

管理股权、会计选择与盈余质量

王祖山¹, 毛宏安²

(1. 武汉工程大学经济管理学院, 湖北武汉 430073; 2. 中南财经政法大学会计学院, 湖北武汉 430074)

摘 要: 本文根据异常应计项目框架和修正的 Jones 模型, 对中国上市公司的数据研究, 发现管理股权通过会计选择影响企业的盈余质量。实证研究显示管理股权比例与盈余质量之间呈 U 型分布, 相对集中的管理股权有利于提高盈余质量。

关键词: 管理股权; 会计选择; 盈余质量

一、引 言

当管理者持股比例较小时, 股东会通过以会计信息为基础的业绩评价来监督管理者; 管理者则会通过操纵会计数据来应对监管者, 从而降低盈余的可信度 (Jensen & Meckling, 1976)。Warfield 等 (1995) 认为提高管理股权比例有助于促进管理者与股东的利益一致。Gompers 等 (2003) 研究表明管理者有降低盈余质量的动机。

目前, 关于管理股权与盈余质量的研究, 主要集中在市场经济发达的资本市场和企业制度完善的经济环境, 而中国证券市场和企业制度自身存在一些局限性。本文对中国上市公司 1995~2004 年财务报表数据进行了统计描述和回归分析, 结果显示, 管理股权与盈余质量之间并非简单地线性相关。本文还考虑了可能影响盈余质量的其他因素, 如其他股东制衡能力、关联交易、其他应收款、企业规模、增长机会、资产负债率、风险、盈余的增长与波动, 未发现这些因素对管理股权与盈余质量关系有显著影响。

本文第二部分回顾相关研究文献, 第三部分提出了研究假设, 第四部分是实证检验的设计框架, 第五部分对实证检验结论进行分析和解释, 第六部分是本文的结论。

二、文献回顾

国外学者对公司股权结构与盈余质量之间的关系进行了广泛地讨论, 研究表明管理股权可以影响会计盈余质量 (Warfield, Wild 等, 1995; Gabrielsen, Gramlich & Plenborg, 2002; Yeo, Tan, Ho & Chen, 2002), 有关管理股权与会计盈余质量之间的关系的结论有些并非完全一致, 有的甚至相互矛盾, 相关文献综述为如下:

(一) “利益趋同效应”

Jensen 和 Meckling (1976) 提出采用管理层持股作为激励以解决代理问题^[1]。认为管理者持股越多, 公司经营绩效越好, 股东和管理者的利益就越趋于一致, 管理者的特权消费、怠惰和追求非最大公司价值等行为所产生的损失中较大的部分将由管理者自行承担, 管理者与股东之间利益冲突程度降低, 代理成本也随之降低, 从而使企业价值趋于最大化, 这就是“利益趋同效应”(Convergence of Interest Effect)。

Warfield 等 (1995) 研究了美国 1989~1991 年间 3871 个上市公司年度数据, 发现随着管理股权增加, 可控应计项目调整幅度减小, 盈余质量提高^[2]。刘立国、杜莹 (2003) 研究中国上市公司前十大股东持股比例

【作者简介】

王祖山 (1965-), 男, 博士, 硕士生导师, 武汉工程大学经济管理学院副教授、副院长; 研究方向: 财务理论。

毛宏安 (1977-), 男, 博士, 中南财经政法大学会计学院讲师; 研究方向: 财务会计。

的平方与财务报告舞弊的之间的关系,发现集中的股权会提高财务报告的质量^[15]。Gabrielsen 等(2002)认为 Warfield 等(1995)的结果只对美国的上市公司数据成立,对其他国家不一定成立,他用 Warfield 等(1995)的方法对丹麦上市公司的数据进行了实证检验,得出了与 Warfield 等(1995)相反的结论^[3]。Phman Limpaphayom(2003)实证研究表明,随着管理股权增加,可控应计项目调整幅度增加,盈余质量降低^[4]。Sam Han(2005)为了检验股权结构对财务信息质量的影响,使用了可控应计项目和 Dechow 和 Dichev(2002)检验结果,发现管理股权与盈余质量负相关,与机构投资者正相关^[5]。Wanncherng Wang(2005)通过对台湾的上市公司数据的检验,认为异常盈余随着管理股权的增加而增加,盈余质量与管理股权负相关^[6]。

(二)“管理者防御效应”与“信息效应”

“利益趋同效应”并不能解释东亚国家大股东侵占中小股东利益的突出现象,于是人们提出了与“利益趋同效应”相反的理论解释。

Fama 和 Jensen(1983)提出,当管理者持股比例达到一定时,管理者可以免受其他控制机制的监督和约束,将自己防护起来,这样会对公司价值产生不利影响,这就是所谓的“管理者防御效应”(Management Entrenchment)^[7]。Fan 和 Wong(2002)认为,对于股权集中企业的管理者,如果他们这种决策会导致更高的市场价值的话,他们就有更大的动力去披露较少的私有信息,这就是“信息效应”^[8]。与“利益趋同效应”相反,根据“管理者防御效应”和“信息效应”的观点,盈余质量随管理股权比例增加而恶化。

(三)综合效应

Morck, Shleifer 和 Vishny(1988), McConnell 和 Servaes(1990)认为,管理股权与盈余质量之间并非简单的线性关系,而是一种分阶段的线性关系。用以上三种假说中的一种很难解释相互矛盾的实证检验的结果,只有综合使用这三种解释才是合适的^[9]。Yeo, Tan, Ho 和 Chen(2002)研究了新加坡数据,认为盈余质量不是随管理股权比率增加而一直提高,而是呈现出一种非线性关系:管理股权比例比较低时,盈余质量(可控应计项目的大小)与管理股权比例正相关;当管理股权比例较高时,情况相反。这意味着管理者“防御效应”可能开始发挥作用^[10]。Adriana Korczak(2004)研究波兰上市公司数据,认为当管理者拥有足够表决权后,“管理者防御效应”和“信息效应”出现了^[11]。李常青、管连云(2004)通过对1998年12月31日前在上海证券交易所上市的所有A股公司数据进行实证研究,表明盈余质量随第一大股东持股比例增加先下降后上升,呈U型分布,证实了大股东相对控股的公司,盈余质量相对较高的假设^[16]。

三、假设的提出

上述分析表明“利益趋同效应”对于会计信息披露质量的效应是正向的,“管理者防御效应”与“信息效应”是负面的,这两类效应使不同的管理者持股比例表现出显著不同。构建管理股权与盈余质量的关系模型如下:

$$q(x) = f(x) - g(x)$$

其中, x : 管理股权, $q(x)$: 盈余质量, $f(x)$: “利益趋同效应”下的盈余质量, $g(x)$: “管理者防御效应”和“信息效应”下的盈余质量。并假定, $\frac{df(x)}{dx} > 0, \frac{dg(x)}{dx} > 0$; $\frac{d^2f(x)}{dx^2} < 0, \frac{d^2g(x)}{dx^2} > 0$ 。从当管理股权比例较低时, $\frac{df(x)}{dx} > \frac{dg(x)}{dx}$, $q(x)$ 是个增函数, “利益趋同效应”占主导地位, 增加管理股权比例会提高盈余质量; $\frac{d^2f(x)}{dx^2} < 0, \frac{d^2g(x)}{dx^2} > 0$, 随着管理股权比例的提高, $\frac{df(x)}{dx}$ 与 $\frac{dg(x)}{dx}$ 之间的

差距越来越小,当超过某一点时, $\frac{df(x)}{dx} < \frac{dg(x)}{dx}$, $q(x)$ 是减函数,“管理者防御效应”与“信息效应”占主导地位,盈余质量随管理股权比例增加而降低。据此提出如下基本假设:

假设 1:管理股权比例较低时,盈余质量随管理股权比例的增加而提高;管理股权比例较高时,盈余质量随管理股权比例的增加而降低。

其他大股东较高的所有权比例提供了监督第一大股东的动力,这种监督会提高控股股东“掏空”上市公司行为被发现的概率,而合谋则需要控制权联盟内部的统一协调,大股东之间无论是监督还是合谋,都会提高控股股东获取控制权私人收益的成本(李增泉等,2004)。可见,大股东相对持股比例高低也会影响盈余质量,说明管理层内部的股权制衡程度与盈余质量相关(王化成等,2006)^[17]。从 La Porta (1999) 的研究开始,国外大量的实证研究证实了其他大股东对控股股东的制衡作用,如 Faccio 等(2001)和 Gugler 等(2003)。据此提出第二个假设:

假设 2:其他股东对控股股东的制衡能力越强,上市公司的盈余质量越高。

中国公司治理结构和证券市场不完善。管理者操纵盈余的程度取决于管理者对上市公司的控制权和影响力,管理股权越低,管理者利用关联交易操纵盈余的可能性就越小,盈余质量就越高;管理股权越高,管理者就会迫于相关利益集团对其盈利预期的压力和自身对利益最大化的追求,进行大量的关联交易使报告盈余达到期望水平,从而降低了盈余质量。因此,据此提出第三个假设:

假设 3:随着管理股权比例的增加,关联交易对盈余质量的负面影响增加。

四、实证检验设计框架

(一) 检验模型

会计盈余包括经营现金流量和应计利润项目两部分,盈余管理可通过控制经营现金流量和应计利润项目两条途径来实现。但由于经营现金流量一般与企业销售政策相关,与会计选择或估计关系不大,因此,经营现金流量的可控性不强,而应计利润项目(如,固定资产折旧、无形和递延资产的摊销、存货等与盈余相关的应计项目)相对弹性较大,其增减变动又直接影响到会计盈余的多少,因此,应计利润项目成为盈余管理的便捷工具。本文选择应计项目调整幅度度量盈余质量,应计项目调整幅度越大,会计盈余质量越差,应计项目调整幅度越小会计盈余质量越好。

本文参照 Healy (1985), DeAngelo (1986, 1988) 异常会计应计项目(DA)框架,定义会计应计项目(DA)如下:

$$DA_{i,t} = [TA_{i,t} - NDA_{i,t}] / AS_{i,t-1} \quad (1)$$

其中,DA 是会计应计项目,用年初总资产标准化后的异常应计项目表示,TA 是会计总应计项目, $NDA_{i,t}$ 表示正常应计项目期望值,用检验期前五年的会计应计项目的平均值估计, $AS_{i,t-1}$ 是公司 i 在 t-1 期末的总资产。应计项目的计算主要采用的是 Dechow 等(1995)的方法^[12]:

$$TA_{i,t} = (\Delta \text{流动资产}_{i,t} - \Delta \text{现金}_{i,t}) + (\Delta \text{流动负债}_{i,t} + \Delta \text{短期借款}_{i,t}) - \Delta \text{折旧}_{i,t},$$

其中, Δ 为 t 年和 t-1 年间的变化量。由于本文假设依赖的不是应计项目的符号,而是应计项目调整的幅度,故检验建立在异常应计项目的绝对值 $|DA_{i,t}|$ 上,得到的这个异常应计项目用来计量管理者调整会计报告数字的程度,在这里也用来代表盈余质量。

引入公司规模和系统风险因素,是因为政治敏感的大公司管理者,为了降低政府干预成本,操纵会计选择和盈余的动机更强烈(Zmijewski & Hagerman, 1981)^[13]。引入杠杆因素,是因为管理者很可能通过

捆绑债务契约增加会计选择范围,从而实现减少潜在的行为约束(Sweeney, 1981)。Pincus (1983), Kormendi & Lipe (1987), Easton & Zmijewski (1989), Lipe (1990) 从公司价值角度研究公司增长机会、盈余变动性及其稳定性对盈余质量的影响,他们的研究建立在风险和收益变动性之间的关系以及影响公司价值的不确定因素基础之上。本文考虑中国上市公司的特征,在影响因素中加入了关联交易变量和其他应收款变量,中国上市公司中大股东占用上市公司资金放在其他应收款里。

为了考察管理股权与盈余质量之间的关系,首先构建了一个多元截面回归模型:

$$|DA_{i,t}| = \alpha_0 + \alpha_1 \times OWN_{i,t} + \alpha_2 \times SIZE_{i,t} + \alpha_3 \times INTRADE_{i,t} + \alpha_4 \times DEBT_{i,t} + \alpha_5 \times OTS_{i,t} \quad (2)$$

其中,SIZE 用公司总资产的自然对数表示;INTRADE 表示关联交易额占总交易额比重;DEBT 表示资产负债率;OTS 是其他股东的制衡能力,用第二、三大股东持股比例之和除以第一大股东持股比例;OWN 是管理股权比例(公司股东的数量以及主要股东的持股数量和比例)。本文所指的管理股权的所有者是由持有大量公司股票的管理者,或既是管理者又是股东,能够对公司事务或登记注册决定有重大影响的个体。具体是,“持股数不低于 1000 股的管理人员、董事和主要股东”,主要股东必须持有 10%以上股权。

本文构建了下面这个模型来考察管理股权的敏感性。

$$|DA_{i,t}| = \alpha_0 + \alpha_1 \times OWN_{i,t} + \alpha_2 \times SIZE_{i,t} + \alpha_3 \times INTRADE_{i,t} + \alpha_4 \times DEBT_{i,t} + \alpha_5 \times OTS_{i,t} + \alpha_6 \times OTR_{i,t} + \alpha_7 \times RISK_{i,t} + \alpha_8 \times GROWTH_{i,t} + \alpha_9 \times VAR_i + \alpha_{10} \times PERS_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,OTR 是其他应收款占应收款项的比重,RISK 表示公司系统风险(用资本资产定价模型计算的 β 计量;使用检验年度前 24 个月股票收益计算每个公司的估计值。),GROWTH 用股票市值与账面价值的比值来衡量,VAR 表示 1995~2004 年 10 个年度的盈余方差,PERS 用 1995~2004 年 10 个年度盈余的一阶自相关系数测量盈余的稳定性。

(二) 样本选择和数据

本文假设检验选取的是 1995~2004 十年的数据,为保证股权数据的可靠性,除部分观察值缺失外,并没有剔除报告日的数据。样本公司的选择满足条件:(1) 计算异常会计应计项目的数据可以从上市公司年报中得到;(2) 异常会计应计项目影响因素的数据可以从上市公司年报、色诺芬数据库或天相数据库中直接得到或经过加工后得到;(3) 剔除会计制度不同的金融行业的上市公司。最少的年度公司数量为 192 家,最多为 1,127 家,整个样本含有 5,028 个年度观察值。

(三) 描述性统计

表 1 管理股权与异常会计应计项目的描述性统计

年份		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
DA	均值	0.1803	0.1881	0.1268	0.1194	0.1049	0.1138	0.1274	0.1191	0.0935	0.1033
	标准差	0.4716	0.8823	0.149	0.1258	0.1072	0.1907	0.1698	0.2031	0.1245	0.132
OWN	均值	0.5309	0.5167	0.5256	0.5166	0.5096	0.5119	0.5012	0.495	0.4832	0.4712
	标准差	0.1833	0.1863	0.1728	0.1554	0.1583	0.1526	0.1541	0.1616	0.1549	0.1514

表 1 显示管理股权的比重在不断下降,这和中国的证券市场一系列改革(如全流通、股权分置)相一致;异常应计项目大致上呈下降趋势,这意味着随着改革的不断深入,市场不断规范,上市公司的盈余质量也随之提高。

图 1 是以 1%管理股权为单位画出的均值模拟图,异常应计项目最初是随着管理股权比例上升而下降并在 36%处达到最小,其后,随着管理股权的上升而缓慢增加。

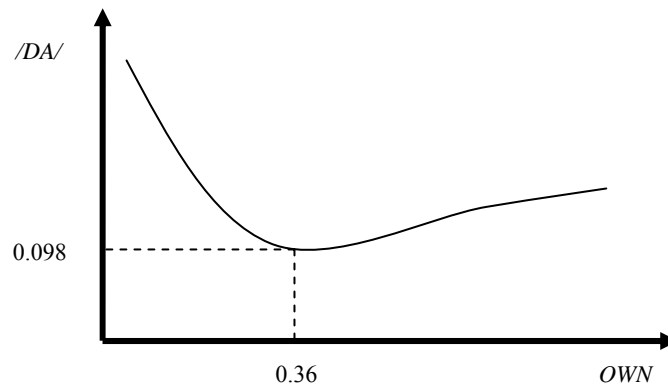


图 1 管理股权比例与异常应计项目之间的关系

五、实证检验结果

(一) 异常应计项目对管理股权的回归结果

本文约定，管理股权较低是指管理股权比例小于或等于 36%，管理股权较高是指管理股权比例大于 36%。多元线性回归结果如表 2：

表 2 异常应计项目对管理股权的回归结果

$ DA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times OWN_{i,t} + \alpha_2 \times SIZE_{i,t} + \alpha_3 \times INTRADE_{i,t} + \alpha_4 \times DEBT_{i,t} + \alpha_5 \times OTS_{i,t} + \alpha_6 \times OTR_{i,t} + \alpha_7 \times RISK_{i,t} + \alpha_8 \times GROWTH_{i,t} + \alpha_9 \times VAR_i + \alpha_{10} \times PERS_i + \varepsilon_{i,t}$													
		α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8	α_9	α_{10}	F 值
OWN≤0.36													
方程 (2)	系数值	0.905	-0.362	-0.040	0.313	0.052	-0.152						22.726
	t	6.008	-2.390	-5.682	1.561	4.249	-2.061*						
方程 (3)	系数值	0.912	-0.317	-0.036	0.320	0.055	-0.170	0.301	0.078*	-0.003	0.144	-0.102	25.509
	t	5.851	-2.413	-5.663	1.357	3.132	-2.027*	1.365	2.166	-0.765	1.593	-3.016	
OWN>0.36													
方程 (2)	系数值	0.076	0.051	-0.119	0.501	0.049	-0.266						15.135
	t	4.800	2.364	-2.842	2.315	5.876	-2.718						
方程 (3)	系数值	0.057	0.058*	-0.157	0.456	0.041	-0.239	0.376**	0.052**	-0.061	0.028	-0.542	11.237
	t	4.109	2.037	-3.965	2.427	5.236	-2.922	0.908	1.931	-0.403	1.264	-3.253	

注：*表示在 5%水平下显著，**表示在 10%水平下显著，除了 α_5 和 α_6 ，其他未作说明的显著水平均为 1%。

表 2 上半部分是管理股权比例小于等于 36%时的回归结果，下半部分是管理股权比例大于 36%时的回归结果。

OWN ≤ 0.36 时，方程 (2) 的回归结果表明当管理股权较低时，绝对异常应计项目较高。此时， α_1 等于 -0.362，在 1%水平上统计显著，表明异常应计项目大小与管理股权负相关。这与本文的基本假设和图 1 一致，管理股权较小时盈余质量与管理股权正相关。在考虑了其它解释变量之后，回归结果仍支持管理股权与绝对异常应计项目之间的负相关关系。方程 (3) 的回归结果显示， $\alpha_1 = -0.317$ ，仍然在 1%水平下统计显著，管理股权与绝对异常应计项目之间的负相关关系仍然成立。

OWN > 0.36 时，方程 (2) 的回归结果显示， $\alpha_1 = 0.051$ ，在 1%的水平上统计显著，这表明异常应计项目大小与股权正相关。这个发现与本文的基本假设和图 1 的证据一致。同时，我们可以从表 2 下半部分的方程 (3) 的回归结果看到， $\alpha_1 = 0.058$ ，在 5%的水平上统计显著，这表明在考虑了其它解释变量后，管理股权

与绝对异常应计项目之间的正相关关系仍然成立，也就是说，管理股权较小时盈余质量与管理股权负相关。

α_5 显著为负，说明其他股东制衡能力与盈余质量显著正相关，这与本文的假设 2 是一致的。出现这样的结果是因为中国对小股东的法律保护严重不足，这将导致上市公司盈余质量低下。

值得注意的是，当管理股权较低时关联交易变量与异常应计项目关系不显著，而管理股权较高时关联交易变量与异常应计项目关系显著正相关（t 值分别为 2.315 和 2.427，均在 1% 水平下显著），与假设 3 一致。管理股权越低，管理者利用关联交易操纵盈余的可能性就越小，盈余质量就越高；反之则盈余质量就较差。

$OWN \leq 0.36$ 时 α_6 不显著，而 $OWN > 0.36$ 时 α_6 在 10% 水平上显著为正，这可能是由于随着这些管理者的控制力增加，其占用上市公司资金的情况越严重。

方程（2）和（3）共同的因子的估计值也比较相近。 α_8 和 α_9 不显著，这可能是由于中国股票市场上投机现象比较严重，股价不能真实反映其价值。盈余稳定性与异常应计项目显著负相关说明业绩稳定的公司操纵盈余的可能性小一些，盈余质量相对就高一些。与 Piman Limpaphayom（2003）的结论相反，资产负债率与异常应计项目显著正相关说明财务状况越差的公司的盈余质量就越差，这可能与中国企业的债务约束普遍较弱有关。

综合来看，其它绝对异常应计项目的影响因素引入，并不能改变管理股权与异常应计项目间的系数的统计显著性以及符号，即使增加了几个因素，管理股权仍然是可选择异常会计应计项目大小的一个决定因素。

（二）敏感性检验

本文也对这些回归关于管理股权定义、会计应计项目以及盈余质量的计量方法，进行了敏感性检验。

首先，管理股权用两种方式重新定义：（1）对管理股权取对数，（2）管理股权除以股东数量。在这两种情况下，方程（2）和（3）的管理股权变量的系数 α_1 都在 0.05 水平下统计显著，这与表 2 结论一致。

其次，应计项目的计算重新定义为盈余减去经营活动现金流量——DeAngelo（1998）和其它一些研究使用这种定义方法。对方程（2）和（3）的估计都得到：管理股权与绝对异常应计项目间仍在 5% 的显著水平，呈 U 型分布。当用绝对异常应计项目对数标准化作为依变量进行回归，结果仍然不变。涉及正常应计项目期望值（ $E(AC_{i,t})$ ）模型设计问题本文采用陆建桥（1999）提出的修正的 Jones 模型来估计正常应计项目^[18]：

$$NDA_{i,t} = \beta_0 \cdot 1/AS_{i,t-1} + \beta_1 \cdot (\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}) \cdot 1/AS_{i,t-1} + \beta_2 \cdot PPE_{i,t} \cdot 1/AS_{i,t-1} + \beta_3 \cdot IA_{i,t-1} \cdot 1/AS_{i,t-1} \quad (4)$$

$\Delta REV_{i,t}$ ：公司 i 的营业收入从 t-1 年到 t 年变化， $\Delta REC_{i,t}$ ：公司 i 的应收帐款净额从 t-1 年到 t 年的增加额， $PPE_{i,t}$ 是 t 年所有的财产、工厂和设备帐面价值， $IA_{i,t-1}$ ：公司 i 第 t-1 年的无形资产和其他长期资产。用时间序列回归得到方程（4）的参数估计，此模型得到正常应计项目的具体公司和具体期间的值，再将此值替代进方程（1）中得到异常应计项目的估计值（ $DA_{i,t}$ ）。

表 3 修正 Jones 模型后方程（2）的回归结果

		α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	F 值
$OWN \leq 0.36$	系数值	0.868	-0.255	-0.011	0.182	0.161	-0.106	19.053
	t	5.302	-2.950	-5.108	1.391	3.658	-2.254	
$OWN > 0.36$	系数值	0.137	0.089	-0.150	0.304	0.063	-0.257	12.368
	t	2915	2.406	-3.021	2.822	4.725	-2.543	

注：本表中除了 $OWN \leq 0.36$ 时 α_3 不显著外，其他均在 1% 水平上显著。

从表 3 看出，当管理股权小于等于 0.36 时，用应计项目预测模型（4）去估计方程（2）的参数，得到 α_1 的估计值为 -0.255，在 0.01 水平下统计显著，这些证据与假设 1 一致的；股权制衡变量和关联交易变量与盈余质量之间的关系与假设 2 和假设 3 一致。

再次，为了检验盈余质量的计量方法是否对结论产生影响，本文用 Lev and Thiagarajan（1993）的基

本信号分析方法来代替异常应计项目计量盈余质量^[14]。在考虑了中国现实的基础上,选择了存货、应收账款、资本支出、主营业务利润、销售费用、管理费用、坏帐准备、其他应收款、实际税率、LIFO(后进先出)盈余、资产减值准备、盈余审计质量、关联交易这 13 个指标对方程(2)和(3)再次进行回归,得到的结论与前文基本相同,且大多数变量的显著性都有所增加。

六、结 论

在管理股权较低的公司,管理者努力利用会计数字报告的活动余地来减轻契约限制,而以会计为基础的条款看起来并不能完全阻止会计选择。因此随着管理股权的增加,管理者和股东的利益趋向一致,应计项目的调整幅度下降,盈余质量提高。此时,管理者对公司的控制力和影响力不强,利用关联交易操纵盈余能力有限。当管理股权上升到一定比例(36%)后,“管理者防御效应”和“信息效应”占据了优势,应计项目的调整幅度又开始增加。管理者为了获得私人利益,使用关联交易和各种不当的会计选择来对外部利益相关者隐瞒企业真实的业绩。管理者通过消费补贴、转移和占用上市公司资产,以及以牺牲其他股东为代价,从而实现自身利益最大化。本文重新定义和检验应计项目以及其它与管理股权有关的影响因素,结果显示其它绝对异常应计项目的影响因素引入和计量方法的改变,并不能改变管理股权与盈余质量之间的关系。

股东的监督成本大于所获得的收益,股东就会“用脚投票”,从而导致公司内部人控制,降低盈余质量。相对集中的股权结构则会带来较高的盈余质量,如管理者是相对控股股东或是其代理人的情况下,其他大股东因其持有一定的股权数量而具有监督的动力,因为通过监督所获得的收益大于监督成本,他们不会像小股东一样产生“搭便车”的动机。因此,解决当前上市公司盈余质量不高问题,除了完善法律法规和监管制度等外部措施外,更要努力构建相对集中的股权结构,以期解决公司治理结构的内生性问题。

参考文献:

- [1] Jensen, M.C., W.H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976 (3): 305-360.
- [2] Terry D. Warfield, John J. Wild, Kenneth L. Wild. Managerial Ownership, Accounting Choices and Informativeness of Earnings[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1995 (20): 61-91.
- [3] Gabrielsen, G., J.D. Gramlich, T. Plenborg. Managerial Ownership, Information Content of Earnings and Discretionary Accruals in Non-US Setting[J]. *Journal of Business Finance and Accounting*, 2002 (29): 967-988.
- [4] Pham, P.K., P.S. Kalev, A.B. Steen. Underpricing, Stock Allocation, Ownership Structure and Post-listing Liquidity of Newly Listed Firms[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2003 (27): 919-947.
- [5] Sam Han. Ownership Structure and Quality of Financial Reporting[J]. *Working Paper*, 2005.
- [6] WANG Wann-chen. The Impacts of Managerial Ownership on Earnings Response Coefficients and Abnormal Earnings: Evidence from Taiwan[C]. In: *International Annual Meeting of the American Accounting Association*, 2005.
- [7] Fama, E.F., M.C. Jensen. Separation of Ownership and Control[J]. *Journal of Law and Economics*, 1983 (26): 301-326.
- [8] Fan, J.P.H., T.J. Wong. Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2002 (33): 401-425.
- [9] Morck R., A. Shleifer, R.W. Vishny. Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988 (20): 293-315.
- [10] Yeo G.H.H., Tan P.M.S., Ho K.W., Chen S.. Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Earnings[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2002 (29):1023-1046.
- [11] Adriana Korczak. Managerial Ownership and Informativeness of Accounting Numbers in a European Emerging Market[J]. *Working Paper*, 2004.
- [12] Dechow, P., R. Sloan Richard, A. Sweeney. Detecting Earnings Management[J]. *Accounting Review*, 1995 (2):193-225.
- [13] Zmijewski, M., R. Hagerman. An Income Strategy Approach to the Positive Theory of Accounting Standard Setting Choice[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 1981 (3):129-149.
- [14] Baruch Lev, Ramu Thiagarajan. Fundamental Information Analysis[J]. *Journal of Accounting Research*, 1993 (2):190-215.
- [15] 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 (6) .
- [16] 李常青, 管连云. 股权结构与盈余管理关系的实证研究[J]. *商业研究*, 2004 (19) .
- [17] 王化成, 佟岩. 控股股东与盈余质量[J]. *会计研究*, 2006 (2) .
- [18] 陆建桥. 中国亏损上市公司盈余管理实证研究[J]. *会计研究*, 1999 (9) .

(责任编辑:代翔、闰渺)