

# 股权性质影响会计稳健性的实证研究

王会娟 王生年

(石河子大学经济贸易学院 新疆石河子 832003)

**【摘要】** 本文以2003~2006年沪深两市A股上市公司的数据为样本,借鉴Basu(1997)的模型,将衡量股权性质的变量引入模型中,来考察公司股权性质对会计稳健性的影响。实证结果表明,国有股比例和流通股比例均与会计稳健性负相关。

**【关键词】** 国有股 法人股 流通股 会计稳健性

股权性质在公司治理结构中处于重要地位,属于公司内部治理机制的一部分。公司治理是缓解代理冲突的一种机制,其治理的效果影响到公司的会计政策选择,进而影响会计稳健性水平。而作为公司治理机制重要的一部分,股权性质是如何影响会计稳健性的呢?本文将探讨此问题。

## 一、理论分析和研究假设

会计稳健性是财务报告的一个重要特征, Sterling(1970)将稳健性看做是对会计计价最有影响的会计原则之一。Watts(2003)分析会计稳健性产生的原因主要有契约、股东诉讼、管制和税收四个方面。现有的研究表明我国会计稳健性产生的原因主要体现在契约和管制两个方面。管制主要是会计准则的管制。赵春光(2004)、陈旭东和黄登仕(2006)、曲晓辉和邱月华(2007)都发现我国在1998年以后会计稳健性在逐步提高。对于契约方面的研究,主要集中在债务契约对会计稳健性的影响。本文从公司治理角度,研究了不同股权性质(国有股、法人股和流通股)对会计稳健性的不同影响。

**1. 国有股。** 国有股包括国家股和国有法人股。在2005年股改以前,国有股不可上市流通,随着股改的完成,国有股在2007年以后可陆续流通。股改前上市公司国有股“一股独大”,并造成有效投资主体缺位。对国有股而言,其产权主体“国家”是抽象的概念,不具有行使其股权的能力,必须由代理人来代表国家行使其股东权利。一般最终代理人由政府官员担任,而作为国有资本出资人代表的政府官员,同一般企业实际自然人出资主体的根本区别在于,政府官员并不具有对企业剩余收益的索取权,而只能得到固定的工资以及与其他行政人员类似的福利,这将影响经理人对会计政策的选择,进而影响会计稳健性。由于缺乏真正意义上的委托人,代理人难以得到监督,这使得代理人有更多机会隐藏损失,从而对会计稳健性需求较少。另外,如果股权相对集中的话可以通过内部沟通而不是公开披露解决信息不对称问题,这也减少了对会计稳健性的需求。

假设1:国有股比例和会计稳健性负相关。

**2. 法人股。** 法人股持有者是法人机构。法人股相对比较集中,对企业的监控能力较强。法人股不能上市流通,因此它

更加关注公司中长期的经营发展,以求得更多的红利回报。由于法人股所代表的资本不仅包括国家资本,还包括私有资本和集体所有资本,使得法人股股东对经理人行为结果所承担的风险要大于国家股股东的委派人(政府官员)所承担的风险,因而法人股股东(或其委派人)对企业经理人进行监控的积极性要高于国家股股东的委派人。法人股股东虽然难以在股票市场自由转让股票,但其能够在股东大会上投票,在董事会占有一席之地,直接参与公司的决策。与国有股股东相比,法人股股东出于对自身利益的考虑,对会计稳健性需求较多。

假设2:法人股比例和会计稳健性正相关。

**3. 流通股。** 流通股多数股东为个人股东,机构投资者较少且资金有限,承担风险能力较弱,投资动机容易由投资转为投机,企图从股价波动中受益,因而流通股股东是最有动机关注上市公司经营业绩的股东。目前流通股分布较为零散,小股东是否参加股东大会,依赖于其履行监督职责付出的成本是否超过预期收益,如果没有超过就不会参加股东大会。按照我国《公司法》的规定,股东大会决议的表决权按出席股东大会股东所代表的股份来计算,当持有流通股的小股东的利益与大股东的利益相冲突时,小股东很难影响股东大会的决定。据《中国证券报》调查结果显示,在我国上市公司中,有80%以上的个人股东从未参加过股东大会。在目前我国股票市场还不完善的情况下,个人股东即使采取“用脚投票”的方式,也难以对经营者产生制约作用。个人股东企图从股价波动中受益的动机,导致其对会计稳健性需求减少。

假设3:流通股比例和会计稳健性负相关。

## 二、研究设计和实证结果

### 1. 研究设计。

(1)样本选择。本文选取2003~2006年所有在上海和深圳证交所进行交易的A股公司,并按照以下标准对样本进行筛选:①由于金融类上市公司与一般上市公司的财务特征和会计制度存在差异,剔除金融行业上市公司;②鉴于上市公司在IPO当年的会计盈余与其他年度存在较大差异,剔除了当年IPO的公司;③剔除ST、PT类公司;④剔除财务数据和股票交易数据不全的公司;⑤考虑到异常值对结果的影响,剔除了因

变量分位数为1%和分位数为99%以上的观测值。最终样本观测值为4 305。本文数据全部取自深圳国泰安信息技术公司开发的CSMAR数据库。

(2)变量和模型。本文借鉴Basu(1997)提出的反向回归法,估计会计盈余对收益等好消息与损失等坏消息的不对称确认程度,并引入控制变量,包括公司规模、成长性和财务杠杆等。模型如下:

$$Ni_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \beta_2 Rd_{it} + \beta_3 R_{it}Rd_{it} + \beta_4 op\_ratio_{it} + \beta_5 db\_ratio_{it} + \beta_6 ln\_asset_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $i$ 表示公司, $t$ 表示年度。 $Ni_{it}$ 表示 $t$ 年末每股盈余除以 $t$ 年4月末收盘价,每股盈余用年末公司净利润除以年末总股本。将每股盈余用价格进行调整的目的是控制估计方程的异方差,同时也用White $t$ 进行参数的估计检验,进一步控制异方差。 $R$ 是公司年度股票的收益率( $t$ 年5月至 $t+1$ 年4月,考虑红利再投资的收益率)。个股年度收益率 $R$ 的计算,我们采用CSMAR数据库中的月个股回报率(考虑现金红利)、年度收益率,计算公式为: $R = \prod_{i=1}^{12} (R_i + 1) - 1$ ,其中 $i$ 表示 $t$ 年5月至 $t+1$ 年

4月的个股回报率。 $Rd$ 是虚拟变量, $R$ 为负, $Rd$ 取1,否则为0。 $op\_ratio_{it}$ 表示公司的成长性,用每年的主营业务收入增长率衡量。 $db\_ratio_{it}$ 表示公司的财务杠杆,用每年期末的负债/资产计算所得。公司规模用每年期末总资产的自然对数来衡量。

在模型(1)中, $\beta_1$ 表示会计盈余对好消息的反应程度, $\beta_1 + \beta_3$ 表示会计盈余对坏消息的确认程度, $\beta_3$ 表示会计盈余对坏消息的反应相对好消息的增量程度。如果 $\beta_3 > 0$ ,则说明具有会计稳健性,即会计盈余对坏消息的反应程度要比好消息的反应程度更大。

为了研究股权性质对会计稳健性的影响,我们将国有股比例、法人股比例和流通股比例分别引入模型(1),具体方法如下:

$$Ni_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \beta_2 Rd_{it} + \beta_3 R_{it}Rd_{it} + \beta_4 op\_ratio_{it} + \beta_5 db\_ratio_{it} + \beta_6 ln\_asset_{it} + \beta_7 X_{it} + \beta_8 X_{it}R_{it} + \beta_9 X_{it}Rd_{it} + \beta_{10} X_{it}R_{it}Rd_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: $X_{it}$ 即为引入的 $state$ 、 $cor$ 和 $lt$ ,分别构成模型2、模型3和模型4。其中 $state$ 表示国家股与总股本的比例, $cor$ 表示法人股与总股本的比例, $lt$ 表示流通股与总股本的比例,这里只考虑了A股流通股,因为B股流通股和H股流通股数量较少,所以忽略不计。其他变量的定义同前。

## 2. 实证结果。

(1)描述性统计。表1给出了混合样本的描述性统计,可以看出: $Ni$ 的均值为0.116 1,中位数为0.097 1,标准差为0.081 9,表明盈余波动不大。 $R$ 的均值为0.592 8,中位数为0.046 0,统计有2 029个观测值为负,表明公司的个股收益率几乎有一半是负的。 $op\_ratio$ 的均值为0.358 9,但最小值和最大值差距极大,其标准差为6.362 9,表明公司的成长性波动幅度比较大。 $state$ 的均值为0.324 1,表明国有股比例平均为32.41%,但是最大值为84.99%,其中 $state$ 大于40%的观测值为1 923个,将近占总样本量的45%,表明存在“一股独大”的现象,股权比较集

中。 $cor$ 的均值为0.233 7,比国有股比例的均值小,其最大值和最小值之间有一定的差距。 $lt$ 的均值为0.399 4,即流通股比例接近40%,比国有股比例的均值大,这和选择的样本年度有关,我们选择的是2003~2006年的数据,而2005年实行股改,使得国有股减持,流通股增加,为此我们对 $state$ 、 $cor$ 和 $lt$ 进行分年度描述性统计,见表2。

表1 混合样本的描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Ni	4 305	0.116 1	0.097 1	0.081 9	-0.110 9	0.420 3
R	4 305	0.592 8	0.046 0	1.406 4	-0.844 8	17.398 7
Rd	4 305	0.470 0	0.000 0	0.499 0	0.000 0	1.000 0
op_ratio	4 305	0.358 9	0.161 7	6.362 9	-0.999 6	400.677 0
db_ratio	4 305	0.491 6	0.491 6	0.204 0	0.008 1	3.624 5
ln_asset	4 305	21.315 0	21.315 0	0.945 2	18.157 2	27.111 0
state	4 305	0.324 1	0.357 1	0.257 9	0.000 0	0.849 9
cor	4 305	0.233 7	0.140 9	0.243 8	0.000 0	0.879 4
lt	4 305	0.399 4	0.387 9	0.143 4	0.023 9	1.000 0

表2 分年度的描述性统计

	Year	2003	2004	2005	2006
	Obs	1 046	1 089	1 128	1 042
state	Mean	0.343 4	0.343 8	0.325 7	0.282 1
	Median	0.382 1	0.380 9	0.359 7	0.295 3
	t-Test	-	-0.031	1.622	4.076***
	Wilcoxon	-	-0.084	-1.58 0	-4.240***
cor	Mean	0.252 9	0.250 9	0.240 3	0.189 3
	Median	0.166 7	0.164 4	0.159 2	0.079 7
	t-Test	-	0.179	1.004	5.133***
	Wilcoxon	-	-0.287	-0.855	-5.356***
lt	Mean	0.369 9	0.370 2	0.386 8	0.473 0
	Median	0.364 8	0.363 9	0.376 5	0.469 4
	t-Test	-	-0.047	-2.988***	-13.965***
	Wilcoxon	-	-0.071	-3.341***	-14.623***

注:\*\*\*表示在1%的水平上显著。

从表2可以观察到, $state$ 的均值在2003年和2004年几乎相等,2005年比2004年减少0.018,而2006年比2005年减少了0.044左右。 $cor$ 的均值在2003年和2004年不变,但在2005年和2006年比例开始下降; $lt$ 的均值在2003年和2004年时没怎么变化,但是在2005年和2006年开始明显上升,2006年比2005年上升接近0.09。从均值的 $t$ -Test可以看出,三个变量在2005年和2006年有明显差异,都在1%水平上显著;而2003年和2004年无差异;2004年和2005年只有流通股存在差异,在1%水平上显著。这正是2005年实行股改造成的结果:减持国有股,减少非流通股,增加流通股。这样的股权性质的变化对会计稳健性有怎样的影响?笔者在后面回归分析中将进一步探讨。

(2)相关性分析。表3描述的是主要变量的相关性,表的右上方是Pearson系数,左下方是Spearman系数。从Spearman系数

中可以看出Ni和所有的变量都存在相关性,并且都在1%的水平上显著。Pearson系数给出的结果和Spearman系数相差无几,只是控制变量中的op\_ratio和Ni的系数为0.008,并且不显著,而其他两个控制变量都和Ni的相关系数在1%的水平上显著。其中state、cor和lt都对Ni有显著性影响,state和lt与Ni正相关,而cor和Ni负相关。

表3

	Ni	R	Rd	op_ratio	db_ratio	ln_asset	state	cor	lt
Ni	1	0.272**	-0.364**	0.008	0.182**	0.355**	0.045**	-0.135**	0.131**
R	0.381**	1	-0.598**	-0.004	0.030*	0.047**	-0.063**	-0.098**	0.251**
Rd	-0.370**	-0.865**	1	0.016	0.039**	-0.107**	0.021	0.099**	-0.154**
op_ratio	0.179**	0.011	-0.029	1	0.011	0.008	-0.023	0.023	0.008
db_ratio	0.225**	-0.015	0.026	0.053**	1	0.140**	-0.053**	0.031*	0.068**
ln_asset	0.351**	0.105**	-0.109**	0.154**	0.232**	1	0.189**	-0.205**	-0.111**
state	0.044**	-0.045**	0.024	0.057**	-0.035*	0.167**	1	-0.826**	-0.303**
cor	-0.138**	-0.123**	0.107**	-0.043**	0.031*	-0.226**	-0.804**	1	-0.100**
lt	0.133**	0.216**	-0.160**	-0.056**	0.078**	-0.060**	-0.301**	-0.060**	1

注: \*\*、\* 分别表示在 1%和 5%的水平上显著。

表4

变量	预期符号	模型1	模型2	模型3	模型4
$\beta_0$	?	-0.438*** (-17.818)	-0.435*** (-17.470)	-0.418*** (-16.496)	-0.403*** (-16.292)
$\beta_1$	+	0.004*** (4.142)	0.003** (2.079)	0.004*** (3.010)	0.003*** (3.628)
$\beta_2$	?	-0.035*** (-9.642)	-0.032*** (-5.457)	-0.039*** (-7.728)	-0.034*** (-9.701)
$\beta_3$	+	0.048*** (5.543)	0.064*** (4.633)	0.039*** (3.162)	0.080*** (5.111)
$\beta_4$	+	0.001(0.682)	0.001(0.699)	0.001(0.748)	0.001(0.798)
$\beta_5$	+	0.063*** (11.787)	0.064*** (11.826)	0.064*** (11.989)	0.061*** (11.630)
$\beta_6$	+	0.026*** (22.096)	0.025*** (21.533)	0.025*** (20.982)	0.024*** (20.852)
$\beta_7$	?		-0.002(-0.208)	-0.017** (-2.089)	-0.017*** (-3.828)
$\beta_8$	?		0.002(0.565)	-0.001(-0.138)	
$\beta_9$	?		-0.009(-0.645)	0.016(1.139)	
$\beta_{10}$	?		-0.050** (-20.504)	0.034(1.009)	-0.086** (-2.488)
调整的R <sup>2</sup>		26.5%	26.5%	26.6%	27.4%
F值		259.529	155.948	157.232	163.644

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内的数字为T检验统计量。

### 3. 回归分析。

表4是模型回归的结果,从表4中可以看出 $\beta_3$ 在四个模型中都是正数,并且在1%的水平上显著,这说明会计盈余反应坏消息的程度比好消息程度更大,即会计盈余具有稳健性。在模型1中 $\beta_1$ 为0.004,表明会计盈余对好消息的确认程度; $\beta_1 + \beta_3$ 的值为0.052(0.004+0.048),表示会计盈余对坏消息的确认程度。控制变量中的公司规模和资产负债率对盈余有正向影响,并且在1%的水平上显著,但公司的成长性不显著。这表明公司负债率越高,会计稳健性越强。模型2是加入国有股比例和国有股与主要变量的交叉项, $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 和 $\beta_3$ 的系数和符号与模型1无太大差别,只是 $\beta_1$ 的显著性水平降低,在5%的水平上显著。控制变量和模型1无实质性差别。 $X_{it}R_{it}R_{dit}$ 的系数 $\beta_{10}$ 反映

国有股、法人股和流通股对会计稳健性的影响。模型2中 $\beta_{10}$ 为-0.050,并在5%的水平上显著。表明国有股比例和会计稳健性负相关,证明了假设1。国有股对好消息的反应程度为0.002,说明国有股提前确认好消息,而对坏消息的反应程度为-0.059(-0.009-0.05),推迟对坏消息的确认,最终导致 $\beta_{10}$ 为负。模型3是加入法人股比例和法人股与主要变量的交叉变

量,可以看出前面的6个变量和模型1一致。 $\beta_{10}$ 为0.034,与我们预期的符号一致,法人股比例和会计稳健性正相关,但是并没有通过显著性检验,法人股的其他几个交叉变量也不显著。由于模型中加入交叉变量过多,考虑到多重共线性问题,采用了方差膨胀因子(VIF)进行检验,其中模型1、2和模型3的VIF值都小于5,在可接受的范围内。但是模型4有多重共线性问题,所以去除了两个交叉项,只考虑了主要的交叉项。从模型4中可以看出, $\beta_{10}$ 的系数为-0.086,并在5%的水平上显著,表明流通股比例和会计稳健性负相关,与假设3一致。其他变量与模型1中无太大差别。

(4)稳健性检验。考虑到市场整体因素的影响,我们用市场调整后的收益率进行了敏感性检验。发现模型1、2、3、4回归的结果和用个股原始收益率进行回归得出的结果没有实质性差别(由于篇幅原因,不再报告结果)。

### 三、结论

本文采用2003~2006年沪深两市A股上市公司的数据,将作为公司治理机制一部分的股权,按性质分为国有股、法人股和流通股。借鉴Basu(1997)的模型,将衡量股权性质的变量引入模型中,并加入控制变量来考察股权性质对会计稳健性的影响。实证结果

表明,国有股比例和会计稳健性负相关,与假设1一致;流通股比例和会计稳健性也是负相关,证明了假设3。但是法人股比例和会计稳健性正相关,并没有给出证据。这可能是由于我们计算变量时造成的,因为法人股里面有一部分为国有法人股,CSMAR数据库并没有对其进行分离,这也是本文的局限性。

### 主要参考文献

- 曹宇,李琳,孙铮.公司控制权对会计盈余稳健性影响的实证研究.经济管理,2005;14
- 陈胜蓝,魏明海.董事会独立性、盈余稳健性与投资者保护.中山大学学报(社会科学版),2007;2
- 陈旭东,黄登仕.公司治理与会计稳健性.证券市场导报,2007;3