

会计师事务所声誉与证券分析师盈余预测

石玉 张俊民(博士生导师) 刘雨杰

(天津财经大学商学院 天津 300222)

【摘要】本文实证考察会计师事务所声誉受损对证券分析师盈余预测的影响。基于2008~2012年中国证监会公告的5起重大会计师事务所处罚案件展开研究,结果表明:会计师事务所声誉受损后,证券分析师对其审计客户的盈余预测质量显著下降,具体表现为预测准确度显著下降,预测分歧度显著增大,悲观性倾向增强。

【关键词】会计师事务所声誉 声誉毁损 证券分析师 盈余预测

一、引言

证券分析师既是资本市场上的信息需求者,也是信息提供者。作为其重要职能之一,证券分析师搜集整合具有价值相关性的信息,利用其丰富的专业知识对信息进行分析和处理,编制并发布预测报告,对上市公司的未来业绩做出专业预测。证券分析师的盈余预测信息具有较强的价值相关性,并逐步成为投资者进行投资决策时重要的参考信息(吴东辉、薛祖云,2005)。近年来,证券分析师盈余预测行为受到学术界的高度关注,已有文献大多从公司自身特征的角度考察分析师的盈余预测行为。如方军雄(2007)的研究表明,上市公司信息披露透明度越高,证券分析师预测其盈余时对会计盈余信息的依赖程度越低,且预测准确性越高。

然而,鲜有文献从公司聘任的会计师事务所(以下简称“事务所”)的角度对该问题进行研究。作为上市公司信息披露的“检察官”,事务所在保证上市公司发布财务信息的可靠性方面起着关键作用。证券分析师进行盈余预测时,是否会关注与事务所执业质量紧密相关的会计信息质量?事务所特征变化是否会对证券分析师对其审计客户的盈余预测特征产生影响?这些问题亟待研究。

事务所声誉是在执业中长期提供高质量的鉴证咨询服务而逐步形成的,是事务所一项宝贵的“无形资产”。由于审计质量不可直接观测,事务所声誉一定程度上成为审计质量的代名词。根据代理理论,高质量的外部独立审计能够缓解股东与管理层之间的信息不对称,约束管理层从而减少其道德风险,最终降低代理成本。信号传递理论也认为,聘请高声誉事务所会向市场传递一种积极信号,表明管理层对公司财务状况和经营成果具有足够信心。可见,当事务所声誉被市场认可时,审计市场中高声誉事务所会更受青睐,这会促使事务所不断完善审计服

务以维护并提高其声誉水平,这对审计市场乃至整个资本市场的健康发展都具有重要意义。这自然引发了一个思考:正处于经济转型期的我国,上述事务所职业声誉机制是否在发挥作用?大部分学者用事务所规模作为其声誉的替代变量对此问题做出检验。与该思路不同,本文通过考察事务所声誉受损是否对证券分析师盈余预测特征产生影响,进而检验事务所声誉机制的有效性。

基于此,本文选取2007年至2012年受到证监会处罚的5家事务所作为声誉受损样本,考察其声誉受损前后,证券分析师对其审计客户的盈余预测特征是否发生显著变化,以期为证券分析师盈余预测行为及事务所声誉毁损机制的研究提供一些经验证据。

二、文献回顾与假设提出

(一)文献回顾

证券分析师盈余预测特征包括预测准确度、预测分歧度、预测结果修正等,学者多从公司自身和分析师特征的角度对此展开研究。Brown(1987)指出,盈余预测的准确度取决于预测过程的困难和复杂程度。方军雄等(2007)和白晓宇(2009)研究发现,上市公司信息披露政策及现状与证券分析师的预测结果特征具有显著关系。此外,国内外研究一致表明,证券分析师的盈余预测普遍存在“乐观倾向”。

外部独立审计的基本职能之一是对财务报告的真实可靠性做出评价,其审计质量高低能否被市场识别,依赖于事务所声誉机制的有效传导。围绕着事务所声誉机制是否有效的基本问题,国内外学者试图从资本市场给予事务所声誉反应的角度找到答案,取得了初步研究成果。Datar(1991)研究发现,事务所声誉与IPO发行定价显著正相关。李连军、薛云奎(2007)研究了2000~2002年中国沪、深两市上市公司的审计师声誉溢价现象,发现国际五

大(四大)事务所、国内前五大事务所、国内其他小事务所在审计收费方面存在显著差异,即存在事务所声誉溢价现象。王兵等(2009)以2001~2008年IPO公司为分析样本,发现较高的事务所声誉显著降低了股票抑价率,且与公司询价水平正相关,表明事务所声誉初步影响了其审计客户的IPO股票定价。

以上研究表明,事务所声誉作为审计质量的显示信号,一定程度上得到了市场的初步认同,国内外审计市场中的事务所声誉机制正在形成。

(二)提出假设

证券分析师制定盈余预测决策的信息集包括公开信息和私有信息(Schipper, 1991)。已有研究表明,公开信息集中以前年度和本年度盈余信息是证券分析师制定盈余预测决策时重要的信息参考依据,历史盈余信息的质量好坏直接关系到盈余预测准确程度的高低。历史盈余数据可靠性和相关性越高,包含公司当前及未来的经营状况的信息含量越高,对未来盈利能力的指示能力越强,分析师以此为基础做出的预测决策越准确。高质量的外部独立审计能够有效地发现并改正报告过程中的错误,降低报告的系统误差,抑制管理层的机会主义盈余操纵行为,从而提高财务报告盈余质量。李刚(2013)和Behn(2008)分别以国内外审计市场为背景,实证研究发现,事务所审计质量越高,证券分析师盈余预测准确度越高且分歧度越小,从而验证了证券分析师盈余预测特征与会计信息质量间的相关关系。

事务所声誉作为审计质量的显示信号,其声誉受损会向市场传递一种负面信号,从而引起市场对该事务所审计服务质量的质疑。如果证券分析师在预测上市公司未来期间盈余的过程中会对其历史盈余信息的质量有所考虑,作为资本市场中处于信息资源优势的一方,证券分析师理应识别这种信号并对此做出反应。一方面,降低的审计质量会降低历史盈余信息的质量,历史盈余信息“预测”未来的能力降低,因此证券分析师盈余预测结果准确度下降。另一方面,低审计质量的信号会降低证券分析师对公司财务信息质量的感知水平。财务报告信息失去了原有的可信度,证券分析师主观上感知公司已披露信息的预测价值下降,在私有信息获取能力一定的条件下,证券分析师盈余预测信息集的整体信息含量减少,导致最终的盈余预测结果准确度降低。据此,提出以下假设:

假设1:证券分析师对声誉受损事务所审计客户的盈余预测准确度,声誉受损期间要低于声誉未受损期间。

证券分析师盈余预测分歧度反映了公司信息环境的不确定性程度。例如,Imhoff and Lobo(1992)就把证券分析师预测分歧度作为报告前盈余不确定性的替代变量。Thomas(2005)认为公司披露的信息越是可靠,证券分析

师对未来盈余的预测趋势就越一致,因此预测分歧度越低。综上所述,事务所声誉受损导致证券分析师对其审计客户信息披露质量的感知水平下降,财务报告可靠性大打折扣,证券分析师主观上对财务信息环境的不确定性程度增加,盈余预测之间的分歧程度将会增大。据此,提出以下假设:

假设2:证券分析师对声誉受损事务所审计客户的盈余预测分歧度,声誉受损期间要大于声誉未受损期间。

上市公司报告收益往往偏离其真实收益,财务报告所处的审计环境是影响其偏离程度的重要因素。蔡春等(2005)研究了外部独立审计质量对管理层盈余管理程度的影响,发现两者呈显著的负相关关系。且经验证据表明高估资产或收益的盈余管理行为往往更为普遍(徐浩萍, 2004)。在低质量的审计环境下,会计信息质量难以得到有力的保证,公司高估资产或收益的可能性增大。受到事务所声誉受损的影响,证券分析师感知到的会计信息不确定性程度增大。如果证券分析师关注到其审计客户中可能存在的高估资产或收益的行为,那么盈余预测过程中证券分析师有意或无意纠正这种高估资产或收益行为的倾向性就较强,如下调作为预测基础的基期盈余水平等。体现在盈余预测特征上,使得盈余预测结果较前期更为“悲观”。据此分析,提出以下假设:

假设3:证券分析师对声誉受损事务所审计客户的盈余预测结果,声誉受损期间较声誉未受损期间“悲观”。

三、研究设计与变量定义

(一)研究设计

为研究事务所声誉受损前后证券分析师对其审计客户盈余预测特征的变化,本文采用差分研究方法。同时,为剔除宏观经济形势、政策环境改变和证券分析师行业改善等因素影响,选取事务所声誉未受损的配比公司,与配比公司对比检验证券分析师盈余预测特征是否确实在事务所声誉受损前后发生变化。基于此,本文借鉴Steven(2013)的研究方法,构建如下差分模型检验上述假设:

$$\text{ChgFerr} = \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{AA} + \alpha_2 \times \text{Size} + \alpha_3 \times \text{ActualEPS} + \alpha_4 \times \text{ChgEPS} + \alpha_5 \times \text{EamVol} + \alpha_6 \times \text{Ins} + \alpha_7 \times \text{Horizon} + \alpha_8 \times \text{Loss} + \varepsilon \quad (1)$$

$$\text{ChgFerr} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{AA} + \beta_2 \times \text{ActualEPS} + \beta_3 \times \text{ROE} + \beta_4 \times \text{Distress} + \beta_5 \times \text{Cri} + \beta_6 \times \text{Cov} + \beta_7 \times \text{Horizon} + \beta_8 \times \text{Loss} + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{ChgFerr} = \gamma_0 + \gamma_1 \times \text{AA} + \gamma_2 \times \text{Size} + \gamma_3 \times \text{ActualEPS} + \gamma_4 \times \text{ChgEPS} + \gamma_5 \times \text{EamVol} + \gamma_6 \times \text{Ins} + \gamma_7 \times \text{Horizon} + \gamma_8 \times \text{Loss} + \varepsilon \quad (3)$$

(二)变量选取

1. 被解释变量。证券分析师盈余预测准确度(乐观程度),采用所有对该上市公司跟踪预测的券商最近一次净利润预测值的均值与预测年份真实净利润(高于预测年

份真实净利润)的偏差程度衡量。盈余预测分歧度使用所有对该上市公司跟踪预测的券商最近一次预测值的变异系数计量。由于本文采用差分法,故上述模型的被解释变量分别为盈余预测准确度、分歧度和“乐观”程度变化值。

2. 解释变量。上述模型解释变量均为识别事务所声誉是否受损的哑变量,对声誉受损事务所的审计客户,解释变量为“1”,反之,解释变量为“0”。

3. 控制变量。依据国内外文献对证券分析师盈余预测特征影响因素的研究结论,本文分别选取公司规模、真实每股收益、每股收益变化、盈余波动性、机构投资持股、预测时间幅度、净资产收益率、财务困境度、股权集中度、跟踪预测人数和亏损变量作为控制变量。

表 1 研究变量定义表

变量符号	变量名称	变量定义
A. 被解释变量		
ChgFerr	分析师预测准确度变化	分析师对某上市公司盈余预测值的平均误差程度变化值,具体计算见公式(4)
ChgFdis	分析师预测分歧度变化	分析师对某上市公司盈余预测值的分歧程度变化值,具体计算见公式(5)
ChgFopt	分析师预测乐观程度变化	分析师对某上市公司盈余预测值的平均乐观程度变化值,具体计算见公式(6)
B. 解释变量		
AA	声誉受损识别变量	若为声誉受损会计师事务所审计客户,则其值取为“1”,否则,取为“0”
C. 控制变量		
Size	公司规模	某上市公司 <i>i</i> 年末总资产的自然对数
ActualEPS	真实每股收益	某上市公司 <i>i</i> 年度实现的真实每股收益
ChgEPS	每股收益变化	某上市公司 <i>i</i> 年度真实每股收益较 <i>i-1</i> 年度的增加值
EarnVol	盈余波动性	某上市公司近三年净利润的变异系数,具体计算见公式(7)
Ins	机构投资持股	某上市公司 <i>i</i> 年末机构持股比例合计
Horizon	预测时间幅度	所有分析师对某上市公司 <i>i</i> 年最近的一次盈余预测距离该上市公司披露年报日的平均天数
ROE	净资产收益率	某上市公司 <i>i</i> 年末净利润与净资产之比
Distress	财务困境度	某上市公司 <i>i</i> 年度所处财务环境的财务困境系数,具体计算见公式(8)
Cri	股权集中度	某上市公司 <i>i</i> 年末前十大股东持股比例合计
Cov	跟踪预测人数	对某上市公司 <i>i-1</i> 年净利润进行跟踪预测的券商家数
Loss	亏损变量	若某上市公司 <i>i-1</i> 年度内发生亏损,则取值为“1”,否则取“0”

注:*i-1*年度为事务所声誉受损前年份,*i*年度为事务所声誉受损后年份。

$$\text{ChgFerr} = \text{Abs} [\text{Mean} (\text{Fnetpro}_i) - \text{Netpro}_i] \div \text{AbsNetpro}_i - \text{Abs} [\text{Mean} (\text{Fnetpro}_{i-1}) - \text{Netpro}_{i-1}] \div \text{AbsNetpro}_{i-1} \quad (4)$$

$$\text{ChgFdis} = \text{Std} (\text{Fnetpro}_i) \div \text{Abs} [\text{Mean} (\text{Fnetpro}_i)] - \text{Std} (\text{Fnetpro}_{i-1}) \div \text{Abs} [\text{Mean} (\text{Fnetpro}_{i-1})] \quad (5)$$

$$\text{ChgFopt} = [\text{Mean} (\text{Fnetpro}_i) - \text{Netpro}_i] \div \text{Abs} (\text{Netpro}_i) - [\text{Mean} (\text{Fnetpro}_{i-1}) - \text{Netpro}_{i-1}] \div \text{Abs} (\text{Netpro}_{i-1}) \quad (6)$$

$$\text{EarnVol} = \text{Std} (\text{Netpro}_i) \div \text{Abs} [\text{Mean} (\text{Netpro}_i)] , \quad i = -2, -1, 0 \quad (7)$$

$$\text{Distress} = -4.336 - 4.513 \times \text{ROA} + 5.679 \times \text{Leverage} + 0.004 \times \text{Liquidation} \quad (8)$$

其中,ROA为总资产回报率,Leverage为资产负债率,Liquidation为流动比率。

四、样本选取与配对比较

(一)选取样本公司

本文选取2007~2013年受到证监会行政处罚的岳华、深圳大华天诚、南京立信永华、深圳鹏程和利安达5家事务所作为声誉受损样本。选取其受处罚前后连续两年内的主审A股上市公司,剔除其中金融行业、经“ST”处理和至少一年无证券分析师跟踪预测其盈余的公司,得到样本公司152家。研究盈余预测分歧度特征还需剔除至少一年只有一家券商跟踪预测其盈余的样本(24家),最终得到研究盈余预测分歧度特征的样本公司128家。为剔除异常值影响,对变量ChgFdis、EarnVol、ChgFerr和ChgFdis进行3%水平的winsorize处理。本文数据来源为国泰安数据库,数据分析工具使用STATA 11.0。

(二)选取配比公司

在选取配比公司时,为了保证配比过程的有效性,遵循以下配比原则。首先,配比公司主审事务所在研究期间未发生重大的负面或正面事件,其声誉变化较为平缓。其次,在证监会同一行业分类下对样本进行配比。再次,从公司特征和跟踪预测分析师人数两个维度进行配比,选取与样本公司相似度较高的上市公司。依据此原则,最终得到配比公司152家。

表2中Panal A与Panal B分别列示了声誉未受损期间与声誉受损期间,声誉受损事务所审计客户(以下简称“样本公司”)与配比公司配比指标的平均值与中值的差异比较检验结果。

表 2 样本公司与配比公司配比指标均值与中值差异比较检验表

Panal A: <i>t</i> 期声誉受损会计师事务所审计的上市公司与配比公司配比指标均值与中值的比较检验						
统计量	解释变量	资产总额	资产负债率	资产报酬率	市净率	预测分析师人数
平均值	0	3568048998	0.3757	1.7846	4.8890	5.0986
	1	3838762340	0.3827	1.9002	5.2286	5.3552
中值	0	1901757683	0.4060	0.1922	4.2539	3
	1	1885520871	0.3883	0.1549	3.8873	3
T- test		- 0.4218	- 0.2228	- 0.2041	- 0.8155	- 0.4507
Z- test		- 0.117	0.175	0.262	0.206	0.095

续表 2

Panel B: t-1 期声誉受损会计师事务所审计的上市公司与 配比公司配比指标均值与中值的比较检验						
统计量	解释变量	资产总额	资产负债率	资产报酬率	市净率	预测分析师人数
平均值	0	4306988758	0.4792	0.046	2.6516	5.4013
	1	4333514753	0.4846	0.0422	2.8241	5.9473
中值	0	2216658064	0.4748	0.0495	2.2589	3
	1	2101914683	0.5044	0.0367	2.3901	4
T- test		- 0.0343	- 0.2071	0.6613	- 0.9763	- 0.9487
Z- test		0.070	- 0.192	1.544	- 0.485	- 1.203

注:①t 期为声誉受损期间,t-1 期为声誉未受损期间;②解释变量“0”代表配比公司,“1”代表样本公司;③***、**、*分别代表在 1%、5%、10%统计水平上显著,下同。

表 2 显示,在声誉受损前后两个研究期间内,样本公司与配比公司五个配比指标的均值与中指均较接近;差异性 T 检验、Z 检验结果表明,样本公司与配比公司在公司特征和预测分析师人数方面的差异并不显著,从而确保了两者间盈余预测环境的相似性,配比结果有效。

五、实证分析

(一)描述性统计分析

本部分以解释变量分组对被解释变量进行了描述性统计,直观上对样本公司与配比公司的盈余预测特征进行比较,表 3 报告了描述性统计结果。表 3 显示,配比公司分析师盈余预测误差变化的均值与中值均为负数,表明分析师对配比公司的预测准确程度提高,这可能与分析师整体预测环境的改善或宏观经济环境的变化有关,在此不作深入研究。相比之下,分析师对样本公司盈余预测误差变化值的均值却为正数,表明分析师盈余预测准确程度反而降低,25%、50%和 75%水平中位数均大于配比公司,说明盈余预测误差增加程度整体上大于配比公司,即存在盈余预测误差异常增加值。T 检验及 Z 检验结果显示,两组盈余预测误差值均值和中值分别在 10%与 1%统计水平上存在显著差异。单变量分析结果表明分析师预测真实净利润的能力受到事务所声誉受损的影响。

分析师对配比公司盈余预测分歧度变化的均值与中值均小于零,整体上预测分歧度变小,表明分析师预测净

利润的趋势较前期更加一致。相反,证券分析师对样本公司盈余预测分歧度变化平均值为正数,且除最小值外的所有统计量均大于配比公司,T 检验和 Z 检验均在 1%统计水平上显著,表明样本公司盈余预测分歧度变化显著高于配比公司,初步表明分析师盈余预测分歧度受到事务所声誉受损的影响。

分析师对配比公司盈余预测乐观程度变化的均值与中值均大于零,表明分析师盈余预测结果较前一年度普遍更加乐观。样本公司预测乐观程度变化平均值与配比公司相差不大,但 25%中位数、中值、75%中位数和最大值均小于配比公司,说明其盈余预测乐观程度的增加幅度整体上小于配比公司。也即相对于配比公司而言,分析师对样本公司的盈余预测乐观程度,受损期间比未受损期间“下降”,其原因可能是受到事务所声誉受损的影响。但单变量的均值差异 T 检验并不显著,需控制其他因素进一步研究。

(二)多元回归分析

1. 事务所声誉受损对盈余预测准确度和乐观程度的影响。表 4 左半部分报告了事务所声誉受损对分析师盈余预测准确度影响的多元回归结果。回归结果显示,分析师盈余预测准确度变化与解释变量呈正相关关系,且在 1%水平上显著。即相比较事务所声誉未受损的配比公司,证券分析师对样本公司的盈余预测误差增加值更大,声誉受损年度的盈余预测准确度较声誉未受损年度更低,验证了前述假设 1。

表 4 右半部分报告了事务所声誉受损对分析师盈余预测“乐观”程度影响的多元回归结果。回归结果显示,分析师盈余预测乐观程度变化与识别自变量呈负相关关系,这与前述假设 3 相一致。即与声誉未受损事务所相比,事务所声誉受损后,证券分析师对其审计客户的盈余预测结果较声誉未受损期间更加“悲观”。但该负相关关系未通过显著性 t 检验,原因可能是虽然证券分析师能够意识到样本公司披露的会计信息更有可能高估资产或收益,迫于工作任务的压力和专业知识的限制,证券分析师缺乏相应的精力和能力对此进行深入取证分析,在限于认知水平而缺乏足够客观证据的情况下,部分证券分析师会放弃纠正这种可能存在的高估资产或收益行为。

在控制变量方面,盈余预测准确度变化与盈余波动性的显著负相关关系与 Kross(1990)的研究结果相悖,本文采用的差分研究方法是原因之一。此外,

表 3 分析师盈余预测准确度、分歧度和乐观程度变化的描述性统计指标及差异比较检验

被解释变量	解释变量	样本数量	平均值	中值	最小值	1/4 中位数	3/4 中位数	最大值	标准偏差	T 检验	Z 检验
ChgFerr	0	152	- 0.0387	- 0.1039	- 12.2095	- 0.3073	0.0772	25.1725	2.7120	- 1.7347*	- 6.080***
	1	152	0.4255	0.1322	- 6.5527	- 0.0423	0.4520	16.4797	1.8791		
ChgFdis	0	132	- 0.1746	- 0.0600	- 1.4797	- 0.4084	0.0547	1.1862	0.4044	- 7.0095***	- 6.371***
	1	128	0.2054	0.0753	- 1.4916	- 0.0424	0.3732	2.1217	0.4683		
ChgFopt	0	152	0.2967	0.1925	- 12.2335	- 0.0932	0.5089	25.1725	2.7894	0.0053	2.5840***
	1	152	0.2953	0.0277	- 6.5793	- 0.4264	0.4641	16.4797	1.6797		

盈余波动较大的公司往往能够吸引证券分析师额外的关注,更高的重视程度反而会提高盈余预测的准确性。盈余预测准确度与机构投资者持股呈显著负相关关系,这与管总平、黄文锋(2012)的研究结论不符。对于机构投资者持股较高的公司,分析师更容易获取较多的私有信息,以帮助其做出更为准确的盈余预测。

表4 事务所声誉受损对证券分析师盈余预测准确度及乐观程度影响的多元回归结果

	对 ChgFerr 回归结果		对 ChgFopt 回归结果	
	回归系数	T 统计量	回归系数	T 统计量
Intercept	-0.837 9	-0.88	-1.068 6	-1.24
AA	0.286 8***	2.98	-0.137 5	-1.58
Size	0.019 2	0.43	0.067 8*	1.70
ActualEPS	-0.216 9	-1.47	-0.261 7**	-1.97
ChgEPS	-0.687 9***	-4.03	-0.614 2***	-3.97
EarnVol	-0.072 4**	-2.17	-0.037 4	-1.24
Ins	-0.500 3*	-1.90	-0.397 0*	-1.67
Horizon	0.002 99***	5.51	0.000 2	0.38
Loss	-1.080***	-4.06	-0.774 1***	-3.21
N	304		304	
Adj. R ²	0.250 9		0.154 4	

2. 事务所声誉受损对盈余预测分歧度的影响。表5报告了事务所声誉受损对证券分析师盈余预测分歧度变化影响的多元回归结果。回归结果显示,分析师盈余预测分歧度变化与解释变量呈正相关关系,且在1%水平上显著。即与事务所声誉未受损的配比公司相比,证券分析师对样本公司的盈余预测分歧度增加值显著增大,表明事务所声誉受损之后,分析师对其审计客户的盈余预测分歧度显著增加,从而验证了前述假设2。在控制变量方面,各项系数与预期方向相同。

表5 事务所声誉受损对证券分析师盈余预测分歧度影响的多元回归结果

	对 ChgFdis 回归结果	
	回归系数	T 统计量
Intercept	-0.347 4***	-3.50
AA	0.319 2***	7.21
ActualEPS	-0.189 3**	-2.16
ROE	0.723 7***	2.82
Distress	0.058 8***	3.60
Cri	-0.110 7	-0.73
Cov	0.009 8**	2.16
Horizon	0.001 6***	6.48
Loss	-0.193	-1.50
N	260	
Adj. R ²	0.352 5	

(三) 稳健性检验

本文使用证券分析师每股收益预测值和每股收益真实值替代净利润指标,分别计算预测准确度、分歧度和“乐观”程度变化,使用新的被解释变量进行回归分析,分析结论未发生明显变化。

六、结论与建议

本文选取2007~2013年受到证监会处罚的5家事务所作为声誉受损研究对象,研究了事务所声誉受损对证券分析师盈余预测特征的影响。研究表明,在对上市公司进行盈余预测的过程中,证券分析师对会计信息质量已产生认知,事务所声誉变化影响证券分析师对其审计客户会计信息质量的感知水平,并进而对盈余预测特征产生影响。当事务所声誉受损后,证券分析师对其审计客户的盈余预测质量显著下降。

本文的研究结果具有一定的理论和实践意义。

理论上,一方面丰富了对证券分析师盈余预测特征的研究,从非公司自身特征因素的角度出发,本文发现上市公司事务所声誉的变化同样会对证券分析师盈余预测特征产生影响;另一方面,本文从证券分析师盈余预测特征经济后果的角度检验了我国审计市场事务所职业声誉机制的有效性。

本文也具有一定的实践意义。①相关监管机构应进一步完善对事务所执业质量的监管措施,加大对有损公众利益行为事务所的处罚力度,促使事务所声誉机制更为有效地发挥积极作用。②对事务所而言,声誉约束机制的有效性最终会使其自身为声誉的受损“买单”,因此不断提高审计服务质量,维持并提高职业声誉才能获得长远发展。③本文对盈余预测信息使用者也有一定的指导意义,认识到事务所特征如何影响证券分析师的盈余预测行为,有利于投资者形成对分析师盈余预测信息的理性认识,并据此做出更为科学合理的投资决策。

【注】本文系国家自然科学基金资助项目“产权视角下审计师声誉机制研究及其经济后果”(项目批准号:71272189)、教育部人文社会科学研究项目规划基金项目“独立审计与内部控制的耦合效应研究”(项目批准号:12YJA790193)、天津财经大学研究生创新基金项目“审计师声誉受损信号传递机制有效性检验及其原因(机理)研究”(项目批准号:2013TCY007)的研究成果。

主要参考文献

1. 吴东辉,薛祖云.证券分析师盈利预测的投资价值:来自深沪A股市场的证据.会计研究,2005;8
2. 方军雄.我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测.金融研究,2007;6
3. 白晓宇.上市公司信息披露政策对分析师预测的多重影响研究.金融研究,2009;4