

# 会计准则变迁降低了信息风险吗

——来自中国证券市场的经验证据

王冲,谢雅璐

(厦门大学 管理学院 福建 厦门 361005)

[摘要] 以2001~2007年我国A股上市公司数据为样本,以应计质量作为信息风险的代理变量,从外部制度环境的角度研究了2006年会计制度变迁对于信息风险的影响,并从内部所有权安排的角度剖析了国有、民营企业信息风险存在巨大差异的原因。研究表明,总体来看,2007年新准则实施后,上市公司的信息风险有了显著增加;民营上市公司的信息风险高于国有上市公司,并且这种差异随着会计准则的实施而增大。

[关键词] 会计制度变迁; 信息风险; 所有权结构

[中图分类号] F23

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2010)03-0118-07

## Does New Accounting Standards Reduce the Information Risk

—— Empirical Evidences from Chinese Listed Companies

WANG Chong, XIE Ya-lu

(School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** This paper takes the data of the listed company from 2001-2007 year in China as a sample and uses the discretionary accrual as the proxy variable of information risk. The authors study the change of accounting standards how influence the information risk from exterior system environment angle. Thorough analyzing the state-owned and the private enterprise's information risk from the internal property rights arrangement angle, the authors find the reasons of huge difference. Empirical results are as follows: Generally speaking, in 2007 after new standard implementation, the information risk had the remarkable rise. Opposite to the privately-owned listed companies, the state-owned listed company's superintendents consider from the political future. It has the real reflection enterprise economical item motive and carries out accountant in the standards process.

**Key Words:** change of accounting standards; information risk; the ownership

### 一、引言

2006年2月15日我国财政部发布了新《企业会计准则》,该准则于2007年1月1日起在上市公司范围内施行。新准则“实现了与国际会计惯例的趋同”(楼继伟,2006),从而使企业信息风险发生变化,这也成为理论界和实务界关心的问题。那么,新会计准则的实施是否有助于降低信息风险?到底有哪些

因素在影响信息风险?在不同所有权结构下,信息风险存在差异吗?解决好这些问题,有助于评价新准则的实施效果,对会计准则、监管政策的制定也具有重要的意义。

### 二、文献回顾

为了提高会计信息的有用性,需要在特定的时期根据环境的变化对会计制度做出适当的变革,这

[收稿日期] 2010-01-07

[基金项目] 国家社会科学基金资助项目“投资者保护、公司治理与我国证券市场资源配置效率研究”(07BJY027)

[作者简介] 王冲(1985-),男,河南鹤壁人,厦门大学管理学院会计系博士研究生,研究方向是审计与内部控制、资本市场;谢雅璐(1984-),女,福建漳州人,厦门大学管理学院财务系博士研究生,研究方向是证券与市场投资。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

种变革很可能会影响公司股价和会计信息质量等。对此,西方学者进行了大量的实证检验,如 Sunder (1975)、Holthausen(1981)。国内一些学者也对我国会计制度改革的效果进行了实证研究,如王跃堂等(2001)、刘峰等(2004)、曲晓辉等(2007),他们多是从会计信息的市场反应或从价值相关性及稳健性的角度研究会计制度改革的效果,鲜有从信息风险的角度研究会计制度的变迁。王跃堂、孙铮(2001)认为,与1998年末执行三大减值政策的A股公司相比,自愿执行三大减值政策的A股公司会计盈余和净资产账面价值的信息质量更高。曲晓辉、邱月华(2007)的研究表明《企业会计制度》的实施显著提升了2001~2004年间我国上市公司会计盈余的稳健性,但这种会计盈余稳健性的提高主要是由于亏损公司“洗大澡”造成的。于李胜、王艳艳(2007)提出,信息风险高的企业权益资本成本高,其中,固有应计质量对权益资本成本的影响显著高于操控性应计。王周伟、陈学彬等(2007)发现,盈余信息风险与权益风险报酬之间呈正向关系,应计质量对权益风险报酬具有正边际定价贡献。徐莉莎(2008)的研究表明,信息风险与资本成本正相关,提高公司的信息质量可以有效降低信息风险,从而降低资本成本。

### 三、理论基础及假说发展

#### (一)会计准则的管制效应

会计准则作为管束人们进行会计事项确认、计量、记录与报告活动的行动规则,其本质是一种能节约交易费用的“特殊公共品”,是人们就会计处理程序和方法达成的公共契约。

国内外大部分的实证研究已证实,公司可以利用会计政策选择或披露政策影响投资者获得信息的精确度和数量,从而影响自身的信息风险。我国新会计准则的指导思想已从“利润表观”转变为“资产负债表观”,并广泛采用了公允价值(约有20个准则)。公允价值的采用提高了我国会计信息的及时性和相关性,但公允价值三个计量层次的局限性可能会导致会计信息可靠性的降低,从而使会计信息风险升高。由此,我们提出假说1。

假说1:新会计准则实施后,我国上市公司的信息风险显著升高。

#### (二)所有权性质差异与信息风险

国有上市公司的剩余控制权掌握在国有资产管理部或上级主管部门,这意味着国有上市公司管理层的升迁贬谪都由这些部门决定。如果管理层由于盈余质量差特别是财务会计信息造假而被披露或处罚,就会对管理层的政治前途产生影响。所以,国

有上市公司尤其是经济效益比较好的国有企业管理者,如中央企业的管理者,是不会冒着丧失政治前途的风险,提供盈余质量较低的财务信息。对于非国有企业来说,特别是民营企业、家族企业,存在着为了融资、再融资、股权转让等而粉饰报表的动机。一些短期内没有融资需求且无股票操作动机、业绩较好的民营上市公司,为了避税和逃税,也会有较强的少计收入、隐瞒利润的动机(上证所,2005)。也就是说,国有上市公司应该比民营上市公司具有更低的信息风险。会计准则作为会计信息的制度环境,必然会影响上市公司整体的会计信息质量。由于国有、民营上市公司对会计准则的执行有着不同的动机,其执行会计准则的效果必然会有巨大的差异。由此,我们提出假说2。

假说2:国有上市公司比民营上市公司的信息风险低,这种差距随着新会计准则的实施而扩大。

#### (三)壕沟效应与利益一致效应

现有研究表明,股权结构对盈余质量的影响可能存在两种效应,即壕沟效应(entrenchment effect)和利益一致效应(alignment effect)(Joseph P.H. Fan和T.J.Wong,2002;Dechun Wang,2003)。壕沟效应是指控股股东为了私利而转移公司财富,侵害其他股东的利益。利益一致效应是指当控股股东所有权逐步增加时,控股股东与公司的利益趋于一致,从而能更好地行使监督职能,提高企业的运行效率。在我国,随着股权集中程度的提升,企业的绩效会提高(许小年、王燕,1997;张红军,2000;陈小悦、徐晓东,2001;孔翔、陈炜,2005)。因此,股权集中对于我国企业的影响更符合利益一致效应。对于民营企业来说,控股股东的持股比例相对较低,公司会通过金字塔的方式控制多家上市公司,在这种方式下,控股股东可以用较小的现金流来实现对公司的实质性控制。杨兴君等(2003)的研究表明,民营企业控制多家上市公司的规模在大幅度增加,并且多采用金字塔的方式控股。Bertrand等(2002)的研究表明,金字塔结构会给控制股东剥削金字塔底层公司的股东带来很大的便利。

在股权高度集中的公司,代理问题主要体现为大股东与中小股东之间的代理冲突。虽然股权高度集中可以使大股东在监督管理方面发挥重要作用,并能对公司的决策施加足够的影响,缓解管理者与股东之间的代理冲突,但是由于大股东享有相对集中的控制权,成为公司实质上的内部人,并控制着公司的运作,在对中小投资者保护较弱的环境下,控制权力的增大会诱发其掠夺公司和其他中小股东利益的行为,并且其掠夺能力会随着持股比例的上升而

增强。大股东往往会采用各种方式转移和侵占公司资产,剥夺中小股东利益。由此,我们提出假说3。

假说3:股权集中程度越高,上市公司的信息风险就越大,这种正向关系随着新会计准则的执行而降低。

#### 四、研究设计

##### (一)样本选取和数据来源

本文的全部数据来自于WIND数据库。本文选取深沪两市2001~2007年上市公司的财务、交易以及公司治理方面的数据,以应计质量作为信息风险的代理变量,计算信息风险的大小。之所以以2001年为起点,是因为我国在那时进行了会计制度改革。我们在剔除金融类上市公司、数据缺失的公司以及相关指标1%分位的极端值后,最终选定了8065家样本公司。本文采用STATA9.0进行数据处理。

##### (二)信息风险的衡量

Francis、LaFond、Olsson和Schipper(2003)的研究表明,若从盈余信息可靠性的特征结构及其影响因素、盈余信息七个特性指标的会计信息含义和相互关系等方面进行综合判断,在这七个盈余信息统计特性指标中,应计质量是盈余信息可靠性最为合理的衡量指标,能够准确地反映盈余信息风险。另外,在应计制会计下,应计质量可以捕捉市场定价中的信息风险(Francis等,2005),所以我们利用应计质量来衡量信息风险。

本文的应计质量检验主要采用Dechow、Sloan(1995)修正的横截面Jones模型。首先,利用截面数据对下式进行回归,提取行业特征参数 $\mu_1$ 、 $\mu_2$ 、 $\mu_3$ :

$$TA_{i,t} = \mu_1(1/A_{i,t-1}) + \mu_2(\Delta REV_{i,t}) + \mu_3(PPE_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其次,将计算出的行业特征参数 $\mu_1$ 、 $\mu_2$ 、 $\mu_3$ 代入下式,计算每个公司的非操控性应计 $NDA_{i,t}$ :

$$NDA_{i,t} = \mu_1(1/A_{i,t-1}) + \mu_2(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}) + \mu_3(PPE_{i,t}) \quad (2)$$

再次,用下式计算每个公司的操纵性应计利润 $DA_{i,t}$ :

$$DA_{i,t} = TA_{i,t} - NDA_{i,t} \quad (3)$$

最后,运用下式计算每个公司的信息风险(IR):

$$IR_{i,t} = |DA_{i,t}| \quad (4)$$

由于IR度量的是可操控性应计利润,所以IR的值越大,操控性应计利润就越大,信息风险也越大。

(三)会计准则变迁及所有权性质对信息风险的影响

已有研究(Beker等,1998;Cheng和Warfield,2005;Reynolds和Francis,2000;王艳艳、陈汉文,2006)认为,企业的规模(size)、盈利水平(Roa)、风险

水平(Lev)、成长性(growth)和审计师类型(auditor)会影响企业的应计质量。因此,本文在模型(5)、(6)、(7)中将控制这些因素的影响。

为了检验会计准则变迁对信息风险的影响,本文设计了如下模型:

$$IR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Soe_{it} + \alpha_2 Size_{it} + \alpha_3 Roa_{it} + \alpha_4 Lev_{it} + \alpha_5 Growth_{it} + \alpha_6 Auditor_{it} + \alpha_7 conc + \alpha_8 D + \sum_{n=1}^{11} \alpha_{8+n} ind_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

为了检验会计准则变迁及所有权因素对信息风险的影响,本文设计了如下模型:

$$IR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Soe_{it} + \alpha_2 Size_{it} + \alpha_3 Roa_{it} + \alpha_4 Lev_{it} + \alpha_5 Growth_{it} + \alpha_6 Auditor_{it} + \alpha_7 conc + \alpha_8 D + \alpha_9 D * Soe + \sum_{n=1}^{11} \alpha_{9+n} ind_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

为了检验会计准则变迁及股权集中度对信息风险的影响,本文设计了如下模型:

$$IR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Soe_{it} + \alpha_2 Size_{it} + \alpha_3 Roa_{it} + \alpha_4 Lev_{it} + \alpha_5 Growth_{it} + \alpha_6 Auditor_{it} + \alpha_7 conc + \alpha_8 D + \alpha_9 D * conc + \sum_{n=1}^{11} \alpha_{9+n} ind_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

1.实验变量。SOE为最终控制人性性质,用来衡量政府对企业的影晌。对政府影响的衡量有三种方法,其中,公司最终控制人是否为政府(刘芍佳、孙霁和刘乃全,2003;夏立军、方轶强,2005;Fan、Wong和Zhang,2005)是最直接且易衡量的方法。该变量为国有上市公司时取1,为民营上市公司时取0。D为虚拟变量,用来区分新准则实施前后,新准则实施后即2007年取1,其余年份取0。CONC为第一大股东持股比例,本文利用该指标反映我国上市公司的股权结构。

2.控制变量。各控制变量含义见表1。

表1 控制变量含义

| 变量类别   | 变量名  | 预期符号 | 变量描述                  |
|--------|------|------|-----------------------|
| 资产规模   | SIZE | -    | 平均资产的自然对数             |
| 总资产收益率 | ROA  | -    | 净利润/年末总资产             |
| 财务风险   | LEV  | +    | 总资产负债率                |
| 成长性    | GRO  | +    | 近三年的平均增长率             |
| 审计师    | AUD  | -    | 若企业被“四大”审计取值为1,否则取值为0 |
| 经营现金流  | CFO  | -    | 经营现金流量/年末总资产          |
| 总应计    | TCA  | +    | (净利润-经营现金流量)/年末总资产    |



表 2 模型 4 的描述性统计

| 年份        | 均值    |       |       | 中位数   |       | 标准差   |       | 最小值     |          | 最大值   |       | 观测值  |      |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|---------|----------|-------|-------|------|------|
|           | 平均    | 国有    | 民营    | 国有    | 民营    | 国有    | 民营    | 国有      | 民营       | 国有    | 民营    | 国有   | 民营   |
| 2001      | 0.068 | 0.062 | 0.08  | 0.044 | 0.054 | 0.002 | 0.005 | 0.00024 | 3.00E-04 | 0.545 | 0.891 | 693  | 348  |
| 2002      | 0.065 | 0.062 | 0.078 | 0.039 | 0.051 | 0.073 | 0.1   | 0.00006 | 2.00E-04 | 0.907 | 0.87  | 929  | 191  |
| 2003      | 0.065 | 0.063 | 0.071 | 0.04  | 0.046 | 0.074 | 0.072 | 0.00001 | 0.002    | 0.695 | 0.455 | 923  | 254  |
| 2004      | 0.07  | 0.067 | 0.076 | 0.042 | 0.048 | 0.078 | 0.086 | 0.00002 | 7.00E-05 | 0.593 | 0.848 | 939  | 341  |
| 2005      | 0.062 | 0.059 | 0.069 | 0.041 | 0.048 | 0.06  | 0.072 | 0.00001 | 4.00E-04 | 0.442 | 0.44  | 926  | 361  |
| 2006      | 0.063 | 0.059 | 0.069 | 0.039 | 0.047 | 0.068 | 0.077 | 0.00004 | 6.00E-05 | 0.877 | 0.709 | 918  | 429  |
| 2001~2006 | 0.065 | 0.062 | 0.074 | 0.04  | 0.488 | 0.001 | 0.002 | 0.00001 | 6.00E-05 | 0.907 | 0.891 | 5328 | 1924 |
| 2007      | 0.064 | 0.056 | 0.078 | 0.043 | 0.057 | 0.051 | 0.07  | 0.00001 | 2.00E-05 | 0.302 | 0.299 | 863  | 494  |

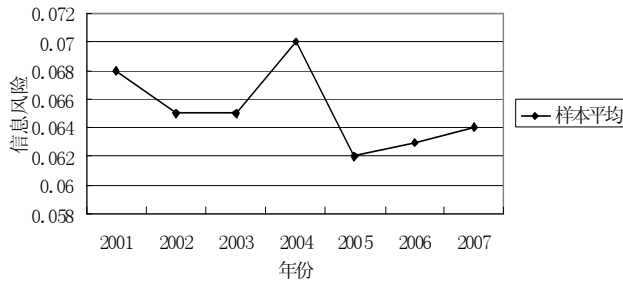


图 1 总体样本公司信息风险的年度变化

我们将表 2 中的数据绘制成图 1、图 2 和图 3, 以期更加直观地说明不同年份间信息风险的变化趋势。从表 2 和图 1 中可以看出, 信息风险从 2001 年以来总体上出现了较大的波动, 2001~2003 年出现下降的趋势。其主要原因在于 2001 年颁布的企业会计制度取消了对债务重组和非货币性交易的公允价值计量, 将四项减值准备扩大到八项, 此次会计制度变迁紧缩了上市公司滥用会计处理的空间(取消公允价值计量, 一些非常损益部分要求绕过利润表直接进入资产负债表), 而且证监会要求以扣除非经常性损益后的净利润与扣除前的净利润孰低为依据来计算净资产收益率, 进一步压缩了上市公司的利益激励。最高人民法院也于 2002 年颁布了虚假陈述民事赔偿案件审理的司法解释, 使会计信息造假的成本增大。尽管各项制度还不健全, 但随着改革的深入, 前期改革的累积效应使得 2001 年以来的会计信息质量有所提高, 信息风险总体上呈现下降的趋势。对比 2005、2006 和 2007 年的数据不难发现, 2005 年以来信息风险出现了逐年升高的趋势。从年份的制度背景来看, 我国新会计准则是 2006 年 2 月颁布的, 由于新准则的出台限制了部分上市公司进行盈余操纵的空间(如对计提长期资产减值准备不允许

转回等), 并且不要求上市公司在 2006 年实施, 因此, 许多公司在准则过渡年份(2006 年)进行盈余操纵, 使 2006 年的盈余质量下降, 进而导致信息风险升高。由于 2006 年的会计准则发生了从利润表观向资产负债表观的重大转变, 更加关注资产价值的相关性和及时性, 从而降低了对利润可靠性的要求, 如公允价值的大量使用(新准则中共有 20 个准则涉及应用公允价值)。公允价值计量属性运用范围的拓展, 使得在金融工具、投资性房地产、非共同控制下的企业合并、债务重组和非货币性资产交换等方面的确认与计量中都引入公允价值。公允价值如能在上述经济业务事项中得到正确运用, 将会有效提高会计信息的相关性, 但也不能排除公允价值被滥用。公允价值与企业盈余关系密切, 其可验证性相对较差, 加之存在信息不对称, 审计部门和监管机构的审计、监管手段、方法等又不尽完善, 所以企业管理层有意识地借助公允价值计量进行盈余管理的可能性极大(刘泉军、张政伟, 2006)。

以上情况均说明, 我们提出的假说 1 得到了验证。

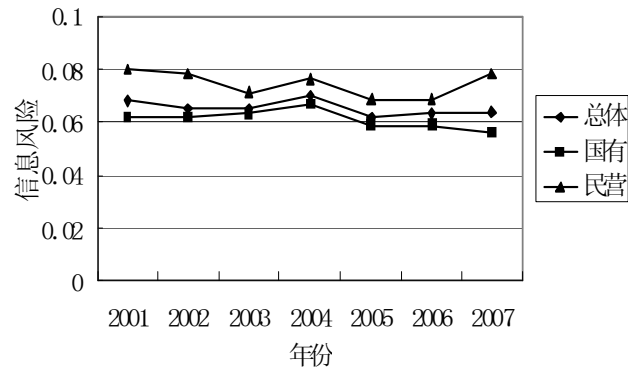


图 2 国有、民营企业信息风险的年度变化

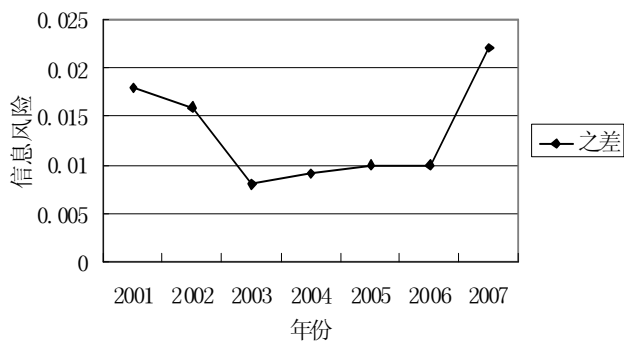


图3 国有、民营企业信息风险之差的年度变化

从图2中可以清晰地看出,国有企业在任何年

份的信息风险均低于民营企业,在新准则实施以后仍是如此。但新准则实施以来,国有企业的信息风险在降低(2006年为0.05943,2007年为0.05583),民营企业的信息风险在升高(2006年为0.06924,2007年为0.07840)。从图3中可以看出,就国有企业与民营企业二者之间的信息风险差而言,二者的差距在2007年有了显著增大。

这些都说明,与国际趋同的会计准则并不必然降低信息风险,由于两类企业的执行动机不同,会计准则的实施效果对于二者而言,必然有着不同的结果,这就初步验证了假设2。

表3 模型5的描述性统计

| 变量   | 观测值  | 均值      | 中位数     | 标准差    | 最小值      | 最大值     |
|------|------|---------|---------|--------|----------|---------|
| IR   | 8065 | 0.0696  | 0.0435  | 0.0010 | 1.25E-05 | 1.8609  |
| SIZE | 8065 | 21.3550 | 21.1098 | 1.0887 | 17.8908  | 27.6251 |
| ROA  | 8065 | 0.0264  | 0.0219  | 0.0886 | -0.2886  | 0.3573  |
| LEV  | 8065 | 0.4907  | 0.3932  | 0.2011 | 0.1001   | 1.7113  |
| GRO  | 8065 | 0.1680  | 0.0904  | 0.3461 | -0.9873  | 1.8233  |
| AUD  | 8065 | 0.0629  | 0.0642  | 0.2427 | 0        | 1       |
| CONC | 8065 | 0.3759  | 0.3322  | 0.1553 | 0.0483   | 0.8673  |
| CFO  | 8065 | 0.0479  | 0.0492  | 0.2856 | -24.9739 | 4.2182  |
| TCA  | 8065 | -0.0259 | -0.0273 | 0.0994 | -0.9139  | 0.9000  |

表4 变量的相关性分析

|      | IR         | SOE        | TCA        | CONC       | SIZE       | AUD        | GRO        | CFO        | ROA        | D          | LEV        |
|------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| IR   | 1          | -0.0840*** | 0.0145     | -0.0416*** | -0.1086*** | -0.0115    | 0.0882***  | -0.1171*** | -0.0151    | 0.0158     | 0.1094***  |
| SOE  | -0.0834*** | 1          | -0.0839*** | 0.2862***  | 0.2461***  | 0.0834***  | -0.0438*** | 0.0819***  | -0.0184*   | -0.0796*** | -0.0511*** |
| TCA  | 0.1178***  | -0.0775*** | 1          | -0.0003    | -0.0632*** | -0.0395*** | 0.2271***  | -0.3263*** | 0.2041***  | 0.1156***  | -0.1315*** |
| CONC | 0.0427***  | 0.2799***  | -0.0022    | 1          | 0.1852***  | 0.0345***  | 0.0763***  | 0.0984***  | 0.1443***  | -0.1140*** | -0.1388*** |
| SIZE | -0.1032*** | 0.2455***  | -0.0378*** | 0.2102***  | 1          | 0.1928***  | 0.2024***  | 0.1623***  | 0.1416***  | 0.0927***  | 0.1859***  |
| AUD  | -0.0194*   | 0.0834***  | -0.0266**  | 0.0282***  | 0.2517***  | 1          | 0.0033     | 0.0580***  | 0.0535***  | -0.0374*** | -0.0372*** |
| GRO  | 0.2273***  | -0.0682*** | 0.2124     | 0.0431***  | 0.1096***  | -0.0144    | 1          | 0.0313***  | 0.4051***  | 0.0732***  | -0.0124    |
| CFO  | -0.0801*** | 0.0179*    | -0.2396*** | 0.0356***  | 0.1022***  | 0.016      | 0.0270*    | 1          | 0.3940***  | -0.0042*** | -0.1528*** |
| ROA  | -0.1582*** | 0.0162     | 0.3319***  | 0.1221***  | 0.1833***  | 0.0294***  | 0.2792***  | 0.0714***  | 1          | 0.1363***  | -0.3842*** |
| D    | 0.0035**   | -0.0801*** | 0.1101     | -0.1168*** | 0.1062***  | -0.0374**  | 0.0537***  | 0.0036     | 0.1300**   | 1          | 0.0365***  |
| LEV  | 0.1183***  | -0.0645*** | -0.0954*** | -0.1118*** | -0.0593*** | -0.0298*** | -0.0744*** | -0.0219**  | -0.2419*** | 0.0217**   | 1          |

注:(1)上三角区为 Spearman 秩相关系数,下三角区为 Pearson 线性相关系数;(2)\*表示双尾显著性达到0.1的水平,\*\*表示双尾显著性达到0.05的水平,\*\*\*表示双尾显著性达到0.01的水平。

从表4中可以看出,所有解释变量相关系数的绝对值最大为0.4051。也就是说,把所有变量放在

同一模型中,变量之间不会产生严重的多重共线性。

(二)多元回归分析

表5 多元回归模型结果

| 变量 | 符号 | 模型(5)  |          | 模型(6)  |          | 模型(7)  |          |
|----|----|--------|----------|--------|----------|--------|----------|
|    | 预测 | 系数     | t 值      | 系数     | t 值      | 系数     | t 值      |
| 截距 |    | 0.1915 | 11.69*** | 0.1877 | 11.43*** | 0.1908 | 11.59*** |

(续表 5)

|                       |   |          |           |          |           |         |           |
|-----------------------|---|----------|-----------|----------|-----------|---------|-----------|
| SOE                   | - | -0.0036  | -2.1**    | -0.0013  | -0.69     | -0.0036 | -2.11**   |
| CONC                  | + | 0.0105   | 2.23**    | 0.0099   | 2.1**     | 0.0112  | 2.24**    |
| D                     | + | 0.0021   | 1.97**    | 0.0104   | 3.11***   | 0.0041  | 0.8       |
| SIZE                  | - | -0.006   | -7.66***  | -0.0059  | -7.49***  | -0.006  | -7.62***  |
| ROA                   | - | -0.2382  | -21.02*** | -0.24    | -21.16*** | -0.2384 | -21.02*** |
| LEV                   | + | 0.015    | 8.02***   | 0.0149   | 8.00***   | 0.015   | 8.02***   |
| GRO                   | + | 0.0586   | 27.11***  | 0.0586   | 27.14***  | 0.0586  | 27.11***  |
| AUD                   | - | -0.0078  | -2.04**   | -0.0076  | -1.99**   | -0.0079 | -2.04**   |
| CFO                   | - | -0.00741 | -2.88***  | -0.00748 | 2.89***   | -0.0074 | -2.87***  |
| TCA                   | + | 0.08401  | 10.33***  | 0.08378  | 10.29***  | 0.0843  | 10.36***  |
| D*SOE                 | ? |          |           | -0.0127  | -3.09***  |         |           |
| D*CONC                | ? |          |           |          |           | -0.0054 | -0.42     |
| INDUSTYR              |   | -        | -         | -        | -         | -       | -         |
| 观测值                   |   | 8605     |           | 8605     |           | 8605    |           |
| AdjR <sup>2</sup> (%) |   | 16.41    |           | 16.5     |           | 16.41   |           |

从表 5 模型(5)、(6)、(7)的回归结果中可以看出,控制变量符号与预期结果一致。

从模型(5)的回归结果中可以看出,所有权性质(SOE)与信息风险在 5%的水平上显著负相关,这一结论与假设 2 的预期相吻合,即国有企业的信息风险显著低于民营企业。这表明,相对于民营企业来说,国有企业的领导者出于政治前途的考虑,倾向于提供高质量的会计信息,以提高企业和个人的声誉,从而有助于降低企业信息风险。如前所述,上证所(2005)的研究报告也表明,2002~2004 年民营上市公司的信息披露违规比例明显高于上市公司总体的违规比例,这也进一步证明了回归结果的可靠性,并验证了政治前途假说。

从模型(6)中可以看出,D\*SOE 的系数在 1%的水平上显著为负,说明国有企业新准则实施后的信息风险较实施前有了显著降低。换句话说,新准则在国有企业取得了比较好的执行效果。D 的系数显著为正,会计信息风险在新准则实施之后显著升高,说明新准则实施后的信息风险升高是由民营企业信息风险升高造成的。这也验证了不同所有制的企业对于会计准则的执行动机有着显著的差异,国有企业管理者更多地考虑政治前途,盈余管理的动机较弱,而民营企业在实施新准则后,看到了新准则关于盈余管理的预留空间,钻了新准则的空子,比新准则实施前进行了更大幅度的盈余管理。由此,假说 2 得到

了验证。

从模型(7)中可以看出,CONC 的系数在 5%的水平上显著为正,说明信息风险随着股权集中度的提高而升高,这证明了在我国对中小投资者保护较弱的环境下,控制权力的增加会诱发大股东掠夺公司和其他中小股东利益的行为,并且其掠夺能力随着持股比例的上升而增强。D\*CONC 的系数为负,说明新准则出台后降低了股权集中度对信息风险的正向影响,但由于系数不显著,无法确定该影响。由此,假说 3 部分地得到了验证。

### (三)敏感性测试

由于在我国的上市公司中民营企业的数量相对较少,为了避免国有上市公司与民营上市公司数量上的差异所造成的统计检验误差,我们进行了配对检验。首先,我们按行业分出 13 个组;其次,在每组中选出与民营上市公司总资产规模相近的国有上市公司组成新的样本组,重复上述模型检验,实证结果与前面一致。另外,我们将股权集中程度从小到大进行排序,取 25%和 75%分位数作为分界点,形成三个组合,分别对模型(5)进行回归,结果见表 6。由表 6 可知,在股权集中程度高、中、低三个部分,国有企业的盈余质量都好于民营企业,并且随着股权集中程度的下降,这种差异性在增大。在计算会计信息风险时,我们使用了 Jones(1991)的截面 Jones 模型,结果基本与前文保持一致。

表 6 国有上市公司与民营上市公司应计质量总体比较及按股权集中程度不同比较的结果

| 变量   | 符号<br>预测 | 模型(5)   |          | 高     |         | 中     |        | 低     |          |
|------|----------|---------|----------|-------|---------|-------|--------|-------|----------|
|      |          | 系数      | t 值      | 系数    | t 值     | 系数    | t 值    | 系数    | t 值      |
| 截距   |          | 0.1915  | 11.69*** | 0.113 | 2.82*** | 0.42  | 6.1*** | 0.26  | 5.77***  |
| SOE  | -        | -0.0036 | -2.1**   | -0.06 | -1.04   | -0.06 | -1.04  | -0.02 | -3.29*** |
| CONC | +        | 0.0105  | 2.23**   |       |         |       |        |       |          |

(续表 6)

|                       |   |          |           |         |          |        |          |         |           |
|-----------------------|---|----------|-----------|---------|----------|--------|----------|---------|-----------|
| D                     | + | 0.0021   | 1.97**    | 0.01    | 1.25     | 0.01   | 1.25     | 0.024   | 4.590***  |
| SIZE                  | - | -0.006   | -7.66***  | -0.03   | -1.73**  | -0.04  | -1.73**  | -0.01   | -4.57***  |
| ROA                   | - | -0.2382  | -21.02*** | -0.09   | -2.93*** | -0.09  | -2.93*** | -0.37   | -17.39*** |
| LEV                   | + | 0.015    | 8.02**    | 0.03    | 5.21***  | 0.03   | 7.43***  | 0.16    | 2.18**    |
| GRO                   | + | 0.0586   | 27.11***  | 0.006   | 4.95***  | -0.01  | -0.73    | -0.16   | -2.19     |
| AUD                   | - | -0.0078  | 2.04**    | -0.0022 | 1.98***  | -0.006 | 2.13***  | -0.0087 | 2.12***   |
| CFO                   | - | -0.00741 | -2.88***  | 0.266   | -1.56    | -0.004 | -2.01**  | 0.027   | 2.44***   |
| TCA                   | + | 0.08401  | 10.33***  | 0.0443  | 5.22***  | 0.0012 | 3.22***  | 0.096   | 8.73***   |
| INDUSTYR              |   | -        | -         | -       | -        | -      | -        | -       | -         |
| 观测值                   |   | 8605     |           | 2151    |          | 4302   |          | 2152    |           |
| AdjR <sup>2</sup> (%) |   | 16.41    |           | 10.32   |          | 12.81  |          | 18.77   |           |

## 六、研究结论

本文利用截面的修正 Jones 模型来考察我国会计管制变革后信息风险的变化。实证结果表明,2006 年的会计制度改革显著增大了会计信息风险。这主要是因为 2006 年的会计准则发生了从利润表观向资产负债表观的重大转变,如多处要求使用公允价值代替历史成本下的账面价值,这就使得会计信息充满了更多的估计和判断,以前多数计入盈余公积的项目可以进入利润表中,成为收入或损失,使会计利润与现金流之间的距离进一步增大,加大了会计信息的噪音。“新会计准则使得公司管理盈余有更多的机会,……中国证监会专门发出通知,要求公司在

执行新会计准则时要遵循谨慎性原则,并增加了披露的信息量。”(夏冬林等,2007)本文的结果也说明,高质量的会计准则并不必然导致高质量的会计信息(Ball、Robin 和 J.S.Wu),因为会计制度的实施受制于会计管制的实施效率和实施对象的内在动机,会计准则的制定应当关注企业性质对管制效果造成的影响。在制度环境尚不健全条件下,国有上市公司的管理者出于政治前途的考虑,在执行会计准则的过程中,具有真实反映企业经济事项的动机。由于国有上市公司和民营上市公司实施会计准则的动机存在差异,导致同一会计准则出现了完全不同的管制效果。

## [ 参 考 文 献 ]

- [1] 刘峰,吴凤,钟瑞庆.会计准则能提高会计信息质量吗——来自中国股市的初步证据[J].会计研究,2004(5):8-19.
- [2] 王艳艳,陈汉文.审计质量与会计信息透明度[J].会计研究,2006(4):9-15.
- [3] 徐莉莎.信息风险、盈余质量对资本成本的影响分析[J].财会月刊,2008(5):19-22.
- [4] 王周伟,陈学彬,郭展霞.盈余信息风险的权益风险溢价研究[J].财经论丛,2007(4):77-83.
- [5] 于李胜,王艳艳.信息风险与资本定价[J].管理世界,2007(2):76-85.
- [6] 刘立国,杜莹.公司治理与会计信息质量关系的实证研究[J].会计研究,2003(2):28-36.
- [7] 潘琰,陈凌云,林丽花.会计准则的信息含量[J].会计研究,2003(7):7-15.
- [8] 王跃堂,孙铮,陈世敏.会计改革与会计信息质量——来自中国证券市场的经验证据[J].会计研究,2001(7):16-26.
- [9] 熊剑,罗晓林.我国会计准则变更价值相关性实证研究[J].暨南大学学报(哲学社会科学版),2005(5):16-23.
- [10] 朱茶芬.会计管制和盈余质量关系的实证研究[J].财贸经济,2006(5):39-45.
- [11] 刘泉军,张政伟.新会计准则引发的思考[J].会计研究,2006(3):7-10.
- [12] Dechow P, J Dichev. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors [J]. The Accounting Review, 2002, 77(supplement):35-59.
- [13] Demsetz H. The Exchange and Enforcement of Property Rights [J]. Journal of Law and Economics, 1964, 3:11-26.
- [14] Demsetz H, K Lehn. The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences [J]. Journal of Political Economy, 1985, 93:1155-1177.
- [15] Demsetz Harold. Towards a Theory of Property Rights [J]. American Economic Review, 1967, 57:347-359.
- [16] Fan Joseph P H, T J Wong. Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia [J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, 33:401-425.
- [17] Francis J, R Lafond, P Olsson, K Schipper. The Market Pricing of Accruals Quality [J]. Journal of Accounting & Economics, 2005, 39:295-327.

[责任编辑 高 巍]