

公司治理对盈余管理程度的制约作用*

——以所有权性质为背景的经验分析

孙亮 刘春

[摘要]本文使用2003~2005年来自我国证券市场的数据,利用调整的截面 Jones 现金流模型计量操控性应计利润,以所有权性质为背景,分别民营和国有上市公司样本对公司治理结构与盈余管理程度之间的关系进行了实证检验和比较分析。我们发现,两类公司的治理结构对其盈余管理程度的制约机制存在重大差别。具体而言,民营上市公司董事会独立性和监事会勤勉性与其盈余管理程度存在正向线性关系,而股权集中度和制衡度与盈余管理程度则存在倒 U 形的非线性关系。与此不同的是,国有上市公司的董事会、监事会及股权结构对盈余管理程度的制约作用均不显著。而表征机构投资者的哑变量却与国有上市公司的盈余管理程度存在正向的线性关系。

关键词: 公司治理 盈余管理程度 所有权性质

JEL 分类号: G30 G32 M41

一、问题的提出

中国上市公司的治理结构及其对公司盈余管理程度的制约作用是近几年来国内学术界研究的热点问题之一。已有的研究多数是从公司治理机制的监督作用出发,结合我国证券市场的制度背景提出相应的假设,并进而分析公司治理对我国上市公司盈余管理程度的影响。例如,大量经验证据表明,董事会的独立性与我国上市公司的盈余质量并不相关(伊志宏、杜琰,2005;蔡宁、梁丽珍,2006;王兵,2007;等)。李爽、吴溪(2003)也发现,监事会在我国公司治理中的作用不明显,不能有效监督公司的盈余管理行为。就股权结构而言,蔡宁、梁丽珍(2006)发现股权集中度与会计信息质量正相关,梁杰等(2004)和王化成、佟岩(2006)的研究却得到了相反的结果。

可见,虽就理论而言,公司治理可以通过一整套的制度安排来保证会计信息的质量,其完善程度制约着公司的盈余管理程度,但有关我国上市公司的治理结构于公司盈余管理程度制约作用的研究还远没有达成一致的结论。我们认为,以往研究结论中的差异和争议主要可归因于以下两个方面的问题,而本文正是希望在克服这两个问题的基础上,进一步深入的考察我国上市公司治理结构对盈余管理程度的制约作用。

第一,之前的研究忽视了不同所有权性质下公司行为的异质性。显然,大量国有控股上市公司与民营控股上市公司并存是我国现阶段市场经济的鲜明特征之一,而不同的所有权性质会对公司治理机制、经营目标及决策产生深刻影响,并最终将影响公司的盈利能力、市场表现和行为导向。所以,以往研究结论的部分模糊性源于对所有权性质以及由此引致的行权方式及代理问题的解决方式之间差别的重视程度不够。为此,我们在样本选择的过程中以所有权性质为基准,专门划分出

* 孙亮,中山大学管理学院会计系博士研究生;刘春,中山大学管理学院财务与投资系博士研究生。本文系国家自然科学基金项目“投资者保护与资本市场资源配置研究”(70902023)和广东省自然科学基金项目“投资者保护对企业融资的影响研究”(9451027501002440)的部分成果。作者感谢安徽工业大学林钟高教授、席彦群教授、戴新民教授以及南京大学陈冬华教授对本文写作所提供的帮助,当然,文责自负。

民营上市公司及国有上市公司两组可供比较的样本。由此,我们可以更加准确的观测在不同的所有权性质下,公司治理对盈余管理程度制约作用的区别。我们感兴趣的问题是,不同所有权性质下,公司治理对盈余管理程度的制约机制是否有差别?如果这种差别存在,其具体表现何在?

第二,所有关于盈余管理的实证研究都是对盈余管理模型的有效性和研究假设的联合检验。也就是说,如果盈余管理模型未能公允的“刻画”盈余管理程度,以此来检验研究假设时得出的实证结论将是有所偏误的。在以往的研究中,基于夏立军(2003)的研究成果,分行业估计并采用线下项目前总应计额作为因变量估计特征参数的基本 Jones 模型受到了大多数学者的青睐。但是,刘峰、王兵(2006)的研究指出,夏立军(2003)的研究对任意应计额的计算存在偏差。同时,他们根据已被学者广泛发现的 A、B 股市场的盈余管理问题对盈余管理模型进行了实证检验。研究结果表明,在我国证券市场中,修正的 Jones 现金流模型最能有效的揭示盈余管理。并且,采用综合样本估计特征系数所获得的结论要优于采用分行业样本估计的结果。因此,我们在本文中采用这一模型估计公司操控性应计利润,并用其绝对值来衡量公司的盈余管理程度,以期能够更好的反映样本公司操控性应计利润的实际情况。

本文的其余部分安排如下:第二部分是研究设计;第三部分以所有权性质为背景对公司治理于盈余管理程度的制约作用进行实证检验和理论分析;第四部分是本文的研究结论。

二、研究设计

(一)样本选择和数据来源

以《企业会计制度》的发布为标志,我国的会计准则(制度)的变化从 2002 年起进入第二阶段,理论上,2002 年以后的会计信息与之前可能存在一定程度的不可比。所以,我们使用 2002~2005 年作为研究的数据期间。同时,鉴于估计截面 Jones 现金流模型需要使用上一年的会计数据,因此,本文的实际研究期间为 2003~2005 年。

我们选取了 2002 年 1 月 1 日前在上海证券交易所和深圳证券交易所上市交易的所有民营公司作为初始样本。为了达到研究目的,我们首先进行了以下筛选程序:1、剔除了金融行业上市公司,因为这些公司存在行业特殊性;2、为了使样本更好的体现总体的特征,我们剔除了那些由国有企业经过股权变更而形成的民营公司,仅保留了自上市之日起即为民营控股的样本;3、剔除了 2003~2005 年间资料不全的公司。然后,我们为初始样本的每家公司确定了一家配对的控制样本。控制样本的确定原则如下:1、自上市之日起至今均为国有控股;2、与初始样本公司所处的行业相同;3、与初始样本的总资产规模最为接近且处于同一数量级^①;4、2003~2005 年间不存在缺失数据。最后,我们获得了来自我国证券市场的 306 家公司 3 年的面板数据(样本数合计为 918 个)。

我们根据色诺芬公司提供的公司治理数据库,获得了关于控股股东及其股权性质的相关资料。我们使用的上市公司财务数据和治理结构数据全部取自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 数据库查询系统。对于可疑的控股股东数据,我们将来自 CCER 的信息和来自 CSMAR 的信息进行了核对。本文的数据处理全部采用 EVIEWS3.1 计量分析软件进行。

(二)盈余管理程度的表征变量和计量方法

如前所述,本文采用修正的 Jones 现金流模型估计公司的操控性应计利润,并用其绝对值来衡量公司盈余管理的程度。具体来说,我们用 $|DA_{i,t}|$ 表示经过上年末总资产调整后的公司 i 当年的

^① 我们参照刘峰、周福源(2007)的做法,以亿元为单位将总资产规模分为若干数量级。具体来说,若两个公司资产规模同处于 0~1 亿、1~10 亿、10 亿~20 亿,我们就认为它们处在同一数量级上。

操控性应计利润的绝对值,代表公司盈余管理的程度。则有: $DA_{i,t}=TA_{i,t}/A_{i,t-1}-NDA_{i,t}$ 。其中, $TA_{i,t}$ 为公司*i*当年包含线下项目的总应计利润,即 $TA_{i,t}=NI_{i,t}-CFO_{i,t}$,其中 $NI_{i,t}$ 为公司*i*当年净利润, $CFO_{i,t}$ 为公司*i*当年经营活动现金流量净额; $A_{i,t-1}$ 为公司*i*上年年末总资产; $NDA_{i,t-1}$ 为经过上年年末总资产调整后的公司*i*当年非操纵性应计利润。 $NDA_{i,t}$ 根据以下方程(1)计算而得:

$$NDA_{i,t}=\alpha_1+\alpha_2(\Delta REV_{i,t}-\Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}+\alpha_3(\Delta PPE_{i,t}/A_{i,t-1})+\alpha_4(CFO_{i,t}/A_{i,t-1}) \quad (1)$$

其中, $REV_{i,t}$ 是公司*i*当年主营业务收入和上年主营业务收入的差额, $\Delta REC_{i,t}$ 是公司*i*在*t*年度年末应收账款和上年末应收账款的差额, $PPE_{i,t}$ 是公司*i*当年末厂房、设备等固定资产原值, $A_{i,t-1}$ 为公司*i*上年末总资产。系数 α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 的估计值是采用以下方程(2)回归而得:

$$TA_{i,t-1}=a_1+a_2(\Delta REV_{i,t}-\Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}+a_3(\Delta PPE_{i,t}/A_{i,t-1})+a_4(CFO_{i,t}/A_{i,t-1})+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, a_1 、 a_2 、 a_3 、 a_4 是系数 α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 的OLS估计值。

(三)公司治理和经营绩效变量的定义

基于本文的研究目的,我们以董事会的独立性、勤勉性和规模,监事会的勤勉性和规模,以及股权集中度和股权制衡度分别描述上市公司董事会、监事会及其股权结构的特征。在此基础上,我们也引入了股份流通性指标以及表征机构投资者的哑元变量,以考察其对于公司盈余管理程度的影响。

大量研究表明,经营绩效对我国上市公司的盈余管理程度有着重要影响(陆建桥,1999;林舒、魏明海,2000;等)。由此,我们使用主营业务回报率、配股公司、大额亏损公司三个变量对公司经营绩效对盈余管理程度的影响加以控制。此外,根据债务契约假设和政治成本假设,我们分别采用公司的资产负债率和资产规模对公司的债务契约和政治成本对盈余管理程度所可能产生的影响进行了控制。所有变量的名称定义、符号及计算说明详见下表1。

表1 变量说明

	变量名称	变量符号	变量说明
解释变量:公司治理变量	董事会独立性	DI	独立董事人数/董事会总人数
	董事会勤勉性	DM	年度内董事会会议总次数的自然对数值,表征董事会的勤勉性
	董事会规模	DS	董事会总人数的自然对数值
	监事会勤勉性	JM	年度内监事会会议总次数的自然对数值,表征监事会的勤勉性
	监事会规模	JS	监事会总人数的自然对数值
	股权集中度	JZH	第一大股东持股比例
	股权制衡度	ZHH	第二、三大股东持股比例和/第一大股东持股比例
	机构投资者	JG	如果前十大流通股股东中存在机构投资者,JG=1,否则为0
	股份流通性	LIUT	流通股股数/总股数
控制变量1:经营绩效变量	主营业务回报率	adjROA	当年营业利润/年末资产总额
	配股公司	ROEhigh	如果当年净资产收益率大于6%,ROEhigh=1,否则为0
	大额亏损公司	ROElow	如果当年净资产收益率小于-6%,ROElow=1,否则为0
控制变量2	资产负债率	LEV	年末负债总额/年末资产总额
	公司规模	LNA	年末资产总额的自然对数

(四)检验模型

根据上文的分析和变量设置,我们构建以下模型(1)和模型(2)检验民营上市公司与国有上市公司治理结构对盈余管理程度的制约作用:

$$|DA_i| = A_0 + A_1 * DI_i + A_2 * DM_i + A_3 * DS_i + A_4 * JM_i + A_5 * JS_i + A_6 * JZH_i + A_7 * JZH_i^2 + A_8 * JG_i + A_9 * LIUT_i + B_1 * adjROA_i + B_2 * ROEhigh_i + B_3 * ROElow_i + C_1 * LNA_i + C_2 * LEV_i + \varepsilon \quad (1)$$

$$|DA_i| = A_0 + A_1 * DI_i + A_2 * DM_i + A_3 * DS_i + A_4 * JM_i + A_5 * JS_i + A_6 * ZHH_i + A_7 * ZHH_i^2 + A_8 * JG_i + A_9 * LIUT_i + B_1 * adjROA_i + B_2 * ROEhigh_i + B_3 * ROElow_i + C_1 * LNA_i + C_2 * LEV_i + \varepsilon \quad (2)$$

其中,鉴于将股权集中度和股权制衡度放入同一回归模型中可能会产生的共线性问题,我们将其分别置于模型(1)和模型(2)中进行检验,由此也构成模型(1)和(2)之间的唯一差别。加入股权集中度和股权制衡度的平方项是为了检验可能存在的非线性关系。

三、检验结果和分析

(一)主要变量的描述性统计

表 2 提供了主要变量的描述性统计结果。可以发现,民营上市公司和国有上市公司在治理结构和经营绩效上都存在许多显著的差别。其一,民营上市公司董事会规模显著小于国有上市公司,但其独立性显著高于国有上市公司。这可能是由于我国对上市公司独立董事的人数有着比较明确的规定,从而使得所有上市公司有着大致相当的独立董事规模,而由于民营上市公司董事会规模更小,作为独立董事规模和董事会规模比值的董事会独立性指标自然也就相对偏大。其二,民营上市公司的监事会规模显著小于国有上市公司,这可能与作为国有企业“老三会”之一的工会组织的辉煌历史有关。其三,无论董事会或监事会,我们都没有发现其勤勉程度在两类公司中的差别。其四,从股权结构来看,民营上市公司股份的流通性和股权制衡度显著的高于国有上市公司,同时,股权集中度显著的低于国有上市公司。这可能意味着民营公司内部对于控制权的争夺更为激烈。其五,从前十大流通股东的构成情况来看,国有上市公司更明显的受到机构投资者的偏爱。其六,民营上市公司的负债率也显著高于国有上市公司,这或许与其相对糟糕的经营业绩有关,也可能缘于国有上市公司的融资渠道更为多元化。最后,表征经营绩效的各项指标均显示,国有上市公司的经营业绩显著的优于民营上市公司,这与徐莉萍等(2006)的研究结果一致。

表 2 描述性统计结果

变量	N	民营		国有控股		差异		检验	
		均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	t-statistic	Wilcoxon
DI	918	0.344102	0.333300	0.333262	0.333300	0.010840	0.000000	2.438400**	2.389881**
DM	918	1.986962	1.945900	1.951243	1.945900	0.035719	0.000000	1.450379	1.037160
DS	918	2.176591	2.197200	2.249814	2.197200	-0.073223	0.000000	-5.713346***	5.477077***
JM	918	0.997830	1.098600	1.054448	1.098600	-0.056618	0.000000	-1.592559	1.298334
JS	918	1.308803	1.098600	1.383851	1.386300	-0.075048	-0.287700	-4.157618***	4.526437***
JG	918	0.423841	0.000000	0.516129	1.000000	-0.092288	-1.000000	-3.020546***	2.993194***
LIUT	918	0.429900	0.407400	0.414843	0.386900	0.015057	0.020500	1.998366**	2.853775***
JZH	918	0.346548	0.294500	0.418931	0.399900	-0.072383	-0.105400	-7.007366***	6.482869***
ZHH	918	0.615660	0.622200	0.429629	0.269700	0.186031	0.352500	6.305298***	6.383331***
adjROA	918	-0.032110	0.020569	0.020639	0.022911	-0.052749	-0.002342	-3.094992***	1.981788**
LEV	918	0.687488	0.538234	0.493360	0.491622	0.194128	0.046612	3.452342***	4.465032***

注:*表示在 10%的水平上显著;**表示在 5%的水平上显著;***表示在 1%的水平上显著。

(二)多元回归分析

表3 模型(1)的多元回归结果

变量	民营上市公司样本		国有上市公司样本	
	系数	T 值	系数	T 值
DI	0.09286	1.58748	-0.00466	-0.17636
DM	-0.00059	-0.05449	-0.00047	-0.07685
DS	-0.00258	-0.13371	-0.01193	-1.01638
JM	0.01800	2.65559***	0.00133	0.34344
JS	0.00309	0.20762	-0.00147	-0.17809
JZH	0.30832	1.79615*	-0.00885	-0.10852
JZH ²	-0.38224	-1.83683*	0.02110	0.23323
JG	0.00848	1.17134	0.00698	1.74095*
LIUT	0.01853	0.45211	-0.00161	-0.10079
adjROA	-0.19069	-2.95525***	-0.28761	-3.50541***
ROEHIGH	0.02289	3.12739***	0.02421	5.17062***
ROELOW	0.03167	1.94273*	0.01222	1.17319
LNA	-0.01713	-2.64134**	-0.00461	-1.00893
LEV	0.01898	1.64421	0.01648	1.13436
Constant	0.27855	2.02878**	0.15472	1.63541
N	453		465	
F	33.33554		7.69480	
ADJ-R ²	0.50039		0.16805	

注:*表示在10%的水平上显著;**表示在5%的水平上显著;***表示在1%的水平上显著。模型中各变量的VIF值均小于3,表明不存在严重的共线性问题。但模型1和2都存在不同程度的异方差,因此我们采用White修正方差对t统计量进行了修正,表内报告的T值即为修正后的结果。

表3给出了使用面板数据的公司治理结构与盈余管理程度之间关系的回归结果。可以发现,对于民营上市公司而言,监事会的勤勉性与盈余管理的程度正相关。其可能的解释是,在民营上市公司中,监事会更多的起着对员工的激励性作用。当公司处于停牌或配股等特殊阶段时(往往也是盈余管理程度较高的时候),为动员全体员工共同达成企业的短期目标,监事会的活动在此期间趋于频繁。我们还发现,民营上市公司的股权集中度与盈余管理程度之间存在着倒U形的非线性关系。根据回归结果,我们可以容易的求得,当控股股东持股比例小于40.33%时,随股权集中度的增加盈余管理程度增加。此后,当控股股东持股比例超过40.33%时,随股权集中度的增加而盈余管理程度逐渐减小。按照委托代理理论的逻辑,这里存在两种可能的解释。其一,这种倒U形的非线性关系与第一类委托代理成本相关。即随着控股股东持股比例的增加,其对于内部经理人的监督作用逐渐增强。在控股股东持股比例达到临界点之前,内部经理人为逃避控股股东的监督而被迫不断加大盈余管理的程度。当控股股东持股比例达到或超过临界点之后,内部经理人逃避监督的成本超过其所获得的收益,从而选择放弃和诚实,因此盈余管理的程度呈现下降的趋势。其二,这种倒U形的非线性关系与第二类委托代理成本相关。也就是说,当控股股东持股比例低于临界点时,其他大股东的制衡能力相对较强,此时可能存在激烈的控制权争夺。为避免控制权旁落或降低控制权争夺的成本,控股股东有强烈的管理盈余的激励。而当控股股东持股比例高于临界点时,其他大股东基本无力再参与控制权的争夺转而体现出更多的监督作用,此时,盈余管理程度随控股股东持股比例的增加而降低。此外,从对民营上市公司样本的回归结果中还可以看到,主营业务回报率的提高对盈余管理程度有显著的抑制作用,而配股或停牌的激励则显著的推动着公司的盈余

管理行为。

对于国有上市公司而言,情况则大有不同。可以发现,无论是董事会、监事会或股权结构,对国有上市公司盈余管理程度的影响均不具有统计显著性。出乎我们意料的是,国有上市公司的盈余管理程度与表征机构投资者的哑变量正相关并统计显著。这似乎表明,存在国有上市公司为配合庄家炒作而管理盈余,从而在二级市场中获利的可能性。从回归结果还可看到,在监管政策所诱致的盈余管理行为中,区别于配股,基于保牌的盈余管理行为在国有上市公司样本中并不具备统计显著性,这或许说明国有上市公司的生存状况普遍的优于民营上市公司。

为了考察股权制衡度对盈余管理程度的制约作用,我们将模型(1)中的股权集中度指标更换为股权制衡度,运用同样的样本进行回归,回归的结果如表4所示。我们发现,对国有上市公司样本而言,股权制衡度并不能显著的影响其盈余管理的程度。而对于民营上市公司样本,股权制衡度和盈余管理程度之间则存在一个明显的倒U形关系。这种倒U形的关系说明股权制衡的作用需要在制衡度达到或超过某一临界点之后才能实现。根据回归分析的结果,我们可以很容易的求得这个临界点为55.88%。也就是说,只有当第二、三大股东持股比例之和至少达到第一大股东持股比例的一半还多的时候,股权制衡对于盈余管理的制约作用才可能实现。我们还发现,表征董事会独立性的变量在模型(2)中与盈余管理程度正相关并统计显著^①。这可能是因为民营上市公司更多的利用了独立董事的战略指导作用和咨询作用的原因。设想当某民营上市公司希望通过对报表的粉饰实现其财务目标乃至战略发展目标时,独立董事中的会计专家在法律规范范围内为其提供管理盈余的建议也是完全可能的。如此推断,董事会独立性的提高也可能会降低公司财务舞弊的可能性,这与刘立国、杜莹(2003)的研究结论是一致的。并且,由于民营上市公司产权的私有性质,使其对于本质上属于其雇员的独立董事有着天然的人尽其才的倾向,这与国有上市公司是不同的。王兵(2007)的研究中未能发现董事会独立性与盈余管理程度之间的统计显著性可能部分的缘于其没有根据所有权的性质对样本进行细分,以致在回归检验中存在着过多的由国有上市公司样本所产生的噪音。

此外,值得注意的是,无论模型(1)或模型(2),对于国有上市公司样本盈余管理程度的解释力度均远远小于民营上市公司样本。这充分说明,国有上市公司盈余管理行为的影响机制较民营上市公司更为复杂,并且,存在重要的解释变量仍未被现有的经验研究所发现或证实。我们认为,地方政府行为的作用、内幕交易以及机构投资者的行为都是可能的影响国有上市公司盈余管理程度的重要因素。

四、主要研究结论和展望

过度的盈余管理行为会损害公司财务会计信息的可靠性。出于保护中小投资者的目的,盈余管理的制约机制一直受到中外学者的广泛关注。以往的研究对公司的所有权性质以及由此引致的行权方式及代理问题的解决方式之间的差别缺乏必要的重视,并且,被广为采用的分行业估计并采用线下项目前总应计额作为因变量估计特征参数的基本 Jones 模型也可能存在对任意应计额的计算偏差。为弥补上述不足,我们使用 2003~2005 年来自我国证券市场的数据,利用调整的截面 Jones 现金流模型计量操控性应计利润,分别民营上市公司和国有上市公司样本对公司治理结构与盈余管理程度之间的关系进行了实证检验和比较分析。我们的研究表明,两类公司的治理结构

^① 实际上,董事会独立性指标在模型(1)中就已经十分接近于统计显著。

表 4 模型(2)的多元回归结果

变量	民营上市公司样本		民营上市公司样本	
	系数	T 值	系数	T 值
DI	0.10866	1.76623*	-0.00287	-0.10379
DM	-0.00119	-0.11944	-0.00034	-0.05620
DS	-0.00001	-0.00047	-0.01241	-1.06329
JM	0.01708	2.60300***	0.00144	0.36367
JS	0.00250	0.16775	-0.00183	-0.21794
ZHH	0.05596	2.10154**	-0.00357	-0.19617
ZHH ²	-0.05007	-2.39139**	0.00617	0.40925
JG	0.01047	1.43146	0.00723	1.83841*
LIUT	-0.00599	-0.16018	-0.00631	-0.45943
adjROA	-0.20263	-3.29505***	-0.28082	-3.36084***
ROEHIGH	0.02287	3.21676***	0.02390	5.31690***
ROELow	0.02661	1.60194	0.01105	1.02519
LNA	-0.01705	-2.41883**	-0.00433	-0.94590
LEV	0.01567	1.34467**	0.01353	0.86248
Constant	0.32857	2.38681	0.15256	1.56612
N	453		465	
F	34.05351		7.76205	
ADJ-R ²	0.50588		0.16945	

注:*表示在 10%的水平上显著;**表示在 5%的水平上显著;***表示在 1%的水平上显著。模型中各变量的 VIF 值均小于 3,表明不存在严重的共线性问题。但模型 1 和 2 都存在不同程度的异方差,因此我们采用 White 修正方差对 t 统计量进行了修正,表内报告的 T 值即为修正后的结果。

对其盈余管理程度的制约机制存在重大差别。对于民营上市公司来说,股权集中度和股权制衡度对盈余管理制约作用的实现,都必须以超过其倒 U 形结构中的临界点为前提。根据我们的分析,这个临界点分别为 40.33%和 55.88%。并且,民营上市公司董事会的独立性和监事会的勤勉性与其盈余管理程度正相关且统计显著。对于国有上市公司而言,股权结构、董事会及监事会对盈余管理程度的制约作用均不显著。并且,与理论预期不同,国有上市公司的机构投资者对其盈余管理行为可能起着推波助澜的作用。

Pagano 和 Röell(1998)指出,股权的集中有助于减少其代理成本,他们将此称为监督收益。Gomes 和 Novaes(2005)指出,尽管控制性股东有极强的愿望避免发生观点的不一致,但事后的讨价还价可能阻止经理人做出符合控制性股东的利益但损害中小股东利益的决策。他们将此称为股权制衡的折衷效应。根据上文的检验结果不难发现,对于民营上市公司而言,提高第一大股东持股比例以实现监督收益以及提高第二、三大股东持股比例以实现折衷效应都是可能的,由此都可形成对公司盈余管理程度的有效制约。其次,目前我国深沪两地的上市公司每年须为独立董事支付高达 1.6 亿元的津贴,因此,独立董事制度是否物有所值便理所当然的成为大家所关注的焦点。我们的研究表明,对于独立董事监督作用的考察应当区分财务舞弊与盈余管理,并且应当区分不同所有权性质的公司进行。第三,从银广夏到杭萧钢构,庄家与上市公司联手造市的案例比比皆是,而类似的炒作成功与否部分的依赖于目标公司的财务表现。我们的研究结论表明,对于机构投资者与公司盈余管理行为之间关系的研究亟待深化。

参考文献

- 蔡宁、梁丽珍(2006):《公司治理与财务舞弊关系的经验分析》,《财经理论与实践》,第11期。
- 梁杰、王璇、李进中(2004):《现代公司治理结构与会计舞弊关系的实证研究》,《南开管理评论》,第7期。
- 陆建桥(1999):《中国亏损上市公司盈余管理实证研究》,《会计研究》,第9期。
- 刘立国、杜莹(2003):《公司治理与会计信息质量关系的实证研究》,《会计研究》,第2期。
- 刘峰、王兵(2006):《盈余管理计量模型评价》,中山大学管理学院工作论文。
- 刘峰、周福源(2007):《国际五大意味着高审计质量吗?—来自中国A股市场的初步证据》,《会计研究》,第2期。
- 林舒、魏明海(2000):《中国A股发行公司首次公开募股过程中的盈利管理》,《中国会计与财务研究》,第2期。
- 李爽、吴溪(2003):《盈余管理、审计意见与监事会态度》,《审计研究》,第1期。
- 王兵(2007):《独立董事监督了吗?—基于中国上市公司盈余质量的视角》,《金融研究》,第1期。
- 王化成、佟岩(2006):《控股股东与盈余质量—基于盈余反应系数的考察》,《会计研究》,第2期。
- 夏立军(2003):《盈余管理计量模型在中国股票市场的应用研究》,《中国会计与财务研究》,第2期。
- 徐莉萍、辛宇、陈工孟(2006):《股权集中度和股权制衡及其对公司经营绩效的影响》,《经济研究》,第1期。
- 伊志宏、杜琰(2005):《独立董事制度有效性研究》,《经济理论与经济管理》,第11期。
- Gomes, Armando R. and Novaes, Walter (2005): “Sharing of Control as a Corporate Governance Mechanism”, PIER Working Paper, University of Pennsylvania, www.ssrn.com.
- Pagano, M. and A. Röell (1998): “The Choice of Stock Ownership Structure: Agency Costs, Monitoring, and the Decision to Go Public”, Quarterly Journal of Economics, 1, 187-225.

(责任编辑:罗 滢)