

转型经济中声誉机制有效性研究^{*}

——来自中国审计市场的证据

方军雄

(复旦大学 管理学院, 上海 200433)

摘要: 声誉机制是维系市场经济有序运作最为基础的机制之一。文章以审计市场作为切入点系统检验了声誉机制在中国市场的有效性。研究发现, 声誉受损之后注册会计师显著提高了其审计质量, 市场也作出了恰当的反应, 即审计质量改善的注册会计师其客户流失率明显较低、而审计收费明显较高。职业声誉的约束作用在中国再次得到验证, 这进一步说明了独立审计职业声誉机制在新兴市场依然具有治理价值。

关键词: 声誉机制; 声誉损害; 声誉重塑; 审计质量

中图分类号: F239 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2011)12-0016-12

一、引言

法律和声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), 由于法律执行环境的不完善以及法律制度运用的高额成本(方流芳, 1999), 声誉机制对于处于制度不断创新中的中国新兴市场经济尤显重要。但近些年中国各个领域频发失信事件, 甚至引致诚信危机, 而最近泛滥的食品安全事件和环境污染事件等更是使声誉机制在中国市场的有效性遭受极大的质疑。声誉机制作用的发挥依赖于诸多条件(张维迎, 2002), 其中关键是对失信行为进行惩罚, 即声誉损害必须有代价, 不过迄今鲜有文献对声誉损害代价进行系统的实证检验, 我们更不清楚发生诚信危机之后失信企业是否采取措施重塑受损的信誉, 以及市场是否认可其重塑信誉的行为。造成上述现象的原因之一是数据搜集的困难, 而审计市场恰好给我们提供了一个难得的检验声誉损害代价的机会, 审计服务的异质性和信息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(Nelson, 1970)。这样, 我们可以通过考察证监会的处罚对声誉受损注册会计师的市场份额和审计收费的影响来检验声誉损害的代价,^① 并进一步考察其后审计质量的变化情况, 以检验注册会

收稿日期: 2011-09-02

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70602024, 71072003)

作者简介: 方军雄(1974—), 男, 浙江永康人, 复旦大学管理学院副教授, 博士。

计师是否采取了重塑信誉的措施,以及市场是否对重塑信誉行为作出了恰当的反应。

本文选取 1999—2005 年间受到中国证监会处罚的会计师事务所作为声誉受损样本,采用配对组的设计,研究声誉受损注册会计师在声誉受损之后审计质量的改善状况,并进一步考察声誉损害与声誉重塑对其市场份额和审计收费的影响。结果发现,声誉受损之后注册会计师显著提高了其审计质量。同时,我们发现,市场的确通过审计师变更和审计收费两个方面对注册会计师的失信行为作出了惩罚,而失信注册会计师的重塑信誉行为也得到了市场的认可。职业声誉的约束作用在中国再次得到验证,这进一步说明了独立审计职业声誉机制在新兴市场依然具有治理价值。

二、中国审计市场制度背景与理论分析

中国注册会计师行业经历了萎缩中断、恢复重建、稳定发展、脱钩改制和扩大规模等几个阶段(DeFond 等,2000;易琮,2003)。在中国市场经济的早期,由于存在严重的政府干预和会计师事务所的挂靠机制,中国审计市场更多依赖监管部门的行政监管,声誉等市场机制并没有发挥明显的作用(DeFond 等,2000;Wang 等,2008)。

随着资本市场的不断发展,独立审计在资本市场中的作用日益受到监管部门的重视,为此,从 1998 年开始各项旨在改善审计质量的制度得以建立和完善。一方面,1998 年中国财政部和证监会联合行动全面启动了会计师事务所的脱钩改制工作,原先挂靠于税务部门、财政部门和工商部门的会计师事务所纷纷与挂靠单位脱钩,改制成为由注册会计师发起设立的会计师事务所。另一方面,注册会计师审计准则体系开始逐步建立和完善,1995 年财政部相继颁布了一系列中国注册会计师独立审计准则,并历经数轮修订,截至 2010 年年底,与国际准则相协调的高质量审计准则体系初步建立,诸如质量控制准则、职业道德准则和后续教育准则等注册会计师行业规范体系也开始逐步完善,这大大提高了会计师事务所审计的规范性和审计质量。此外,1999 年《证券法》颁布,中国资本市场的法律制度得以不断完善,中小投资者的法律保护程度显著提升,尤其是 2002 年最高人民法院发布的《关于受理证券市场因虚假陈述引发的民事侵权纠纷案件有关问题的通知》打开了虚假民事诉讼的大门,法律风险的提升显著提高了审计质量(Chen 等,2010)。证监会也从 1998 年开始加强了对注册会计师审计失败的查处,被处罚的注册会计师数量呈逐年上升的势头。证监会加强监管为声誉机制发挥作用提供了基础,因为审计市场具有高度的信息不对称特征,而声誉机制的惩罚效应,以及相随的法律诉讼使低质量的审计行为能够被及时发现(张维迎,2002)。在上述因素共同作用下,中国审计市场的供给和需求自然产生了重大变化,审计客户和投资者开

始关注不同审计师的审计质量,而审计师也开始注重提高服务质量,这表明声誉机制在中国审计市场的作用逐步得以显现。

声誉机制对审计市场的治理作用体现在正常情形下的激励作用和异常情形下的约束作用,或者说,声誉未受损害情况下的影响和声誉受损情况下的影响。现有研究都证实了声誉约束功能的存在。基于国外的研究发现,当注册会计师声誉受损时,市场给予了明显的惩罚,即当其主审的上市公司财务丑闻曝光导致注册会计师声誉受损时,市场对该注册会计师主审的其他上市公司作出了显著的负面反应(Chaney 等,2002;Krishnamurphy 等,2006)。同时,声誉受损的注册会计师的市场份额明显萎缩(Wilson 等,1990;Firth,1990),其审计收费也呈现下降的趋势(Firth,1990)。基于中国审计市场的研究也同样证实了声誉机制的惩罚作用(朱红军等,2004;方军雄等,2006;方军雄,2009)。

鉴于声誉受损对注册会计师产生的重大负面影响,我们不难预见,为了生存和发展,没有被吊销营业执照依然可以在审计市场执行审计业务的涉嫌注册会计师将会采取种种措施重塑其职业声誉,以重新赢得社会公众的信任,或者加强审计过程的质量控制,或者选派经验更为丰富的注册会计师,或者通过更多审计努力改善其审计质量。此外,遭受证监会处罚的注册会计师主审的上市公司也可能面临更多、更严厉的监管,在更严格的监管之下,受过处罚的注册会计师的审计质量自然也可能提高。例如,深圳证监局局长张云东在 2004 年 11 月 25 日发表的“树立诚信守法理念 提高治理运作水平——在深圳上市公司治理规范工作会议上的讲话”中明确提出,“……对于上市公司、高级管理人员及控股股东的不规范行为我们将分门别类记入污点登记手册,并把诚信档案和污点登记手册作为我们日后监管的参考。我们将根据诚信分类情况,对上市公司采取不同的监管频率和监管力度……”。山东证监局则进一步“把辖区上市公司治理分为较好、一般、较差三个等级,实行上市公司治理分类监管”,“一般性现场检查主要针对公司治理列为较好的公司;对一般类公司,要结合重点问题在检查时予以重点关注;对历史问题较严重或近期问题突出及风险级别高的较差类公司,将实施全面检查,以查深、查透影响公司治理的重要问题并督促公司切实整改”。综上,我们得到以下待检验的假设。

假设:在其他条件一定的情况下,职业声誉受损的注册会计师,其审计质量在声誉受损之后高于声誉受损之前。

三、研究模型和样本选取

(一)研究模型

借鉴现有文献(夏立军,2003;Keith 等,2008),本文采用盈余管理程度和应计质量两个指标来衡量审计质量。

我们选取横截面基本 Jones 模型估计的操控性应计利润的绝对值 AbsDA 衡

量盈余管理的程度。作为稳健性检验,我们还选取总应计利润绝对值 AbsTA 来衡量公司盈余管理程度。分年度、分行业横截面基本 Jones 模型如下:

$$TA_{it} = \alpha + \beta_1 (1/AT_{it-1}) + \beta_2 \Delta Revenue_{it} + \beta_3 PPE_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, TA_{it} 是经过上期期末资产总额平减后的公司 i 在 t 年的总应计利润,等于公司 i 的(经营利润—经营活动净现金流)/上期期末资产总额; AT_{it-1} 是公司 i 在 t 年的上期期末资产总额; $\Delta Revenue_{it}$ 是经过上期期末资产总额平减后的公司 i 在 t 年的主营业务收入变化额; PPE_{it} 是经过上期期末资产总额平减后的公司 i 在 t 年的固定资产原值。

我们首先利用模型(1)估计各个行业、各个年度的系数,然后计算各个公司、各个年度的操控性应计利润并取绝对值 AbsDA_{it},该变量数额越大意味着盈余管理程度越高。

我们借鉴 Srinidhi 等(2007)修正的 DD 模型估算各个公司、各个年份的应计质量。首先采用模型(2)估计各个行业、各个年度的系数,然后计算各个公司、各个年度回归的残差项 ϵ_{it} 的绝对值作为公司 i 的应计质量 AQ_{it},该变量数额越大意味着应计质量越差。分年度、分行业截面修正的 DD 模型如下:

$$TCA_{it} = \alpha + \beta_1 OCF_{it-1} + \beta_2 OCF_{it} + \beta_3 OCF_{it+1} + \beta_4 \Delta Revenue_{it} + \beta_5 PPE_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, TCA_{it} 是公司 i 在 t 年的总的流动性应计利润,等于流动资产变化—货币资金变化—流动负债变化+1 年内到期的长期负债变化; OCF 是公司 i 在 t 年的经营活动净现金流; $\Delta Revenue_{it}$ 是公司 i 在 t 年的主营业务收入变化额; PPE_{it} 是公司 i 在 t 年的固定资产原值。以上所有变量都经过上期期末资产总额的平减。

这样,我们得到如下回归模型用以检验上文提出的假设。

$$AuQ_{it} = \alpha + \beta_1 Shred_{it} + \beta_2 Year_{it} + \beta_3 Shred_{it} \times Year_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Loss_{it} + \beta_6 Opinion_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中,被解释变量 AuQ_{it} 为审计质量,研究中我们分别采用前面估算出的操控性应计利润绝对值 AbsDA_{it}、应计质量 AQ_{it} 和总应计利润绝对值 AbsTA_{it}。解释变量包括: $Shred_{it}$ 为声誉受损哑变量,主审注册会计师受到证监会处罚的取值为 1,否则为 0; $Year_{it}$ 为年度哑变量,证监会注册会计师处罚公告后的年份取值为 1,处罚前年份取值为 0。根据现有的文献(Srinidhi 等,2007),模型中我们控制了以下变量:公司规模 $Size_{it}$,分别采用当年资产总额(asset)的自然对数和年初总市值(MV)的自然对数衡量;亏损 $Loss_{it}$ 指当年发生亏损的取值为 1,否则为 0;审计意见类型 $Opinion_{it}$ 指当年审计意见为标准无保留审计意见时取值为 0,否则为 1。

(二)数据来源与描述性统计

我们选取因在客户会计造假中失职而受到中国证监会处罚的注册会计师

作为职业声誉受损的标准,注册会计师受处罚数据来源于中国证监会网站公布的“处罚公告”。我们发现,2007 年 1 月 1 日新的《企业会计制度》颁布实施之后中国上市公司会计盈余质量发生明显下滑,为了消除新会计准则对本研究的影响,我们仅考察 1999—2005 年间被证监会处罚的样本。1999—2005 年间,中国证监会共处罚 28 家次会计师事务所,其中五家会计师事务所各被处罚两次,因为处罚间隔期较短,研究中我们选取最近的一次作为会计师事务所声誉受损的样本,这样职业声誉受损的最终样本为 23 家会计师事务所。我们选取证监会处罚前后各 2 年作为研究期间。

同时,为了最大限度控制其他因素对审计质量的影响,参照现有文献的做法(Keith 等,2008),我们采用配对组的设计检验假设。具体来说,我们按照如下三个标准和顺序选择声誉受损样本的对照组:期间没有受过证监会、财政部、审计署等监管部门的处罚,尽可能处于相同的注册地,以及业务规模尽可能类似。

声誉受损注册会计师、对照“清白”注册会计师其主审上市公司的财务数据和市场交易数据来源于万德(Wind)数据库。

表 1 列示的是声誉受损会计师事务所与对照组主审上市公司相关变量的描述性统计结果。从表 1 中我们可以发现,对照组审计的公司观测值略微多于声誉受损组,这一方面与双方原先的市场份额有关,另一方面与部分声誉受损注册会计师(例如中天勤会计师事务所、沈阳华伦会计师事务所)的注销以及部分会计师事务所审计客户的丧失有关。此外,我们发现对照组审计的上市公司规模显著大于声誉受损组,而声誉受损组审计的上市公司发生亏损的概率显著高于对照组,也更容易被出具非标准无保留审计意见。

表 1 声誉受损组与对照组相关变量描述性统计结果

	观察值	均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
声誉受损组:						
Lnasstet	2 083	20.866***	0.8967	19.9897	20.7966***	21.9767
LnMV	2 011	21.4311***	0.7583	20.7663	21.3997***	21.8681
Loss	2 083	0.14***	0.344	1	0***	0
Opinion	2 083	0.12*	0.323	1	0*	0
AbsDA	2 083	0.0624	0.0756	0.2117	0.043	0.0439
AQ	2 083	0.0985	0.1066	0.0707	0.0683	0.0557
AbsTA	2 083	0.074	0.0949	0.25	0.0536	0.06
对照组:						
Lnasstet	2 379	21.0628	0.8688	22.1764	20.9994	22.3526
LnMV	2 268	21.6054	0.7662	22.5263	21.5934	20.6485
Loss	2 379	0.11	0.31	0	0	0
Opinion	2 379	0.1	0.302	0	0	0
AbsDA	2 379	0.0661	0.0762	0.0071	0.0452	0.112
AQ	2 379	0.0998	0.115	0.0576	0.0686	0.2008
AbsTA	2 379	0.0756	0.0842	0.06	0.0533	0.14

注: *、**、*** 分别表示 0.10、0.05、0.01 统计显著水平(双尾检验);分别采用 t 检验(均值)和 Mann-Whitney 检验(中位数)检验声誉受损组与对照组之间的差异。

表 2 显示,声誉受损事件对涉嫌的注册会计师影响巨大,无论是均值检验还是中位数检验,声誉受损注册会计师在声誉受损之后都显著改善了其审计质量,即更少的操控性应计利润和更低的应计估计误差,而这在对照组中并不明显。虽然整体上对照组的审计质量也有所改善,但是除了对 AbsDA 的 Mann-Whitney 检验在统计上达到 0.10 的显著性水平外,其他统计上都不显著。

表 2 声誉受损组与对照组的审计质量差异单变量分析结果

	声誉受损前		声誉受损后		t 检验	Mann -Whitney 检验
	均值	中位数	均值	中位数		
Panel A: 审计质量 = AbsDA						
声誉受损组	0.0688	0.0470	0.0560	0.0392	3.879***	−4.014***
对照组	0.0685	0.0487	0.0643	0.0429	1.332	−1.767*
Panel B: 审计质量 = AQ						
声誉受损组	0.1039	0.0750	0.0930	0.0623	2.335**	−3.273***
对照组	0.1027	0.0711	0.0975	0.0662	1.106	−0.971
Panel C: 审计质量 = AbsTA						
声誉受损组	0.0751	0.0515	0.0728	0.0547	0.548	−0.125
对照组	0.0757	0.0532	0.0756	0.0533	0.037	−0.016

注：*、**、*** 分别表示 0.10、0.05、0.01 的统计显著水平。均值检验采用双样本 t 检验,列示的是双尾检验的 t 统计值;中位数检验采用双样本 Mann-Whitney 检验。

四、实证结果与分析

我们采用回归模型进一步考察声誉损害后会计师事务所声誉重塑的行为。

综合表 3 和表 4,在声誉受损组,哑变量 Year 的回归系数在 AbsDA 模型和 AQ 模型中显著为负,而上述现象在对照组中并不存在,这表明声誉受损的注册会计师在声誉受损之后显著提高了其审计质量。综合模型的结果显示,无论采用操控性应计利润 AbsDA,还是应计质量 AQ 衡量审计质量,交叉项 Shred×Year 回归系数都为负,而且在 AbsDA 模型中统计显著水平达到 0.05,假设得到一定程度的支持。此外,规模 Lnasset 的回归系数基本上显著为负,这意味着大公司的盈余质量更好,而 Opinion 的系数基本显著为正,说明亏损、被出具非标准无保留审计意见的公司盈余质量则更低,这与现有文献的发现基本一致(Srinidhi 等,2007)。

表 3 声誉损害与注册会计师审计质量的变化回归结果—基于 AbsDA

变量/参数	声誉受损组		对照组		综合模型	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
Constant	0.111	2.807***	0.229	5.96***	0.172	6.225***
Lnasset	-0.002	-1.124	-0.008	-4.305***	-0.005	-3.882***
Loss	0.008	1.596	0.022	3.998***	0.015	3.89***
Opinion	0.011	1.895*	0.018	3.224***	0.014	3.609***
Year	-0.013	-3.897***	-0.003	-0.889	-0.003	-1.044

续表 3 声誉损害与注册会计师审计质量的变化回归结果—基于 AbsDA

变量/参数	声誉受损组		对照组		综合模型	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
Shred					-0.001	-0.226
Shred×Year					-0.01	-2.157**
Adj.R ²	0.011		0.030		0.019	
F 值	7.044***		19.071***		15.558***	
N	2 083		2 379		4 462	

注：*、**、*** 分别表示 0.10、0.05 和 0.01 统计显著水平。

表 4 声誉损害与注册会计师审计质量的变化回归结果—基于 AQ

变量/参数	声誉受损组		对照组		综合模型	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
Constant	0.395	7.139***	0.453	7.797***	0.425	10.533***
Lnasset	-0.014	-5.335***	-0.017	-6.126***	-0.016	-8.12***
Loss	0.005	0.62	0.013	1.581	0.009	1.548
Opinion	0.016	2.019**	0.023	2.721***	0.019	3.358***
Year	-0.01	-2.076**	-0.002	-0.33	-0.002	-0.395
Shred					-0.001	-0.233
Shred×Year					-0.008	-1.201
Adj.R ²	0.020		0.030		0.023	
F 值	11.832***		19.071***		18.672***	
N	2 083		2 379		4 462	

注：*、**、*** 分别表示 0.10、0.05 和 0.01 统计显著水平。

此外,我们做了如下稳健性检验(限于篇幅,回归结果没有在文中报告):

1. 对照组的选择。借鉴 Keith 等(2008)以当年所有上市公司(包括舞弊公司)的盈余质量作为对照组的做法,我们首先计算出各个年度所有上市公司的审计质量均值,然后从样本中扣减以异常的盈余管理和应计质量衡量的审计质量,回归结果与上文的发现一致。

2. 审计质量的衡量。借鉴 Francis 等(2005)和 Srinidhi 等(2007)的做法,我们在 AQ 回归模型中纳入销售收入波动率、经营现金流量波动率和应收账款回收周期,以考察操控性应计估计误差与职业声誉损害之间的关系。回归结果与表 4 基本一致。

我们采用资产负债表法计算应计利润重新估计 AbsDA 和 AbsTA,研究发现,在声誉受损之后,声誉受损组的审计质量显著改善,而对照组的审计质量在该事件前后并不存在显著差异,这与上述结果基本一致。同时,我们借鉴 Kothari 等(2005)的做法,在分年度、分行业基本 Jones 模型中纳入当期资产回报率重新估算 AbsDA,结果也没有发生实质性变化。

3. 竞争性假说。上述研究发现,注册会计师声誉受损之后其主审公司的盈余质量显著上升,该现象也可能源自客户结构的改善。声誉受损之后盈余质量较低的公司发生了变更(辞职或者解聘),或者源自公司对高质量审计的

需求,或者源自注册会计师对高风险客户的筛选,而那些本身盈余质量较高的公司并不在乎哪家会计师事务所审计,这样,低质量客户的流失所产生的客户结构改善自然导致了声誉受损后注册会计师审计质量的提高。为此,我们通过考察下一年度变更注册会计师的公司和没有发生变更的公司其审计质量的差异来检验上述竞争性假说。如果客户结构改善假说成立,那么我们不难预期,下一年度发生变更的公司其盈余质量显著更低。结果显示,发生变更的公司其审计质量整体上低于未发生变更的公司,但仅有 AQ 在统计上显著,而且仅限于所有窗口和声誉受损前窗口,而在声誉受损之后,变更组与未变更组审计质量并不存在显著差异。这说明声誉受损之后注册会计师审计质量的提高更可能源自其努力,而不是客户结构改善。

五、进一步研究:审计质量改善与市场反应

由于声誉受损产生了重大的负面后果,被证监会处罚(但尚未吊销营业执照)的会计师事务所就有动力通过更多的审计投入、更严格的审计和更高的审计质量重塑其受损的职业声誉(Wilson 等,1990;Firth,1990;方军雄,2009)。随之我们关心,上述重塑声誉的行为是否得到了市场的认可?如果市场并不认可声誉受损会计师事务所的改过行为,就意味着注册会计师的重塑声誉行为是无效的,也表明中国审计市场声誉机制的惩罚力度极强——一旦被惩罚,永远不得翻身,进而对会计师事务所的审计质量形成极强的事前约束。相反,如果市场能够认可注册会计师的声誉重塑行为,就意味着中国审计市场的声誉机制具有给人改过自新、重新再来的机会,这也同样说明其声誉机制的有效性。

基于此,下文我们选取审计师变更和审计收费变量衡量审计市场的反应,以检验投资者对审计师信誉重塑行为的反应。具体来说,我们以注册会计师处罚公告之后(即声誉受损之后)作为研究窗口,考察声誉受损对审计师变更和审计收费的影响,并进一步选取声誉受损样本,考察审计质量是否改善对审计师变更和审计收费的影响。限于篇幅,这里仅列示基于以 AbsDA 衡量的审计质量的检验结果。

表 5 中 A 栏列示的是声誉受损对审计师变更的影响。我们发现 Shred 的系数显著为正,这进一步说明证监会的处罚的确恶化了市场对审计师职业声誉的评价,进而导致审计师更容易被客户所解聘。B 栏和 C 栏列示的是审计质量改善对审计师变更的影响。当以绝对额衡量审计质量变化时,Improve 的系数虽然为负,不过统计上不显著;当以是否改善(哑变量)衡量审计质量变化时,Improve 的系数显著为负,即审计质量改善的注册会计师面临显著更低的审计师变更概率。

表5 审计质量改善与审计师变更 Logistic 回归结果:因变量为 $Switch_{it+1}$

变量/参数	A		B		C	
	系数	Wald 值	系数	Wald 值	系数	Wald 值
Constant	-4.77	8.063***	-5.241	4.023**	-4.382	2.993*
Lnasstet	0.088	1.235	0.123	0.983	0.1	0.68
Loss	0.599	8.356***	0.735	5.246**	0.674	4.114**
ROA	-0.06	0.029	0.374	0.172	0.506	0.313
$\Delta Sale/Asset$	-0.146	0.332	-0.261	0.267	-0.294	0.332
Opinion	0.62	7.759***	0.624	4.634**	0.469	1.746
Shred	0.591	16.366***				
Improve			-1.381	0.041	-0.443	3.237*
Cox&Snell R^2	0.019		0.013		0.013	
χ^2 值	53.584		12.982		13.436	
判别准确率(%)	92.0		91.8		91.8	
N	2 724		1 028		1 028	

注:B 栏中 Improve 为注册会计师声誉受损期前后其主审公司 AbsDA 均值的差额;C 栏中 Improve 为哑变量,当注册会计师声誉受损期前后其主审公司 AbsDA 均值的差额大于 0 时,取值为 1,否则为 0;*、**、*** 分别表示 0.10、0.05 和 0.01 统计显著水平。

表 6 中 A 栏考察了声誉受损对审计收费的影响,Shred 的回归系数显著为负,即声誉受损的注册会计师所获得的审计报酬显著较低。从 B 栏和 C 栏看,审计质量改善指标的回归系数都在 0.01 水平上显著为正,即审计质量改善意味着具有更高的审计收费,审计质量改善幅度越高,审计收费也越高。

表6 审计质量改善与审计收费回归结果:因变量为 Lnfee

变量/参数	A		B		C	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
Constant	6.295	30.991***	6.511	21.686***	6.46	21.655***
Lnasstet	0.319	33.086***	0.307	21.416***	0.307	21.451***
PPE/Asset	-0.108	-3.345***	-0.143	-2.785***	-0.141	-2.768***
ROA	-0.018	-0.275	0.139	0.997	0.135	0.973
Loss	0.032	1.113	0.06	1.335	0.061	1.364
Opinion	0.023	0.705	0.023	0.472	0.017	0.339
Switch	-0.027	-0.753	-0.047	-0.924	-0.036	-0.721
Shred	-0.035	-2.039**				
Improve			2.157	2.718***	0.111	3.57***
Adj. R^2	0.342		0.365		0.369	
F 值	164.300***		71.567***		72.771***	
N	2 196		861		861	

注:B 栏中 Improve 为注册会计师声誉受损期前后其主审公司 AbsDA 均值的差额;C 栏中 Improve 为哑变量,当注册会计师声誉受损期前后其主审公司 AbsDA 均值的差额大于 0 时,取值为 1,否则为 0;*、**、*** 分别表示 0.10、0.05 和 0.01 统计显著水平。

综上所述,市场对失信注册会计师作出了惩罚,具体体现为更频繁地变更审计师和更低的审计报酬。不过,失信注册会计师重塑信誉的行为也得到了市场的认可,并得到恰当的反应,即审计质量改善的注册会计师更少发生变更,审计收费也相对更高。

六、结 论

本文选取 1999—2005 年间受到中国证监会处罚的会计师事务所作为声誉受损样本,采用配对组的设计研究了声誉受损注册会计师在声誉受损之后其审计质量的改善状况。结果发现,声誉受损之后注册会计师显著提高了其审计质量。同时我们发现,市场的确通过审计师变更和审计收费两个方面对注册会计师的失信行为作出了惩罚,不过,失信注册会计师的信誉重塑行为也得到了市场的认可。职业声誉的约束作用在中国再次得到验证,这进一步说明了独立审计职业声誉机制在新兴市场依然具有治理价值。

* 感谢匿名审稿人的建设性意见,使得本文更加充实,当然文责自负。

注释:

①会计师事务所和注册会计师都是执行审计的主体,行文中我们交替使用,不作区分。

主要参考文献:

- [1]方军雄.注册会计师声誉损害的代价[J].商业经济与管理,2009,(8):89—96.
- [2]方军雄,洪剑峭,李若山.我国上市公司审计质量影响因素研究:发现和启示[J].审计研究,2004,(6):35—43.
- [3]方军雄,许平,洪剑峭.CPA 职业声誉损害经济后果性研究——来自银广夏事件的初步发现和启示[J].南方经济,2006,(6):90—101.
- [4]方流芳.民事诉讼收费考[J].中国社会科学,1999,(3):130—145.
- [5]钱颖一.市场与法治[J].经济社会体制比较,2000,(3):1—11.
- [6]夏立军.盈余管理计量模型在中国股票市场的应用研究[J].中国会计与财务研究,2003,(2):94—122.
- [7]易琼.中国会计事务所产权制度的变迁及其绩效[J].中国会计与财务研究,2003,(1):140—161.
- [8]张维迎.法律制度的信誉基础[J].经济研究,2002,(1):3—13.
- [9]朱红军,夏立军,陈信元.转型经济中审计市场的需求特征研究[J].审计研究,2004,(5):53—62.
- [10]Akerlof G. The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism[J]. Quarterly of Journal of Economic, 1970,84(3):488—500.
- [11]Barton J. Who cares about auditor reputation? [J]. Contemporary Accounting Research,2005,22(3):549—586.
- [12]Bartov E, Gul F, Tsui J. Discretionary accruals models and audit qualifications[J]. Journal of Accounting and Economics,2000,30(3):421—452.
- [13]Beatty R. Auditor reputation and the pricing of initial public offerings[J]. The Accounting Review,1989,64(4):693—709.
- [14]Chaney P, Philipich K L. Shredded reputation: The cost of audit failure[J]. Journal of Accounting Research,2002,40:1221—1245.

- [15]DeAngelo L E. Auditor size and auditor quality[J].Journal of Accounting and Economics,1981,1:113—127.
- [16]Dechow P M,R G Sloan,A P Sweeney.Detecting earnings management[J]. Accounting Review,1995, 70:193—225.
- [17]Dechow P,Dichev I. The quality of accruals and earnings;The role of accrual estimation errors[J]. The Accounting Review,2002,77(supplement):35—59.
- [18]DeFond M,Wong T J,Li S.The impact of improved audit independence on audit market concentration in China[J]. Journal of Accounting and Economics,2000, 28: 269—305.
- [19]Firth M.Auditor reputation:The impact of critical reports issued by government inspectors[J]. The Rand Journal of Economics,1990, 21(3):374—387.
- [20]Francis J.The effect of audit firm size on audit prices:A study of the Australian market[J]. Journal of Accounting and Economics,1984, 6:133—151.
- [21]Francis J,Maydew E,Sparks H.The role of big 6 auditors in the credible reporting of accruals[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory,1999, 18(2):17—34.
- [22]Francis J,LaFond R,Olsson P,et al.Costs of equity and earnings attributes[J]. The Accounting Review,2004,79(4):967—1010.
- [23]Hribar P,Collins D.Errors in estimating accruals:Implications for empirical research[J]. Journal of Accounting Research,2002, 40(1):105—134.
- [24]Jones K,Krishnan G,Melendrez K.Do models of discretionary accruals detect actual cases of fraudulent and restated earnings? An empirical analysis[J]. Contemporary Accounting Research,2008, 25(2):499—531.
- [25]Klein B,K Leffle.The role of market forces in assuring contractual performance[J]. Journal of Political Economy,1981, 89(4):615—641.
- [26]Krishnamurthy S,Zhou J,Zhou N.Auditor reputation, auditor independence, and the stock-market impact of Andersen's Indictment on its client firms[J]. Contemporary Accounting Research,2006, 23(2):465—490.
- [27]Nelson P.Information and consumer behavior[J]. Journal of Political Economy,1970, 78:311—329.
- [28]Srinidhi B, Gul F.The differential effects of auditors' nonaudit and audit fees on accrual quality[J]. Contemporary Accounting Research,2007, 24(2):595—629.
- [29]Teoh S H,Wong T J.Perceived auditor quality and the earnings response coefficients[J].Accounting Review,1993,68:346—367.
- [30]Wilson T,Grimlund R.An examination of the importance of an auditor's reputation[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory,1990,9(2):43—59.
- [31]Wang Q,Wong T J,Xia L.State ownership, the institutional environment, and auditor choice:Evidence from China[J].Journal of Accounting and Economics,2008,46:112—134.

(下转第38页)

porate vertical integration based on the data of listed companies. The results indicate that firms with sound reputations are less likely to be vertically integrated because it is easier for them to contract with stakeholders; on the contrary, politically connected firms have the stronger motive and capability for grabbing monopolistic profits by entering upstream and downstream industries, so they are more likely to be vertically integrated. The analysis based on institutional environment shows that the impacts of reputation and political connections on corporate vertical integration are more significant in weak institutional environment. Corporate ownership also affects the impacts of reputation and political connections on corporate vertical integration. Specifically, private firms with sound reputations are less likely to be vertically integrated and politically connected state-owned firms have the stronger motive for entering upstream and downstream industries.

Key words: reputation; political connection; corporate vertical integration; institutional environment; ownership (责任编辑 金 澜)

(上接第 26 页)

Study on the Effectiveness of Reputation Mechanism in a Transitional Economy: Evidence from China's Audit Market

FANG Jun-xiong

(School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Reputation mechanism is one of basic mechanisms supporting the orderly function of market economy. This paper systematically tests the effectiveness of reputation mechanism in China from the angle of audit market. The results show that, after CPAs' reputations are compromised, they obviously improve their audit qualities and the audit market responds positively, that is to say CPAs who improve their audit qualities suffer fewer client losses and collect higher audit fees. It reconfirms the constraint of professional reputation in China, illustrating the governance value of professional reputation mechanism of audit independence in emerging markets.

Key words: reputation mechanism; shredded reputation; reputation restoration; audit quality (责任编辑 金 澜)