

股权性质、盈余管理与公司业绩

刘凤委、汪辉

(上海财经大学 会计学院, 上海 200433)

摘要: 本文对股权性质、盈余管理及公司业绩的关系进行了考察, 对以前研究中通常认为的法人控股公司业绩优于国家控股公司这一观点提出质疑。我们通过实证检验发现: 不同股权性质的公司盈余管理的程度有显著差异, 法人控股的上市公司比国家控股的上市公司存在更多的盈余管理; 法人控股公司与国家控股公司的经营活动现金流量并无显著差异; 在未控制盈余管理因素前, 法人控股的上市公司业绩显著高于国家控股的上市公司, 而在控制了盈余管理的影响后, 法人控股公司与国家控股公司业绩没有显著差异, 甚至国家控股公司业绩略优于法人控股公司; 公司控制权由国家转至法人后, 在会计利润提高的同时, 盈余管理程度也相应增加。我们也发现, 对于亏损公司, 不同股权性质的公司盈余管理程度没有显著差异, 而对于盈利公司, 则法人控股的上市公司盈余管理显著高于国家控股上市公司。

关键词: 股权性质 盈余管理 公司业绩

1 引言

不同的股权性质会对公司治理机制、经营目标及决策产生深刻影响, 并最终影响到公司盈利能力和市场表现。国内许多学者通过实证研究证明, 股权控制类型对公司盈利水平和市场表现具有强烈的影响, 通常法人控股型公司的绩效好于国有控股公司。

Kun (2002) 的研究发现, 当上市公司控制权由国资委转让到企业集团后公司业绩比控制权在国资委内部转让得到明显提高; Wang (2002) 发现由法人控制的上市公司业绩明显好于国资委控制的上市公司。

但是得到上述结论的一个前提条件是: 会计指标所反映的公司业绩必须是真实可靠的。由于我国上市公司均不同程度的存在盈余管理行为 (陆建桥, 1998; Muhaw, Qi, Wu 和 Zhang, 1998; Joseph, Lee 和 Wong, 2000; 陈小悦等, 2000), 因此利用会计指标评价不同股权控制类型上市公司业绩差异并得出结论时需十分谨慎。陈小悦、徐晓东 (2001) 指出: “反映企业业绩时仅用 ROE 是有局限性的……CROA 也有其弱点”。本文的研究发现股权性质与上市公司盈余管理程度高度相关, 法人控股的上市公司比由国家控股的上市公司存在更多的盈余管理。同时本文对两种股权控制类型下上市公司的经营活动现金流量进行了比较, 结果表明两者并无显著差异。考虑到经营现金流量很难进行操纵, 所以该结果说明法人控股公司正常的、能为企业带来实际现金流入的生产经营能力并没有显著提高。在控制了盈余管理的影响后, 法人控股公司与国家控股公司业绩没有显著差异。公司控制权由国家转至法人后, 伴随着会计盈余提高, 盈余管理程度却也相应增加。通过上述结论我们发现在关注上市公司业绩的同时, 我们必须关注业绩的真实性与可靠性, 是真实、正常的生产经营活动所带来的业绩增长还是通过会计盈余操纵引起的利润虚增。

上市公司的盈余管理行为所引发的一个问题是资源配置效率。目前的研究着眼点均集中在对上市公司的业绩考察, 然而从经济学角度来分析资源配置效率时, 本文认为需从社会宏观层面出发。黄少安 (1995) 认为, “资源配置效率不直接涉及‘资源由谁使用’和‘收益由谁获取’的问题, 即本身并不包含资源量及其收益在不同主体之间分配的问题”, 这说明对于资源配置效率的评价应从社会整体加以考察。所以在研究资源配置效率时, 如果目光仅仅停留在上市公司, 那么我们也许只是看到了冰山的一角。事实上, 我国存在大量的非上市公司, 并且上市公司资产重组活动频繁且是“机会主义”资产重组 (陈信元等, 2003), 若上市公司业绩是以牺牲其他非上市公司或关联企业的利益为代价的, 那么显然这种资源配置不能提高社会效率, 而仅仅属于“财富转移”范畴。

本文的研究目的是考察不同的股权控制类型对公司盈余管理、经营现金流、业绩的影响, 以期在对不同控股类型如何影响公司业绩这一问题上做出更合理的评价。

本文结构安排如下，第二部分从理论上分析股权控制类型与盈余管理关系，并在此基础上提出研究假设。第三部分是样本选择、盈余管理计量模型的介绍与变量描述。第四部分是实证检验的结果。最后在第五部分对本文的结论做一个总结。

2 理论分析与研究假设

公司股权性质与公司业绩之间的关系问题一直是中国资本市场研究中的重要问题。现有的实证结论通常认为法人控股公司比国家控股公司业绩更好。徐晓东、陈小悦（2003）发现，上市公司第一大股东的所有权性质不同，其公司业绩、股权结构和治理效力也不同，第一大股东为非国家股股东的公司有着更高的企业价值和更强的盈利能力；杜莹、刘立国（2002）发现国家股东治理效率低下，法人股东在公司治理中能起到积极作用；许小年（1997）也同样认为国有股比重越高的公司效益越差，法人股比重越大的公司效益越好。上述研究一般都采用了会计指标进行研究，本文认为这些结论在某种程度上因缺乏可靠性而减弱了结论的说服力。与上述研究不同的是，张红军（2000）采用托宾 Q 值来衡量公司业绩，发现法人股东持股比例对公司业绩有显著的正效应，而国家股东无效率。本文认为，即便不以会计指标衡量业绩，但账面业绩也会影响公司的市场表现，且如果法人持股上市公司的业绩如果来自其他非上市公司的效率损失，那么这种业绩并不符合上文所述及的资源配置观。

我们认为，上市公司股权性质不同导致其盈余管理能力不同，并直接影响其财务报表中的业绩和市场表现。

盈余管理按调控科目划分可以分为操纵“线上项目”和“线下项目”¹。由于线上项目具有一定的透明度，并且随信息披露要求提高和审计责任的加强，其操控程度得到很大限制。线下项目则不然，具有很强的可操控性。著名的 Jones 模型在估计公司盈余管理时采用的一种方法就是将线下项目全部纳入盈余管理的范围；Chen 和 Yuan（2001）则直接用线下项目作为我国上市公司盈余管理程度的替代变量。而线下项目主要包括投资收益和营业外收支两项——正是这点造成了国家股东与法人股东盈余管理能力的差异。在我国，法人控股上市公司通常具有一个非上市母公司，或者具有一些非上市子公司，这使得法人控股公司通过各种方式的资源转移进行盈余管理变得十分容易，通过关联方交易、资产置换、资产剥离等方式粉饰财务报表的现象此起彼伏，层

¹ 线下项目指公司从附属的和非持续性的业务活动取得的收入，而线上项目则是从正常经营活动取得的收入。

出不穷（王跃堂，1999；陈信元等，2003；秦江萍、王怀栋，2003；Ming 和 Wong，2003）。相比之下，由国资委、地方政府控股的上市公司其关联企业较少，因此盈余管理方式和程度也受到限制。

从盈余管理的动机来看，国家持股与法人持股公司亦有差别。国家直接控股的公司往往是重点企业，即使公司亏损，国家也会扶持，解决公司营运难题的办法很可能是直接向国有银行贷款而不是用盈余管理提高利润。法人控股公司则不然，相比国家股东公司而言他们缺乏政府维护，因此利用盈余管理抬高利润的动机很大。

按照我国上市公司当前控股股东的性质来划分，大致可以分为以下四大类：第一类包括国资委、地方政府、财政局等。这类股东的一个明确特征是他们是政府管理部门。第二类是国有资产管理部门下属的专职资产经营公司。他们代表政府行使所有者的职能。这两类股东本身不直接从事具体经营，其主要职能是保证国有资本的保值增值。因此他们通过企业之间的关联交易进行盈余管理的能力比较弱。第三类为国有法人。这类股东的典型特征是，自身从事经营并以营利为目的，不仅控制上市公司还同时控制其它公司，多表现为企业集团的形式。因此他们更有条件通过关联交易对上市公司的业绩进行操纵。第四类为其他所有制和自然人控制的普通法人。根据上面的讨论，我们将第一类和第二类公司合并为一类，称为国家控股公司，第三类和第四类合并成一类，称为法人控股公司。

基于以上分析，我们首先提出假设 1：

假设 1：法人控股的上市公司与国家控股的上市公司相比，存在更多地盈余管理。

根据我国上市公司产生的制度背景，大部分上市公司是由国企改制而来，其商品的供产销与母公司有着千丝万缕的联系。虽然监管部门对母子公司之间的关联交易行为进行了严格的规范与限制，但是利用此类关联交易进行盈余管理很难被发现。因此法人控股公司与国家控股公司相比具有更强的盈余管理能力。另一方面，企业的利润虽然可以在同一个集团内部通过一定的手段进行转移，但是很多关联交易发生时，与交易有关的现金流量并不直接转移到上市公司。因此判断上市公司业绩的方法除了考察利润以外，经营现金流量是一个重要的指标。换句话说，利润虽然容易被操纵，企业的经营现金流量却不容易被操纵。因此我们得

到第二个假设：

假设 2：在其他情况相同下，法人控股的上市公司经营现金流与国家控股的上市公司没有显著差异。

既然法人控股公司相比国家控股公司可能存在更多的盈余管理，那么其账面业绩也应该较国家控股公司好，然而如果扣除了盈余管理所增加的收益后，两类公司的业绩差异有可能就不显著，因此我们提出假设 3：

假设 3：法人控股公司账面业绩优于国家控股公司，但若扣除盈余管理的影响，则两者业绩无差异。

Kun (2002) 的研究发现，当上市公司控制权由国资委转让到国有法人之后，其公司业绩比控制权在国资委内部转让之后的公司业绩得到明显提高。根据我们上面的理论分析，我们认为，控制权发生转移的一个直接结果是企业的盈余管理能力也发生了变化。从国家控股转让给法人控股后，由于企业集团直接参与经营管理并掌握更多的经济资源，其盈余管理的能力得到提高。因此我们提出第四个假设：

假设 4：当公司控制权由国家转移到法人后，盈余管理程度会增大。

盈余管理不仅包括调高利润，在公司亏损的情况下，通过盈余管理冲减利润的行为时有发生 (Take A Big Bath)，因此亏损公司和盈利公司的盈余管理行为存在差异。法人控股的上市公司调高利润的能力明显强于国家控股的上市公司，而调减利润的能力两者并无显著差异，这是因为公司进行利润冲洗往往采用多计费用和大量进行准备计提等手段，因此不需要关联企业的“帮助”也有能力自己完成。因此我们提出以下假设：

假设 5：对于亏损类公司，法人控股与国家控股的上市公司盈余管理不存在显著差异，而对于盈利公司而言则存在显著差异。

下面结合我国证券市场的数据对以上五个假设做出实证检验。

3 样本选择、盈余管理计量模型与变量描述

3. 1 样本选择

本文选取了 1998 年至 2001 年这四年间所有在上海证交所和深圳证交所进行交易的 A 股公司。由于金融类公司的非正常应计额与一般公司有所不同，我们的样本剔除了金融类的公司；样本中还剔除了净资产为负的公司以及缺乏数据的少量公司，最终样本包含 3760 个观察值，其中 1998 年 712 个，1999 年 905 个，2000 年 1039 个，2001 年 1104 个。数据来自深圳巨灵信息技术有限公司开发的巨灵证券信息系统，及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 中国股票财务数据库查询系统。

3. 2 盈余管理计量模型的选择

已有的盈余管理研究已经发展出非常多的盈余管理计量模型。比较常见的有 (1) DeAngelo (1986) 模型；(2) Healy (1985) 模型；(3) Jones (1991) 模型；(4) 修正的 Jones 模型 (Dechow, Sloan 和 Sweeney, 1995)；(5) KS 模型 (Kang 和 Sivaramakrishnan, 1995) 等。针对美国市场的实证研究结果表明，截面 Jones 模型以及截面修正的 Jones 模型比其时间序列模型更能有效地揭示出公司的盈余管理 (Subramanyam, 1996; Bartov, Gul 和 Tsui, 2001)。夏立军 (2003) 在针对中国上市公司盈余管理模型的选择方面指出，在能够揭示盈余管理的模型中，基本 Jones 模型和调整 KS 模型揭示盈余管理的能力较强。因此本文选择截面基本 Jones 模型，并采用两种方法估计公司的非正常应计利润。计算方法如下：

$$NDA_i = \alpha_1(1/A_i) + \alpha_2(\Delta REV / A_i) + \alpha_3(PPE / A_i) \quad (1)$$

其中， NDA_i 是经过期末总资产调整后的公司 i 的正常性应计利润， ΔREV_i 是公司 i 当期主营业务收入和上期主营业务收入的差额， PPE_i 是公司 i 期末固定资产价值， A_i 是公司 i 期末总资产， $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 是行业特征参数。这些行业特征参数 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 的估计值根据以下模型，并运用进行回归取得：

$$ETA_i / A_i = \alpha_1(1/A_i) + \alpha_2(\Delta REV / A_i) + \alpha_3(PPE / A_i) + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, a_1, a_2, a_3 是 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 的最小二乘法估计值, ETA_i 是公司 i 的总应计利润, ϵ_i 为剩余项, 代表各公司总应计利润中的非正常性应计利润部分。其他变量含义和方程 (1) 相同。

在用方程 (2) 进行回归以估计行业特征参数 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 时, 总应计利润通常采用可以两种方法计算:

$$ETA_1 = OI - CFO \quad (3)$$

$$ETA_2 = NI - CFO \quad (4)$$

其中, OI 是营业利润, 即除去投资收益、营业外收入等科目, 直接从经营活动中得到的利润 (大致相当于美国的线上项目); NI 是指公司的净利润。两种方法的不同之处在于, 用方程 (3) 计算 ETA 认为线下项目如同线上项目一样有一部分的应计额属于正常范围, 因此在估计时也将其纳入回归方程; 而用方程 (4) 计算 ETA 则将线下项目均归为非正常应计利润。从夏立军 (2003) 的论文中, 并无明显的证据表明用哪一种方法计算 ETA 以估计非正常应计利润更优, 因此, 出于谨慎考虑, 本文同时采用这两种方法计算, 以期得到的结论更具说服力。

对应于 ETA_1, ETA_2 , 可以得到相应的 NDA_1 和 NDA_2 , 并且可以计算出公司当年相应的非正常应计利润:

$$ACR_1 = ETA_1 - NDA_1 \quad (5)$$

$$ACR_2 = ETA_2 - NDA_2 \quad (6)$$

需要说明的是, 从经验结论上讲, 在用方程 (3) 估计行业特征参数时, 使用分行业数据估计比使用样本总体估计总体特征参数更为准确, 另由于本文研究样本跨度为四年, 因此我们采用分行业、分年度估计行业特征参数的方法。

3. 3 变量描述

对于本研究中使用到的主要变量及控制变量, 有必要先做一个说明, 如表 1 所示。

表 1

变量定义

| | |
|------------------|------------------------------------|
| ACR ₁ | 用 ETA_1 估计得到的非正常应计利润。 |
| ACR ₂ | 用 ETA_2 估计得到的非正常应计利润。 |
| LSP | 股权性质哑变量。国家控股时取 1, 否则为 0。 |
| CFO | 经营活动现金流量与总资产的比率。 |
| AGE | 上市时间。当年上市的取 0, 上市后第二年取 1, 依此类推。 |
| LEV | 借款负债率。公司借款负债占总资产的比率 ² 。 |
| ROE | 净资产收益率。 |
| YEAR | 年份哑变量, 用来控制宏观经济的影响。 |

对各变量的描述性统计见表 2。从表 2 中可以看出, ACR_1 、 ACR_2 的均值分别为 0.007、0.008, 中位数都为 0.010, 这说明我国上市公司普遍存在正的非正常应计利润, 即有调高利润的动机。LSP 的均值为 0.853, 其中国家直接控股的观察值为 555 个, 法人控股的观察值为 3205 个 (表中未列出)。CFO 的均值为 3.7%, 中位数为 3.4%。上市公司的平均上市时间为 3.5 年, 中位数为 3 年。借款负债率在 20% 左右, ROE 的中位数约为 8%。

表 2

变量描述性统计

| | N | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------------|------|-------|-------|-------|--------|-------|
| ACR ₁ | 3760 | 0.007 | 0.010 | 0.101 | -2.110 | 0.584 |

² 根据黄志忠、白云霞 (2002), 汪辉 (2003) 的论文, 公司负债可分为借款负债和非借款负债, 非借款负债科目繁多, 类型不一, 往往不能起到债权人监督的公司治理作用, 因此本文采用借款负债率来反映公司的财务杠杆。借款负债率为短期借款、长期借款、应付债券之和与公司总资产的比率。

| | | | | | | |
|------------------|------|-------|-------|-------|---------|--------|
| ACR ₂ | 3760 | 0.008 | 0.010 | 0.101 | -1.951 | 0.586 |
| LSP | 3760 | 0.853 | 1.000 | 0.355 | 0.000 | 1.000 |
| CFO | 3760 | 0.037 | 0.034 | 0.082 | -0.504 | 0.744 |
| AGE | 3760 | 3.519 | 3.000 | 2.350 | 0.000 | 15.000 |
| LEV | 3760 | 0.216 | 0.204 | 0.139 | 0.000 | 0.838 |
| ROE | 3758 | 0.008 | 0.080 | 0.700 | -21.243 | 6.212 |

注：样本包含 1998 年至 2001 年这四年间所有在上海证交所和深圳证交所进行交易的 A 股公司，经筛选后得到 3760 个观察值。ROE 的统计中剔除了两个极端值：2000 年的 000658 (ST 海洋, ROE 为 -366.66) 和 2000 年的 000014 (沙河股份, ROE 为 -175.76)。ACR₁ 是用 ETA_1 估计得到的非正常应计利润。ACR₂ 是用 ETA_2 估计得到的非正常应计利润。LSP 是股权性质哑变量，国家控股时取 1，否则为 0。CFO 是经营活动现金流量与总资产的比率。AGE 是上市时间，当年上市的取 0，上市后第二年取 1，依此类推。LEV 是借款负债率，为公司借款负债占总资产的比率。ROE 表示净资产收益率。

4 实证分析

4. 1 单变量检验

对 ACR_1 、 ACR_2 和其他变量按股权类型分类的单变量检验如表 3 所示。

表 3 按股权性质分类的单变量检验

| 股权性质 | N | 均值 | 中位数 | 标准差 | Wilcoxon | | |
|----------------|-------|------|-------|-------|----------------------------------|----------------------------------|-----------|
| | | | | | t 统计量 ($\text{Prob} > T $) | Z 统计量 ($\text{Prob} > Z $) | |
| ACR_1 | LSP=1 | 3205 | 0.009 | 0.011 | 0.102 | 3.08 *** | 3.039 *** |

| | | | | | | | |
|------------------|-------|------|--------|--------|-------|-----------|-----------|
| | LSP=0 | 555 | -0.004 | 0.003 | 0.091 | (0.002) | (0.002) |
| ACR ₂ | LSP=1 | 3205 | 0.010 | 0.013 | 0.102 | 3.59*** | 3.811*** |
| | LSP=0 | 555 | -0.006 | -0.001 | 0.092 | (0.000) | (0.000) |
| CFO | LSP=1 | 3205 | 0.038 | 0.034 | 0.083 | 0.37 | 0.977 |
| | LSP=0 | 555 | 0.036 | 0.033 | 0.072 | (0.712) | (0.328) |
| AGE | LSP=1 | 3205 | 3.421 | 3.000 | 2.353 | -6.150*** | -6.680*** |
| | LSP=0 | 555 | 4.083 | 4.000 | 2.255 | (0.000) | (0.000) |
| LEV | LSP=1 | 3205 | 0.211 | 0.200 | 0.138 | -5.32*** | -5.321*** |
| | LSP=0 | 555 | 0.245 | 0.239 | 0.139 | (0.000) | (0.000) |
| ROE | LSP=1 | 3203 | 0.016 | 0.081 | 0.692 | 1.75* | 4.732*** |
| | LSP=0 | 555 | -0.041 | 0.069 | 0.734 | (0.081) | (0.000) |

注: 1. 样本包含 1998 年至 2001 年这四年间所有在上海证交所和深圳证交所进行交易的 A 股公司, 经筛选后得到 3760 个观察值。ROE 的检验中剔除了两个极端值: 2000 年的 000658 (ST 海洋, ROE 为-366.66) 和 2000 年的 000014 (沙河股份, ROE 为-175.76)。ACR₁ 是用 ETA_1 估计得到的非正常应计利润。ACR₂ 是用 ETA_2 估计得到的非正常应计利润。LSP 是股权性质哑变量, 国家控股时取 1, 否则为 0。CFO 是经营活动现金流量与总资产的比率。AGE 是上市时间, 当年上市的取 0, 上市后第二年取 1, 依此类推。LEV 是借款负债率, 为公司借款负债占总资产的比率。ROE 表示净资产收益率。

2. *表示 10% 的显著性水平, **表示 5% 的显著性水平, ***表示 1% 的显著性水平。

3. 括号内为 p 值。

从表 3 中可以看出, 法人控股的上市公司的非正常应计利润明显要高于国家控股的上市公司, ACR₁、ACR₂ 的 t 值分别为 3.08、

3.59, Wilcoxon 检验的 Z 值分别为 3.039、3.811, 且 t 值、Z 值的显著性水平均为 1%。同时, 我们也注意到两类公司的经营活动现金流量无论是均值和中位数检验都无显著差异。而对 ROE 的检验却表明, 法人控股公司其 ROE 要比国家控股公司高。这一结果初步验证了本文的假设 1 和假设 2, 不过仅从单变量检验得出结论还为时过早, 具体结果我们留待多变量回归后做出。此外, 国家控股公司比法人控股公司的上市时间要长, 而借款负债率略高。

4. 2 股权类型与盈余管理

本小节用回归分析检验公司股权类型与盈余管理的关系, 我们采用的模型为:

$$ACR_1(\text{或} ACR_2) = \beta_0 + \beta_1 LSP + \beta_2 AGE + \beta_3 LEV + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + \sum_{i=1}^3 \gamma_i YEAR_i + \varepsilon$$

其中, D_1 为哑变量, 如果公司当年的 ROE 在 0—1% 之间, 则取 1, 否则为 0。 D_2 也是哑变量, 对于 1998 年数据, 若 ROE 在 10%—11% 之间, 取 1, 否则为 0; 对于 1999 年、2000 年、2001 年的数据, 若 ROE 在 6%—7% 之间, 取 1, 否则为 0。其它变量的含义与表 1 一致。

Joseph, Lee 和 Wong (2000) 的研究表明, 中国上市公司在 IPO 过程中存在显著的盈余管理行为。因此上市之前的财务包装会导致上市之后应计利润项目的回转, 从而上市时间越长的公司可能具有越少的应计利润。因此, 我们在检验模型中再加入代表公司上市时间的变量 AGE, 并且 AGE 与非正常应计利润应为负相关。

Watts (2002) 认为, 债务是引起会计谨慎性的一个重要因素。股东与债权人一个重要区别就是股东相对来说比较激进乐观, 债权人相对比较保守。债权人更加关心企业资产变现的可能性并对损害自己利益的行为进行限制。通常情况下, 债权人与企业要签订契约, 要求企业的投资以及会计选择更加谨慎从而保护债权人的利益。而且企业债务比重越大, 债权人的这种限制就越多越严格。汪辉 (2003) 的研究也表明, 在我国债务在一定程度上可以起到公司治理的作用。因此, 我们在模型中加入 LEV 变量, 并预计与非正常应计利润负相关。

证监会规定, 连续两年亏损的公司即被冠名为 ST 公司, 三年则为 PT 公司, 面临退市的危险, 因此亏损公司往往会将利润做的略高于零, 以避免被证监会处罚。故本文设置 D_1 哑变量加以控制。另根据已有的研究文献, 我国上市公司存在着显著的针

对配股政策的盈余管理行为，具体表现为具有边际 ROE³的公司异常地多于其他 ROE 区间的公司（Chen 和 Yuan, 2001; 陈小悦等, 2000），因此本文设置 D₂哑变量控制该影响。此外，模型还用年份哑变量 YEAR 控制了宏观经济的影响。

股权类型与盈余管理关系的回归结果如表 4 所示。

表 4 股权类型与盈余管理关系的回归结果

| 因变量: 非正常应计利润 | 预期符号 | ACR ₁ | | ACR ₂ | |
|----------------|------|------------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|
| | | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 |
| Intercept | ? | -0.004 (0.306) | 0.021 *** (0.001) | -0.006 (0.189) | 0.028 *** (0.001) |
| LSP | + | 0.013 *** (0.005) | 0.009 ** (0.045) | 0.015 *** (0.001) | 0.011 ** (0.018) |
| AGE | - | | -0.005 *** (0.000) | | -0.005 *** (0.000) |
| LEV | - | | -0.022 * (0.077) | | -0.024 * (0.053) |
| D ₁ | + | | 0.005 (0.523) | | 0.003 (0.637) |

³所谓边际 ROE 是指公司的 ROE 超过特定的目标值，但是离特定的目标值很近。针对不同的配股政策，公司盈余管理的目标值也不一样，例如，对 2000 年的上市公司来说，配股政策要求连续三年每年 ROE 不小于 6%，因此 ROE 处于 6% 至 7% 之间可以定义为边际 ROE。

| | | | | |
|-------------------------|------|---------------------|---------------------|-------|
| D ₂ | + | 0.016*** (0.001) | 0.015*** (0.002) | |
| YEAR | ? | 控制 | 控制 | |
| N | 3760 | 3760 | 3760 | 3760 |
| F | 7.98 | 10.46 | 11.13 | 11.91 |
| Adj. R ² (%) | 0.2 | 1.97 | 0.3 | 2.27 |

注: 1. 样本包含 1998 年至 2001 年这四年间所有在上海证交所和深圳证交所进行交易的 A 股公司, 经筛选后得到 3760 个观察值。ACR₁是用 ETA₁估计得到的非正常应计利润。ACR₂是用 ETA₂估计得到的非正常应计利润。LSP 是股权性质哑变量, 国家控股时取 1, 否则为 0。AGE 是上市时间, 当年上市的取 0, 上市后第二年取 1, 依此类推。LEV 是借款负债率, 为公司借款负债占总资产的比率。D₁为哑变量, 如果公司当年的 ROE 在 0—1% 之间, 则取 1, 否则为 0。D₂也是哑变量, 对于 1998 年数据, 若 ROE 在 10%—11% 之间, 取 1, 否则为 0; 对于 1999 年、2000 年、2001 年的数据, 若 ROE 在 6%—7% 之间, 取 1, 否则为 0。YEAR 是年份控制变量。

2. *表示 10% 的显著性水平, **表示 5% 的显著性水平, ***表示 1% 的显著性水平。

3. 括号内为 p 值。

表 4 的回归结果清楚的表明上市公司的股权类型与公司的盈余管理行为存在显著的关系, 法人控股的公司其非正常应计利润显著高于国家控股的公司。LSP 系数的 p 值在不加控制变量的模型 1、模型 3 中为 0.005 和 0.001, 均在 1% 的水平上显著; 加入控制变量后 LSP 系数的 p 值分别为 0.045 和 0.018, 亦在 5% 的水平上显著。回归结果验证了本文的假设 1, 即法人控股的上市公司与国家控股的上市公司相比, 存在更多地盈余管理, 且该结果并没有受到盈余管理计算方法的影响, LSP 的系数在模型 1、模型 2 中均显著。

从表 4 中还可以看到, 上市时间与 ACR₁、ACR₂ 存在显著的负相关关系, 即上市时间越长的公司非正常应计利润越少, 显著性水平为 1%。LEV 越高的公司非正常应计利润越低, 这与我们的预期相符。哑变量 D₂ 与非正常应计利润存在显著的正相关

关系，且在 1% 水平下显著，可见证监会的配股政策导致了上市公司巨大的盈余管理动机。哑变量 D_1 与我们预期的符号一致，不过我们并没有看到显著的正相关关系。

4. 3 股权类型与经营活动现金流量

本小节研究公司的股权类型与经营活动现金流量的关系。采用下面的模型进行回归分析：

$$CFO = \beta_0 + \beta_1 LSP + \beta_2 AGE + \beta_3 LEV + \beta_4 ROE + \beta_5 SALES \\ + \beta_6 LNSIZE + \beta_7 D_1 + \beta_8 D_2 + \sum \gamma_i YEAR_i + \varepsilon$$

由于该模型的因变量为经营活动的现金流量 CFO，因此我们的控制变量除了上小节模型中的控制变量外还加入了三个控制变量：ROE、SALES、LNSIZE，分别表示净资产利润率、营业收入和公司总资产的对数值。公司的 ROE 越高、营业收入越多，则现金流量也越大，LNSIZE 用来控制规模的影响，其与 CFO 的关系暂时无法判断。回归的结果见表 5。

表 5 股权类型与经营活动现金流量关系回归结果

| 因变量：经营活动现金流量 | 预期符号 | 模型 1 | 模型 2 |
|--------------|------|--------------------------------|---------------------------------|
| Intercept | ? | 0.036 *** (0.000) | -0.068 * (0.000) |
| LSP | 非正 | 0.001 (0.742) | -0.006 (0.126) |
| AGE | + | | 0.002 *** (0.001) |
| LEV | - | | -0.078 *** (0.000) |

| | | |
|-------------------------|---|----------------------|
| ROE | + | 0.003 (0.119) |
| SALES | + | 0.028*** (0.000) |
| LNSIZE | ? | 0.011*** (0.000) |
| D1 | - | -0.020*** (0.001) |
| D2 | - | -0.010*** (0.007) |
| YEAR | ? | 控制 |
| N | | 3758 |
| F | | 0.11 |
| Adj. R ² (%) | | -0.02 |
| | | 6.84 |

注: 1. 样本包含 1998 年至 2001 年这四年间所有在上海证交所和深圳证交所进行交易的 A 股公司, 经筛选后得到 3760 个观察值, 另为了考察 ROE 是否与经营现金流相关, 又剔除了两个 ROE 极端值: 2000 年的 000658 (ST 海洋, ROE 为-366.66) 和 2000 年的 000014 (沙河股份, ROE 为-175.76), 最终用于回归分析的观察值为 3758 个。LSP 是股权性质哑变量, 国家控股时取 1, 否则为 0。AGE 是上市时间, 当年上市的取 0, 上市后第二年取 1, 依此类推。LEV 是借款负债率, 为公司借款负债占总资产的比率。ROE 是净资产收益率。SALES 是营业收入与总资产的比率。LNSIZE 是公司总资产规模的对数值。D₁ 为哑变量, 如果公司当年的 ROE 在 0—1% 之间, 则取 1, 否则为 0。D₂ 也是哑变量, 对于 1998 年数据, 若 ROE 在 10%—11% 之

间, 取 1, 否则为 0; 对于 1999 年、2000 年、2001 年的数据, 若 ROE 在 6%—7% 之间, 取 1, 否则为 0。YEAR 是年份控制变量。

2. *表示 10% 的显著性水平, **表示 5% 的显著性水平, ***表示 1% 的显著性水平。

3. 括号内为 p 值。

表 5 的回归结果中, LSP 的系数在控制了其它变量之后为 -0.006, p 值为 0.126, 在 10% 的显著性水平上不显著 (但在 15% 的显著性水平显著), 该结果肯定了本文的假设 2。并且 LSP 符号为负, 这说明法人控股公司经营活动的现金流量甚至略低于国家直接控股的公司, 这更加提醒我们在以 ROE 等指标考察上市公司经营业绩, 或评判国家股东与非国家股东公司经营情况的时候, 不可忽视不同公司盈余管理程度的影响。

AGE、LEV 的系数均在 1% 的水平上显著, 说明公司的上市时间越长、借款负债率越低则公司经营活动的现金流量也越大, 这是因为公司上市之初可能会利用盈余管理对公司的财务报表进行包装, 现金流量也越少, 随上市时间的增加, 利润中的泡沫被挤走后, 现金流量开始增加, 而公司负债率较低的公司通常处于良好的经营状态下, 现金流也就越高。ROE 与经营现金流量间不具显著关系, 说明 ROE 中可能存在无现金流的利润操纵。另外, 哑变量 D_1 、 D_2 与 CFO 呈显著的负相关, 说明 ROE 处于 0—1 之间的公司以及 ROE 刚刚超过配股及格线的公司经营活动现金流量较低。这显然是由公司的盈余管理所致, 这些公司的 ROE 本来应处于 0 或 6% (或 10%) 以下。可见人为的调高会计利润并不能增加公司经营现金流。

4. 4 股权性质与业绩关系

本小节讨论股权性质与公司业绩的关系, 采用下面的模型进行回归分析:

$$ROA1_{EXL-ACR} (\text{或} ROA2_{EXL-ACR}) = \beta_0 + \beta_1 LSP + \beta_2 AGE + \beta_3 LEV + \beta_4 ROE + \beta_5 SALES + \beta_6 LNSIZE + \sum \gamma_i IND_i + \sum \gamma_i YEAR_i + \varepsilon$$

其中, $ROA1_{EXL-ACR} = ROA - ACR_1$ $ROA2_{EXL-ACR} = \sum_{i=1}^i ROA - ACR_2$

ROA 表示总资产利润率, 为公司当年净利润与总资产的比值。ROA1_{EXL-ACR} 和 ROA2_{EXL-ACR} 则表示剔除盈余管理影响后的总

资产利润率⁴。IND 是行业控制变量，其他变量定义与上文一致。回归结果见表 6。

表 6 股权性质与调整前的资产收益率、调整后的资产收益率关系回归结果

| 因变量: ROA、 ROA ₁ _{EXL-ACR} 、 ROA ₂ _{EXL-ACR} | 预期符号 | ROA | ROA ₁ _{EXL-ACR} | ROA ₂ _{EXL-ACR} |
|-------------------------------------------------------------------------------------------|------|--------------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| | | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 |
| Intercept | ? | -0.096 *** (0.000) | -0.217 *** (0.000) | -0.205 *** (0.000) |
| LSP | | 0.007[*] (0.080) | -0.006 (0.136) | -0.006 (0.140) |
| AGE | | -0.004 *** (0.000) | 0.002 *** (0.006) | 0.002 *** (0.005) |
| LEV | - | -0.138 *** (0.000) | -0.115 *** (0.000) | -0.114 *** (0.000) |
| ROE | + | 0.002 *** (0.000) | -0.0002 (0.269) | -0.0003 (0.203) |
| SALES | + | 0.021 *** | 0.043 *** | 0.041 *** |

⁴ 本文采用总资产利润率 (ROA) 而不是用 ROE 衡量业绩是因为计算的非正常应计利润 ACR₁、ACR₂ 的分母都用的是总资产，而 ROE 的分母是净资产，因此用 ROE 不具可比性，不能直接相减。

| | | | | |
|-------------------------|---|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | (0.000) | (0.000) | (0.000) |
| LNSIZE | ? | 0.012*** (0.000) | 0.018*** (0.000) | 0.018*** (0.000) |
| IND | | 控制 | 控制 | 控制 |
| YEAR | ? | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | | 3760 | 3760 | 3760 |
| F | | 46.97 | 44.98 | 42.95 |
| Adj. R ² (%) | | 13.72 | 13.20 | 12.67 |

注：1. 样本包含 1998 年至 2001 年这四年间所有在上海证交所和深圳证交所进行交易的 A 股公司，经筛选后得到 3760 个观察值。LSP 是股权性质哑变量，国家控股时取 1，否则为 0。AGE 是上市时间，当年上市的取 0，上市后第二年取 1，依此类推。LEV 是借款负债率，为公司借款负债占总资产的比率。ROE 是净资产收益率。SALES 是营业收入与总资产的比率。LNSIZE 是公司总资产规模的对数值。D₁ 为哑变量，如果公司当年的 ROE 在 0—1% 之间，则取 1，否则为 0。D₂ 也是哑变量，对于 1998 年数据，若 ROE 在 10%—11% 之间，取 1，否则为 0；对于 1999 年、2000 年、2001 年的数据，若 ROE 在 6%—7% 之间，取 1，否则为 0。IND 是行业控制变量。YEAR 是年份控制变量。

2. LSP 的预期符号在模型 1 中为正，模型 2、模型 3 中为非正；AGE 的预期符号在模型 1 中为负，在模型 2、模型 3 中为正。

2. * 表示 10% 的显著性水平，** 表示 5% 的显著性水平，*** 表示 1% 的显著性水平。

3. 括号内为 p 值。

表 6 的模型 1 中，LSP 系数为 0.007，p 值为 0.080，说明法人控股公司的账面业绩的确优于国家控股公司。然而当扣除掉公司盈余管理的影响后，LSP 的系数变得不显著，这说明法人控股公司的真实业绩并不比国家控股要好。并且我们注意到模型 2、模型 3 中 LSP 系数符号为负，p 值分别为 0.136 和 0.140，这说明国家控股公司业绩甚至略优于法人控股公司（在 15% 的显著性

水平上显著)。

从表 6 中我们还发现一些有趣的现象: 上市时间 AGE 的系数在模型 1 中为负, 而在模型 2 和模型 3 中为正, 且均在 1% 水平上显著。这说明从账面看, 上市不久的公司业绩比上市时间较长的公司好, 而扣除盈余管理的影响之后, 则正好相反, 后者明显好于前者, 这个结果反映了上市公司在上市之初的财务包装过程。另外 ROE 在模型 1 中显著正相关, 但在模型 2 和模型 3 中变得不相关, 这说明 ROE 中存在“水分”, 即人为调高的利润。变量 LEV、SALES、LNSIZE 的系数在三个模型中符号一致并且都显著, 说明了上文的盈余管理估计模型的正确性, 否则可能出现三个变量在模型 1、模型 2 和模型 3 中符号或显著性水平的不一致。

4. 5 股权变动对盈余管理影响

通过股权性质变动前后公司的盈余管理水平的变化来考察股权类型对公司盈余管理的影响也许是一个良好的视角。为此, 我们从样本中筛选出公司第一大股东由国家转变为法人的观察值。我们根据下面的模型进行研究:

$$\begin{aligned} ACR_1(\text{或} ACR_2) &= \beta_0 + \beta_1 LSP_{\text{one-year}} + \beta_2 AGE + \beta_3 LEV + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + \varepsilon \\ ACR_1(\text{或} ACR_2) &= \beta_0 + \beta_1 LSP_{\text{two-year}} + \beta_2 AGE + \beta_3 LEV + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + \varepsilon \end{aligned}$$

其中, $LSP_{\text{one-year}}$ 为哑变量, 股权性质变更前一年取 0, 变更后当年取 1。 $LSP_{\text{two-year}}$ 也是哑变量, 股权性质变更前一年取 0, 变更后的第 2 年取 1。其他控制变量的含义见表 1。上述模型的回归结果如表 7 所示。

表 7 股权变动对盈余管理影响的回归结果

| 因变量: 非正 常应计利润 | 预期符号 | ACR ₁ | | ACR ₂ | |
|------------------|------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| | | 变动 1 年后 | 变动 2 年后 | 变动 1 年后 | 变动 2 年后 |
| Intercept | ? | 0.006 (0.853) | -0.002 (0.948) | 0.002 (0.960) | -0.008 (0.803) |

| | | | | | |
|-------------------------|---|----------------------------------------------|------------------------------------------------|----------------------------------------------|------------------------------------------------|
| TLS | + | 0.044[*] (0.051) | 0.067^{***} (0.004) | 0.043[*] (0.051) | 0.068^{***} (0.005) |
| AGE | - | -0.0004 (0.949) | -0.0005 (0.926) | -0.002 (0.808) | -0.0005 (0.933) |
| LEV | - | -0.131 [*] (0.084) | -0.113 (0.129) | -0.112 (0.132) | -0.106 (0.170) |
| D ₁ | + | -0.0004 (0.994) | -0.026 (0.495) | 0.007 (0.870) | -0.031 (0.430) |
| D ₂ | + | 0.013 (0.703) | 0.027 (0.434) | 0.012 (0.716) | 0.027 (0.444) |
| N | | 76 | 70 | 76 | 70 |
| F | | 1.61 | 2.85 | 1.44 | 2.65 |
| Adj. R ² (%) | | 3.90 | 11.82 | 2.85 | 10.68 |

注：1. 样本包含 1998 年至 2001 年这四年间所有在上海证交所和深圳证交所进行交易的 A 股公司，其中股权性质变动 1 年的观察值有 76 个，变动两年的为 70 个。LSP 是哑变量，变动前取 0，变动后取 1。AGE 是上市时间，当年上市的取 0，上市后第二年取 1，依此类推。LEV 是借款负债率，为公司借款负债占总资产的比率。D₁ 为哑变量，如果公司当年的 ROE 在 0—1% 之间，则取 1，否则为 0。D₂ 也是哑变量，对于 1998 年数据，若 ROE 在 10%—11% 之间，取 1，否则为 0；对于 1999 年、2000 年、2001 年的数据，若 ROE 在 6%—7% 之间，取 1，否则为 0。

2. *表示 10% 的显著性水平， **表示 5% 的显著性水平， ***表示 1% 的显著性水平。

3. 括号内为 p 值。

从表 7 的回归结果中可以看出, 公司的股权变动 1 年后, 比变动前非正常应计利润有明显的增加, TLS 系数的 p 值为 0.051; 而在股权变动的 2 年后, 公司的非正常应计利润比变动前有更明显的增加, 以 ACR_1 、 ACR_1 回归的 TLS 系数的 p 值分别为 0.004、0.005, 在 1% 的水平上显著。这说明公司股东由国家股变为法人后, 盈余管理的程度会显著增加, 该结果验证了本文的假设 4。

4. 6 不同 ROE 区间的非正常应计利润检验

为了进一步检验在不同的 ROE 区间股权性质对盈余管理的影响, 我们根据 ROE 的大小将 3760 个观察值分为 2 组, 第一组的 $ROE \leq 0$, 第二组的 $ROE > 0$ 。之所以这样分组是因为我们想考察股权性质在亏损公司和盈利公司对盈余管理的影响是否存在差异, 如果有差异, 存在何种差异。分组检验的结果见表 8。

表 8 不同 ROE 区间的非正常应计利润检验

| Panel A: 以 ACR_1 为标准 | | | | | | |
|------------------------|-------|------|-----------------|------------------|------------------|---------------------------|
| | 股权性质 | N | ACR_1 的 均值 | ACR_1 的 中位数 | ACR_1 的 标准差 | t 统计量 ($Prob > T $) |
| $ROE \leq 0$ | LSP=1 | 290 | -0.106 | -0.083 | 0.182 | 0.87 (0.38) |
| | LSP=0 | 75 | -0.122 | -0.108 | 0.138 | 7) (0.120) |
| $ROE > 0$ | LSP=1 | 2915 | 0.020 | 0.018 | 0.082 | 1.84* (0.06) |
| | LSP=0 | 480 | 0.014 | 0.010 | 0.063 | 6) (0.059) |

| Panel B: 以 ACR_2 为标准 | | | | | | |
|------------------------|--|--|--|--|--|--|
|------------------------|--|--|--|--|--|--|

| 股权性质 | N | ACR ₂ 的 | | ACR ₂ 的 标准差 | t 统计量 (Prob> T) | Wilcoxon | |
|-------|-------|--------------------|--------|---------------------------|---------------------|---------------------|----------|
| | | 均值 | 中位数 | | | Z 统计量 (Prob> Z) | |
| ROE≤0 | LSP=1 | 290 | -0.105 | -0.086 | 0.177 | 0.85 | 1.386 |
| | LSP=0 | 75 | -0.122 | -0.106 | 0.140 | (0.400) | (0.167) |
| ROE>0 | LSP=1 | 2915 | 0.021 | 0.019 | 0.083 | 2.61*** | 2.799*** |
| | LSP=0 | 480 | 0.013 | 0.008 | 0.065 | (0.009) | (0.005) |

注：1. 样本包含 1998 年至 2001 年这四年间所有在上海证交所和深圳证交所进行交易的 A 股公司，经筛选后得到 3760 个观察值。LSP 是股权性质哑变量，国家控股时取 1，否则为 0。ROE 是净资产收益率。

2. *表示 10% 的显著性水平， **表示 5% 的显著性水平， ***表示 1% 的显著性水平。

3. 括号内为 p 值。

对于 ROE≤0 的第一组，ACR₁、ACR₂ 的检验结果都表明，亏损公司的非正常应计利润均为负值，这说明国家控股和法人控股的公司都在向下调低利润额，即通常说的“利润冲洗”，将本期利润调至下期，并且调整的额度也较大，均值和中位数约在-10% 左右⁵。但是两组比较结果的 t 统计量和 Wilcoxon Z 统计量不显著，这说明两类公司在向下调整利润的“能力”方面无显著差别。这是因为，公司调高利润往往是通过关联交易，采用关联企业的非上市公司向上市公司“输血”的方式，因此法人控股公司具有先天转移资源的优势，而国家控股公司即使有调增利润的动机也难免心有余而力不足；而向下调低利润则不同，无需关联公司的“帮助”，只要多计费用或备抵类科目即可，因此表现为两类公司并无差异。

对于 ROE>0 的第二组，非正常应计利润均值、中位数都为正值，但是两组比较结果的 t 统计量和 Wilcoxon Z 统计量均显著，其

⁵ 对于 ROE≤0 组，按股权性质分类后对 ACR₁、ACR₂ 的单变量均值、中位数非 0 检验都在 1% 的水平显著，表中未列出。

中对 ACR_1 检验的显著性水平为 10%，对 ACR_2 检验的显著性水平为 1%。这说明在调高利润时，两类公司的能力是不同的，法人控股公司的盈余管理程度明显较大。

上述结果验证了本文的假设 5，即对于亏损类公司，法人控股与国家直接控股盈余管理不存在显著差异，而对于盈利公司而言则存在显著差异。

5 研究结论

基于以上理论与实证分析，我们得出的主要结论是：股权性质与上市公司盈余管理程度显著相关，并进而影响公司的账面业绩。不同股权性质的公司盈余管理的程度有显著差异，法人控股的上市公司比国家控股的上市公司存在更多的盈余管理，这是缘于两类公司盈余管理能力和动机不同所致；两种股权控制类型下上市公司的经营活动现金流量并无显著差异，表明法人控股公司正常的、能为企业带来实际现金流入的生产经营能力并没有显著提高；在未控制盈余管理因素前，法人控股的上市公司业绩显著高于国家控股的上市公司，而在控制了盈余管理的影响后，法人控股公司与国家控股公司业绩没有显著差异，甚至国家控股公司业绩在 15% 的显著性水平上略优于法人控股公司，这充分说明盈余管理因素对我们评价公司业绩造成了重要影响；公司控制权由国家转至法人后，伴随着会计盈余的提高，盈余管理程度却也相应增加，这再次证明了股权性质对公司盈余管理与业绩的影响；亏损公司与盈利公司的盈余管理行为存在差异，前者为调减利润，后者为调增利润，且对于亏损公司，不同股权性质的公司盈余管理程度没有显著差异，而对于盈利公司，则法人控股的上市公司盈余管理显著高于国家控股上市公司。

本研究的意义在于：探讨股权结构与公司业绩这一命题时，我们强调要考虑不同股权性质对公司盈余管理的影响。盈余管理行为的存在影响了公司账面业绩的真实性与可靠性，进而影响了我们对绩效的判断；其次，上市公司通过盈余管理调高利润的程度较大，平均非正常应计利润约占到净利润的 25%—30%。这种公司行为给投资者对公司评价造成障碍，从而影响了证券市场的资源配置这一基本职能。因此，加强对上市公司的监管是必要的，政府应做好“裁判员”这一角色。

需要说明的是，本文并不能为反对国有股减持提供证据。这是因为，首先，本文并无明显的证据表明国家控股公司优于法人

控股公司；其次，国家控股公司可能会受到政府的政策性保护，而政府保护换来的业绩提高可能伴随着效率损失（比如政府可以规定不许在同一地点出现类似的产业），毕竟需要让市场在资源配置中起基础作用。

参考文献：

- [1] 杜莹、刘立国，2002:《股权结构与公司治理效率:中国上市公司的实证分析》，《管理世界》第11期，124—133。
- [2] 陈信元、叶鹏飞、陈冬华，2003:《机会主义资产重组与刚性管制》，《经济研究》第5期，13—22。
- [3] 陈小悦、肖星、过晓艳，2000:《配股权和上市公司利润操纵》，见：刘树成，沈沛主编：《中国资本市场前沿理论研究文集》，社会科学文献出版社，第1版，301—313。
- [4] 陈小悦、徐晓东，2001:《股权结构、企业绩效与投资者利益保护》，《经济研究》第11期，3—11。
- [5] 黄少安，1995:《资源配置效率标准的多元性与一致性原理——兼论帕累托效率标准》，《经济评论》第3期。
- [6] 黄忠忠、白云霞，2002:《上市公司举债、股东财富与股市效应关系的实证研究》，《经济研究》第7期，49—57。
- [7] 陆建桥，1998:《中国亏损上市公司盈余管理实证研究》，上海财经大学博士学位论文。
- [8] 秦江萍、王怀栋，2003:《上市公司关联交易盈余管理原因剖析》，《经济师》第8期，107—108。
- [9] 徐晓东、陈小悦，2003:《第一大股东对公司治理、企业业绩的影响分析》，《经济研究》第2期，64—74。
- [10] 许小年，1997:《以法人机构为主体建立公司治理机制和资本市场》，《改革》第5期，28—34。
- [11] 汪辉，2003:《上市公司债务融资、公司治理与市场价值》，《经济研究》第8期，28—35。
- [12] 王跃堂，1999:《我国证券市场资产重组绩效之比较分析》，《财经研究》第7期，53—59。
- [13] 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1期。
- [14] 张红军，2000:《中国上市公司股权结构与公司绩效的理论及实证分析》，《经济科学》第4期，34—44。

- [15] Bartov, E., Gul F. A. and S. L. Tsui., 2001, Discretionary-Accruals Models and Audit Qualifications, *Journal of Accounting and Economics*: 421–452.
- [16] Chen, K. and Yuan H. Q., 2001, Earnings Management and Capital Resource Allocation: Evidence from China's Accounting- based Regulation of Rights Issues, Working Paper.
- [17] DeAngelo, L. 1986, Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Shareholders, *The Accounting Review* 61: 400—420.
- [18] Dechow, P. M., R. G. SLoan, and A. P. Sweeney, 1995, Detecting Earnings Management, *The Accounting Review* 70: 193—225.
- [19] Healy, P. M., 1985, The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions, *Journal of Accounting and Economics* 7: 85—107.
- [20] Henk Berkman, Rebel A. Cole, and Jiang Fu, 2002, From State to State: Improving Corporate Governance When the Government is a Large Block Holder, Working Paper.
- [21] Jones J., 1991, Earnings Management During Import Relief Investigations, *Journal of Accounting Research* 29: 193—228.
- [22] Joseph Aharony, Jevons Lee and T. J. Wong, 2000, Financial Packaging of IPO Firms in China, *Journal of Accounting Research* 38: 103 —126.
- [23] Kang, S. H., Sivaramakrishnan, K., 1995, Issues in Testing Earnings Management and an Instrumental Variable approach, *Journal of Accounting Research* 33(2): 353—367.
- [24] Ming Jian and T. J. Wong , 2003, Earnings Management and Tunneling through Related PartyTransactions: Evidence from Chinese Corporate Groups, Working Paper.
- [25] Muhan, Qi, Wu and Zhang, 1998, Earnings Management of Listed Firms in Response to Security Regulations in China's Emerging Capital Market, Working Paper.
- [26] Subramanyam K. R., 1996, The Pricing of Discretionary Accruals, *Journal of Accounting and Economics* 22: 249—282.

- [27] Wang, Ji Wei, 2002, Governance role of different types of state shareholders for China's listed companies, working paper.
- [28] Kun Wang, 2002, From government to corporation: largest shareholder's change and firm performance, working paper.
- [29] Watts R. L., 2002, Conservatism in Accounting, Working Paper, University of Rochester.
- [30] Watts R. L., and J. L. Zimmerman, 1986, Positive Accounting Theory, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

Ownership Property, Earnings Management and Corporate Performance

LIU Feng-wei WANG Hui

(Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: This paper investigates the relationship between ownership property, earnings management and corporate performance to cast light on previous researches which generally find firms controlled by the government have lower performance than firms controlled by legal-person shareholders. We suggest that firms controlled by legal-person shareholders have more earnings management. There is no significantly different operating cash flow between these two types of firms. Also we find firms controlled by legal-person shareholders have better performance than firms controlled by the government before earnings management controlled, but there is no significant difference after earnings management controlled. Furthermore, when corporate control rights transfer from the government to legal-person shareholders, earnings management increased too, though profit enhanced. There is no different earnings management in firms with negative profit controlled by government and legal-person shareholders, whereas the latter have more earnings management than the former in firms with positive profit.

Key Words: Ownership Property, Earnings Management, Corporate Performance

作者简介: 刘凤委 (1975-), 男(汉族), 黑龙江人, 上海财经大学大学博士研究生;

汪 辉 (1979-), 男(汉族), 安徽人, 上海财经大学大学博士研究生。