

独创性声明



本人声明所呈交的学位论文是本人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。据我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果，也不包含为获得 浙江大学 或其他教育机构的学位或证书而使用过的材料。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示谢意。

学位论文作者签名: 顾晨 签字日期: 2011 年 5月31 日

学位论文版权使用授权书

本学位论文作者完全了解 浙江大学 有关保留、使用学位论文的规定，有权保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅。本人授权 浙江大学 可以将学位论文的全部或部分内容编入有关数据库进行检索，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文。

(保密的学位论文在解密后适用本授权书)

学位论文作者签名: 顾晨

导师签名: 顾新敏

签字日期: 2011 年 5月31 日

签字日期: 2011 年 5月31 日

致谢

开始着手写这篇致谢意味着我的硕士毕业论文即将完成了，从开始的选题到最终完成经历了超过一年的时间。在论文完成之际，我并没有如释重负的喜悦，因为在完成论文的过程中发现许多有意义的问题，由于时间的问题未能深入进行探讨，在今后的工作和学习中我会持续关注该研究的最新动态。

我在浙江大学经济学院的学习生涯即将结束。研究生阶段的学习生活充满了值得回忆一生的点点滴滴。首先，要感谢我的导师钱彦敏老师，能得到您的指导和教诲是我学生生涯最大的收获之一。我在学习、出国、科研、论文和求职过程中的每一步都包含着钱老师的心血，老师对科研严谨的态度、渊博的专业知识和开阔的视野都令我获益终生。我一定牢记老师的谆谆教诲，在今后的工作和学习中用自身的努力和成绩回报您的教导之恩。

其次，我还要感谢浙江大学经济学院曾给予我指导和帮助的所有老师，他们的辛勤耕耘使得我在硕士期间有如此大的收获，在此我由衷感谢各位老师的无私奉献和努力付出。

在荷兰蒂尔堡大学为期一年的交流学习是一段美好的回忆，我不但收获了宝贵的知识阅历，也结交了一群可以信赖的好友。感谢浙江大学经济学院为我提供交流学习的机会，也感谢各位朋友们在异乡给予我的关怀和帮助。我和我的室友赖天行、刘雨果一起出国、学习、奋斗，写论文、找工作，建立了纯真的友谊，愿他们在各自的道路上顺利前行。

我在母校浙江大学度过了宝贵而美好的七年，认识了很多严谨的师长和聪颖的同学，由衷感谢母校对我的培养，毕业后我将牢记竺校长的教诲，发扬浙大人的光荣。

最后，感谢我的父母家人以及我的女友，你们用百般耐心和包容陪伴我一起经历了多年来我所有的欢笑感动和泪水苦涩，和我一起见证了这段无悔的青春。我会为了你们的幸福笑脸倾尽所有。

项晨

二零一一年三月

摘要

上市公司在财务信息披露过程中的盈余管理行为以及市场对盈余管理行为的反应是本文所关注的重点。学术界普遍认为盈余管理是对财务信息的人为操纵,进而扭曲了企业实际的经营发展情况和财务状况,研究发现投资者会通过提高企业融资成本的途径对潜在盈余操纵的企业进行惩罚。本文从中国资本市场上信息的质量和有效性角度出发,讨论上市公司的盈余管理行为以及投资者的反应。

本文选取中国资本市场上 968 家上市公司从 2001-2008 年的数据,采用修正 Jones 模型计算了中国上市公司的盈余管理程度,发现中国的上市公司在整体上存在一定程度的盈余管理行为。此外,本文运用事件研究的方法分析了投资者对盈余管理行为的反应,研究发现我国市场上的投资者在财务报告披露的时间区间内会对市场中的盈余管理的程度进行识别并做出逆向反应,并且这种逆向反应的程度随着时间窗口的扩大而增加。本文采用主成分分析法(PCA)综合简化了若干公司治理结构的变量,并研究了公司治理结构对盈余管理以及其市场反应的影响。实证结果表明合理的股权结构、独立的董事会、利益趋同的管理层和股东以及较强的市场监督能够有效抑制公司的盈余管理行为。而公司发展合理的股权结构、进行跨境上市、获得良好的审计意见则能够更好地帮助投资者识别盈余管理行为。

关键词: 盈余管理 市场反应 公司治理 事件研究 主成分分析法

Abstract

Studies found that earning management is obvious in Chinese market, especially during capital market events such as financing. As the largest emerging market, China has experienced over 30 years of prosperity and fast growth. The credibility and effectiveness of Chinese capital market is a problem arises with the stellar market performance. Our study aims the check the quality of financial information in Chinese market, as well as investors' reaction rendered by earning management.

A total sample of 968 firms or 7744 firm-years is used in the empirical study from 2001 to 2008. The empirical results support our hypothesis. That is, investors can discern and react toward earning management. Besides that, strong internal and external corporate governance mechanism can help limit the earning management behavior, moreover, it can also help investors better discern and react toward earning management. Such corporate governance mechanism includes healthy ownership structure, strong external control, independent board of directors, and rigorous market regulation.

Keyword: Earning management, Investors reaction, Corporate Governance , Event study, Principal component analysis

目 录

| | |
|------------------------------|----|
| 1. 引言 | 1 |
| 2. 国内外研究现状 | 3 |
| 2.1 国外研究现状 | 3 |
| 2.2 国内研究现状 | 5 |
| 2.3 论文的创新点 | 6 |
| 3. 基本研究指标与方法 | 8 |
| 3.1 盈余管理计量方法 | 8 |
| 3.2 市场反应的测度方法 | 11 |
| 3.3 公司治理结构的度量 | 11 |
| 3.4 样本的选取与数据说明 | 12 |
| 4. 实证分析及结果 | 13 |
| 4.1 盈余管理度量指标的计量 | 13 |
| 4.2 市场对盈余管理的反应 | 15 |
| 4.3 公司治理结构对盈余管理的影响 | 20 |
| 4.3.1 主成分分析 | 20 |
| 4.3.2 公司治理结构对盈余管理的抑制 | 24 |
| 4.3.3 公司治理对盈余管理市场反应的影响 | 25 |
| 5. 稳健性检验 | 28 |
| 5.1 盈余管理的市场反应稳健性检验 | 28 |
| 5.2 公司治理结构与盈余管理的稳健性检验 | 29 |
| 5.2.1 公司治理对盈余管理的影响 | 29 |
| 5.2.2 公司治理对盈余管理市场反应的影响 | 30 |
| 6. 结论 | 32 |
| 6.1 实证研究总结 | 32 |
| 6.2 研究局限性及改进方向 | 32 |

1. 引言

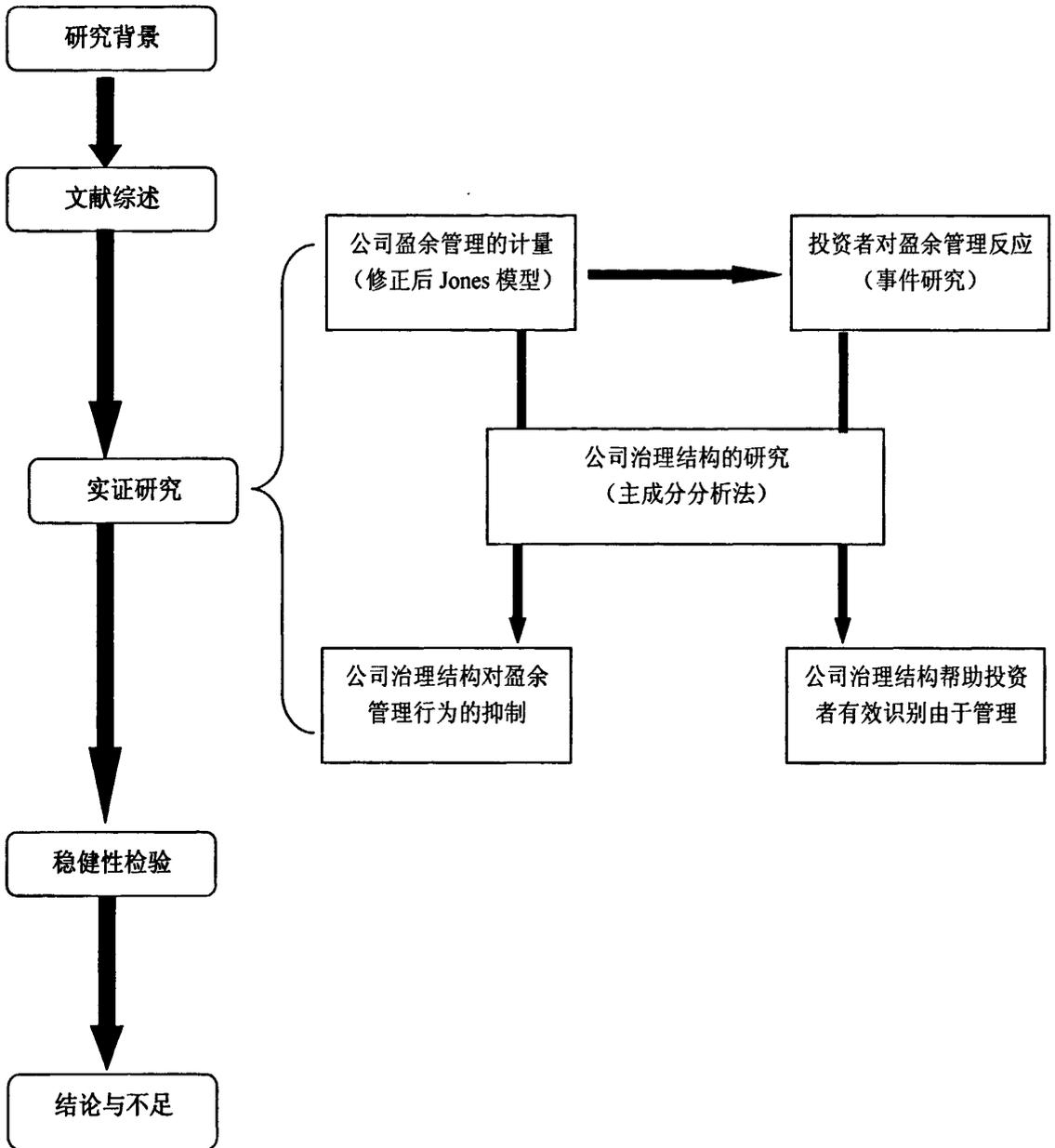
中国因为过去三十年高速的主体经济发展而成为了新兴国家中的超级大国。伴随着经济的高速发展,中国的股市近年来也经历了飞速的成长。中国市场为全世界的投资者提供了分散风险和夸张投资的有效投资渠道。本文将研究中国市场中财务报告的质量以及其影响。

中国公司财务报告的可信度对于市场中资本的有效分配起到了举足轻重的作用。尽管中国现行的会计准则被认为非常接近北美的会计准则,但是会计数据的质量却大大低于发达国家。这种差异可能源自不同法制体系,法治环境,以及推行会计准则的力度。在这种状况下,国际投资者需要了解中国公司的财务报告所含信息质量低于发达国家。

本文着重研究中国公司按要求披露的财务报告的质量,因为财务报告或许是投资者最为依赖的信息来源。对于盈余管理程度不同的公司,本文还将研究投资者对其盈余管理行为的反应。在本文对盈余质量的研究中,公司治理结构也被认为是影响公司盈余管理与投资者反应的重要因素。本文希望本文为投资者和法规制定机构提供有效的信息,以更好地理解财务信息。

盈余管理在过去二十年是美国学术界对财务实证研究中占据重要地位。盈余管理的指公司管理层在会计报表或者相应交易中运用主观判断。中国资本市场与中国主体经济一起经历了飞速的发展,同时盈余管理行为也成为了学者、投资者和监管者的注意。已有的实证研究已经发现了中国市场中盈余管理的行为确实存在。除此之外的问题需要用实证分析进一步研究,包括投资者是否能够识别盈余管理行为以及公司特征能否影响盈余管理。

本文首先将界定盈余管理的内涵和外延,并分析盈余管理在中国市场的存在性。其次,本文将检测投资者对盈余管理行为的反应。第三步,本文将分析在盈余管理过程中,公司特征能够对投资者的反应形成影响。最后,本文将提出结论和进一步研究的建议。本文的行文结构如下:



2. 国内外研究现状

2.1 国外研究现状

Healy 等 (1998) 定义盈余管理为“公司管理层在财务报告采用主管判断或者改变相关交易结构。其目的是调整财务报告以对利益相关方产生误导,或改变合约结果。”公司管理层的主管判断在财务报告中非常常见,经理人也会采用会计技巧对利润进行正向或负向的调整,只有严重的盈余管理才被视作欺诈行为。早期关于盈余管理的文献始于二十世纪六十年代,这些研究主要集中在资本市场,其理论基础是机械假设:股价和盈余之间有的关系是存机械的。在这种假设之下,投资者做出的投资决定安全取决于财务报告的账面价值,所以投资者极易被错误的财务信息所误导,因为被用作预测股价的账面价值和股价之间的实际联系是机械而不可知的(Ball (1972), Kaplan, Roll(1972))。对财务报告进行正向的收益调整会带来正的异常收益,而对财务报告进行负向的调整则会带来负向的异常收益,这样的逻辑并没有考虑到财务调整对现金流现值的影响(Ball, Brown (1968))。

从二十世纪九十年代开始,研究的重心转移到了盈余管理潜在的原因上。Dechow 和 Skinner (2000) 通过对四类盈余管理的研究,将盈余管理的潜在动机划分为了三个大类:(1) 资本市场动机;(2) 合约动机;以及(3) 规避监管的动机。资本市场动机指公司管理层在一系列资本市场活动过程中进行的盈余管理行为。Perry 和 Williams (1994) 发现异常应计利润(盈余管理的代理变量)在管理层收购之前显著为负。Teoh 等 (1998a) 发现公司在增发之前会呈现显著为正的异常盈余。同时研究也发现在 IPO 和股权融资收购过程中公司进行盈余管理的证据((Teoh 等 (1998b)) 和(Erickson, Wang (1998))。除此之外,公司的财务数据还被用来规范公司与利益相关方合约的履行。所以管理层有动机改变财务数据以达到合约中的相关规定。DeFond 和 Jiambalvo (1994) 发现有借款协议的公司会进行盈余管理以避免潜在的违反协议的损失。同时,公司高层薪酬合约也是导致盈余管理的动机之一。Holthausen, Larker, 和 Sloan (1995) 发现设有奖金上限的公司达到奖金上限时会调低收益。然而过往的研究并没有发现

为了薪酬合约动机进行盈余管理的直接证据。此外,一些行业的监管往往与公司财务数据挂钩,如银行业的资本充足率要求,以及保险业的最低财务指标要求。Scholes, Wilson, 和 Wolfson (1990) 发现银行在临近最低资本充足率要求时会调高贷款损失准备金,调低贷款坏账勾销。但是,在规避监管动机的盈余管理研究中,学者也没有发现直接的证据。之前的研究发现公司在进行重要的资本市场操作之前进行盈余管理,这些事件包括了管理层收购 (Perry, Williams (1994)), IPO (Teoh, Welch, Wong (1998a)), SEO (Shivakumar (2000)), 以及股权收购 (Louis (2004))。在盈余管理程度方面的研究中,Teoh 等 (1998a) 发现在 IPO 过程中,若用异常应计项目度量盈余管理时,盈余管理的程度大约为总资产的 4%。Erickson 和 Wang (1998) 发现在股权收购中异常应计利润占总资产的 2%左右。Shivakumar (2000) 发现了在 SEO 之前以单位异常盈余的增加会导致 SEO 之后净利润下降 8%。

相关文献对于财务报告数据与资本市场的反应进行了研究。两者可能的联系之一在于实际和预期盈余之差,或者叫意外盈余。Soffer, Thiagarajan 和 Walther (2000) 发现在控制了盈余数据公布之前以及公布日的信息之后,有正的意外盈余的公司往往在这段时期内有正的市场异常回报。Beyer (2007) 也发现了管理层为了减小管理层预测误差而在盈余数据公布日前后进行盈余管理。公司现金流越不稳定,则管理层进行盈余管理的动机越强烈。在控制披露的盈余和意外盈余的大小之后发现若出现正的意外盈余,则公司在盈余公布日的股价会更高。其余的研究集中在盈余管理对市场表现的影响程度。很多学者发现了长期而言,股市异常收益与盈余管理程度呈现负的相关关系 (Sloan (1996) 以及 Xie (2001)), 此外,在一系列公司重大事件之后的长期股市表现与事件之前的盈余管理相关。(Teoh 等 (1998a, 1998b) 以及 Louis (2004))。以上的所有研究都发现了市场对盈余管理的反应,证实了投资者对盈余管理行为的识别。但是也有一部分研究持有相反的观点,例如, Balsam 等 (2002) 发现一般的投资者和技巧丰富的投资者 (以机构持股比例作为代理变量) 都不能识别在盈利数据公布日前后的盈余管理行为。其他研究则发现在重大公司事件前后,投资者无法完全识别由于盈余管理造成的股价波动。(Teoh 等 (1998a 和 1998b))。Louis (2004) 则指出,只要投资者没有办法完全看穿管理层的行为,事件前期的盈余管理行为

很可能导致事件之后的异常盈余,说明投资者无法识别盈余管理行为。

2.2 国内研究现状

国内学者认为,在一个有效的资本市场里,盈余信息具有信息含量。好的盈余信息可有效推动提高企业股价和交易数量(刘士德,2006)。黄莲琴(2003)认为从一个足够长的时段来看,盈余管理并不增加或减少企业实际的盈余,但会改变企业实际的盈余在不同会计期间的反映和分布。从某种意义上说,盈余管理是一种“合法”的利润操纵行为,在某些方面还存在着正面效应,但它是有前提条件的,即管理者必须不刻意损害相关利益集团的利益。

关于中国与欧美盈余管理动机的差异,许多学者认为中国的国有企业(SOE)的经理层操纵盈余的动机和美国同行可能存在差异,因为中国的经理层一般不持有公司的股票或者股权激励。而操纵盈余以获得上市机会带来经理地位的提高是操作盈余的种种非金钱目的之一。国内学者普遍认为,配股政策是诱发我国上市公司盈余管理行为的直接原因。陈小悦等(2000)发现上市公司为了达到“配股生命线”而操纵了报告盈余。孙铮等(1999)通过检验盈余分布状况发现上市公司为了获得配股权而通过盈余管理将ROE维持在略高于6—10%狭窄区间的证据。这些研究证明了配股过程中盈余管理的存在。顾振伟等(2008)也认为与配股增发过程中盈余操纵出现的“保六”、“保十”现象,而且为了避免被“ST”(special treatment)或者摘牌,也存盈余操纵来“保零现象”。

在盈余管理的实证研究方面,谢润邦等(2007)用Fama-French三阶段模型研究了股票增发配股过程中的盈余管理行为。研究结果表明了中国上市公司为了达到不断变化的配股要求而进行盈余管理。陆正飞等(2006)同样采用Teoh、Welch和Wong(1998)的方法,证明了配股前三年的利润和操纵性应计明显上升,而且操纵程度越高,配股后业绩回落越大。作者更进一步研究了配股后的盈余管理行为,发现了有后续配股计划的公司操纵性应计利润不会反转,而无后续配股计划的公司则会发生反转。然而两类公司的(以现金流计算的)真是业绩都出现了下降,表明真实业绩出现了滑坡。张祥建等(2006)通过对盈余操纵程度进行分组取均值对比以及多元回归的方式都证明了公司的盈余管理程度和股票长期收益率之间存在负相关。这些结构都表明了上市公司配股融资过程中的盈余管理

严重影响了投资者对企业未来盈利能力的判断及其投资决策,从而导致了大股东对小股东财富的掠夺。干胜道等(2006)在对2004年微利公司的所得税税率进行统计发现,有一半的微利公司所得税负担小于33%。一旦这些上市公司所得税为33%,就会由微利转为微亏。税收优惠是其扭亏为盈的法宝之一,且税收优惠比直接补贴具有更强的隐蔽性。由此可见,政治动机也是盈余管理的动机之一。张昕等(2007)发现上市公司为了避免年度亏损,通常会选择在第四季度进行盈余管理,使全年微亏公司占亏损公司的比例显著下降,全年巨亏的公司占亏损公司的比例显著上升。

在如何抑制盈余管理方面,国内学者也有相关研究。张祥建等(2006)发现的第一大股东持股比例与盈余管理程度之间显著的倒u型关系:当第一大股东持股比例低于53.20%时,盈余管理程度与第一大股东持股比例表现出正相关关系,而当这一比例超过53.20%时,因为大股东掠夺行为产生的边际收益发生逆转,与小股东在某种程度上表现出利益趋同效应,大股东开始更多地关注上市公司的健康发展、声誉效应和价值最大化。中国上市公司中,公司的所有制类型与公司的行为有着显著地相关关系,在考虑盈余管理的问题中也不能忽视所有制类型的影响。Yuan等(2004)通过实证发现中国国有上市公司的盈余受大股东股权集中度的影响,而私营上市公司则不存在这种情况:对于私营企业,大股东的股权集中度对于可操纵盈余并没有解释能力。孙亮等(2008)利用调整的界面Jones模型分析了不同类型的上市公司的盈余管理差异。也发现民营上市公司的盈余管理程度显著高于国有上市公司。Chen等(2005)运用logit模型检验了审计意见和盈余管理的关系,发现当公司的ROE处于(0, 1%)区间或者(-8, 10%)区间时,得到保留意见的几率增加,注册会计师认为违规现象在微利或巨亏的公司中普遍存在。原红旗等(2004)对提出配股申请的上市公司盈余管理行为进行了研究,发现申请是否被监管机构(批准与申请前盈余管理指标负相关;被批准的公司其后来的业绩表现要好于没有被批准的公司,说明监管机构在一定程度上识别盈余管理。

2.3 论文的创新点

投资者对盈余管理行为的识别反应以及其影响因素是盈余管理研究的重要

组成,若投资者能够通过公开市场交易的方式对盈余管理行为进行惩罚,那么这种行为会在一定程度上抑制盈余管理行为。从国外之前的研究来看,有的文章认为投资者可以识别盈余管理行为并做出逆向反应,因为成熟的投资者在有效市场中能够迅速对市场信息做出判断,另一种理论则认为市场上无经验投资者占据了多数,而盈余管理的行为具有一定的隐蔽性,所以投资者无法从财务报告中识别盈余管理,故无法做出反应。由这些研究看来,投资者是否能够识别盈余管理以及其市场反应依然是有意义的研究问题。尤其在中国这个被认为缺乏效率的市场来看,这样的研究尤为有意义。

学界在研究投资者对盈余管理的反应主要采用会计研究法和事件研究法,前者依靠对重要财务指标和比率的判断而确定公司经营状况的改变,该方法对具体行业 and 企业的财务特点依赖性较大,无法进行大规模的定量分析。所以在本文中,运用事件研究的方法来探讨投资者对盈余管理的市场反应。同时,本文依据 Baber (2006) 提出的投资者分析过程理论,对不同时间窗口的盈余管理市场反应进行研究,试图发现市场反应在时间上的变化规律。

本文进一步研究了公司治理结构等因素对盈余管理及其市场反应的影响。在分析公司治理结构的各种机制过程中依据降维的思想采用了主成分分析法 (Principal Components Analysis), 在损失较少数据信息的基础上将众多公司治理的指标简化为少数几个有代表意义的综合指标。不但简化了问题的分析过程,避免了潜在的多重共线性问题,同时也使得研究的结果更加容易解释。

3. 基本研究指标与方法

3.1 盈余管理计量方法

盈余管理计量方法主要包括总计项目分离法、具体项目法和分布检测法。应计利润分离法,是通过回归模型将利润分离为非操控性应计利润和操控性应计利润,并通过操控性应计利润来衡量盈余管理的大小和程度。应计利润是指那些不直接形成当期现金流入或流出,但按照权责发生制和配比原则应计入当期损益的那些收入或费用(或净资产的增加或减少部分),比如折旧费用、摊销费用、应收账款增加额等等。根据应计利润的易操纵程度,可以将利润区分为操纵性应计利润和非操纵性应计利润。

一直以来,盈余管理的度量问题都难以达成一致,因为学术界对于高质量盈余的组成说法不一。常见度量盈余管理的方法有三种:(1)第一种方法通过直接检验特定的账目来估计公司是否进行盈余管理。这种方法通常以全面理解会计条目为基础,当某一财务指标或比率占盈余质量主导地位的时候,该方法比较可行¹。(2)第二种方法采用检测盈余的分布来判断盈余管理。当在某种显著性水平下出现盈余的非连续性分布时,可以认为存在盈余管理行为²。(3)第三种方法是应计利润法。公司的经理人来自两个部分,现金流和对现金的人为调整(应计项目)。前者比较难以操纵,所以盈余管理主要集中在后者。Healy (1985)首次采用应计利润作为盈余管理的度量指标。他定义总应计利润(TA)为净利润和(NI)经营性现金流量(CFO)之差,并将总应计利润区分为不可操纵性应计利润(正常应计利润)和可操纵性应计利润(异常应计利润)。前者一般随着经营状况而波动,管理层可以操纵的应计利润为后者。所以可操纵性应计利润可以度量盈余管理的程度。

$$TA = NI - CFO$$

$$TA = NDA + DA$$

其中 TA 是总应计利润, NI 净收入(或净利润), CFO 净经营性现金流量, DA

¹ 如银行中的不良贷款拨备以及保险业中的赔偿金准备。

² Burgstahler 和 Dichev (1997)采用分布图和统计描述的方法检验了公司是否对盈利或亏损进行操纵。

是可操纵性应计利润, NDA 不可操纵性应计利润。

前两种方法无法测度出盈余管理的程度和大小。所以第三种方法在国内外文文献中普遍被采用。该模型实质上检测操纵性应计利润是否显著为零。操纵性应计利润显著异于零说明了盈余管理行为确实存在, 而操纵性应计利润显著大于代表正向的盈余管理, 操纵性应计利润显著小于零表明了负向的盈余管理。本文可以从年报中得出经营性现金流和净利润, 从而得出总应计利润(两者之差), 所以操纵性应计利润(DA)小取决于如何定义正常应计利润(NDA)。

本文按照以往的研究将应计利润作为盈余管理的度量。因为盈利中的应计利润成分更加依赖财务人员的预期, 所以也更易操纵。应计利润的灵活性使得它成为考量盈余管理的有效工具, 这种方法在研究中普遍采用。很多研究试图将应计利润中的非操纵性部分和操纵性成分分离出来。包括了DeAngelo 模型(1986), Healy模型(1985), Jones 模型(1991), 修正 Jones 模型(Dechow, Sloan和Sweeny (1995)) 以及其他模型, 以下是最常见的一些模型,

(1) Healy (1985) 模型

$$NDA_t = 1/n \sum_i (TA_i / A_{t-1})$$

NDA_t 是经过第 $t-1$ 期期末总资产调整后的第 t 年的非操控性应计利润; A_{t-1} 是第 $t-1$ 期期末总资产; TA_t 是第 t 期的总应计利润。该模型认为一个公司的非操纵性应计利润在某一特定时期内保持不变, 所以操纵性应计利润在估计期内服从随机分布。从长期而言, 操纵性应计利润之和应该为零。

(2) DeAngelo (1986) 模型

$$NDA_t = TA_{t-1} / A_{t-2}$$

其中 NDA_t 是经过第 $t-1$ 期期末总资产调整后的第 t 年的非操控性应计利润; A_{t-2} 是第 $t-2$ 期期末总资产; TA_{t-1} 是第 $t-1$ 期的总应计利润。

(3) Jones (1991) 模型

$$NDA_t = \alpha(1/A_{t-1}) + \beta(\Delta REV_t / A_{t-1}) + \delta(PPE_t / A_{t-1})$$

NDA_t 是经过第 $t-1$ 期期末总资产调整后的第 t 年的非操控性应计利润, A_{t-1} 是第 $t-1$ 期期末总资产, ΔREV_t 是第 t 期收入和第 $t-1$ 期收入的差额, PPE_t 是第 t 期期末固定资产价值, α 、 β 、 δ 是通过OLS回归取得的特征参数:

$$TA_t/A_{t-1} = a(1/A_{t-1}) + b_t(\Delta REV_t/A_{t-1}) + c(PPE_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t$$

其中 TA_t 是第 t 期的总应计利润, A_{t-1} 是第 $t-1$ 期期末总资产; ΔREV_t 是第 t 期营业收入和第 $t-1$ 期收入的差额; PPE_t 是第 t 期期末固定资产价值。

(4) 修正的Jones模型。

$$NDA_t = \alpha(1/A_{t-1}) + \beta[(\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}] + \delta(PPE_t/A_{t-1})$$

NDA_t 是经第 $t-1$ 期期末总资产调整后的第 t 年的非操控性应计利润; A_{t-1} 是第 $t-1$ 期期末总资产; ΔREV_t 是第 t 期收入和第 $t-1$ 期营业收入的差额; ΔREC_t 是第 t 期净应收款项和第 $t-1$ 期净应收款项的差额; PPE_t 是第 t 期期末固定资产价值。

(5) 行业模型 (Dechow, Sloan & Sweeney, 1995)

$$NDA_t = \alpha + \beta \text{median}_j(TA_t/A_{t-1})$$

其中 A_{t-1} 是第 $t-1$ 期期末总资产; TA_t 是第 t 期的总应计利润; $\text{median}_j(TA_t/A_{t-1})$ 是同行业中非样本公司经过第 $t-1$ 期总资产调整的第 t 期应计利润的年均中值。

(6) 截面Jones模型 (DeFond & Jiambalvo, 1994) 采用截面模型的方法对数据估计参数, 而不是用时间序列数据估计, 与基本的Johns模型相似。

(7) 截面修正的Jones模型也是采用考察期的数据估计参数, 与修正的Jones模型相似。

(8) 业绩控制模型 (Kothari, Leone & Wasley, 2005)

$$NDA_t = \alpha(1/A_{t-1}) + \beta(\Delta REV_t/A_{t-1}) + \delta(PPE_t/A_{t-1}) + \gamma(ROA_t)$$

NDA_t 是经过第 $t-1$ 期期末总资产调整后的第 t 年的非操控性应计利润; A_{t-1} 是公司第 $t-1$ 期期末总资产; ΔREV_t 是第 t 期收入和第 $t-1$ 期营业收入的差额; PPE_t 是第 t 期期末固定资产价值; ROA_t 是第 t 期的资产收益率, 在Tucker & Zarowin (2006)的文献中这种方法被用于计量非操控性应计利润。

Thomas 等(2000)对比了以上的模型发现采用截面数据(行业而非公司)回归的 Jones 模型具有较高的解释能力。Sloan 等(1995)也对比了不同的估计模型并发现修正 Jones 模型具有最高的解释能力。他们发现当非操纵性应计利润与经营性现金流负相关时, 普通 Jones 模型无法区分操纵性应计利润与非操纵性应计利润。基于以上分析, 本文将采用截面修正的 Jones 模型来计量操纵性应计利

润。

3.2 市场反应的测度方法

学者研究市场反应主要采用两种方式：会计研究法和事件研究法。会计研究法依靠对重要财务指标和比率的判断而确定公司经营状况的改变，即对事件前后公司的运营状况进行分析从而得出市场的反应。事件研究主要通过计算累计超额收益 (CAR) 或者平均超额收益 (AAR)，以之作为市场反应的代理变量。如果事件含有信息量并且该信息释放到市场中，那么在事件期内累计超额收益就会有明显的变化。如果市场对该信息的反应是无偏的，那么累计超额收益在一定时期后会保持在一定的数值上。

本文的研究采用了平均累计超额收益 (CAAR) 测算市场对盈余管理的反应。其中关键的步骤就是确定基准模型。超额收益 (AR) 可以定义为实际收益 (R) 和基准收益 (NR) 之差，

$$AR_{it} = R_{it} - NR_{it}$$

本文中本文采用市场模型来计算基准收益：

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it}$$

R_{it} 和 R_{mt} 事件期内是 i 公司和整个市场的收益。超额收益的定义就是以下模型的残差或者估计误差：

$$NR = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}$$

$\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\beta}$ 是 OLS 回归的回归系数。

平均累计超额收益 (CAAR) 是市场反应的代理变量，由以下公式给出，

$$CAAR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^M AR_{it}$$

3.3 公司治理结构的度量

由于公司治理结构的复杂特性。学术界并没有统一的度量治理结构的指标。

许多研究采用单一的指标或者复合系数来建造一个公司治理指数³以衡量公司的治理质量。Larcker 等(2007) 质疑这种方法并不能充分体现公司治理结构的多样性, 这样的单一指标带来的后果是估计模型的不一致性并且估计误差巨大, 此外, 单一的指标也不能直观解释。主成分分析法似乎是度量公司治理结构的有效方法, 因为其能够在不损失信息的基础上将相关程度较高的治理结构变量整合, 从而减少了变量的维度, 为解释结果提供了便利。

本文在分析公司治理结构的各种机制过程中依据降维的思想采用了主成分分析法 (Principal Components Analysis), 在因子过程的提取中, 主成分因子所包含的原始信息由单位根表示。判断主成分个数的方法一般有两种, 第一种方法是常识判断, 选取单位根至少等于一得主成分, 该方法又称为莱顿单位根法则, 即选取的主成分至少比单一变量包含的信息要多。另一种方法则是看主成分的累积方差解释能力之和, 一般要求所选取的主成分需要累积解释 60% 以上的原始信息。此外, 为了使得各主成分因子的典型代表量更加突出, 本文对原始因子载荷进行了方差极大正交旋转的操作, 使得因子载荷的平方按列向 0 和 1 两极转化, 以达到结构简化、排除噪声干扰的作用。

3.4 样本的选取与数据说明

本文所有关于中国市场在上海证券交易所和深证证券交易所上市的公司数据都来自于 CSMAR 数据库, 时间跨度从 2001 年至 2008 年。数据包括了: 财务报告公布日期, 每个公司财务报告完整数据, 审计师意见以及审计费用, 公司治理数据, 全市场日均收益率, 个股日均收益率, 无风险利率, 各公司年报的公布日期, 公司的行业和交易信息。

最初的样本包含了 1264 家上市公司从 2001 年至 2008 年的年报数据。为了减少分割市场的影响, 本文删除了 B 股数据以及金融企业⁴和前后 1% 的极端数值。调整后的样本容量为 938 家公司, 7504 个公司年。这些样本的行业分布如下, 工业 (57.53%), 公共事业 (7.06%), 服务业 (9.63%) 以及房地产业 (5.25%)。样本的统计性描述详见附录表 8.6 以及表 8.7。

³ Gompers 等(2003) 采用 G-打分的方法将众多公司治理数据简化为单一指数

⁴ 对于金融机构而言, (1) 他们盈余管理的动机与普通公司不同, 主要为了符合监管的要求 (2) 他们盈余管理的操作与普通公司也存在差异, 例如卖出贷款或者资产证券化, 所以传统的盈余管理测度方法对金融机构无效。(3) 金融机构财务报表的结构与一般公司有异。

4. 实证分析及结果

4.1 盈余管理度量指标的计量

基于第三章第一部分的讨论, 应计利润法是度量盈余管理有效的方式。在众多区分操纵性应计利润与非操纵性应计利润的计量模型中, 修正 Jones 模型有最高的解释能力和更好的预测能力 (Thomas 等 (2003))。所以本文将采用修正 Jones 模型作为盈余管理的代理变量。

尽管实证研究发现了修正 Jones 模型有较高的解释能力, 对操纵性应计利润和非操纵性应计利润的区分依然因为不完备而受到质疑。Larcker 和 Richardson (2004) 采用了一种更加现金的方式解决了区分两种应计利润的问题。他们的模型相较普通的截面修正 Jones 模型更有解释力。此外, 该模型还能识别出与未来现金流及股价收益负相关的操纵性应计利润。和普通的修正 Jones 模型 (模型 1.11) 所不同的是, 改进后的模型以收入变量和总固定资产为自变量对总应计利润进行回归⁵。该模型还进一步增加了两个新的变量以改进模型的预测能力, 这两个新的变量是账面价值对市值比率 (BM, 作为未来成长性的代理变量) 和经营性现金流量 (CFO)⁶。改进后的模型如下:

$$TA = \alpha + \beta_1(\Delta Sales - \Delta Rec) + \beta_2 PPE + \beta_3 BM + \beta_4 CFO + \varepsilon$$

TA (总应计利润) 等于净利润和经营性现金流量之差, $\Delta Sales$ 是本年度相比上年度销售收入的变化, ΔREC 是年末比年初应收账款的变化额, PPE 是年末固定资产总值。所有的变量都除以总资产进行标准化处理。回归模型的残差值就是本文需要的盈余管理的度量-操纵性应计利润 (DA)。

本文首先将所有的公司划分到五个行业中去, 分别是房地产、工业、公共事业、服务业以及集团公司。之后对每个行业每一年的截面数据进行回归, 由于本文有五个行业共八年的数据, 所以一共有 40 个回归。回归的系数以及相关检验参见附录表 8.1 到表 8.5。

⁵控制销售收入的可以考量营运资金的变化, 而控制固定资产则基于日常折旧的考虑。

⁶盈余管理的动机与今后增长的可能性以及目前经营状况相关。在 Jones 模型中增加了这两个变量 (BM 和 CFO) 可以更充分地测算总应计利润的变动。

从回归的结果来看,公共事业、服务业和地产业的回归具有较高的解释能力。本文观察到 (1) 该模型可以解释各个行业中截面数据的变异。(2) 不同行业的公司在应计利润的结构上有着明显的差异,造成了不同行业模型解释能力的差异。此外本文还注意到了超过70%的回归系数T检验在10%的水平上显著,证明所选取的解释变量的有效性。与之前假设相一致的是,本文发现对($\Delta Sales - \Delta REC$)的回归系数大多显著为正,而PPE, BM 和 CFO的回归系数显著为负。表明了应计利润会随着销售收入的提高、企业成长性(用BM比率的倒数测度)的增加而增加,且随着资本集中度(PPE)和产生现金能力(CFO)而减小。

根据模型(3.14)⁷,所有回归的残差就是本文需要得到的操纵性应计利润(DA),即本文对盈余管理的度量。表4.1给出了操纵性应计利润的统计性描述

表 4.1 操纵性应计利润 (DA) 的统计性描述

| | 均值 | T-Value for 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----|------|-------------------|------|-------|------|
| DA | 0.00 | 0.00 | 0.21 | -5.83 | 4.77 |
| DA | 0.09 | 37.86 | 0.20 | 0.00 | 5.83 |

从表3.3中可见,本文对经过删选的7504个公司年度数据进行回归,得到了操纵性应计利润的估计值,操纵性应计利润的均值为零并且T检验不显著。由于本文用最小二乘法回归,所以得到均值为零的残差符合模型的设计。

早期对盈余管理的研究由于围绕重大事件周期展开,所以这些研究设定了盈余管理的方向(增加收益的盈余管理或者减少收益的盈余管理)⁸。许多近期的研究与这种假设不同,它们假设大多数公司都会或多或少地进行盈余管理,所以从总体来说,盈余管理的方向是不唯一的⁹。本文的结果适用于第二种假设:(1) 本文研究了年度财务报告过程中的盈余管理,在此过程中公司为了不同的目的在不同的时期进行增加收益的盈余管理或减少收益的盈余管理。所以盈余管理的程

⁷ $TA = \alpha + \beta_1(\Delta Sales - \Delta Rec) + \beta_2 PPE + \beta_3 BM + \beta_4 CFO + \varepsilon$

⁸即方向性盈余管理假设,该假设认为盈余管理的要么增加盈余,要么减少盈余,所以应该用操纵性应计利润的数值表示盈余管理。

⁹即非方向性盈余管理假设,认为盈余管理在不同的阶段既可增加盈余,有可以减少盈余,所以应该采用操纵性应计利润的绝对值表示盈余管理。

度（以操纵性应计利润的绝对值衡量）却大于零。(2)本文样本回归了968家公司在8年内的数据，求均值时不同公司增加收益的盈余管理和减少收益的盈余管理会相互抵消，所以操纵性应计利润的均值很可能接近零。因为在采用何种操纵性应计利润来代表盈余管理的问题上没有达成共识，所以本文将在之后的研究中采用全部两种度量标准：操纵性应计利润（测算盈余管理的方向）及其绝对值（测算盈余管理的程度）。

本章的研究采用了改进的Jones模型回归得到了操纵性应计利润指标。本文的结果和非方向性盈余管理假设一直，平均的盈余管理程度是总资产的约9%，换言之，上市公司经常参与到增加收益的盈余管理或减少收益的盈余管理中，而且盈余管理的程度也相对较大。下一步的研究将探讨在中国市场中，投资者是否能够发现盈余管理并做出反应，以考察市场是否能通过有效的反应从而合理配置资源。

4.2 市场对盈余管理的反应

本文分析投资者在了解了全部财务报告信息之后能否对盈余管理做出反应。本文选取事件期前的200天作为估计期，估计窗口为(-230, -31)，并根据CAPM模型来估计每个公司的市场风险因子 β_i 。对于异常盈余的估计而言，本文更加关注投资者对盈余管理的发现过程，所以采用了平均超额累积收益来测算一个时期内（而非某个时间点）的异常收益情况。该事件期的跨度为三十一天，本文将测算从时间窗口(-1, +1)到时间窗口(-1, +30)的过程中市场的反应。时间窗口越大，越多的投资者可以深入理解分析财务报告，并发现盈余管理的迹象。

本文之所以采用财务报告公布日为零时间点，因为在本文的研究中，投资者必须得到完整的财务报告才能分析会计数据的真实性，区分盈余管理。(Baber等, 2006)。尽管主要的财务信息在财务报告公布之前就已经披露，但投资者只有得到完整的财报才能对操纵性应计利润和非操纵性应计利润进行区分。通过模型(4.6)进行事件研究得出的平均超额累积收益可见下图，

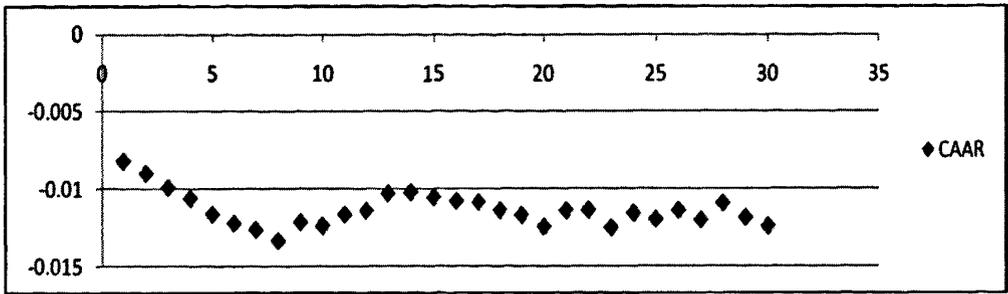


图 4.1 CAAR (-1, 1) 到 CAAR (-1, 30) , 所有公司

所有公司的全部平均超额累积收益为很小的负值, 在公布日十天之后相对稳定。十天之后稳定的CAAR表示市场从之后对信息没有新的反应, 所以没有新的超额收益的增加或减少, 所有对信息的反应均被市场所吸收, 这样的结论与长期而言全部市场信息被充分反应的观点一致。

为了进一步检验盈余管理对市场的影响, 本文依据操纵性应计利润的大小将总的样本分为了八个分样本。第一个分样本(0, 12.5%)有最小的操纵性应计利润值, 第八个分样本(87.5%, 100%)有最大的操纵性应计利润值, 其他分样本依此类推, 本文得出了以下的CAAR分布,

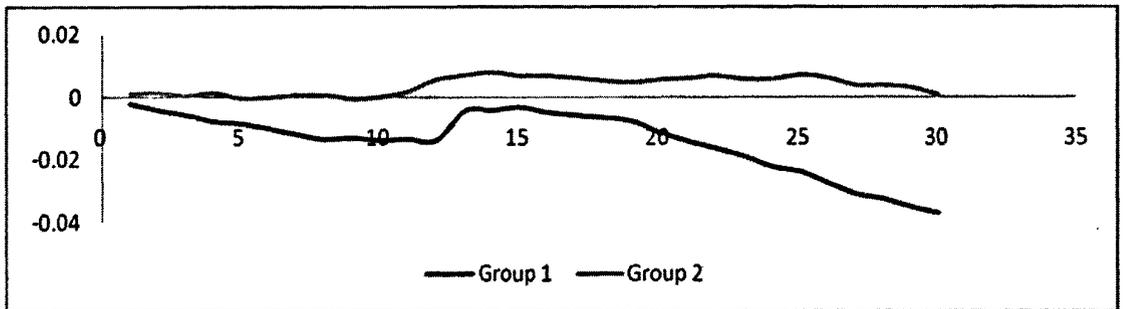


图 4.2 第一分样本(0, 12.5%) 和 第二分样本(12.5%, 25%)的 CAAR

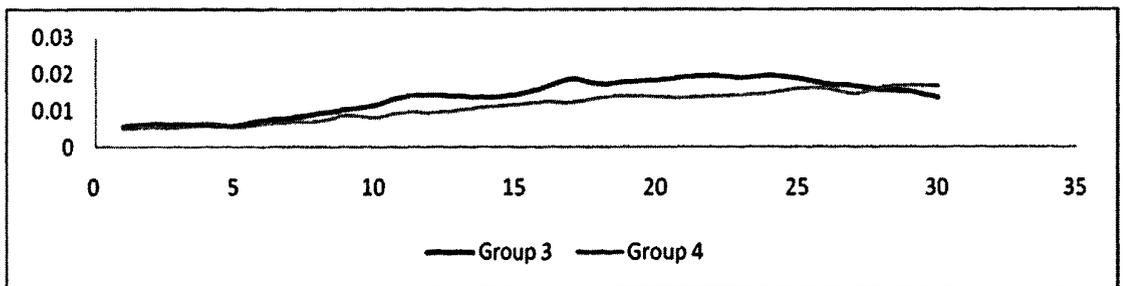


图 4.3 第三分样本(25%, 37.5%) 和 第四分样本(37.5%, 50%)的 CAAR

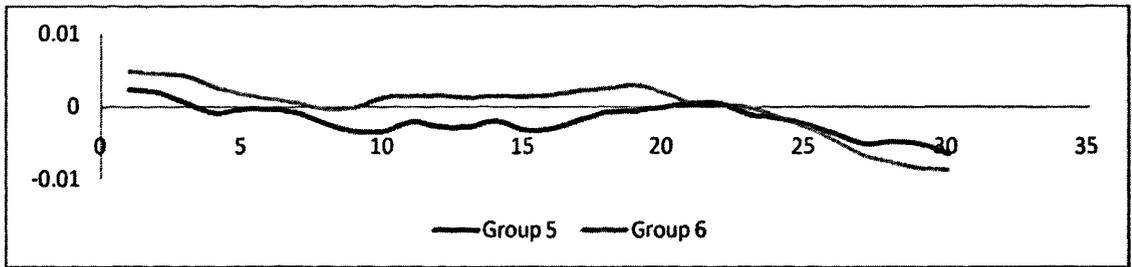


图 4.4 第五分样本 (50%, 62.5%) 和第六分样本 (62.5%, 75%) 的 CAAR

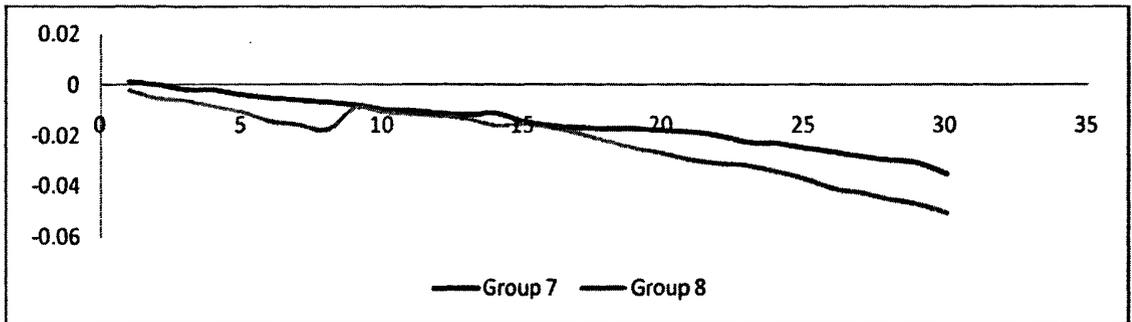


图 4.5 第七分样本 (75%, 87.5%) 和第八分样本 (87.5%, 100%) 的 CAAR

八个分样本的CAAR的分布显著不同，其中第一组、第七组和第八组的CAAR在事件日之后显著下降。这三组样本的相似之处在于他们操纵性应计利润的绝对值都很高。所以这样的结果和本文的原假设相一致。首先，投资者可以对盈余管理做出反应。有高盈余管理程度的公司在公布财务数据之后会经历市场收益的下降。其次，时间窗口越大，CAAR的下降会越明显，因为更多的投资者会识别潜在的盈余管理并随着时间的推移对此做出反应。此外，相邻两组之间CAAR分布的类似程度也印证了盈余管理和市场反应之间存在相关关系。为了进一步验证这种相关关系，本文计算了CAAR和操纵性应计利润的相关系数，

表4.2 CARs 和操纵性应计利润(DA)的相关系数

| CAAR 时间窗 | (-1, 1) | (-1, 5) | (-1, 10) | (-1, 15) | (-1, 20) | (-1, 25) | (-1, 30) |
|----------|---------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 相关系数 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.01 | 0.01 | 0.02 | 0.02 |
| T 检验 | -1.88 | -1.8 | -1.93 | -1.12 | -1.17 | -1.57 | -1.4 |

表4.3 CARs 和操纵性应计利润绝对值 (|DA|) 的相关系数

| CAAR 时间窗 | (-1, 1) | (-1, 5) | (-1, 10) | (-1, 15) | (-1, 20) | (-1, 25) | (-1, 30) |
|----------|---------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 相关系数 | -0.08 | -0.06 | -0.07 | -0.09 | -0.08 | -0.09 | -0.1 |
| T 检验 | -6.95 | -5.71 | -5.98 | -8.07 | -6.98 | -8.21 | -8.88 |

本文发现了操纵性应计利润 (DA), 和超额累积收益 (CAAR) 之间的相关系数很小。但是操纵性应计利润绝对值 (|DA|) 和 CAAR 之间的相关系数较大并显著, 印证了投资者对盈余管理程度做出反应的假设。本文进一步以操纵性应计利润为因变量, 在控制其他变量的基础上对 CAAR 进行回归, 这些控制变量包括了一般的财务指标: 财务杠杆 (D/A), 每股收益 (EPS), 每股股东现金流 (FCFE), 表示公司资产规模的资产自然对数 (LOGASSET), 资产回报率 (ROA), 代表公司成长性的托宾 Q 指数 (TOBINQ); 以及表示公司财务可信度的两个虚拟变量: AUDIT-OPINION 表示该年度审计报告的结果 (无保留审计意见取 1, 其他取 0), PENALTY 表示公司以往的遵纪守法情况 (在财报公告日之前受到市场监管机构处罚取 1, 否则取 0), 回归的模型如下:

$$CAAR = c + \beta_1 * Accrual\ measures + \beta_2 * Controls\ variables + \varepsilon$$

回归的结果参见表 4.4 和 表 4.5。在控制其他变量之后, 操纵性应计利润 (DA) 的回归系数在所有时间期内均不显著。然而, 操纵性应计利润绝对值 (|DA|) 的回归系数显著, 并且随着时间期的扩大而减小。本文可以得出两个重要的结论, (1) 投资者对盈余管理的市场反应取决于盈余管理的程度 (以操纵性应计利润绝对值 (|DA|) 度量) (2) 在 30 天期的时间窗口内, 盈余管理程度每上升 1% 会造成累计超额收益下降 0.173%。和原假设一直, 这说明盈余管理程度越大, 市场反应越负向。(3) 在 30 天期的时间窗口内, 投资者对盈余管理的逆向市场反应随着时间区间的扩大而增加。这与 Baber (2006) 的研究结果吻合, 即投资者对盈余管理的识别需要一定的时间, 随着时间的推移, 投资者对财务信息的理解更加透彻, 从而对盈余管理做出更加激烈的反应。

表 4.4 市场对操纵性应计利润 (DA) 的反应

| 变量 | CAAR01 | CAAR10 | CAAR20 | CAAR30 |
|---------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 截距项 | -0.0964 *** | -0.1491 *** | -0.0732 | -0.1691 |
| 操纵性应计利润 | | | | |
| DA | 0.0107 | 0.0207 | 0.0372 | 0.0417 |
| 控制变量 | | | | |
| D/A | 0.0008 | 0.0032 * | 0.0085 *** | 0.0092 ** |
| EPS | 0.0022 | 0.0008 | 0.0030 | 0.0100 |
| FCFE | 0.0002 | -0.0011 | -0.0016 | -0.0025 |
| LOGASSET | 0.0035 *** | 0.0045 * | 0.0014 | 0.0039 |
| ROA | -0.0092 | -0.0039 | 0.0048 | 0.0063 |
| TOBINQ | -0.0025 ** | -0.0130 *** | -0.0303 *** | -0.0377 *** |
| PENALTY | -0.0014 | -0.0156 | -0.0220 ** | -0.0501 *** |
| AUDIT_OPINION | 0.0143 *** | 0.0568 | 0.0642 *** | 0.1101 *** |
| 调整后 R 平方 | 0.0151 | 0.0394 | 0.0210 | 0.0346 |
| F 检验 | 7.8474 *** | 18.3092 *** | 9.5456 *** | 17.0212 *** |

回归的模型是 $CAAR_{i,t} = \alpha + \beta_{it} Accruals_{i,t} + \sum \delta_{it} Control_{it} + \varepsilon_{it}$ 即将市场反应作为自变量, 对应计利润以及其他控制变量回归。四列数据分别表示不同的时间窗口, *, **, *** 表示双尾检验在10%, 5%, 1%上显著

表 4.5 市场对操纵性应计利润绝对值 (|DA|) 的反应

| 变量 | CAAR01 | CAAR10 | CAAR20 | CAAR30 |
|---------------|------------|-------------|-------------|-------------|
| 截距项 | -0.0939 | -0.1409 | -0.0578 | -0.1507 |
| 操纵性应计利润 | | | | |
| DA | -0.0183 ** | -0.0753 *** | -0.1421 *** | -0.1730 *** |
| 控制变量 | | | | |
| D/A | 0.0008 | 0.0030 * | 0.0081 ** | 0.0087 ** |
| EPS | 0.0029 | 0.0036 | 0.0082 | 0.0163 |
| FCFE | 0.0003 | -0.0010 | -0.0014 | -0.0022 |
| LOGASSET | 0.0035 *** | 0.0043 * | 0.0010 | 0.0034 |
| ROA | -0.0134 * | 0.0366 ** | 0.0582 * | 0.0726 * |
| TOBINQ | -0.0019 | 0.0106 *** | 0.0257 *** | 0.0321 *** |
| PENALTY | -0.0013 | -0.0154 *** | -0.0216 ** | -0.0496 *** |
| AUDIT_OPINION | 0.0142 *** | 0.0560 *** | 0.0628 *** | 0.1082 *** |
| 调整后 R 平方 | 0.0158 | 0.0405 | 0.0210 | 0.0346 |
| F 检验 | 8.1739 *** | 19.8516 *** | 10.9049 *** | 17.0212 *** |

回归的模型是 $CAAR_{i,t} = \alpha + \beta_{it} Accruals_{i,t} + \sum \delta_{it} Control_{it} + \varepsilon_{it}$ 即将市场反应作为自变量, 对应计利润以及其他控制变量回归。四列数据分别表示不同的时间窗口, *, **, *** 表示双尾检验在10%, 5%, 1%上显著

此外,本文发现了正面的审计意见(Audit-Opinion),更高的企业成长性(TobinQ),以及更高的资产回报率(ROA)与市场反应显著正相关,而市场反应则与公告日之前受到监管部门处分的企业(Penalty)显著负相关。这些数据反应了除了盈余管理之外投资者所关注的重要财务信息:市场偏好有着更高资产盈利能力、高成长性的公司。此外,除了财务数据之外的公开市场信息也会影响投资者的市场反应,如审计意见和公司的守法情况,投资者偏好有着正面审计意见的公司,同时规避有市场违规行为的公司。

本部分研究发现了投资者对盈余管理的负向市场反应。从而引致了两个新的问题:(1)有效的公司治理结构是否可以限制盈余管理的行为;(2)更健康的公司治理结构能否帮助投资者更好地识别盈余管理。

4.3 公司治理结构对盈余管理的影响

4.3.1 主成分分析

公司治理机制分为内部治理机制和外部治理机制。内部治理机制包括董事会的构成,公司所有权,高管的薪酬,以及年度报告等。而外部治理机构则涵盖了审计师的权力,监管者的作用,机构投资者的影响,以及法律结构等等。在本文中,本文采用最大股东的持股比重来表示大股东的利益;同时用国有股比重表示国家因素对公司的影响;董事会的构成以及CEO和董事会主席的分离情况都可以判断董事会的独立性;高管的持股比例与高管与股东利益的相关度;考虑到公司财务信息的透明度及可信性,本文认为发行B股或H股的公司会遵守更严格的会计制度,从而披露更可靠的财务信息;而被前八大审计公司审计的公司则被强势的审计师监管,从而具备了更好的外部治理结构。与 Bai等在2004年的研究一致,本文采用第二到第十大股东的持股占第一大股东持股数的百分比的权重代表公司股权制衡;财务杠杆指标则衡量了债券人对公司的监管作用,而市场的监管力量用跟踪公司的分析师数量表示;本文主要的公司治理指标说明如下:

- (1) First—最大股东的持股比率
- (2) Shold—第二到第十大股东的持股占第一大股东持股之比
- (3) Neg—流通股占有所有股权的比重

- (4) State—国有股的比重
- (5) CEO—CEO与董事会主席是否分离(虚拟变量),若CEO是董事会主席则取1,反之取0
- (6) Indep—独立董事在董事会中的比重
- (7) Big8—是否由综合实力最强的八家审计事务所审计(虚拟变量),若是则取1,反之取0
- (8) BH—是否在B股或H股市场上发行(虚拟变量),若是则取1,反之取0
- (9) Mgt—公司管理层持股比例
- (10) Analyst—跟踪该上市公司的分析师的个数
- (11) Penalty—公司在年报披露之前是否存在违规行为(虚拟变量),若是则取1,反之取0
- (12) Audit-Opinion—年报审计意见,若无保留意见则取1,反之取0
- (13) D/A—公司财务杠杆,衡量债券人对公司的监管程度

所有主成分分析在SPSS软件下完成,从 p 个变量可提取出 p 个主成分,而这些主成分所含的原始信息由单位根表示。判断主成分个数的方法很多,第一种方法是常识判断,选取单位根至少等于1的主成分¹⁰,即选取的主成分至少比单一变量包含的信息要多。另一种方法则是看主成分的累积方差解释力之和,一般所有主成分需要解释60%以上的原始信息。

在表4.6中可见,采用第一种方法可选取5个主成分(单位根大于1),此外这5个主成分的累积离差解释能力达到了总离差的63.34%,大于60%的界限,所以采用该方法是正确的。

基于上述分析,本文选取了5个主成分来概括全部13个公司治理结构变量所包含的信息。此外,本文进行共性检验(communalities evaluation)检验4个单位根的合理性。共性检验描述了原变量被主成分解释的信息的比率。在表4.7中可见,主成分能够至少解释单个变量51%的原始信息(Indep、D/A),并且最多可以解释91%的单变量原始信息(Mgt)。共性检验的结果都高于50%的临界水平,进一步验证了主成分分析的有效性

¹⁰ 也叫莱顿单位根检验

表 4.6 主成分分析结果(1) 总方差解释度

| Component | Initial Eigenvalues | | | Rotation Sums of Squared Loadings | | |
|-----------|---------------------|---------------|--------------|-----------------------------------|---------------|--------------|
| | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % |
| 1 | 2.41 | 18.57 | 18.57 | 2.41 | 18.55 | 18.55 |
| 2 | 1.56 | 14.04 | 32.60 | 1.45 | 14.16 | 32.71 |
| 3 | 1.29 | 11.93 | 44.53 | 1.40 | 11.79 | 44.50 |
| 4 | 1.05 | 10.07 | 54.59 | 1.05 | 10.08 | 54.58 |
| 5 | 1.01 | 8.75 | 63.34 | 1.01 | 8.76 | 63.34 |
| 6 | 0.96 | 6.37 | 69.71 | | | |
| 7 | 0.95 | 6.28 | 75.99 | | | |
| 8 | 0.92 | 6.00 | 82.06 | | | |
| 9 | 0.82 | 6.29 | 88.35 | | | |
| 10 | 0.71 | 4.49 | 92.84 | | | |
| 11 | 0.69 | 3.27 | 96.11 | | | |
| 12 | 0.50 | 2.87 | 98.99 | | | |
| 13 | 0.13 | 1.01 | 100.00 | | | |

表 4.7 Communalities Evaluation 共性检验

| | audit opinion | D/A | analyst | penalty | first | shold | Neg | state | ceo | indep | mgt | big8 | BH |
|------------|---------------|------|---------|---------|-------|-------|------|-------|------|-------|------|------|------|
| Initial | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| Extraction | 0.59 | 0.51 | 0.59 | 0.55 | 0.88 | 0.55 | 0.57 | 0.61 | 0.53 | 0.51 | 0.91 | 0.56 | 0.56 |

表 4.8 旋转后主成分载荷矩阵

| | Component | | | | |
|---------------|-----------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| audit opinion | 0.03 | 0.52 | 0.57 | -0.03 | -0.02 |
| D/A | -0.03 | -0.20 | 0.50 | 0.08 | 0.07 |
| analyst | 0.00 | 0.62 | 0.09 | -0.05 | -0.02 |
| penalty | 0.00 | -0.56 | 0.37 | -0.04 | -0.05 |
| first | 0.94 | 0.01 | 0.02 | -0.01 | -0.01 |
| shold | -0.71 | -0.04 | 0.01 | -0.03 | 0.20 |
| Neg | -0.64 | 0.05 | -0.01 | 0.03 | -0.24 |
| state | 0.78 | 0.00 | 0.05 | -0.03 | -0.01 |
| ceo | 0.03 | 0.04 | -0.04 | 0.71 | 0.12 |
| indep | 0.02 | 0.07 | 0.02 | 0.70 | 0.12 |
| mgt | 0.01 | -0.01 | -0.06 | -0.18 | 0.93 |
| big8 | -0.04 | 0.58 | 0.47 | -0.05 | 0.00 |
| BH | -0.01 | 0.46 | 0.59 | -0.03 | 0.05 |

载荷是指主成分和原始变量之间的相关性,表 4.8 描述了主成分在原始变量中的旋转载荷¹¹。

主成分1 (FAC1) 在 “First”, “Shold”, “STATE” 和 “NEG” 变量上有着较大的载荷。这些变量都与股权结构相关。本文可以定义主成分1 (FAC1) 为“股权结构主成分”。总体而言,最大股东持股比例以及国有股比例越大,意味着公司治理结构的恶化,因为这些公司更可能发生渠道效应。此外,更多的流通股比重意味着公司治理结构的改善,而第二到第十大股东相对于第一大股东持股越多,则公司的股权结构越为均衡。由于主成分1在 “First” 和 “STATE” 的正载荷以及在 “Shold” 和 “NEG” 上的负载荷,可以认为主成分1 (FAC1) 指标的增加意味着公司治理结构的恶化。

主成分2 (FAC2) 在变量 “Analyst”, “Penalty” 和 “Big8” 上有较高的载荷,反应了市场监督、法律监管以及审计制度等外部控制机制对公司治理的影响。所以本文定义它为“市场监督主成分”。由于在 “Analyst” 和 “Big8” 上的正载荷以及 “Penalty” 上的负载荷,主成分2 (FAC2) 指标的增加意味着公司面临的市场监督更大(更多的市场关注),公司的审计监督更严格(被更大的审计事务所审计),以及更少的违规行为(被市场更少的处罚),故公司治理结构也随指标的上升而更加健康。

主成分3 (FAC3) 在 “Audit_Opinion”, “D/A” 和 “BH” 上有较高的载荷,本文定义它为“外部控制主成分”。发行B股或H股的公司 (BH) 会遵守更严格的会计制度,从而披露更可靠的财务信息,而成熟的境外投资者也能够对公司施加一定的外部监管。而公司获得无保留审计意见 (Audit_Opinion) 也在一定程度上反映了公司财务信息的真实可靠性。用财务杠杆 (D/A) 衡量的债权人控制力则可以形成除管理层和股东之外对公司的控制力。由于在以上三个变量上的正载荷,主成分3 (FAC3) 的上升增强了公司的外部控制,使公司治理改善。

主成分4 (FAC4) 在 “CEO” 和 “INDEP” 上有较高的载荷。他们都度量了公司董事会的独立性,本文将该主成分定义为“董事会独立性主成分”。学者一致认为CEO与董事会主席职位的分离,以及独立董事在董事会中比例的增加是良好公司治理结构的体现。然而主成分4在 “CEO” 上和 “INDEP” 两个变量上都

¹¹ 通过旋转坐标轴,可以将载荷向原始变量集中,以便更好地解释主成分的意义。

是正的载荷,说明在中国市场上管理权和控制权未分离的公司往往也伴随着更加“独立”的董事会(独立董事的增加),这与国外普遍的公司治理理论相矛盾,之前的学者通过研究发现中国市场上独立董事的制度不够完善,而董事长和总经理分离则能够有效制衡权力(邹炳德(2010),谢永珍(2007)),故本文认为主成分4对公司治理的影响主要通过“CEO”变量,由于其正载荷表明了所有权控制权的非有效分离,故主成分4(FAC4)的增加表示董事会独立性的下降和公司治理结构的恶化。

主成分5(FAC5)在“Mgt”上有较高的载荷,本文将该主成分定义为“利益一致性主成分”,该主成分度量了管理层的持股比例,持股比例越高,则公司管理层和股东的利益更加一致,公司治理的结构得到改善。

4.3.2 公司治理结构对盈余管理的抑制

本文将回归一系列的方程以检验公司治理结构对盈余管理的影响。之前分离出来的主成分将作为解释变量,而被解释变量则是第三章的操纵性应计利润以及第四章的投资者反应。模型1是将操纵性应计利润对公司治理主成分进行回归,模型2采用交互项的方法研究公司治理结构对投资者反应的影响,相关模型如下,

$$(1) \text{Accruals}_{i,t} = \alpha + \sum \beta_{it} \text{GovPc}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(2) \text{CAAR}_{i,t} = \alpha + \beta_{it} \text{Accruals}_{i,t} + \gamma_{it} \text{Accruals}_{i,t} \times \text{GovPc}_{it} + \sum \delta_{it} \text{Control}_{it} + \varepsilon_{it}$$

表 4.9 展示了模型1的回归结果,对操纵性应计利润(正向盈余管理)的回归结果表明主成分4对操纵性应计利润有显著为正的回归系数,表明了公司股权独立性的增加将减少收益增加的盈余管理(正向盈余管理操作)。

而对操纵性应计利润绝对值(正向和负向的盈余管理)的解释能力更强,说明公司治理结构不但能够控制盈余管理大小,也可以控制盈余管理的程度(绝对值)。主成分1(FAC1)和主成分4(FAC4)与盈余管理程度的显著正相关关系说明恶化的公司治理结构(不合理的股权结构和不独立的董事会)伴随着更加严重的盈余管理行为;而主成分2(FAC2)和主成分5(FAC5)与盈余管理程度的显著负相关则表明了健康的公司治理结构(较强的市场监督,管理层和股东的利益一致性)能够有效抑制公司盈余管理的程度。此外,本文发现了公司治理主成分的

回归系数在数值上较小。换言之，一个标准差的公司治理结构的改善只能导致不到1%的盈余管理的减少。然而由于盈余管理已经用总资产标准化，所以折算为现金的盈余管理的改善还是可观的。

表 4.9 模型1回归结果：公司治理对盈余管理的影响

| 变量 | Discretionary accruals | | Discretionary accruals | |
|---------------|------------------------|-----|------------------------|-----|
| 截距项 | 0.000 | | 0.086 | *** |
| 内部治理变量 | | | | |
| FAC1 | 0.000 | | 0.004 | * |
| FAC4 | 0.066 | *** | 0.092 | *** |
| FAC5 | -0.026 | | -0.021 | *** |
| 外部治理变量 | | | | |
| FAC2 | 0.000 | | -0.005 | * |
| FAC3 | 0.013 | | 0.004 | |
| 调整 R 平方 | 0.053 | | 0.116 | |
| F 检验 | 65.762 | *** | 153.473 | *** |

估计的模型是 $Accruals_{i,t} = \alpha + \sum \beta_{it} GovPc_{it} + \varepsilon_{it}$ ，*，**，*** 表示双尾检验在10%，5%，1%上显著

4.3.3 公司治理对盈余管理市场反应的影响

从本章第二节的分析中得出市场只对操纵性应计利润绝对值做出反应，此外，这种反应随着时间期的扩大而变得更加负向。因此，本文为了研究公司治理结构对盈余管理市场反应的影响，将在本章第二节的原有回归中加入公司治理结构与盈余管理的交互项，即 $Accruals_{i,t} \times GovPc_{it}$ 。回归中盈余管理程度 $Accruals_{i,t}$ 用操纵性应计利润的绝对值 (Ada) 表示，而 $GovPc_{it}$ 则是代表公司治理结构的主成分 (FAC1至FAC5)。交互项回归系数表明了在公司治理结构 (主成分) 变化的情况下，市场对盈余管理的反应如何相应变化。若回归系数为正，则表示该主成分的增加使得市场对盈余管理的逆向反应程度减弱，而负的回归系数则表示该主成分增强了市场对盈余管理逆向反应的程度。本文的原假设认为，健康的公司治理结构能够帮助投资者更有效地识别盈余管理，从而做出更加激烈的逆向反应，反之亦然。

$$H_0: \gamma_{it} = 0$$

表4.10 展示了模型3的回归结果，与之前研究一致的是，平均累计超额收益与操纵性应计利润绝对值的回归系数显著为负，说明投资者会对盈余管理行为做出逆向的反应。交互项ADA*FAC1（股权结构主成分）有显著为正的回归系数，表明当公司的股权结构恶化时（显示为第一大股东持股、国有股比例增加，而第二到第十大股东相对持股比例、流通股比例降低），公司的投资者无法充分有效地识别公司盈余管理行为，导致了投资者对盈余管理的逆向反应不足。此外，本文还发现了ADA*FAC3（外部控制主成分）的回归系数显著为负，说明当公司外部控制力改善时（更强的债权人控制、发行B股或H股、更好的财务审计意见），公司的投资者能够更加有效地识别其盈余管理行为，引致了对盈余管理更加逆向的反应。由于其他交叉项的回归系数不显著，本文无法进一步得出其他公司治理变量对市场盈余管理反应的影响。本文将在下一章的稳健性检验中以多元回归的方法检验回归结果的稳健性以及其它变量对市场盈余管理反应的影响。

除了上述交叉项之外，更高的成长性（TobinQ）、更好的资产回报率（ROA）、以及更高的股东收益率（EPS）会引致更高的超额收益，说明投资者会对财务报告中的这类财务数据做出正向的市场反应。该结果与本章第二节基本保持一致。

表 4.10 模型2回归结果：公司治理对盈余管理市场反应的影响

| 变量 | CAAR(-1,1) | | CAAR(-1,10) | | CAAR(-1,20) | | CAAR(-1,30) | |
|--------------|------------|-----|-------------|-----|-------------|-----|-------------|-----|
| 截距项 | -0.103 | *** | -0.174 | *** | -0.110 | *** | -0.244 | *** |
| 操纵性 应计利 润 | | | | | | | | |
| DA | -0.019 | * | -0.077 | *** | -0.162 | *** | -0.182 | *** |
| 内部治理变量 | | | | | | | | |
| ADA*Fac1 | 0.009 | * | 0.028 | ** | 0.059 | *** | 0.073 | *** |
| ADA*Fac4 | 0.004 | | 0.016 | | 0.005 | | 0.030 | |
| ADA*Fac5 | 0.002 | | 0.028 | | 0.060 | | 0.078 | |
| 外部治理变量 | | | | | | | | |

| | | | | | | | | |
|-------------|--------|-----|--------|-----|--------|-----|--------|-----|
| ADA*Fac2 | -0.005 | | 0.009 | | 0.034 | | 0.064 | |
| ADA*Fac3 | -0.025 | * | -0.057 | *** | -0.077 | * | -0.094 | * |
| 控制变量 | | | | | | | | |
| FCFE | 0.000 | | -0.001 | | -0.002 | | -0.003 | |
| TOBINQ | -0.001 | | 0.009 | *** | 0.020 | *** | 0.026 | *** |
| EPS | 0.007 | *** | 0.020 | *** | 0.028 | *** | 0.052 | *** |
| ROA | 0.018 | * | 0.055 | ** | 0.077 | * | 0.115 | ** |
| LOGASSET | 0.004 | | 0.008 | | 0.006 | | 0.012 | ** |
| 调整 R 平方 | 0.014 | | 0.028 | | 0.018 | | 0.027 | |
| F 检验 | 6.006 | *** | 11.365 | *** | 7.648 | *** | 11.120 | *** |

回归的模型是 $CAAR_{i,t} = \alpha + \beta_{it} Accruals_{i,t} + \gamma_{it} Accruals_{i,t} \times GovPc_{it} + \sum \delta_{it} Control_{it} + \varepsilon_{it}$

控制变量的解释如下：FCFF - 公司自由现金流；TBINQ - 托宾Q；EPS - 每股收益；ROA - 总资产回报率；LOGASSET - 总资产的自然对数。四列数据分别表示不同的时间窗口，*，**，*** 表示双尾检验在 10%，5%，1%上显著

通过本章的研究本文发现：(1) 投资者能够在一定程度上识别盈余管理（包括正向的盈余操纵和负向的盈余操纵），并且通过市场做出逆向的反应，具体表现为更低的超额累积收益。这种市场反应会随着公告日时间窗口的扩大而加强，说明投资者对盈余管理的反应是需要反应时间的累积过程。(2) 公司健全的内部治理结构和外部治理机构能够抑制其盈余管理的程度。其中内部治理结构包括合理的股权结构、独立的董事会、管理层和股东利益的一致性；外部治理结构则主要表现为较强的市场监督（更多的市场关注、良好的法律记录、以及严格的审计）。(3) 公司良好的内部和外部治理机制也能够更有效地帮助投资者识别盈余管理的行为，从而对盈余管理做出更加强烈的逆向反应（更低的超额收益）。其中内部治理结构包括更加合理的股权结构，而外部治理则包括了更强的债权人控制力、跨境上市、良好的审计意见等外部控制因素。

5. 稳健性检验

本章本文运用一般Jones模型（非修正）进行回归得到了操纵性应计利润指标。之后用新的操纵性应计利润作为盈余管理的代理变量重新对所有实证分析进行研究。此外，对所有公司治理变量不进行主成分分析的处理，直接进行了多元回归，对实证分析的结果进行稳健性检验。最主要的稳健性检验结果如下，

5.1 盈余管理的市场反应稳健性检验

本章运用非修正 Jones 模型计算得出了操纵性应计利润指标。与第四章第二节的结果一致，平均累计超额收益与操纵性应计利润的相关系数不显著，但与操纵性应计利润绝对值的相关系数显著为负。表明投资者对盈余管理的程度（而非方向）做出逆向的市场反应。同时，这种逆向反应随着时间的累积而越发激烈。

表 5.1 市场对操纵性应计利润 (DA) 的反应

| 变量 | CAAR01 | CAAR10 | CAAR20 | CAAR30 |
|----------------|------------|------------|------------|------------|
| 截距项 | -0.096 *** | -0.147 *** | -0.070 | -0.165 |
| 操纵性应计利润 | | | | |
| DA | 0.001 | 0.003 | 0.017 | 0.038 |
| 控制变量 | | | | |
| D/A | 0.001 | 0.003 * | 0.008 *** | 0.009 ** |
| EPS | 0.002 | 0.001 | 0.003 | 0.010 |
| FCFE | 0.000 | -0.001 | -0.002 | -0.002 |
| LOGASSET | 0.003 *** | 0.004 * | 0.001 | 0.004 |
| ROA | -0.002 | 0.010 | 0.029 | 0.034 |
| TOBINQ | -0.003 ** | -0.013 *** | -0.030 *** | -0.038 *** |
| PENALTY | -0.001 | -0.016 *** | -0.022 ** | -0.050 *** |
| AUDIT_OPINION | 0.015 *** | 0.057 *** | 0.065 *** | 0.111 *** |
| 调整后 R 平方 | 0.015 | 0.037 | 0.037 | 0.034 |
| F 检验 | 7.666 *** | 18.173 *** | 18.173 *** | 16.960 *** |

回归的模型是 $CAAR_{i,t} = \alpha + \beta_{it} Accruals_{i,t} + \sum \delta_{it} Control_{it} + \varepsilon_{it}$ 即将市场反应作为自变量，对应计利润以及其他控制变量回归。四列数据分别表示不同的时间窗口，*，**，*** 表示双尾检验在10%，5%，1%上显著

表 5.2 市场对操纵性应计利润 (IDA) 的反应

| 变量 | CAAR01 | CAAR10 | CAAR20 | CAAR30 |
|---------------|-----------|------------|------------|------------|
| 截距项 | -0.096 | -0.147 | -0.069 | -0.164 |
| 操纵性应计利润 | | | | |
| DA | -0.010 ** | -0.057 *** | -0.035 *** | -0.043 *** |
| 控制变量 | | | | |
| D/A | 0.001 | 0.003 * | 0.008 ** | 0.009 ** |
| EPS | 0.002 | 0.001 | 0.003 | 0.011 |
| FCFE | 0.000 | -0.001 | -0.002 | -0.003 |
| LOGASSET | 0.003 *** | 0.004 * | 0.001 | 0.004 |
| ROA | -0.002 | 0.010 | 0.029 | 0.034 |
| TOBINQ | -0.003 ** | -0.013 *** | -0.030 *** | -0.038 *** |
| PENALTY | -0.001 | -0.016 *** | -0.022 ** | -0.050 *** |
| AUDIT_OPINION | 0.015 *** | 0.057 *** | 0.065 *** | 0.111 *** |
| 调整后 R 平方 | 0.015 | 0.037 | 0.019 | 0.035 |
| F 检验 | 7.650 *** | 18.192 *** | 9.469 *** | 16.988 *** |

回归的模型是 $CAAR_{i,t} = \alpha + \beta_{it} Accruals_{i,t} + \sum \delta_{it} Control_{it} + \epsilon_{it}$ 即将市场反应作为自变量，对应计利润以及其他控制变量回归。四列数据分别表示不同的时间窗口，*，**，*** 表示双尾检验在10%，5%，1%上显著

5.2 公司治理结构与盈余管理的稳健性检验

5.2.1 公司治理对盈余管理的影响

与第四章不同的是，本节采用非修正的 Jones 模型计算得出了操纵性应计利润指标，同时对所有公司治理指标直接进行多元回归，而不进行主成分分析法 (PCA) 的处理，得出的结果与上一章基本一致，略有差异。从表 5.2 的回归结果本文可以得出：(1) 以股权结构为主的内部治理机制，包括更大流通股比例 (Neg)、更小的最大股东持股比例 (First)、以及更大的第二到第十大股东的相对持股比例 (Shold) 等，能够在一定范围内抑制公司的盈余管理行为。此外，外部治理机制也能够一定程度内抑制公司的盈余管理行为，这些外部治理机制包括：更多的市场关注 (Analyst)，更高的债权人控制权 (D/A)，以及更好的审计意见 (Audit-Opinion)。与第四章不同的是，本章中董事会的独立性指标 (CEO)、

法律监管 (Penalty)、利益的一致性 (Mgt) 以及更严格的审计 (Big8) 并没有显著的回归系数。Larker 等 (2007) 在研究公司治理与盈余管理的过程中也发现了计量结果的不一致性, 他们发现应计利润的计量误差和公司治理变量的选取都会导致不稳健的结果。

表 5.2 模型1回归结果: 公司治理对盈余管理的影响

| 变量 | Discretionary accruals | | Discretionary accruals | |
|---------------|------------------------|-----|------------------------|-----|
| 截距项 | -0.183 | *** | 0.173 | *** |
| 内部治理变量 | | | | |
| FIRST | 0.075 | ** | 0.022 | |
| NEG | -0.063 | *** | -0.038 | ** |
| STATE | 0.003 | | 0.010 | |
| CEO | -0.011 | | 0.010 | |
| INDEP | -0.023 | | -0.059 | |
| MGT | 0.010 | | -0.002 | |
| SHOLD | -0.017 | ** | -0.012 | ** |
| 外部治理变量 | | | | |
| BIG8 | -0.014 | ** | -0.004 | |
| BH | -0.005 | | 0.005 | |
| ANALYST | -0.001 | *** | -0.004 | *** |
| AUDIT_OPINION | -0.130 | *** | -0.144 | *** |
| PENALTY | -0.005 | | 0.032 | |
| D/A | -0.008 | *** | -0.023 | *** |
| 调整 R 平方 | 0.059 | | 0.180 | |
| F 检验 | 29.166 | *** | 99.032 | *** |

估计的模型是 $Accruals_{i,t} = \alpha + \sum \beta_{it} GovPc_{it} + \epsilon_{it}$, *, **, *** 表示双尾检验在 10%, 5%, 1% 上显著

5.2.2 公司治理对盈余管理市场反应的影响

本节采用非修正的 Jones 模型计算得出了操纵性应计利润指标, 同时不进行主成分分析法 (PCA) 的处理, 而同时对所有公司治理指标直接进行多元回归, 得出的结果与上一章一致: (1) 合理的股权结构, 包括更小的最大股东持股比例 (First), 更大的第二至第十大股东相对持股比例 (Shold), 能够在一定程度上帮助投资者识别盈余管理的行为, 并做出更加逆向的反应。(2) 从外部治理的角

度来看,更加严格的审计事务所(Big8)、更良好的审计意见(Audit_Opinion)、以及更强的债权人控制力也能够帮助投资者识别盈余管理行为,做出逆向的市场反应(表现为更低的超额收益)。(3)更高的成长性(TobinQ)、良好的股东收益(EPS)的公司更受到投资者的偏好,表现为公告日之后更高的超额累积收益。

表 5.3 模型2回归结果:公司治理对盈余管理市场反应的影响

| 变量 | CAAR(-1,1) | | CAAR(-1,10) | | CAAR(-1,20) | | CAAR(-1,30) | |
|-------------------|------------|-----|-------------|-----|-------------|-----|-------------|-----|
| 截距项 | -0.101 | *** | -0.183 | *** | -0.120 | | -0.273 | ** |
| 操纵性应计利润 | | | | | | | | |
| DA | 0.046 | | 0.013 | | -0.458 | | -0.413 | |
| 内部治理变量 | | | | | | | | |
| ADA*FIRST | -0.042 | | 0.196 | | 0.692 | ** | 0.785 | ** |
| ADA*NEG | -0.001 | | 0.002 | | 0.238 | | 0.103 | |
| ADA*STATE | 0.022 | | -0.016 | | 0.090 | | 0.123 | |
| ADA*CEO | -0.005 | | 0.008 | | 0.023 | | -0.005 | |
| ADA*INDEP | -0.173 | | -0.598 | | -0.514 | | -0.777 | |
| ADA*MGT | -0.184 | | -0.002 | | -0.067 | | -0.275 | |
| ADA*SHOLD | -0.024 | * | -0.006 | * | -0.048 | | -0.050 | ** |
| 外部治理变量 | | | | | | | | |
| ADA*BIG8 | -0.032 | * | -0.106 | ** | -0.218 | ** | -0.245 | ** |
| ADA*BH | -0.042 | * | -0.082 | | -0.058 | | -0.108 | |
| ADA*ANALYST | 0.000 | | 0.000 | | 0.000 | | 0.000 | |
| ADA*AUDIT_OPINION | -0.033 | ** | -0.101 | *** | -0.128 | * | -0.232 | *** |
| ADA*PENALTY | 0.010 | | -0.010 | | -0.027 | | -0.074 | |
| ADA*D/A | 0.002 | | -0.008 | *** | -0.014 | *** | -0.021 | *** |
| 控制变量 | | | | | | | | |
| FCFE | 0.000 | | -0.001 | | -0.001 | | -0.002 | |
| TOBINQ | 0.002 | * | 0.012 | *** | 0.026 | *** | 0.035 | *** |
| EPS | 0.004 | * | 0.011 | * | 0.013 | | 0.028 | ** |
| ROA | -0.012 | | -0.034 | | -0.045 | | -0.061 | |
| LOGASSET | 0.004 | *** | 0.009 | *** | 0.007 | | 0.014 | ** |
| 调整 R 平方 | 0.015 | | 0.031 | | 0.020 | | 0.031 | |
| F 检验 | 4.270 | *** | 7.722 | *** | 5.406 | *** | 7.831 | *** |

回归的模型是 $CAAR_{i,t} = \alpha + \beta_{it} Accruals_{i,t} + \gamma_{it} Accruals_{i,t} \times GovPc_{it} + \sum \delta_{it} Control_{it} + \varepsilon_{it}$

控制变量的解释如下: FCFE - 公司自由现金流; TBINQ - 托宾Q; EPS - 每股收益; ROA - 总资产回报率;

LOGASSET) - 总资产的自然对数。四列数据分别表示不同的时间窗口, *, **, *** 表示双尾检验在10%, 5%, 1%上显著

6. 结论

6.1 实证研究总结

本文研究了中国市场中的盈余管理以及其市场反应的特征。首先对盈余管理的背景以及相应文献进行了回顾,之后本文介绍了实证部分采用修正 Jones 模型的原因和方法。在本文的第四章,本文运用改进的 Jones 模型对中国市场中的盈余管理进行了研究,主要发现如下:(1)改进的 Jones 模型在解释能力和变量回归系数的显著性等方面比较突出。(2)本文发现了操纵性应计利润的绝对值显著大于零,证明了中国市场上的盈余管理行为(无论是增加收益还是减少收益的盈余管理)普遍存在。

在完成盈余管理的计量后本文进一步研究了投资者对盈余管理的反应,发现了操纵性应计利润绝对值和累计超额收益之间的负向相关关系。证明了投资者可以识别盈余管理并做出反应。更重要的是,投资者识别盈余管理的过程需要一定的时间,时间窗口越大,逆向反应越激烈。该结论在运用非修正 Jones 模型进行稳健性分析的过程中依然成立。

当投资者的反应明确了之后,本文进一步探究了公司治理结构对盈余管理和投资者反应的影响。本文运用主成分分析简化了分析的维度并保持了64%原有的信息,通过一系列回归的分析,本文得出了以下主要结论:(1)合理的股权结构、独立的董事会、管理层和股东利益的一致性、以及较强的市场监督约束力能够在一定程度上抑止公司的盈余管理行为。(2)合理的股权结构和更强的公司外部控制力能够帮助投资者更好地识别盈余管理。运用非修正 Jones 模型以及直接多元回归得出的稳健性检验结果与这两个结论基本一致,其中合理的股权结构不但能够约束公司的盈余管理行为,并且可以帮助投资者有效识别盈余管理,结论稳健。

6.2 研究局限性及改进方向

由于作者的知识水平和能力有限,本文还存在诸多不足之处,文章主要有如

下几个方面需要改进:

首先,本文发现针对不同的盈余管理计量方式,模型的结果不尽相同。由于这不同的盈余管理核算方式代表了不同的经济学意义,所以基于不同经济学(或计量)假设的手段进行盈余管理计量会对之后的研究(无论是市场反应还是公司治理)带来不同的影响,本文只采用了两种较为相近的方法(修正 Jones 与非修正 Jones 模型)进行实证研究和稳健性检验,未来可以其他的计量统计方法进行深入的分析,从而更深入的了解盈余管理和市场反应之间的相关关系。

第二,本文在使用修正 Jones 模型过程中由于数据的局限性,将市场的整体划分为五个大行业。未来若在更加细分行业的基础上进行截面数据研究,可能得到更有效的结果。

第三,作者在对盈余管理和公司治理问题进行回归的时候采用的是普通 OLS 模型,虽然这对于本文的叙述已经足够,但是考虑到公司治理问题的内生性,采用两阶段最小二乘法(2SLS)模型可能会带来更好的结论。

第四,作者在研究中发现,公司治理结构与盈余管理的关系总体上稳健,但仍有一些公司治理结构变量与盈余管理的关系没有通过稳健性检验。这与 Larker (2007)发现的结论一致,他认为由于应计利润的估计误差或者公司治理结构的变量构成会导致结果的不一致。所以未来的研究应该进一步探讨如何改进估计应计利润的模型以得到稳健的结果。

参考文献

- [1] Ball, R. J., 1972, Changes in accounting techniques and stock prices, *Journal of Accounting Research* 10, 1-38
- [2] Ball, R. J. and P. Brown, 1968, An empirical evaluation of accounting income numbers, *Journal of Accounting Research* 6, 159-178
- [3] Beyer, A., 2009, Capital market prices, management forecasts, and earnings management, *Accounting Review* 84, 141-153
- [4] Biao, Davidson, and D.J. Peter, 2003, Earnings management and corporate governance: the role of the board and the audit committee, *Journal of Corporate Finance* 9, 295-316
- [5] Chtourou, S.M., J. Bedard, L. Courteau, 2001, Corporate governance and earnings management, SSRN, Working Paper
- [6] DeAngelo, L., 1986, Accounting numbers as market valuation substitutes: a study of management buyouts of public stockholders, *The Accounting Review* 7, 400-420
- [7] Dechow, P.M, and Skinner, D.J., 2000, Earnings management: reconciling the views of accounting academics, practitioners, and regulators, *Accounting Horizons* 14, 235-250.
- [8] DeFond, M., and Jiambalvo, 1994, Debt covenant violation and manipulation of accruals, *Journal of Accounting and Economics* 17, 145-176
- [9] Erickson, Merle, and Shiing-wu Wang, 1999, Earnings management by acquiring firms in stock for stock mergers, *Journal of Accounting and Economics* 27, 149-176
- [10] Gaviols, I., 2007, Market reaction to earnings management: the incremental contribution of analysts, *International Research Journal of Finance and Economics* 8, 196-214
- [11] Guojin, Hennoeklouis, and Amy X. Sun, 2006, Earnings management and firm performance following open-market repurchase, SSRN, Working Paper
- [12] Healy, P. M. and Wahlen, J.M., 1998, A review of the earnings management

- literature and its implication for standard setting, SSRN, Working Paper
- [13]Holthausen, R.W., D.F Larker, and R.G Sloan, 1995, Annual bonus schemes and the manipulation of earnings, *Journal of Accounting and Economics* 19, 29-74
- [14]Hribar, P., and D.C. Nichols, 2007, The use of unsigned earnings quality measures in tests of earning management, *Journal of Accounting Research* 5, 1017-1053
- [15]Jones, J.J., 1991, Earning management during import relief investigations, *Journal of Accounting Research* 29, 193-228
- [16]Kaplan, R. S. and R. Roll, 1972, Investor evaluation of accounting information: some empirical evidence, *Journal of Business* 45, 225-257
- [17]Karaoglu, E., 2005, Regulatory capital and earnings management in banks: the case of loan sales and securitizations, SSRN, Working Paper
- [18]Lang, M., J.S. Raedy, and W.M. Wilson, 2005, Earnings management and cross listing: are reconciled earnings comparable to US earnings? SSRN, Working Paper
- [19]Larcker, D.F., S.A. Richardson, 2004, Fees paid to audit firms, accrual choices and corporate governance, *Journal of Accounting Research* 42, 626-658
- [20]Louis, H., 2004, Earning management and the market performance of acquiring firms, *Journal of Financial Economics* 74, 121-148
- [21]Perry, Susan, and T. Williams, 1994, Earnings management preceding management buyout offers, *Journal of Accounting and Economics* 18, 157-179
- [22]Scholes, M., G.P. Wilson, and M. Wolfson, 1990, Tax planning, regulatory capital planning, and financial reporting strategy for commercial banks, *Review of Financial Studies* 3, 625-650
- [23]Shivakumar, and Lakshmanan, 2000, Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings?, *Journal of Accounting and Economics* 29, 339-371
- [24]Sloan, and Richard, 1996, Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings, *The Accounting Review* 71, 289-315
- [25]Soffer,L., S. R. Thiagarajan, and B. L. Walther, 2000, Earnings preannouncement

strategies, *Review of Accounting Studies* 5, 5—26

- [26] Teoh, Siew Hong, Ivo Welch, and T.J. Wong, 1998a, Earnings management and the long-run underperformance of initial public equity offerings, *Journal of Finance* 53, 1935-1974
- [27] Teoh, Siew Hong, Ivo Welch, and T.J. Wong, 1998b, Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings, *Journal of Financial Economics* 50, 63-99
- [28] Thomas, J. and X. Zhang, 2000, Identifying unexpected accruals: a comparison of current approach, *Journal of Accounting and Public Policy* 19, 347-376
- [29] Xie Runbang, Zhu Can, and Dai Sheng, 2007, Empirical research on earnings management behaviors of china's listed companies, *The Theory and Practice of Finance and Economics* 9, 36-48
- [30] 陈小悦、肖星、过晓艳, 配股权与上市公司盈余操纵, *经济研究*, 2000
- [31] 段绪梅, 企业盈余管理问题探讨, *财会通讯*, 2008.2
- [32] 干胜道, 钟朝宏, 田艳, 微利上市公司盈余管理实证研究, *财经论丛*, 2006.2
- [33] 高雷, 宋顺林, 关联交易、线下项目与盈余管理——来自中国上市公司的经验证据, *中国会计评论*, 2008.3
- [34] 顾振伟 欧阳令南, 我国上市公司盈余管理动机及实证研究, *东北大学学报*, 2008.3
- [35] 林舒, 魏明海, 中国A股发行公司首次公开募股过程中的盈余管理, *中国会计与财务研究*, 2000.2
- [36] 刘士德, 从筹资动机看上市公司盈余管理, *商场现代化*, 2006.5
- [37] 陆正飞、魏涛, 配股后业绩下降: 盈余管理后果与真实业绩滑坡, *会计研究*, 2006.8
- [38] 黄莲琴, 从融资角度探析上市公司盈余管理行为, *福建论坛*, 2003.4
- [39] 孙亮, 刘春, 什么决定了盈余管理程度的差异: 公司治理还是经营绩效? ——来自中国证券市场的经验证据, *中国会计评论*, 2008年3月
- [40] 孙铮, 王跃堂, 资源配置与盈余操纵之实证研究, *财经研究*, 1999
- [41] 谢润邦, 朱灿, 戴盛, 我国上市公司盈余管理实证研究, *财经理论与实践*, 2007.9

- [42]原红旗, 股权再融资之“谜”及其理论解释. 会计研究, 2003. 5
- [43]张祥建, 股权再融资、盈余管理与资本配置效率, 证券市场导报, 2006.6
- [44]张祥建 郭岚, 大股东控制与盈余管理行为研究: 来自配股公司的证据, 南方经济, 2006.6
- [45]张昕 杨再惠, 中国上市公司利用盈余管理避免亏损的实证研究, 管理世界, 2007.9

附录

表 8.1 修正 Jones 模型对房地产业的回归结果

| 地产业 | | | | | | |
|------|----------|----------|---------|----------|----------|--------------------|
| 2001 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 27.03*** | 0.27*** | -0.15* | -1.21*** | -0.34*** | 0.77 |
| | (0.00) | (0.00) | (0.08) | (0.00) | (0.00) | |
| 2002 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 24.30* | -1.5*** | -0.07 | -0.12 | -0.49*** | 0.9 |
| | (0.10) | (0.00) | (0.37) | (0.31) | (0.01) | |
| 2003 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 6.14* | 0.22*** | -0.07* | -1.13*** | -0.05 | 0.86 |
| | (0.08) | (0.00) | (0.08) | (0.00) | (0.16) | |
| 2004 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 10.40 | 0.12*** | 0.02 | -1.04*** | 0.05 | 0.92 |
| | (0.21) | (0.00) | (0.36) | (0.00) | (0.17) | |
| 2005 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 15.21** | 0.15** | -0.1 | -0.96*** | -0.15** | 0.54 |
| | (0.04) | (0.02) | (0.17) | (0.00) | (0.03) | |
| 2006 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 7.75*** | 0.03* | -0.08** | -1.04*** | -0.05** | 0.87 |
| | (0.00) | (0.06) | (0.02) | (0.00) | (0.03) | |
| 2007 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |

| | | | | | | |
|------|--------------------|-------------------|-----------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 6.94 (0.24) | 0.88*** (0.00) | -0.1 (0.37) | -0.86*** (0.00) | 0.09 (0.27) | 0.6 |
| 2008 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 45.31*** (0.00) | 0.08 (0.17) | -0.46 (0.11) | -0.81*** (0.00) | -0.37*** (0.00) | 0.3 |

表 8.2 修正 Jones 模型对工业的回归结果

工业

| | | | | | | |
|------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 2001 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -5.05* (0.08) | -0.57*** (0.00) | -0.02 (0.39) | -0.27** (0.02) | -0.09** (0.05) | 0.34 |
| 2002 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -11.63** (0.02) | 0.36*** (0.00) | -0.2*** (0.01) | 0.14 (0.19) | -0.19*** (0.00) | 0.09 |
| 2003 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -10.71*** (0.00) | 0.07*** (0.00) | -0.05** (-0.05) | -0.56*** (0.00) | -0.11*** (0.00) | 0.17 |
| 2004 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 14.48*** (0.00) | 0.28*** (0.00) | -0.07* (0.09) | 0.02 (0.43) | -0.15*** (0.00) | 0.14 |
| 2005 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 39.20*** | 0.86*** | -0.19** | -0.27* | -0.44*** | 0.37 |

| | | | | | | |
|------|---------|----------|----------|----------|---------|--------------------|
| | (0.00) | (0.00) | (0.02) | (0.07) | (0.00) | |
| 2006 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -6.13** | 0.19*** | -0.02 | -0.39*** | -0.06** | 0.13 |
| | (0.04) | (0.00) | (0.32) | (0.00) | (0.04) | |
| 2007 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 1.00 | 0.07*** | -0.1*** | -0.52*** | -0.03 | 0.09 |
| | (0.33) | (0.00) | (0.01) | (0.00) | (0.18) | |
| 2008 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -2.45 | 0.39*** | -0.21*** | -0.28* | -0.08* | 0.13 |
| | (0.34) | (0.00) | (0.01) | (0.07) | (0.10) | |

表 8.3 修正 Jones 对公共事业的回归结果

公用事业

| | | | | | | |
|------|---------|----------|--------|----------|----------|--------------------|
| 2001 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 1.03 | 0.06*** | -0.01 | -0.7*** | 0.01 | 0.65 |
| | (0.25) | (0.00) | (0.28) | (0.00) | (0.34) | |
| 2002 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 2.46 | -0.02 | -0.01 | -0.71*** | -0.04 | 0.5 |
| | (0.34) | (0.32) | (0.43) | (0.00) | (0.18) | |
| 2003 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 0.13*** | 0.12*** | 0.01 | -0.89*** | -0.12*** | 0.83 |
| | (0.00) | (0.00) | (0.32) | (0.00) | (0.00) | |
| 2004 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |

| | | | | | | | |
|------|---|----------|---------|--------|----------|--------------------|------|
| | | 14.07*** | 0.05* | -0.02 | -0.75*** | -0.12*** | 0.75 |
| | | (0.00) | (0.07) | (0.23) | (0.00) | (0.00) | |
| 2005 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared | |
| | | 14.53*** | 0.24*** | 0.03 | -0.64*** | -0.16*** | 0.5 |
| | | (0.00) | (0.00) | (0.14) | (0.00) | (0.00) | |
| 2006 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared | |
| | | 5.32 | 1.02*** | 0.05 | -0.3** | -0.05 | 0.86 |
| | | (0.19) | (0.00) | (0.18) | (0.02) | (0.19) | |
| 2007 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared | |
| | | 7.82*** | -0.02 | 0.09 | -0.8*** | -0.06*** | 0.78 |
| | | (0.00) | (0.21) | (0.46) | (0.00) | (0.00) | |
| 2008 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared | |
| | | 7.47*** | 0.38** | -0.19 | -0.67 | -0.68*** | 0.29 |
| | | (0.00) | (0.02) | (0.11) | (0.06) | (0.00) | |

表 8.4 修正 Jones 模型对服务业回归结果

工商业

| | | | | | | | |
|------|---|----------|--------|----------|----------|--------------------|------|
| 2001 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared | |
| | | 2.43 | 0.02* | -0.09*** | -0.82*** | -0.04** | 0.55 |
| | | (0.46) | (0.10) | (0.00) | (0.00) | (0.04) | |
| 2002 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared | |
| | | 3.21 | 0.01 | -0.07*** | -0.73*** | -0.03 | 0.48 |
| | | (0.49) | (0.62) | (0.01) | (0.00) | (0.25) | |

| | | | | | | |
|------|----------|----------|----------|----------|----------|--------------------|
| 2003 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -5.62 | 0.02* | -0.1*** | -0.7*** | -0.08** | 0.62 |
| | (0.13) | (0.07) | (0.00) | (0.00) | (0.03) | |
| 2004 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -6.78* | 0.04** | 0.02 | -0.73*** | 0.05 | 0.67 |
| | (0.07) | (0.02) | (0.27) | (0.00) | (0.12) | |
| 2005 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 36.35*** | 0.24*** | -0.12 | -0.44* | -0.32*** | 0.42 |
| | (0.01) | (0.00) | (0.18) | (0.06) | (0.01) | |
| 2006 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 6.01*** | 0.00 | -0.14*** | -0.79*** | -0.01 | 0.48 |
| | (0.05) | (0.48) | (0.00) | (0.00) | (0.39) | |
| 2007 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 7.63* | 0.08* | -0.01 | -0.75*** | -0.07 | 0.31 |
| | (0.08) | (0.10) | (0.43) | (0.00) | (0.16) | |
| 2008 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -4.00* | 0.04 | -0.02 | -0.93*** | 0.07*** | 0.53 |
| | (0.09) | (0.13) | (0.32) | (0.00) | (0.01) | |

表 8.5 修正 Jones 模型对集团产业的回归结果

综合集团类

| | | | | | | |
|------|-----------|----------|-------|----------|----------|--------------------|
| 2001 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -14.25*** | -0.06 | -0.08 | -0.63*** | -0.24*** | 0.13 |

| | | | | | | |
|------|-----------|----------|----------|----------|----------|--------------------|
| | (0.01) | (0.14) | (0.19) | (0.00) | (0.00) | |
| 2002 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -20.80*** | 0.43*** | 0.02 | -0.82*** | -0.17*** | 0.3 |
| | (0.00) | (0.00) | (0.39) | (0.00) | (0.01) | |
| 2003 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -18.79*** | 0.09* | -0.07 | -0.32** | 0.22*** | 0.08 |
| | (0.00) | (0.09) | (0.22) | (0.02) | (0.00) | |
| 2004 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -1.01 | 0.11** | -0.07 | -0.43*** | -0.02 | 0.02 |
| | (0.48) | (0.03) | (0.24) | (0.01) | (0.41) | |
| 2005 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -15.13** | -0.01 | -0.22*** | 0.15 | -0.13** | 0.03 |
| | (0.03) | (0.36) | (0.01) | (0.22) | (0.04) | |
| 2006 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | -4.27 | 0.82*** | -0.07 | -0.52*** | 0.09 | 0.51 |
| | (0.32) | (0.00) | (0.28) | (0.01) | (0.15) | |
| 2007 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 15.93** | 0.10 | -0.45*** | -1.56*** | -0.32*** | 0.16 |
| | (0.02) | (0.12) | (0.00) | (0.00) | (0.00) | |
| 2008 | C | SALE-REC | PPE | CFO | BM | Adjusted R-squared |
| | 2.74 | 0.00 | -0.12* | -0.7*** | -0.08** | 0.19 |
| | (0.27) | (0.49) | (0.07) | (0.00) | (0.03) | |

估计的模型是 $TA = \alpha + \beta_1(\Delta Sales - \Delta Rec) + \beta_2 PPE + \beta_3 BM + \beta_4 CFO + \varepsilon$

表8.6 数据筛选前总样本及分行业描述性统计

| | | Total accrual | change of rec | change of sales | PPE | CFO | BM |
|------|-----|------------------|------------------|--------------------|------|-------|------|
| 房地产业 | 均值 | 0.13 | 0.00 | -0.04 | 0.05 | -0.06 | 0.97 |
| | 中指 | 0.07 | 0.00 | 0.00 | 0.02 | -0.04 | 0.98 |
| | 最小值 | -0.34 | -0.08 | -2.61 | 0.00 | -0.38 | 0.01 |
| | 最大值 | 2.02 | 0.13 | 0.42 | 0.38 | 0.34 | 1.91 |
| | 标准差 | 0.28 | 0.02 | 0.36 | 0.08 | 0.12 | 0.31 |
| 工业 | 均值 | -0.25 | -0.04 | 0.00 | 0.31 | 0.16 | 0.86 |
| | 中指 | -0.05 | 0.00 | 0.03 | 0.28 | 0.05 | 0.91 |
| | 最小值 | -1844.93 | -869.58 | -210.30 | 0.00 | -0.52 | 0.01 |
| | 最大值 | 6.25 | 0.24 | 1.02 | 0.80 | 62.79 | 1.85 |
| | 标准差 | 4.87 | 0.75 | 0.50 | 0.18 | 2.68 | 0.25 |
| 公共事业 | 均值 | 0.02 | 0.01 | 0.05 | 0.38 | 0.08 | 0.85 |
| | 中指 | -0.03 | 0.00 | 0.02 | 0.38 | 0.07 | 0.89 |
| | 最小值 | -0.28 | -0.17 | -1.13 | 0.00 | -0.14 | 0.00 |
| | 最大值 | 2.35 | 0.15 | 0.50 | 0.84 | 0.31 | 1.29 |
| | 标准差 | 0.31 | 0.04 | 0.20 | 0.22 | 0.08 | 0.22 |
| 服务业 | 均值 | -0.04 | -0.01 | 0.05 | 0.30 | 0.06 | 0.84 |
| | 中指 | -0.04 | 0.00 | 0.04 | 0.28 | 0.07 | 0.84 |
| | 最小值 | -0.48 | -0.32 | -1.13 | 0.01 | -0.28 | 0.15 |
| | 最大值 | 0.35 | 0.08 | 0.75 | 0.92 | 0.23 | 1.64 |
| | 标准差 | 0.11 | 0.04 | 0.25 | 0.21 | 0.09 | 0.26 |
| 集团行业 | 均值 | -0.12 | -0.29 | -0.24 | 0.20 | 0.03 | 0.78 |
| | 中指 | -0.02 | 0.00 | 0.04 | 0.19 | 0.04 | 0.79 |
| | 最小值 | -20.00 | -47.97 | -36.27 | 0.00 | -1.17 | 0.01 |

| | | | | | | | |
|-----|-----|----------|---------|---------|------|-------|------|
| | 最大值 | 761.54 | 0.20 | 2.56 | 0.90 | 0.37 | 2.10 |
| | 标准差 | 1.47 | 3.53 | 2.94 | 0.16 | 0.13 | 0.30 |
| 总样本 | 均值 | -0.16 | -0.08 | -0.04 | 0.27 | 0.11 | 0.85 |
| | 中指 | -0.03 | 0.00 | 0.03 | 0.24 | 0.05 | 0.88 |
| | 最小值 | -1844.93 | -869.58 | -210.30 | 0.00 | -1.17 | 0.00 |
| | 最大值 | 761.54 | 0.24 | 2.56 | 0.92 | 62.79 | 2.10 |
| | 标准差 | 22.66 | 9.87 | 2.65 | 0.18 | 0.77 | 0.34 |

表8.7 数据筛选后总样本描述性统计

| | | Total accrual | change of rec | change of sales | PPE | CFO | BM |
|-----|-----|------------------|------------------|--------------------|------|-------|------|
| 总样本 | 均值 | -0.03 | 0.00 | 0.05 | 0.28 | 0.05 | 0.83 |
| | 最小值 | -8.92 | -5.29 | -16.97 | 0.00 | -1.17 | 0.00 |
| | 最大值 | 6.25 | 0.24 | 2.56 | 0.92 | 1.07 | 2.10 |
| | 标准差 | 0.26 | 0.17 | 0.34 | 0.18 | 0.09 | 0.25 |

表8.8 操纵性应计利润的统计性描述（非修正Jones模型）

| | 均值 | T-Value for 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----|------|-------------------|------|-------|------|
| DA | 0.00 | 0.00 | 0.25 | -8.32 | 5.69 |
| DA | 0.07 | 27.51 | 0.23 | 0.00 | 8.32 |

采用全样本数据回归

表 8.9 控制变量的统计性描述

| | ROA | Audit opinion | FCFE | TobinQ | EPS | D/A | ln(Asset) |
|-----|-------|------------------|--------|--------|--------|------|-----------|
| 均值 | 0.01 | 0.90 | -1.30 | 1.44 | 0.12 | 0.54 | 21.33 |
| 中值 | 0.02 | 1.00 | -0.83 | 1.15 | 0.12 | 0.53 | 21.31 |
| 标准差 | 0.25 | 0.30 | 1.99 | 1.37 | 0.53 | 0.27 | 1.10 |
| 最小值 | -8.75 | 0.00 | -27.03 | 0.00 | -14.08 | 0.00 | 10.84 |
| 最大值 | 6.11 | 1.00 | 5.43 | 57.27 | 6.28 | 3.08 | 26.02 |