-0.689)	0.67	0.005 6	-0.001 8 (-1.088)	0.61	0.001 5

续表

事件日	全部样本			非标准意见样本			标准意见样本		
	t 检验	binomial 检验	CAR	t 检验	binomial 检验	CAR	t 检验	binomial 检验	CAR
0	-0.003 7 (-2.608 5)**	0.78***	-0.001 7	0.011 2 (1.905)	0.67	0.016 8	-0.005 5 (-4.608)***	0.84***	-0.004
1	0.000 6 (0.310 6)	0.60	-0.001 1	-0.000 7 (-0.121)	0.33	0.016 1	0.000 8 (0.362)	0.63	-0.003 2
2	0.001 5 (1.000 2)	0.53	0.000 4	0.000 8 (0.166)	0.50	0.016 9	0.001 6 (0.991)	0.53	-0.001 6
3	-0.002 0 (-1.041 9)	0.71***	-0.001 6	0.006 2 (0.479)	0.67	0.0231	-0.003 1 (-1.910)*	0.71***	-0.004 7

注: t 检验, 原假设为均值=0, ( ) 为 t 统计量值; Binomial 检验, 分割点为 0, 概率为 0.5, binominal 检验栏列示的是市场回报为负的公司占样本总体的比例; 全部样本数为 55 个, 非标准意见组样本为 6 个, 标准意见组样本为 49 个; CAR 各行的数值为截至当日的累积异常回报率; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示显著水平为 0.10、0.05 和 0.01。

表 3 银广夏造假曝光日与上市公司累计异常回报率

事件窗口	全部样本		非标准意见组		标准意见组	
	t 检验	binomial 检验	t 检验	binomial 检验	t 检验	binomial 检验
(-1, 0)	-0.005 7 (-2.989)***	0.75***	0.006 5 (0.823)	0.33	0.007 2 (-3.900)***	0.55
(0, 1)	-0.003 1 (-1.355)	0.62	0.010 5 (2.340)*	0.17	-0.004 7 (-1.988)*	0.67**
(-1, 1)	-0.005 1 (-2.332)**	0.71***	0.005 8 (0.703)	0.67	-0.006 5 (-2.924)***	0.71***
(-2, 2)	-0.002 2 (-0.759)	0.58	0.008 7 (0.820)	0.33	-0.003 6 (-1.185)	0.61

注: t 检验, 原假设为均值=0, ( ) 为 t 统计量值; Binomial 检验, 分割点为 0, 概率为 0.5, binominal 检验栏列示的是市场回报为负的公司占样本总体的比例; 全部样本数为 55 个, 非标准意见组样本为 6 个, 标准意见组样本为 49 个; \*、\*\*和\*\*\* 分别表示显著性水平为 0.10、0.05 和 0.01。

表 3 反映的是银广夏造假曝光事件对中天勤审计的其他上市公司的累计影响。在 (-2, 2) 窗口内, 各种细分的窗口全部样本的累积平均异常报酬率 CAR 都呈现负数, 其中 (-1, 0) 和 (-1, 1) 窗口在统计上显著, 从公司分布看, 至少一半以上的公司累积异常报酬率呈现负数。同样, 我们发现事件窗内负累积异常报酬率主要体现在标准意见组。

综合表 2 和表 3, 我们不难推测银广夏造假事件的确对主审 CPA——中天勤的职业声誉产生了损害, 使得社会公众对其审计质量产生了置疑, 从而连带着对其审计的其他

上市公司价值产生负面评价。

## (二) 中注协通告日的市场反应

鉴于 000003 (ST 金田) 和 000613 (ST 东海) 于 2001 年 8 月 16 日期间缺少相应的市场交易数据, 予以剔除, 最后样本为 53 个。

从表 4 看, 8 月 16 日中注协秘书长李勇通告将对涉嫌银广夏造假事件的中天勤进行严肃查处, 更进一步导致市场对中天勤审计质量的怀疑, 使得市场对中天勤的其他客户做出显著的负面反应。在公布日后一天, 平均异常报酬率  $AR_1$  显著为负, 达到  $-0.25\%$ , 将近一半的公司 (49%) 异常报酬率为负。此外, 我们发现标准意见组和非标准意见组的市场反应存在一定差异。

表 4 中注协通告日与上市公司异常回报率

事件日	全部样本			非标准意见组			标准意见组		
	t 检验	binomial 检验	CAR	t 检验	binomial 检验	CAR	t 检验	binomial 检验	CAR
-3	0.002 7 (1.461 2)	0.51	0.002 7	-0.007 9 (-1.822)	0.75	-0.007 9	0.003 5 (1.858)*	0.49	0.003 5
-2	-0.002 4 (-1.336 9)	0.64*	0.000 3	0.012 7 (0.916)	0.25	0.004 8	-0.003 4 (-2.249)**	0.65**	0.000 1
-1	-0.000 7 (-0.363 5)	0.62*	-0.000 4	-0.001 2 (-0.536)	0.75	0.003 6	-0.000 1 (-0.357)	0.60	0.000
0	-0.000 6 (-0.332 6)	0.49	-0.001	0.000 1 (0.034)	0.50	0.003 7	-0.000 4 (-0.181)	0.47	-0.000 4
1	-0.002 5 (-2.119 9)**	0.66**	-0.003 5	-0.002 6 (-1.684)	0.75	0.001 1	-0.002 7 (-2.077)**	0.65*	-0.003 1
2	-0.000 9 (-0.675 6)	0.57	-0.004 4	0.005 2 (0.567)	0.50	0.006 3	-0.001 5 (-1.227)	0.56	-0.004 6
3	0.002 9 (2.089 3)	0.47	-0.001 5	0.008 7 (3.083)*	1.00	0.015	0.002 3 (1.521)	0.51	-0.002 3

注: t 检验, 原假设为均值=0, ( ) 为 t 统计量值; Binomial 检验, 分割点为 0, 概率为 0.5, binomial 检验栏列示的是市场回报为负的公司占样本总体的比例; 全部样本数为 53 个, 非标准意见组为 4 个, 标准意见组 49 个; CAR 各行的数值为截至当日的累积异常回报率; \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示显著性水平为 0.10、0.05 和 0.01。

表 5 显示, 在 (-2, 2) 窗口内, 各种细分的窗口累积平均异常报酬率 CAR 都呈现负数, 其中 (-2, 2) 窗口在统计上显著, 累计平均异常报酬率达到  $-0.071\%$ 。从公司分布看, 至少一半以上的公司累积异常报酬率呈现负数。

表5 中注协通告日与上市公司累计异常回报率

事件窗口	全部样本		非标准意见组		标准意见组	
	t 检验	binomial 检验	t 检验	binomial 检验	t 检验	binomial 检验
(-1, 0)	-0.001 3 (-0.456)	0.53	-0.001 1 (-0.251)	0.50	-0.001 1 (-0.361)	0.51
(0, 1)	-0.003 1 (-1.439)	0.53	-0.002 5 (-2.745)*	0.75	-0.003 0 (-1.267)	0.55
(-1, 1)	-0.005 4 (-1.375)	0.57	-0.003 7 (-1.225)	0.75	-0.003 8 (-1.234)	0.63*
(-2, 2)	-0.007 1 (-1.989)*	0.60	0.014 2 (1.432)	0.25	-0.008 7 (-2.353)**	0.61

注: t 检验, 原假设为均值=0, () 为 t 统计量值; Binomial 检验, 分割点为 0, 概率为 0.5, binomial 检验栏列示的是市场回报为负的公司占样本总体的比例; 全部样本数为 53 个, 非标准意见组为 4 个, 标准意见组 49 个; \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示显著性水平为 0.10、0.05 和 0.01。

综合表 4 和表 5, 我们可以推断中注协宣告将对中天勤进行严肃查处进一步损害了其职业声誉, 使得社会公众对其审计质量产生了进一步置疑, 从而连带着对其审计的其他上市公司价值产生负面评价。

## 五、市场负面反应的影响因素研究

上述研究发现, 当银广夏会计造假事件曝光进而损害到中天勤会计师事务所的声誉时, 市场对中天勤主审的上市公司中被出具标准无保留审计意见的公司做出了显著的负面反应, 问题是, 市场反应是否恰当? 这种反应是否只是因为对中天勤声誉损害的担心而做出的偏激行为呢? 也就是说, 作为国内一家“名声”大的会计师事务所——中天勤除了在银广夏存在严重的审计质量问题, 是否在其他被出具无保留审计意见的公司的审计当中也存在严重问题呢, 即审计质量低劣是中天勤整体的状况, 而不只是银广夏个案? 换言之, 中天勤是否属于名不副实的“低质”所?

综合现有的文献, 对审计质量的考察不外乎直接衡量和间接衡量两个角度, 间接衡量是从使用者的角度考察市场对审计后的会计信息使用状况, 诸如会计盈余的价值相关性、投资者要求的报酬率 (Balvers、McDonald and Miller—1988, Beatty 1989, Teoh and Wong 1993, Pittman and Fortin 2004); 直接衡量则是从审计旨在发现和报告会计报表中的错误与舞弊、进而提高会计信息的可信性的功能出发, 考察审计对盈余管理程度 (Fancis、Maydew and Sparks 1999, Bartov、Gul and Tsui 2000)、应计项目估计误



差 (Dechow and Dichev 2002) 的影响。审计质量越好, 上市公司盈余管理程度越小, 应计项目的估计误差越小。由于我们检验的是市场对中天勤主审上市公司的市场反应是否恰当, 直接衡量审计质量是较为恰当的研究设计。如果市场反应是恰当的, 即中天勤整体审计质量较差, 那么我们将会发现其主审的上市公司会计盈余报告的质量较差, 具体体现为更高的盈余管理和更高的应计项目估计误差。此外, 我们还将考察市场对中天勤主审的上市公司 (剔除银广夏) 的负面评价是否考虑其会计盈余报告的质量。由此我们得到如下假设:

假设 3 在其他条件一定的情况下, 中天勤主审的上市公司的盈余报告质量显著低于其他上市公司的盈余报告质量。

假设 4 在其他条件一定的情况下, 中天勤主审的上市公司的盈余报告质量越差, 市场负面反应程度越大。

### (一) 盈余管理和应计项目估计误差的衡量

盈余管理现象的研究通常采用应计项目分离法的研究设计 (McNichlos 2000, 夏立军 2003), 现有研究文献估计非操控性应计项目 (non-discretionary accrual) 的模型包括五种模型 (杜滨 2001), 研究者发现, 五个模型在估计操控性应计项目 (discretionary accrual) 时都具有低的解释能力和较高的系统误差 (Dechow, Sloan and Sweeney 1995, Guay, Kothari and Watts 1996)。具体到中国, Jones 模型以及修正的 Jones 模型能否应用争议较大 (夏立军 2003), 因此, 我们直接以上市公司当期的应计项目作为盈余管理的粗略衡量。我们分别计算了三种应计项目 (Sloan 1996):

经营应计项目 EQ.1 =

$$\frac{(\Delta \text{流动资产} - \Delta \text{货币资金}) - \Delta \text{流动负债} + \Delta \text{一年内到期的长期负债} + \Delta \text{应交税金}}{\text{总资产}}$$

$$\text{总应计项目 EQ.2} = \frac{\text{经营应计项目} - \text{当期固定资产折旧费用} - \text{当期无形资产摊销}}{\text{总资产}}$$

$$\text{营业利润} - \text{现金流 EQ.3} = \frac{\text{当期营业利润} - \text{当期经营活动净现金流}}{\text{总资产}}$$

Dechow 和 Dichev (2002) 认为应计项目的作用在于对企业实际发生的现金流进行调整以更及时地反映企业价值的变化。从长期来看应计项目应该为零, 也就是说应计项目应当能够由其以前、当期和以后会计期间的现金流完全解释。因此, 他们将盈余质量定义为经营现金流 (operating cash flow) 对应计项目的解释程度, 解释能力越低, 应计项目对现金流的反映程度越差, 估计质量也就越差。该模型在实证研究中得到了广泛的运用 (Francis et al. 2005, Gul and Srinidhi 2007), 鉴于样本时间序列数据有限, 采用行业截面回归模型估计的残差项绝对值作为应计质量的衡量成为替代的选择 (Gul and Srinidhi 2007)。鉴于此, 本文按照 Gul 和 Srinidhi (2007) 的思路采用行业截面回归模型估计应计利润质量, 具体模型如下:

$$\Delta WC_{j,t} = b_{0,t} + b_{1,t} \times OCF_{j,t-1} + b_{2,t} \times OCF_{j,t} + b_{3,t} \times OCF_{j,t+1} + \epsilon_{j,t}$$

上述回归模型取得的残差项  $\epsilon_{j,t}$  的绝对值 EQ.4 就是应计项目估计误差, 可用以检

验会计盈余报告的质量。应计项目估计误差越大,意味着会计盈余的质量越差。

## (二) 实证结果与分析

从表6看,中天勤主审的上市公司资产规模显著高于其他上市公司,其2000年的经营应计项目和总应计项目也显著高于其他上市公司,但是营业利润与现金流的差额并不存在差异,此外,应计项目估计误差指标也没有存在显著差异。但是,在控制了行业和规模之后,我们发现两类公司之间在盈余管理和应计项目估计误差方面不存在显著差异,假设2没有得到支持。

表6 会计盈余报告质量的单变量分析

均值	按照行业、资产规模配对的单变量分析				未配对的单变量分析			
	1	0	t 值	Z 值	1	0	t 值	Z 值
$Lnasset_i$	21.218 5	21.084 5	-0.610	-0.561	21.218 5	20.911 5	-2.216**	-1.913*
$EQ_i1$	0.009 2	-0.04	-1.073	-0.592	0.009 2	-0.025 7	-1.452	-1.742*
$EQ_i2$	-0.011 7	-0.05	-1.002	-0.509	-0.011 7	-0.047 7	-1.486	-1.848*
$EQ_i3$	-0.013 8	-0.02	-0.330	-0.073	-0.013 8	-0.023 0	-0.493	-0.530
$EQ_i4$	0.076 0	0.11	1.068	-1.475	0.076 0	0.085 9	0.559	-0.718
样本数	38	38			38	631		

注:1为中天勤主审的上市公司样本,0为对照样本;t值为t检验的统计量;Z值为Wilcoxon检验的统计量\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为0.10、0.05和0.01。

从表7可以看出,市场首次得知中天勤职业声誉受损时的负面反应一定程度上考虑了上市公司被出具的审计意见类型和其会计盈余报告的质量。被出具非标准意见的公司市场对其负面反应程度较小,而按照权责发生制确认的会计收益与现金流之间的差异越大,市场越怀疑其会计盈余报告的质量,进而负面反应程度越大。有趣的是,其他衡量盈余管理的指标和应计项目估计误差的回归系数不显著,这可能是因为这些变量的计算过于复杂,而市场投资者关注的是容易识别的现象。

表7 会计盈余报告质量与市场负面反应影响<sup>①</sup>

模型: $CAR_i = \alpha + \beta_1 \times EQ_i + \beta_2 \times E_i + \beta_3 \times \Delta E_i + \beta_4 \times LnAsset_i + \beta_5 \times Lev_i + \beta_6 \times Opinion_i + \epsilon$				
因变量	4月2日(-1, 1) CAR		8月16日(-2, 2) CAR	
<i>Constant</i>	-0.005 (-2.481)**	0.004 (0.066)	-0.007 (-2.048)**	-0.072 (-0.757)
$EQ_i$	-0.052 (-2.253)**	-0.054 (-2.033)**	-0.033 (-0.872)	-0.022 (-0.494)

<sup>①</sup> 限于篇幅仅列示基于EQ<sub>3</sub>的回归结果,其他报告盈余质量指标的回归结果符号都为负,不过统计上不显著。

续表

模型: $CAR_i = \alpha + \beta_1 \times EQ_i + \beta_2 \times E_i + \beta_3 \times \Delta E_i + \beta_4 \times \ln Asset_i + \beta_5 \times Lev_i + \beta_6 \times Opinion_i + \epsilon$				
因变量	4月2日 (-1, 1) CAR		8月16日 (-2, 2) CAR	
$E_i$		0.038 (0.574)		0.027 (0.242)
$\Delta E_i$		0.016 (0.287)		0.062 (0.7)
$\ln Asset_i$		0.000 (-0.102)		0.003 (0.667)
$Lev_i$		-0.013 (-0.912)		-0.012 (-0.537)
$Opinion_i$		0.014 (1.489)		0.025 (1.552)
$AdjustedR^2$	0.073	0.051	-0.005	-0.047
F	5.077*	1.469	0.761	0.607
样本数	53			

注: CAR按照实际报酬率与上证综合指数报酬率之差计算的累计异常回报;  $Opinion_i$  审计意见类型, 标准无保留意见为0, 否则为1;  $E_i$  盈余水平, 采用当年资产总额作为平减系数 (deflator);  $\Delta E_i$  盈余变化, 采用当年资产总额作为平减系数 (deflator);  $\ln Asset_i$  规模, 等于当年资产总额取对数;  $Lev_i$  资产负债率; \*, \*\* 和 \*\*\* 分别表示显著性水平为 0.10、0.05 和 0.01。

此外, 笔者还区分应计利润的正负方向分别进行了回归, 在尚未列示的回归结果中,  $EQ_i$  的回归系数符号都为负, 不过统计上不显著。

综合上述发现, 当中天勤的职业声誉受损之后, 市场对中天勤主审上市公司做出了显著的负面反应, 虽然这种负面反应一定程度考虑了审计意见的类型以及公司会计盈余报告质量, 但是这种负面反应依然可能存在过激倾向, 因为市场对信息的理解和吸收到成本的制约。鉴于成本效益的考虑, 投资者面对突然曝光的银广夏事件时, 可能没有能力或不堪成本去仔细分析中天勤在其他各个主审公司中的真实审计质量, 因此简单地做出了负面的评价。随着其他信息的逐步增加、真相的逐步明朗, 以及上市公司采取的各种弥补措施, 市场将会对先前的过激反应做出修正。因此, 我们不难预见在事件日买入这些公司并长期持有, 将会获得超额回报。

为此, 我们选择剔除银广夏之后的 55 家上市公司, 同时剔除交易月份不足一年和两年的公司 (000003 和 000613), 研究投资策略的获利性。表 8 和表 9 显示, 无论是在银广夏曝光日还是在中注协通告日买入中天勤主审上市公司, 持有一年的超额回报平均为 5.36% 和 2.71%, 其中超额收益最高的达到 87.01% 和 69.75%, 而持有两年的超额收益相比持有一年的超额收益略微下降。统计检验表明, 在银广夏财务造假案件曝光之日买入中天勤主审的上市公司并持有一年而构造的投资策略获取的超额回报显著为正, 平均超额收益为 5.36% (7.21%), 超额回报为正的公司的显著的超过超额回报为负的公司

司, 而随着持有期的延长, 超额收益显著下降, 并且超额收益为负的公司数显著高于超额收益为正的公司的数, 这表明市场在较短的时间内就对银广夏曝光日的过激反应做出了修正。不过在中注协对中天勤的审计质量进行通告的日子买入股票, 无论是持有有一年还是持有两年, 虽然投资策略依然可以获得正的超额回报, 但是统计上不显著。

表8 相关变量的描述性统计

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值	Percentiles			
						25th	50th	75th	
持有期一年	API (-4月, 4月)	53	5.36%	19.99%	-25.83%	87.01%	-5.04%	2.26%	13.33%
	CAR (-4月, 4月)	53	7.21%	19.50%	-28.50%	81.37%	-3.61%	6.17%	16.27%
持有期两年	API (-4月, 4月)	53	4.45%	45.99%	-47.96%	238.04%	-22.28%	-8.62%	11.88%
	CAR (-4月, 4月)	53	4.10%	35.10%	-56.26%	138.36%	-19.68%	-2.65%	14.58%
持有期一年	API (-8月, 8月)	53	2.71%	20.41%	-32.05%	69.75%	-10.38%	1.00%	9.10%
	CAR (-8月, 8月)	53	4.34%	19.24%	-33.80%	62.42%	-8.13%	3.65%	12.85%
持有期两年	API (-8月, 8月)	53	4.04%	51.46%	-51.35%	244.46%	-30.25%	-9.04%	22.71%
	CAR (-8月, 8月)	53	1.80%	40.32%	-64.05%	140.43%	-27.12%	-8.01%	23.51%

$$\text{注: } API_{(t_1, t_2)} = \prod_{T=t_1}^{t_2} (1 + AR_{i,t}) - 1; CAR_{(t_1, t_2)} = \sum_{T=t_1}^{t_2} AR_{i,t}$$

表9 事件日买入并长期持有获得的异常回报

变量	样本数	(-4月, 4月)				(-8月, 8月)				
		持有期一年		持有期两年		持有期一年		持有期两年		
		t 检验	Binomial 检验	t 检验	Binomial 检验	t 检验	Binomial 检验	t 检验	Binomial 检验	
API	全样本	53	5.36% (1.954)*	0.58	4.45% (0.704)	0.36*	2.71% (0.966)	0.55	4.04% (0.572)	0.4
	非标准意见组	4	-4.49% (0.493)	0.5	-30.69% (-3.934)**	0.50	-17.28% (-2.268)	0.25	-38.80% (-5.237)**	0.00
	标准意见组	49	6.17% (2.118)**	0.41	7.32% (1.101)	0.39	4.34% (1.517)	0.57	7.54% (1.018)	0.43
CAR	全样本	53	7.21% (2.691)***	0.64*	4.10% (0.851)	0.43	4.34% (1.642)	0.58	1.80% (0.325)	0.43
	非标准意见组	4	-0.12% (-0.018)	0.5	-30.33% (-2.570)*	0.50	-15.27% (-1.621)	0.25	-42.63% (-3.595)**	0.00
	标准意见组	49	7.81% (2.744)***	0.65**	6.91% (1.401)	0.47	5.94% (2.241)**	0.61	5.43% (0.966)	0.47

注: t 检验, 原假设为均值=0; Binomial 检验, 分割点为0, 概率为0.5; 第5、7、9和11列列示的是超额回报为正的公司的概率; \*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为0.10、0.05和0.01。

此外,我们还发现买入 2000 年度被出具非标准无保留审计意见的 4 家上市公司并长期持有并不能获得正的超额收益,相反却是负的异常回报,而且随着持有的延长,亏损幅度越大;剔除非标准无保留意见公司以后的投资策略可以获得更高的正的超额收益。

不过,上述投资策略的超额回报可能不是源于市场的过激反应,而是导源于股票非系统风险的上升。鉴于此,我们分别选取银广夏事件前后的视窗(-150,-30)和(30,150)估计了相关股票的 $\beta$ 系数,统计发现,两者相关系数为 0.243(显著性水平为 0.082),不存在显著差异。因此,结合上述发现,我们可以推断当中天勤因为银广夏事件使得职业声誉遭受损害时,市场对其审计质量产生了置疑,进而对其出具的无保留审计意见做出负面评价,这种负面评价虽然考虑到了上市公司盈余报告的质量,但存在过激的倾向。

## 六、结 论

本文以银广夏事件作为研究切入点,分别检验了中天勤职业声誉受损所导致的经济后果。结果发现,虽然中天勤审计的银广夏以外的上市公司会计盈余报告质量与其他公司不存在显著差异,但是在这两个事件日市场都对中天勤审计的其他上市公司做出了负面的反应,事件日当天的平均异常报酬率分别为-0.37%和-0.06%。虽然市场的负面反应对审计意见的类型和会计盈余报告质量做出一定的区分,但在银广夏曝光日买入股票依然可以获得显著的正的超额回报。这说明,由于审计质量的不可观测,当 CPA 的职业声誉受到损害时,受制于信息解释和吸收的成本,社会公众降低对其审计质量的评价,进而影响到市场对其审计的其他上市公司价值的评价。

上述研究结果表明,虽然我国的审计市场存在诸如独立性不够、收费竞争激烈等缺陷,但是作为维持审计质量的职业声誉的机制已经逐渐发挥作用,它不仅通过审计收费的溢价正面激励 CPA 建立和维持职业声誉,而且通过职业声誉损害所带来的负面作用对 CPA 审计质量形成约束。如果 CPA 的职业声誉受到损害,不仅其市场份额会受到负面影响(夏立军和陈信元 2004),而且其审计的上市公司会计信息质量也会遭到市场的置疑,这样,即使监管部门没有吊销 CPA 的执业资格,只要市场是有效的,其也会遭受市场的惩罚——老客户流失、新客户难以获得(Chaney and Philipich 2002)。所以,维持和提高审计质量,我们不仅可以借助行政监管等政府之手,还可以依赖诸如职业声誉机制等市场之手。

## 参考文献

- 陈信元, 张田余. 1999. 资产重组的市场反应——1997年沪市资产重组实证分析. 经济研究, (9): 47-55.
- 杜滨. 2001. 中国证券市场盈余管理现象的实证研究. 复旦大学博士学位论文.
- 方军雄, 洪剑峭, 李若山. 2004. 我国上市公司审计质量影响因素研究: 发现和启示. 审计研究, (6): 35-43.
- 方军雄, 许平, 洪剑峭. 2006. CPA职业声誉损害经济后果性研究. 南方经济, (6): 90-101.
- 胡旭阳. 2003. 中介机构的声誉与股票市场信息质量——对我国股票市场中中介机构作用的实证研究, 证券市场导报, (2).
- 李连军. 2004. 中国证券市场审计师声誉溢价与审计质量的经验研究. 中国第三届实证会计国际研讨会宣读论文.
- 李树华. 2000. 审计独立性的提高与审计市场的背离. 上海: 上海三联书店.
- 李增泉. 1999. 实证分析: 审计意见的信息含量. 会计研究, (8): 16-22.
- 钱颖一. 2000. 市场与法治. 经济社会体制比较, (3): 1-11.
- 王振林. 2002. 审计收费的决定与审计质量. 上海财经大学博士学位论文.
- 吴世农, 黄志功. 1997. 上市公司盈利信息报告、股价变动与股市效率的实证研究. 会计研究, (4): 12-17.
- 夏立军. 2003. 盈余管理计量模型在中国股票市场的应用研究. 中国会计与财务研究, (2): 94-121.
- 俞乔, 程滢. 2001. 我国公司红利政策与股市波动. 经济研究, (9): 32-40.
- 曾颖, 陆正飞. 2006. 信息披露质量与股权融资成本. 经济研究, (2): 69-79.
- 张维迎. 2002. 法律制度的信誉基础. 经济研究, (1): 3-13.
- 赵宇龙. 1998. 会计盈余披露的信息含量——来自上海股市的经验证据. 经济研究, (7): 41-49.
- 中国注册会计师协会. 2004. 美国审计总署(GAO)研究报告——关于CPA强制轮换潜在影响的法定研究. 北京: 中国财政经济出版社.
- 朱红军, 夏立军, 陈信元. 2004. 转型经济中审计市场的需求特征研究. 审计研究, (5): 53-62.
- Balvers R J, Bill McDonald, Robert E M. 1988. Underpricing of new issues and the choice of auditor as a signal of investment banker reputation. Journal of Accounting Research, 63: 605-622.
- Beaver W H. 1968. The information content of annual earnings announcements. Journal of Accounting Research (supplement), 6: 67-92.
- Brown S J, Warner J B. 1980. Measuring security price performance. Journal of Financial Economics, 8: 205-258.
- DeAngelo. 1981. Auditor size and auditor quality. Journal of Accounting and Economics, 1: 113-127.
- Francis J R, Simon D T. 1987. A test of audit pricing in the small client segment of the U. S. audit market. Accounting Review, 62 (1): 145-157.
- Francis J, LaFond R, Olsson P et al. 2005. The market pricing of accruals quality. Journal of Accounting and Economics, 39 (2): 295-327.
- Francis J. 1984. The effect of audit firm size on audit prices: a study of the Australia market. Journal of Accounting and Economics, 6: 133-151.
- Gul F A, Srinidhi B N. 2007. The differential effects of auditors' nonaudit and audit fees on accrual quality. Contemporary Accounting Research, 24 (2): 595-629.
- Jensen M C, Meckling W H. 1976. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. Journal of Financial Economics, 3 (4): 305-360.
- Klein B, Crawford R, Alchian A. 1978. Vertical integration, appropriable rents and the competitive contracting

- process. *Journal of Law and Economics*, 21 (2): 297-326.
- Klein B, Leffler K. 1981. The role of market forces in assuring contractual performance. *Journal of Political Economy*, 84 (4): 615-643.
- Palmrose Z. 1986. Audit fees and auditor size: further evidence. *Journal of Accounting Research*, 24 (1): 97-110.
- Paul K C, Kirk L P. 2002. Shredded reputation: the cost of audit failure. *Journal of Accounting Research*, 40: 1221-1245.
- Randolph P. Beatty. 1989. Auditor reputation and the pricing of initial public offerings. *Accounting Review*, 64: 693-709.
- Ray Ball, Philip Brown. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Accounting Review*, (6): 159-178.
- Srinivasan K, Zhou J, Zhou N. 2006. Auditor Reputation, Auditor Independence, and the Stock-Market Impact of Andersen's Indictment on Its Client Firms. *Contemporary Accounting Research*, 23 (2): 465-490.
- Teoh S H, Wong T J. 1993. Perceived auditor quality and the earnings response coefficients. *Accounting Review*, 68: 346-367.

www.cnki.net

## Market Reaction to Damaged Reputation of Independent Auditors: Further Study on the Zhongtianqin Case

Junxiong Fang

Department of Accounting, School of Management,  
Fudan University, Shanghai, China 200433

**Abstract:** Independent auditing can be used to improve the credibility of accounting information and to reduce agency costs. The effectiveness of independent auditing depends on the quality of auditing. Reputation of the auditing firm can be used as a proxy for the quality of auditing. In this paper, we ask the question of whether damaged reputation of independent auditors has a negative effect on the credibility of auditing itself and audited financial statements. We use Guangxia scandal as a case to study this potential negative effect. We find significant negative abnormal returns for other firms audited by Zhongtianqing (Guangxia's auditor) in the event window of the announcement day for Guangxia's fraud. The results are robust to the inclusion of earnings quality and the types of auditing. The results suggest that the market reacts negatively to damaged reputation of independent auditors.

**Keywords:** audit quality ; professional reputation; market reaction.