

# 审计质量与会计信息透明度

——来自中国上市公司的经验数据

王艳艳 陈汉文

(厦门大学会计系 361005)

**【摘要】**关于审计质量是否存在差异化,目前仍未得出一致性的结论。本文从会计信息透明度的角度研究审计质量问题,研究表明,目前在我国审计质量对会计信息透明度的影响存在差异化。具体表现在:四大审计的上市公司会计信息的透明度显著高于非四大审计的上市公司;进一步将内资所按业务收入排名划分为国内十大与非十大,按是否具备专项复核资格划分为具有专项复核资格和不具有专项复核资格的事务所后,审计质量对会计信息透明度的影响证据比较微弱。

**【关键词】** 审计质量 会计信息透明度

## 一、引言

不同类型会计师事务所的审计质量是否存在差异,在我国实务界和理论界一直存在争议。在实务界,一方面是国际四大所在中国业务的突飙猛进,以及证监会等政府部门对四大及国内知名所审计质量的肯定;另一方面却是国际四大所和国内的著名事务所因其执业能力而受到监管层的批评和处罚。在理论界,有研究表明,我国不同类型事务所审计质量不存在差异(刘峰,2002;卢文彬,2003;刘峰、周福源,2005等),然而也有研究表明事务所之间的审计质量存在差异(蔡春、黄益建和赵莎,2005;张奇峰,2005)。

由于审计服务作为一种信任品,其质量不能通过直接衡量审计报告来确定,只能在消费者使用后才能具体感知,故对其质量的评定更多的是通过被审计单位的会计信息质量来衡量(Defond和Subramanyam,1998;Francis,1999;Reynolds & Francis,2000等)。因此本文从会计信息透明度的角度研究我国不同事务所的审计质量是否存在差异。

## 二、文献回顾及假说发展

### (一) 会计信息透明度及其衡量指标选择

会计信息透明度是企业透明度的组成部分之一(Bushman & Smith,2004),提高会计信息透明度的目的是为了提高企业透明度,降低资本市场上信息风险,进而减少资本市场的“逆向选择”行为。目前关于会计信息透明度尚无一个明确和一致的定义。按巴塞尔银行监管委员会(1998)的定义,高透明度的会计信息意味着投资者能够“透过现象看本质”,应能增强盈余的价值相关性。魏明海、刘峰等(2001)认为会计透明度是一个同时涵盖了会计信息质量标准及其实现方式的全面、综合的概念。另外,也有学者从收益不透明度的角度研究这一问题。Bhattacharya, Daouk & Welker(2003)将收益不透明度定义为“呈报的会计盈余不能提供企业真实经济收益信息的程度”。基于上述概念,我们将会计信息透明度定义为:企业的会计盈余对真实经济盈余的反映程度,或投资者通过企业的会计信息看穿企业行为的程度,高度透明的会计信息应该具有较高的信息含量,能够降低投资者的信息成本。

关于会计信息透明度的衡量指标方面,目前尚缺乏一套统一的计量标准。Bhattacharya, Daouk & Welker(2003)以盈余激进度、损失规避度和盈余平滑度作为收益不透明度的衡量指标,其中盈余激进度以总应计进行衡量,代表管理当局盈余操纵的空间。Bushman & Smith(2004)的研究指出,会计信息透明度的衡量指标应该涵盖财务报告呈报的频率、信息的及时性和其被财务分析师及其他中介机构传播和解释的程度。我国目前关于企业透明度和会计透明度的定量研究较少,崔学刚(2004)以企业自愿披露的数量作为企业透明度的代理变量;杨之曙、彭倩(2004)在Bhattacharya, Daouk & Welker

(2003)的基础上,以收益激进度和收益平滑度作为收益透明度的衡量指标。

通过上述回顾,可以看出,会计信息透明度主要受到披露数量和披露质量两方面的影响,披露的质量因素要考虑会计信息的相关性和可靠性。我们认为质量因素对透明度的贡献更大,因此,在衡量会计信息透明度时,我们以稳健性、及时性和收益激进度作为信息透明度的代理变量。

关于稳健性的定义,Basu(1997)认为,稳健性表示企业会计信息系统对好消息和坏消息的不同反映倾向。关于及时性的定义,通常是指会计盈余对企业当期经济收益的反映程度,或价值相关性(Basu 1997)。由于稳健性反映不同企业对经济利得和经济损失的不同倾向,而及时性反映了会计盈余对经济收益的反应速度或价值相关性,因此会计盈余的及时性和稳健性通常被结合起来衡量企业会计信息的透明度(Ball Kothari & Robia 2000 Olsson & Schipper 2003)。

盈余激进度是与稳健性相对的一个概念,指企业延缓确认损失而加快确认收入的倾向。应计会计为管理当局通过应计项目调节盈余提供了空间。在一般情况下,管理当局通常存在高估盈余的动机,因此收益激进度通常被用来衡量管理当局操纵盈余的动机与程度,较高的收益激进度通常会导致会计信息的不透明(Bhattacharya Daouk & Welker 2003)。在以稳健性衡量会计信息透明度的同时,选择盈余激进度作为衡量指标之一是由于通常对于稳健性的衡量主要是利用模型进行回归,通过判断坏消息是否及时反映或负的应计项目是否及时转回来实现,而盈余激进度主要通过可操控性应计衡量,更直接的反应了会计信息透明度,在我国,企业普遍为了增发、配股,普遍存在调高盈余的动机,陈汉文、郑鑫成(2004)的研究表明,中国上市公司平均而言通过操纵应计项目进行了正的盈余管理,而且证券市场可对操控应计作出了价格反映。因此,从盈余激进度的角度衡量会计信息的透明度更能反映我国的现实。

(二) 审计质量与会计信息透明度

审计质量和会计信息透明度之间的关系可由图1来表示,审计需求的信息假说为此提供了理论依据。在该假说下审计的功能在于提高财务报表信息的质量,降低资本市场中的信息风险,减少资本市场中的逆向选择行为。

关于审计质量与会计信息质量之间的关系,现有的研究大都集中在两方面:一是审计质量与应计项目之间的关系上;其次是审计质量差异与稳健性方面。在审计质量差异对企业应计的影响方面,Francis(1999)、Becker等人(1998)和Reynolds & Francis(2000)等研究结果一致表明六大的客户可操控应计项目显著低于非六大的客户。在审计质量差异与稳健性方面,目前的研究结论主要综合表明六大比非六大保守(Francis和Krishnan 1999 Basu Hwang和Jan 2001 Lee & Taylor 2002)。上述两方面的研究为审计质量差异对企业盈余品质的影响提供了证据。然而,这些研究没有将审计质量和会计信息的及时性和激进度联系起来,本文将会在这些方面做出进一步的研究。

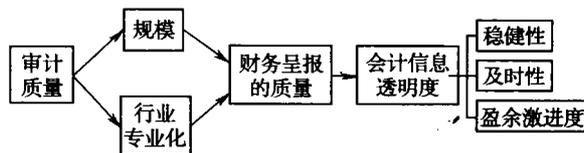


图1 审计质量与会计信息透明度关系图

我国目前关于审计质量是否存在系统差异的研究尚不充分,且缺乏一致的结论。一部分学者的研究表明:“四大”或“十大”的质量并不比其他事务所高(夏立军, 2002 李爽、吴溪, 2002 原红旗、李海健, 2003 卢文彬, 2003 刘峰、周福源, 2005);然而,又有研究表明,在我国四大确实提供了较高的审计质量(漆江娜, 2004 蔡春等, 2005 张奇峰, 2005)。

对我国相关研究的分析可以发现,利用2001年前的数据做的研究,大都认为四大与非四大所之间的审计质量无差异;而利用2001年以后的数据的研究表明,四大的审计质量显著高于其他所,原因可能在于:1)2001年前国际五大在国内市场占有的份额较少,99年26家,2000年42家,2001年上升至107家,此后审计市场逐步对外开放,四大在国内的市场份额逐步扩大,因此,2001年之前对四大的研究结果可能是有偏的;2)2001以后随着我国审计市场脱钩改制、推动事务所合并的一系列实施后,政策效果开始释放,证券审计市场的逆向选择现象有所扭转,优良的企业愿意选择高质量的审计,这为高质量审计的发展提供了动力;3)2001年安然事件爆发后,在各国监管层和投资者的舆论下,四大也采取了各种措施提高审计质量。基于上述分析,我们发展如下假说:

假说1:在其他条件相同的情况下,审计质量与会计信息稳健性正相关。

Bushman(2001)认为,会计信息系统的价值在于其呈报信息的及时性,由于管理当局和股东之间存在信息不对称,股东不能及时了解企业信息,因此他们有动机通过外部监督机制来降低其与管理当局在信息方面的差距。受股东委托的独立第三方职责在于降低二者之间的信息差距,因此,其会在改善会计信息及时性方面做出努力。Bushman(2003)检验了及时性与对外部监督需求之间的关系,研究结果表明,及时性对高质量的外部监督需求呈反比,企业会计信息的及时性越低,对高质量的外部监督需求越高。与Bushman(2003)不同的是,我们关注的是监督的效果,审计作为企业治理机制中的外部监督机制,其作用在于监督企业提供的会计信息。审计对会计信息的监控功能不仅表现在对信息披露结果的监督方面,也表现在对信息生产过程的约束方面。因此,审计可以通过有效的发挥其监控职能,提高企业呈报的会计信息的及时

性。基于此, 我们发展如下假说:

假说 2 在其他条件相同的情况下, 审计质量与会计信息及时性正相关。

与稳健性正好相反, 盈余激进度代表的是企业调高盈余的倾向。虽然实施新的会计制度和审计体制改革使我国会计信息的稳健性得到了改善 (卢文彬, 2003), 但是目前关于盈余管理的研究表明, 我国上市公司为了达到配股、增发的资产收益率标准, 普遍存在调高盈余的动机, 在我国上市公司中存在 10%、6% 现象 (陈小悦等人, 2000 等)。而调高盈余引致的审计失败通常更受投资者的关注 (陈汉文、郑鑫成, 2004), 因此, 为了避免审计失败和处罚风险, 维持事务所的声誉, 我们认为, 会计师会限制企业调高盈余。基于此, 我们发展如下假说:

假说 3 在其他条件相同的情况下, 审计质量与盈余激进度负相关。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择及数据来源

本文数据全部来自于香港理工大学与深圳国泰安信息技术有限公司联合开发的 CSMAR 数据系统。首先, 本文选定 2001—2004 年间上市公司的数据作为研究对象。选择四年的样本期间是为了扩大样本中由“四大”审计的样本公司数, 以 2001 年为起点是由于 2001 年我国刚刚进行了会计制度改革; 其次考虑到金融类上市公司的特殊性, 剔除了金融类公司; 第三, 剔除了当年的 IPO 公司; 第四, 剔除历年盈余的 1% 分位极端值; 第五, 在数据收集及整理过程中, 剔除数据缺失的企业, 最终选定的样本公司为 4482 家, 其中 2001 年 1026 家, 2002 年 1100 家, 2003 年 1147 家, 2004 年 1209 家。

#### (二) 模型设定及变量说明

##### 1. 稳健性和及时性

对于稳健性和及时性的衡量, 我们按 Basu (1997), Ball, Kothari & Robin (2000) 的定义, 采用下列盈余变化模型来计算 (Basu, 1997):

$$\Delta X_{it} / P_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 D + \beta_0 \Delta X_{it-1} / P_{it-2} + \beta_1 D^* \Delta X_{it-1} / P_{it-2} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $\Delta X_{it}$ ——为当期的盈余变化;  $P_{it-1}$  和  $P_{it-2}$ ——分别为不同会计期间的股票开盘价;  $D$ ——哑变量, 当  $\Delta X_{it-1} / P_{it-2} < 0$  时, 取值为 1, 否则为 0;  $\beta_0$  表示正应计项目在以后期间的转回倾向;  $\beta_0 + \beta_1$  表示负应计项目在以后期间的转回倾向;  $\beta_1$  表示正应计项目和负应计项目在转回倾向方面的差异, 通常用来衡量会计的稳健性。如果  $\beta_1$  为负值, 则表示企业的会计是稳健的, 损失比收益的确认更及时, 因此, 我们将  $\beta_1$  乘以 -1 以使其数值越大, 代表企业的会计盈余越稳健。

上述回归方程的  $R^2$  则用来衡量企业会计盈余的及时性。

选择模型 (1) 来计算稳健性和及时性是由于 Basu (1997) 的盈余 - 市场回报模型在我国目前的市场环境下存在较大的弊端。以市场回报代表经济盈余存在较大的“噪音”, 而这些噪音与遗漏变量 (或残差项) 可能存在相关性, 会造成估计偏差。另外, 审计师对企业的影响很大程度也体现在对其应计项目的监控方面。因此我们采用上述的盈余变化模型<sup>①</sup>。

在研究方法上, 我们仿照 Basu (1997) 和 Givoly & Hayn (2000) 将样本期间分类的方法, 将整体样本按不同的事务所类型分为三类, 然后以各子样本对模型 (1) 进行 OLS 回归, 比较各回归结果的  $\beta_0$  和  $R^2$ 。

##### 2. 盈余激进度的衡量

Bhattacharya, Daouk & Welker (2003)、杨之曙和彭倩 (2004) 以总应计作为盈余激进度的代理变量, 以代表管理当局盈余操纵的空间。我们认为用总应计衡量盈余激进度存在较大的噪音, 不能完全代表管理当局盈余管理的空间, 因此本文以可操控应计项目来衡量盈余激进度。

至于在操控性应计数的衡量方面, 本文采用行业横截面修正后的 Jones 模型。现有的盈余管理文献发现, 以行业横截面修正后的 Jones 模型, 比时间序列修正后的 Jones 模型效度要好 (DeFond & Subramanyam, 1998; Bartov et al., 2000; 郑鑫成, 2005)<sup>②</sup>。

##### 3. 审计质量的衡量

以前的研究表明事务所的规模与审计质量正相关 (DeAngelo, 1981; Palmrose, 1988; Teoh 和 Wong, 1993; Becker 等人, 1998; Reynolds 和 Francis, 2000)。本文以事务所的规模作为审计质量的代理变量。我们首先设置哑变量 Auditor1, 将事务所分为四大和非四大; 然后对内资所, 按中注协的排名及是否在证监会 2002 年公布的具有专项复核事务所资格的事务所之列, 设置两个哑变量 top10 和 Auditor2。如果被审计企业的事务所具备专项复核资格, 则 Auditor2 取值为 1, 否则取值为 0; 如果被审计企业的事务所为业务收入在 2001—2004 连续四年排名在前十五名, 则 top10 取值为 1, 否则取值为 0。

① 该模型的思想基本与盈余 - 回报模型一致, 不同的是以盈余的变化作为区分好消息和坏消息的信号。

② 由于篇幅原因具体模型未详细介绍。

4 进一步检验模型及说明

为了进一步检验高质量审计是否能够提高会计稳健性，我们采用 Ball (2005) 的做法，在模型 (1) 中加入会计师变量及其与各项的交互项，具体检验模型如下：

$$\Delta X_{it} P_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 D + \beta_0 \Delta X_{it-1} P_{it-2} + \beta_1 D^* \Delta X_{it-1} P_{it-2} + \beta_2 Auditor_{it} + \beta_3 Auditor^* D + \beta_4 Auditor^* \Delta X_{it-1} P_{it-2} + \beta_5 Auditor^* D^* \Delta X_{it-1} P_{it-2} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

如果审计确实能够如预期那样发挥信息监督功能，那么高质量审计的客户正应计变化与负应计变化转回倾向方面的差异应该加剧，因此， $\beta_5$  的预计符号为负。模型中各变量含义同上，其中，Auditor代表不同质量的审计，在后文的检验中，我们分别加入四大哑变量 (auditor1)、国内排名前十名哑变量 (top10) 和是否具备专项复核资格哑变量 (auditor2)。在采用模型 (2) 检验国内排名前 10 名的事务所和是否具备专项复核资格的事务所对会计稳健性的影响时，我们剔除了被四大审计的企业。

为了检验不同质量审计对盈余激进度的约束作用时，我们设定如下模型：

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Auditor_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 TA_{it} + \beta_5 Nloss_{it} + \beta_6 Ocf_{it} + random\ effect + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中，因变量 DA 为可操控应计项目的绝对值，用以衡量会计师允许管理当局盈余管理的空间 (Warfield 1995, Francis 1999)。实验变量 Auditor 含义同模型 (2)，根据我们的假设，预计其符号为负。

控制变量方面，Size 为企业总资产的自然对数，代表企业的规模；Lev 为企业的资产负债率，代表企业的负债情况，预计符号为负；TA 为总应计的绝对值，预期其符号为正。Nloss 为代表企业盈余管理迹象的哑变量，如果企业的资产报酬率处于 5% ~ 7% 或 9% ~ 11% 的区间，取值为 1，否则，取值为 0，预计其符号为正。Ocf 为企业的经营活动现金净流量，其通常与企业的应计之间呈反比 (Dechow 1994)，因此预计符号为负。

四、实证检验结果分析

(一) 稳健性、及时性检验结果

表 1 稳健性、及时性回归结果及比较

	$a_0$	$a_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_1 + \beta_0$	Adj R <sup>2</sup> (%)	Chow test (F)
整体样本	-0.00124 (-1.4)	-0.0086 (-4.32)***	0.177 (3.38)***	-0.8479 (-4.65)***	-0.6709	2.77	$F_{12} = 7.52^{***}$ $F_{13} = 3.53^{***}$ $F_{14} = 5.59^{***}$ $F_{34} = 1.76$ $F_{56} = 1.42$
四大 <sup>1</sup>	0.0057 (2.03)**	-0.0075 (-1.62)	0.3683 (2.34)**	-1.077 (-2.58)***	-0.7087	7.72	
非四大 <sup>2</sup>	-0.0018 (-1.97)**	-0.0086 (-4.1)***	0.1521 (2.81)***	-0.8235 (-4.32)***	-0.6714	2.65	
具有双重 审计资格 <sup>3</sup>	-0.0012 (-0.76)	-0.0056 (-1.74)*	0.3132 (2.42)**	-0.6053 (-2.18)**	-0.2921	1.43	
非双重审 计资格 <sup>4</sup>	-0.0024 (-2.03)**	-0.093 (-3.59)***	0.1064 (1.84)*	-0.8919 (-3.84)***	-0.7855	3.58	
前十大 <sup>5</sup>	-0.0006 (-0.34)	-0.0032 (-0.83)	0.0609 (0.76)	-0.1051 (-0.3)	0.0609	0.15	
非前十大 <sup>6</sup>	-0.002 (-1.96)**	-0.0096 (-4.03)***	0.1686 (2.73)***	-0.9436 (-4.44)***	-0.775	3.63	

括号内的 t 统计量为经 White (1980) 异方差调整后的 t 值。\*，\*\*，\*\*\* 分别表示在 10%，5%，1% 的显著性水平上显著。F<sub>12</sub>、F<sub>13</sub>、F<sub>14</sub>、F<sub>34</sub>、F<sub>56</sub> 分别指各子样本中  $\beta_1$  是否存在显著差异的 chow 检验结果。

我们按模型 (1) 对不同种类的事务所审计的上市公司进行回归，检验结果见表一。在 Panel A 中，从整体样本回归结果看， $\beta^2$  小于 0 说明我国上市公司提供的会计信息在 2001—2004 年基本上比较稳健，此结果进一步充实了卢文彬 (2003) 的结论。

其次，在将样本进一步分为四大和非四大子样本进行检验，结果显示，四大审计的企业在正、负应计变化转回倾向的差异和负应计变化转回倾向及 R<sup>2</sup> 均大于非四大审计的企业，说明四大客户的稳健性指标和及时性指标均远远优于非四大客户。

最后，在将内资所进一步分为具有专项复核资格和不具有专项复核资格、十大与非十大子样本进行检验，结果显示，

国内不同类型事务所在稳健性和及时性方面均不存在显著的差异。

为了检验各子样本回归方程中  $\beta_1$  和  $R^2$  是否存在显著差异，我们又进一步进行了 chow 检验。检验支持了四大审计的企业会计信息稳健性与及时性显著优于国内各类型事务所的客户，而国内所客户的子样本回归方程不存在结构性差异。

表 2 模型二回归结果

	预计	Panel A	Panel B	Panel C	Panel D	Panel E
	符号	系数	系数	系数	系数	系数
$a_0$	?	-0.004 (-6.02)***	-0.006 (-6.08)***	-0.006 (-5.91)***	-0.006 (-6.07)***	-0.005 (-5.91)***
$a_1$	?	0.029 (9.06)***	0.031 (8.13)***	0.031 (8.37)***	0.031 (8.13)***	0.031 (8.36)***
$\beta_0$	+	0.086 (3.78)***	0.090 (2.98)***	0.084 (3.21)***	0.090 (2.98)***	0.084 (3.20)***
$\beta_1$	-	-0.113 (-4.08)***	-0.117 (-2.88)***	-0.108 (-3.57)***	-0.117 (-2.88)***	-0.108 (-3.57)***
$\beta_2$	?	0.012 (4.71)***	0.004 (2.64)***	0.003 (2.05)**	0.014 (5.05)***	0.013 (4.90)***
$\beta_3$	?	-0.006 (-0.41)	-0.006 (-0.86)	-0.009 (-1.29)	-0.008 (-0.53)	-0.007 (-0.49)
$\beta_4$	?	0.173 (2.27)**	-0.014 (-0.34)**	0.01 (0.2)	0.169 (2.14)**	0.174 (2.25)**
$\beta_5$	-	-0.373 (-2.04)**	0.015 (0.28)	-0.157 (-1.08)	-0.370 (-1.99)**	-0.378 (-2.06)**
$\beta_6$	?				0.004 (2.64)***	0.003 (2.05)**
$\beta_7$	?				-0.006 (-0.86)	-0.009 (-1.29)
$\beta_8$	?				-0.014 (-0.34)	0.01 (0.2)
$\beta_9$	-				0.015 (0.28)	-0.157 (-1.98)**
<i>Obs</i>		4135	3828	3828	4135	4135
<i>AdjR<sup>2</sup> (%)</i>		5.51	5.11	5.19	5.59	5.67
<i>F</i> 值		19.15***	14.68***	14.61***	12.69***	12.63***

括号内的 *t* 统计量为经 White (1980) 异方差调整后的 *t* 值。\*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5%, 1% 的显著性水平上显著。如果上期核心盈余小于 0 *D* 取值 1, 否则, 取值为 0 Panel A - Panel C 中的 *auditor* 分别为 *auditor1*, *auditor2* 和 *top10* Panel D 中同时加入是否四大和是否具备专项复核资格哑变量, 其中  $\beta_2 - \beta_5$  的 *auditor* 代表是否为四大,  $\beta_6 - \beta_9$  的 *auditor* 代表是否具备专项复核资格; Panel E 中同时加入四大和国内十大哑变量, 其中  $\beta_2 - \beta_5$  的 *auditor* 代表是否为四大,  $\beta_6 - \beta_9$  的 *auditor* 代表是否为国内十大。

为了进一步检验审计质量差异对会计信息稳健性的影响, 我们对模型 (2) 分别加入不同的事务所类型哑变量进行了回归, 检验结果见表二。从表二的回归结果看, Panel A 至 Panel C 我们分别加入了三类不同的事务所哑变量及与原始模型前几项的交互项, 在 Panel D 中, 我们以不具备专项复核资格事务所的客户为基准组, 在模型中同时加入 *Auditor1* 和 *Auditor2* 哑变量及交互项, 在 Panel E 中, 我们以排名不在前十名的国内所的客户为基准组, 在模型中同时加入 *Auditor1* 和 *top10* 哑变量及交互项。研究结果一致显示, 四大审计的企业稳健性高于非四大审计的企业, 国内不同类型事务所之间在提高会计信息稳健性方面不存在显著的差异, 该结果与我们初始检验的结果保持一致。

上述结果说明审计质量对企业会计信息的稳健性和及时性仍然有影响, 审计质量与稳健性和及时性呈正相关关系, 基本支持了本文的假说 1 和假说 2

(二) 盈余激进度检验结果

表 3 盈余激进度的比较

变量	均值 (中位数)		T值 (Z值)	均值 (中位数)		T值 (Z值)	均值 (中位数)		T值 (Z值)
	四大	非四大		国内十大	非十大		专项复核	非专项复核	
增加收益的可操控应计	0.052 (0.037)	0.059 (0.043)	1.66* (1.31)	0.060 (0.043)	0.059 (0.044)	-0.39 (0.17)	0.060 (0.043)	0.059 (0.044)	-0.6 (0.23)
减少收益的可操控应计	-0.045 (-0.035)	-0.064 (-0.044)	-5.80*** (-3.35)***	-0.062 (-0.043)	-0.066 (-0.044)	-1.04 (-0.67)	-0.063 (-0.044)	-0.065 (-0.044)	-0.71 (0.2)
可操控应计绝对额	0.048 (0.036)	0.062 (0.044)	4.01*** (3.32)***	0.061 (0.043)	0.062 (0.044)	0.46 (0.57)	0.062 (0.044)	0.062 (0.044)	0.147 (0.022)

本表对不同类公司的平均数进行了 T 检验，中位数进行了 Wilcoxon 检验。\*，\*\*，\*\*\* 分别表示在 10%，5%，1% 的显著性水平上显著。括号内的值分别为具有专项复核资格事务所客户的均值、中位数、t 值及 Z 值。

我们首先对不同审计质量的事务所审计的上市公司的可操控应计项目进行了单变量分析，检验结果见表三。由表三可以看出，四大客户的盈余管理空间、以及调高盈余的空间和调低盈余的空间，均显著小于非四大审计的上市公司。而国内的不同类会计师事务所相应指标的差异不显著。

表 4 模型三回归结果

变量	符号 预测	Panel data					Pool data				
		A	B	C	D	E	A	B	C	D	E
截距		0.07 (4.05)***	0.078 (4.57)***	0.073 (3.90)***	0.07 (4.04)***	0.07 (4.35)***	0.066 (3.01)***	0.076 (3.34)***	0.078 (3.39)***	0.066 (3.00)***	0.067 (3.05)***
Auditord	-	-0.005 (-2.05)**			-0.005 (-1.99)**	-0.005 (-1.78)*	-0.006 (-3.02)***			-0.006 (-2.94)***	-0.005 (-2.67)***
Top10	-		0.0002 (0.12)		0.0002 (0.13)			0.0002 (0.15)		0.0002 (0.16)	
Auditord2	-			0.002 (1.18)		0.002 (1.22)			0.0014 (1.22)		0.0015 (1.25)
Size	-	-0.002 (-2.39)***	-0.002 (-2.47)***	-0.002 (-2.39)***	-0.002 (-2.38)***	-0.002 (-2.70)***	-0.002 (-2.27)**	-0.002 (-2.11)**	-0.002 (-2.19)**	-0.002 (-2.27)**	-0.002 (-2.36)**
Lev	-	-0.007 (-7.67)***	-0.007 (-7.62)***	-0.007 (-7.62)***	-0.007 (-7.73)***	-0.007 (-7.73)***	-0.007 (-1.28)	-0.007 (-1.28)	-0.007 (-1.28)	-0.007 (-1.28)	-0.007 (-1.28)
Abs (TA)	+	0.662 (75.2)***	0.665 (72.91)***	0.665 (72.93)***	0.662 (75.19)***	0.662 (75.21)***	0.664 (8.31)***	0.668 (7.97)***	0.667 (7.97)***	0.664 (8.31)***	0.66 (8.31)***
mboss	+	0.005 (2.64)***	0.005 (2.44)**	0.0044 (2.41)**	0.005 (2.63)***	0.0044 (2.61)**	0.005 (2.68)***	0.005 (2.47)***	0.005 (2.44)***	0.005 (2.68)***	0.005 (2.65)***
Ocf	-	-0.086 (-12.48)***	-0.083 (-11.6)***	-0.083 (-11.6)***	-0.087 (-12.48)***	-0.087 (-12.5)***	-0.088 (-3.51)***	-0.085 (-3.24)***	-0.085 (-3.25)***	-0.088 (-3.52)***	-0.088 (-3.53)***
year		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ind		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
观测值	442	4162	4162	442	442	442	4162	4162	442	442	
F值 (Waldchi2)	62.48***	138.72***	52.6***	62.47***	150.94***	28.46***	25.71***	25.82***	27.10***	27.19***	
Adj R2	59.57%	59.73%	59.7%	59.57%	59.6%	59.57%	59.73%	59.73%	59.58%	59.59%	

行业和年份控制变量影响未列明。括号内的统计量为经 White (1980) 异方差调整后的 t 值。\*，\*\*，\*\*\* 分别表示在 10%，5%，1% 的显著性水平上显著。

为了进一步检验审计质量的差异对盈余激进度的影响,我们对模型(3)首先分别加入不同类型的事务所进行了回归分析(Panel A至 Panel C),其次以非十大的国内所审计的企业作为基准组,在模型中同时加入是否为四大、是否为国内十大哑变量(Panel D),最后以不具有专项复核资格国内所审计的企业为基准组,在模型中同时加入 Auditor1和 Auditor2哑变量(Panel E)。面板数据和混合数据回归结果一致显示,四大审计的企业盈余激进度在5%的水平上显著小于非四大审计的企业,国内各类型事务所在限制企业的盈余激进度方面不存在显著差异。

总之,上述对会计信息稳健性、及时性和盈余激进度检验的结果综合显示:四大审计的上市公司会计信息的透明度显著高于非四大审计的上市公司,国内不同类型事务所客户的会计信息透明度不存在显著的差异。我们的检验结果基本支持了本文的三个假说。

### (三) 敏感性测试

我们采用 Basu (1997) 的盈余-市场回报模型,按上述思路重新检验了及时性、稳健性与审计质量差异之间的关系。结论基本一致。由于 Bhattacharya Daouk & Welker (2003)、杨之曙和彭倩(2004)以总应计作为盈余激进度的代理变量,我们也用总应计作为代理变量重新进行了上述检验。检验结果与前述结论一致。另外,为了控制内生性或样本自选择问题对结果的影响,我们采用了三种处理方法:(1)样本配对;(2)采用两阶段最小回归;(3)采用 Panel data回归。在控制了样本自选择和内生性问题后,结果基本保持不变。

### 五、研究结论与启示

本文以2001年至2004年的上市公司为样本,研究了审计质量与会计信息透明度的关系。我们的研究表明,审计质量与会计信息透明度正相关。其中四大审计的上市公司会计信息的透明度显著高于非四大审计的上市公司;而国内不同类型事务所客户的会计信息透明度不存在显著的差异,这可能和我们关于审计质量的划分标准有关。在未来的研究中,我们将试图用行业专业化作为审计质量的代理变量,以期二者之间的关系提供进一步的证据。

研究结果给我们的启示之一优化中国审计市场结构的出路在于鼓励国内事务所之间的强强联合或与外资所合作、合资,提高审计质量。启示之二是,提高会计信息透明度,改善资本市场微观结构,不仅需要建立高质量的会计准则体系,而且要关注信息呈报方(包括管理当局和会计师)的供给动机。

### 主要参考文献

- 陈汉文,郑鑫成. 2004 可操纵应计的市场反应,《财会通讯(学术版)》第2期
- 崔学刚. 2004 公司治理机制对公司透明度的影响,《会计研究》第8期
- 卢文彬. 2003 《会计稳健性:会计管制的影响》上海财经大学博士论文打印稿
- 魏明海,刘峰,施鲲翔. 2001. 论会计透明度,《会计研究》第9期
- 杨之曙,彭倩. 2004 中国上市公司收益透明度实证研究,《会计研究》第11期
- Ball R, S P. Kothari and A. Robin. 2000 "The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings", Journal of Accounting & Economics 29: 1~51.
- Bushman R and A. Smith. 2001 "Financial accounting information and corporate governance", Journal of Accounting & Economics 32: 237~333
- Bushman R, Joseph D. Piotroski and A. Smith. 2004 "What determines corporate transparency", Journal of Accounting Research Vol. 42 No. 2 May: 207~252
- Francis J. R., E. L. Maydew and H. C. Sparks. 1999 "The Role of Big 6 Auditors in the Credible Reporting of Accruals", Auditing: A Journal of Practice & Theory 18 pp. 17~34.
- Givoly D. and C. Haya. 2000 "The changing time series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative?", Journal of Accounting & Economics 29: 287~320.
- Robert M. Bushman and Abbie J. Smith. 2003 "Transparency, financial accounting information and corporate governance", Economic Policy review: 3~15
- Sudipta Basu. 1997 "The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings", Journal of Accounting & Economics 24: 3~37.
- Uptal Bhattacharya Hazem Daouk & Michael Welker. 2003 "The world pricing of earnings opacity", The Accounting Review Vol. 78 No. 3: 641~678