

文章编号:1002-980X(2007)01-076-04

实证分析:盈余管理的市场反应

杨秀艳^{1,2}, 郑少锋¹

(1. 西北农林科技大学, 陕西 杨陵 712100; 2. 莱阳农学院, 山东 青岛 266109)

摘要:采用可以反映上市公司盈余管理的可操纵性应计利润指标建立套利组合模型检验了我国 2001 - 2003 年 A 股上市公司可以获得超额持有报酬率, 从而证明了市场不能识破上市公司的盈余管理行为的假说。

关键词:盈余管理; 市场识别; 可操纵性应计利润

中图分类号:F239.0 **文献标志码:**A

1 问题的提出

在我国,随着资本市场的不断发展与完善,盈余管理已经引起了包括学术界、实务界和监管部门的广泛关注。人们的直观判断和已有的经验研究结果已经基本上明确了中国上市公司存在盈余管理的现象。我国上市公司的盈余管理是否影响了我国股市的资源配置效率、市场投资者是否能够有效识别盈余管理行为等成为人们普遍关注的话题。为此,本文将根据可以反映上市公司盈余管理的可操纵性应计利润指标建立套利组合模型,检验上市公司是否能获得超额持有报酬率,以此来证明市场是否识破上市公司的盈余管理行为。

2 文献回顾与研究的假设前提

已有的研究表明,我国资本市场盈余管理现象普遍,同时,美国许多的研究显示,投资者是可以看穿盈余管理的^[1]。例如,已有研究表明,投资者似乎能够辨认进价上升期间那些为了税收利益而采用后进先出法的公司,并且对相应的报告盈余的下降反应温和^[2]。另外,也有研究者采用实验研究方法,对有经验的财务分析师进行了一次行为实验,以检测哪些情况下他们更可能发现并剔除证券投资已实现收益的策略性的时间安排。研究结果说明,当财务报告使盈余管理更加透明时,盈余管理不大可能影响资源配置^[3]。然而,另一位学者也对盈余管理是否造成资本市场资源配置失当进行了经验检

验。他以 1976 - 1995 年之间 20 年的数据作样本,采用扩展的 Jones 模型,并通过五种不同的独立方法进行检验,结果表明盈余管理的确造成了资本市场资源配置的失当。他同时还对研究期间每年由于股票定价失当所涉及的美元总金额进行了估计,结果表明由于盈余所造成的财富转移不仅在统计上显著,而且在经济上显著^[4]。

综上所述,有关盈余管理是否对股价有实际影响的证据之间尚存冲突。对这种冲突给出的一种解释是:作为监管的结果,银行业和保险公司的投资者可以接触到与关键的应计项目密切相关的广泛的披露。这些披露能够帮助投资者对任何盈余管理的可能性做出更准确的估计^[5]。

任何科学检验都要有它的研究假设条件,我国证券市场发展中存在诸多矛盾,而这些矛盾影响着证券市场投资者的行为。证券市场功能定位失当,再加上政府对发行制度进行规模与定价的控制,法制环境的先天不足与后天不足,市场退出机制的缺乏。在这种情况下,盈余管理行为没有得到应有的制止与惩罚。因此假设市场并不会对被证明普遍存在的盈余管理行为做出明显的反应。

3 模型的建立

3.1 可操纵应计利润的估计

本文采用可操纵应计利润作为公司盈余管理的代理变量,考虑到我国上市公司的上市时间不长,采用截面的 M-Jones 模型估计非操纵应计利润,然后

收稿日期:2006-09-29

作者简介:杨秀艳(1973-),女,山东龙口人,西北农林科技大学经管学院博士研究生,莱阳农学院讲师,主要从事企业财务管理及统计研究;郑少锋(1959-),男,陕西礼泉人,西北农林科技大学教授,博士,博士生导师,主要从事企业财务管理。

计算出可操纵应计利润。其模型如下:

$$NDA_{i,t} = \beta_1 (1/A_{i,t-1}) + \beta_2 [(REV_{i,t} - REC_{i,t})/A_{i,t-1}] + \beta_3 (PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中 $NDA_{i,t}$ 是 i 公司经过 $t-1$ 期期末总资产调整后的 t 期非操纵应计利润, $REV_{i,t}$ 是 t 期主营业务收入的变动值, $REC_{i,t}$ 是 t 期应收帐款的变动值, $PPE_{i,t}$ 是 t 期固定资产原值, $A_{i,t-1}$ 是 $t-1$ 期期末总资产。参数 β_1 β_2 β_3 的估计值是采用截面数据,通过对同行业、同年度的所有样本公司从估计期的以下模型,利用最小二乘法估计得到:

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = b_1 (1/A_{i,t-1}) + b_2 (\Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1}) + b_3 (PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = EBXI_{i,t}/A_{i,t-1} - CFO_{i,t}/A_{i,t-1} \quad (3)$$

其中 $TA_{i,t}/A_{i,t-1}$ 、 $EBXI_{i,t}/A_{i,t-1}$ 、 $CFO_{i,t}/A_{i,t-1}$ 分别代表经过 $t-1$ 期期末总资产调整后 t 期总应计利润、非经常性营业利润和经营现金净流量,其他变量含义与式(1)相同。最后用调整后的总应计利润减去非操纵应计利润,得到可操纵应计利润 $DA_{i,t-1}$,即:

$$DA_{i,t} = TA_{i,t}/A_{i,t-1} - NDA_{i,t} \quad (4)$$

3.2 盈余管理的市场反应模型

对于发生盈余管理的公司,如果资本市场对其股票的初始定价出现错误,即没有对盈余管理进行甄别调整,那么,在定价日之后,随着投资者所获取的有关该企业的信息的增多以及对该企业了解的增加,市场应该会发现盈余管理并出现股价回归现象。因此,关于市场投资者是否识破上市公司盈余管理的检验可归结为对初始定价日后一段时间内股票非正常报酬率的检验。本文在借鉴前人的研究的基础上建立投资套利组合模型来检验我国上市公司盈余管理是否造成资源配置失当^[6]。这个模型也是一种截面回归模型,它通过把调整后的购买并持有报酬率对附加的风险因素回归来估计由于我们所关注的事件特征所引起的非正常报酬率。在这个模型中首先把 $BHAR$ 即购买并持有报酬率按照未来回报期进行累积,然后把对盈余管理程度和三个变动控制因素进行回归。模型如下:

$$BHAR_{i,t} = a_t + b_t SRDA_{i,t} + c_t SRBETA_{i,t} + d_t SRCEPS_{i,t} + e_t SRFLTG_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (5)$$

其中 $BHAR_{i,t}$ 表示累积计算的公司在未来回报交易期内的购买并持有非正常报酬率 $SRDA_{i,t}$,表示 DA 的标准秩; $SRBETA_{i,t}$,表示公司 i 的 β 的标准

秩; $SRCEPS_{i,t}$,表示每股收益变动额的标准秩; $SRFLTG_{i,t}$,表示非流通股比例的标准秩。

各变量的系数就是基于盈余管理程度或相关风险因素的零投资套利组合报酬率的估计量。因而, $SRDA$ 的估计系数 b_t 就代表着基于盈余管理程度的套利组合的非正常报酬率。把各年系数进行跨年度平均就得出盈余管理套利组合的平均非正常报酬率的估计值。 $SRDA_{i,t}$, $SRBETA_{i,t}$, $SRCEPS_{i,t}$, $SRFLTG_{i,t}$ 的计算方法如下:(以 $SRBETA_{i,t}$ 为例)

$$SRBETA_{i,t} = [R(BETA_{i,t}) - 1]/(N_t - 1) \quad (6)$$

其中 $R(BETA_{i,t})$ 表示在年度 t 中公司 i 的 $BETA$ 在其他公司中的秩数; N_t 表示在年度 t 中的公司数。而 $BETA$ 的计算,采用年度报告公告日前 100 到前 11 个交易日的股票收益信息对下述市场模型进行回归: $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \xi_{i,t}$ (7)

其中 $R_{i,t}$ 为股票 i 在第 t 日的考虑现金红利再投资的实际收益率; $R_{m,t}$ 为第 t 日的考虑现金红利再投资的流通市值加权平均市场报酬率; β_i 的 OLS 的估计值就是 $BETA$ 。同时在计算 $SRDA$ 时,采用的是逆秩方法,因此如果投资者能够识别盈余管理,那盈余管理程度与未来非正常报酬率之间的关系应该是负值,即 $SRDA$ 的估计系数是负值。

4 样本选择与描述性统计

4.1 数据来源与样本选择

上市公司的财务数据和行业代码取自中国上市公司财务数据库(CSMAR),上市公司年度报告公告日的数据来自两个方面,一是深圳国泰安信息技术股份有限公司提供的未经校对和调试的数据,二是调查收集的数据。笔者对这两个方面的数据进行校对确认,并进行了周末和非交易日的调整。

在样本选择方面,选择 2001—2003 年所有 A 股上市公司作为研究样本,分别剔除第 t 年和第 $t-1$ 年财务数据不完整的企业,再剔除涉及兼并、收购的企业,则可以计算总体应计额的企业共有 2644 个;由于 CSMAR 的财务数据库中并没有包括金融行业的数据,因此只要剔除行业无法用横截面 Jones 模型估计非操纵应计利润的企业共 28 个,即得到估计可操纵应计利润的样本量 2616 个;再去掉第 t 年交易数据不足的企业 47 个以及 $t+1$ 和 $t+2$ 年交易数据不足(包括退市企业)的企业 61 个,最后样本容量为 2408 个。

4.2 样本描述性统计

表 1 是横截面修正琼斯模型中变量的一些描述

性统计结果,所有的变量都通过均值非零的统计检验。应收帐款变动值与总资产之比的均值和营业收入变动值与总资产之比的均值分别为 4.7 %和 1.8 %,说明在该模型中后者对前者的调整不小。平整后的固定资产均值 0.4117,说明我国上市公司固定资产净值占总资产的比重约 40 %强。

表 1 横截面修正琼斯模型的描述性统计结果

	均值	中位值	最小值	最大值	标准差
1/A	0.0180 *	0.0186	0.0048	0.6587	0.1072
ΔREV/A	0.0470 *	0.0299	- 1.3144	2.5457	0.2243
ΔREC/A	0.0180 *	0.0074	- 0.3039	0.5269	0.0629
PPE/A	0.4177 *	0.3793	0.0024	1.8504	0.2412
EBX/A	0.0500	0.0324	- 0.0520	0.0830	0.0211
CFO/A	0.0300	0.0200	0.0098	0.0870	0.0059
TA/A	0.0200	0.0224	- 0.0975	0.0015	0.0023

注：*表示对均值为零的零假设进行的 t 检验在 0.01 的显著性水平上显著(双尾检验)。

表 2 是 BHAR 模型中变量的描述性统计结果,从表中可以看出 LTG 的描述性统计结果表明,尽管我国上市公司非流通股的比例从 2001 年到 2003 年表现出逐年下降的趋势,但这种下降趋势并不明显,流通股比例仍然占 1/3 左右。

表 3 是横截面修正琼斯模型参数估计值的结果。由于该模型的所有变量都用总均资产进行平整,所以常数项被强行为零。值得注意的是,PPE 的系数估计值均值没有通过均值非零的 t 检验,说明 PPE 对 TA 的贡献并不大,这可能与我国上市公司在固定资产的会计政策方面的选择空间不大有关。非操纵应计利润以及可操纵应计利润的均值都显著大于零,DA 的均值更是达到了 1.88 %,这说明上市公司盈余管理的方向主要在于做多利润。

表 2 BHAR 模型中变量的描述性统计结果

		均值	中位值	最小值	最大值	标准差
2001	BHAR	0.013	- 0.042	- 0.877	2.263	0.549
	BETA	1.016	1.017	0.079	1.545	0.209
	CEPS	- 0.04	- 0.003	- 13.828	4.656	0.772
	FLTG	0.711	0.683	0.524	0.989	0.163
2002	BHAR	0.004	- 0.023	- 0.37	0.851	1.424
	BETA	1.024	1.007	0.102	2.624	0.213
	CEPS	- 0.047	- 0.012	- 9.431	5.126	1.293
	FLTG	0.681	0.599	0.524	0.998	0.972
2003	BHAR	0.025	- 0.026	- 0.661	1.931	0.266
	BETA	1.000	1.005	0.097	1.707	0.267
	CEPS	0.050	- 0.006	- 3.254	9.772	0.965
	FLTG	0.618	0.516	0.024	1.001	0.098

表 3 横截面修正琼斯模型参数估计值的结果

	均值	中位值	最小值	最大值	标准差
β_1	10774306 *	6332277	- 35349077	155039773	25364627
β_2	0.1638 *	0.1290	- 0.2891	1.4281	0.2899
β_3	0.0074	- 0.0015	- 0.1479	0.2384	0.0821
NDA	0.0012	0.0100	- 0.0973	0.0059	0.0021
DA	0.0188	0.0076	- 0.0992	0.0072	0.0035

注：*表示对均值为零的零假设进行的 t 检验在 0.01 的显著性水平上显著(双尾检验)。

5 实证结果

表 4 是各自变量对 BHAR 模型的回归结果,表明回归方程在 2001 年至 2003 年均通过 F 检验,而且,在每一年,SRDA 的系数估计值均显著为正,2001 年为 0.063,2002 年与 2001 年基本持平,为

0.064,但 2003 年却明显高于前两年,达到 0.1530。这说明,利用上市公司的可操纵利润值构建套利组合,2001 年的非正常报酬率可达到 6.3 %,2002 年可达到 6.4 %,2003 年更高居 16.3 %,三年平均的非正常报酬率是 9.80 %。

表 4 各自变量对 BHAR 模型的回归结果

		非标准化系数		标准化系数	t 值	R ²	F 值
		系数	标准误				
2001	截距	- 0. 054	0. 031		- 1. 760 *	0. 046	4. 384 ***
	SRDA	0. 063	0. 030	0. 091	1. 762 *		
	SRBETA	- 0. 064	0. 030	- 0. 109	- 2. 098 **		
	SRCEPS	0. 007	0. 030	0. 012	0. 242		
	SRFLTG	0. 101	0. 030	0. 173	3. 362 ***		
2002	截距	- 0. 008	0. 026		- 0. 289	0. 015	1. 947 *
	SRDA	0. 064	0. 027	0. 093	2. 007 **		
	SRBETA	0. 011	0. 026	0. 019	0. 421		
	SRCEPS	- 0. 027	0. 027	- 0. 047	- 1. 002		
	SRFLTG	- 0. 013	0. 022	- 0. 021	- 0. 486		
2003	截距	- 0. 064	0. 036		- 1. 785 *	0. 045	6. 739 ***
	SRDA	0. 1630	0. 032	0. 171	4. 120 ***		
	SRBETA	- 0. 064	0. 033	- 0. 056	- 1. 974 **		
	SRCEPS	- 0. 003	0. 031	0. 004	- 0. 088		
	SRFLTG	0. 093	0. 033	0. 119	2. 852 ***		

注:1. 回归模型为BHAR=a + b SRME +e SRBETA +d SRCEPS+e SRFLTG
2. *, **和 ***分别表示通过 a = 0. 1 ,a = 0. 05 和 a = 0. 001 显著性水平的 t 或(F) 检验。

6 结论

通过对 2001 - 2003 年 A 股上市公司的分析,利用 ME 设计的套利组合能获得可观的非正常报酬率。因此,可以认为,市场投资者没有识破对上市公司的盈余管理行为,其背后的重要原因之一可能是我国股票市场过度投机。因此为了规范盈余管理,减少市场投机,提出以下政策建议:首先,培养信用意识,构建信用体系。市场意识、财产意识和信用意识构成市场经济中一个相互依存、互为条件的有机整体。在信用制度不健全和不完善甚至全面缺失的情况下,造假与投机便不可避免,因此,必须构建我国资本市场中的信用基础与信用体系,强化信用的道德约束与财产约束,逐步形成一个人信用、企业信用、市场信用与政府信用的完整体系;其次,进一步理顺市场监管体系。各级政府机构和证监会在证券市场中的功能应是裁判员,而不是运动员和教练员,为市场参与者提供一个信息披露充分,交易公平高效的环境;最后,用“超常规、创造性”的办法培育机构投资者^[7]。最初机构投资者破坏信用和进行投机,但是,当他们足够多而成为市场竞争的主力军时,真正的理性投资理念与行为便会形成。并且,他们的理性投资行为还会在客观上对散户投资者形成

“示范效应”^[8],使散户投资者趋于进行收益风险分析,进而提高其投资行为的理性成份,最终导致集体理性,从而抑制股市泡沫在人们普遍的投机下过度膨胀。

参考文献

[1] Lennox. Do Company successfully engage in opinion-shopping? Evidence from the U. K. [J]. Journal of Accounting and Economics,2000(29) ,321 - 337.
[2] Abarbanell J , B Bushee. Abnormal returns to a fundamental analysis strategy [J]. The Accounting Review , 1998 ,January :19 - 45.
[3] Aharony J , C J Lee , T J Wong. Financial packaging of IPO firms in China[J]. Journal of Accounting Research 2000(38) : 103 - 126.
[4] Ghambars D J. Earnings management and capital misallocation [P]. Working Paper University of Illinois at Urbana-Champaign , 1999.
[5] 瓦茨,齐默尔曼. 实证会计理论[M]. 大连:东北财经大学出版社(中译本),1999.
[6] 陈小悦,肖星,过晓艳. 配股权与上市公司利润操纵[J]. 经济研究,2000(1) :30 - 36.
[7] 陆宇建. 上市公司基于配股权的盈余管理行为实证分析[J]. 南京社会科学,2002(3) : 26 - 32.
[8] 魏明海. 盈余管理基本理论及其研究评述[J]. 会计研究, 2000(9) :31 - 36.

(下转第 60 页)

例负相关,还是假设二所证明的流通比例与流通股股东获付比例负相关、与非流通股股东送出比例正相关,都表明在流通股股东与非流通股股东的双方博弈过程中,非流通股股东因为往往拥有上市公司的控制权,而占有优势。

3)非流通股股东行为作为中间变量,既受股权结构、公司价值和公司治理结构的影响,实质上又同时影响着对价水平及股改方案中的股东利益。本文对股权分置改革方案除对价外的其他特征变量的检验结果,说明股权结构也同样影响着股改方案的其他特征,且这些其他特征都反映了非流通股股东的行为。在检验中,将总体样本分为调整方案与未调整方案两组股改公司样本,分别进行了模型的检验,其变量的检验结果与国有和非国有样本检验的结果一致,进一步说明了股权结构影响股东行为,这种影响最终都传递到股改方案之中,又影响了对价水平与股东利益。

综上所述,股权结构对股改方案中影响股东利

益的对价水平和与非流通股股东行为相关的其他方案特征均起着关键影响,控股股东为代表的非流通股股东与以中小股东为代表的流通股股东相比,在股改中占有更多的控制权与优势。

参考文献

- ① 陈小悦,徐晓东. 股权结构、企业绩效与投资者利益保护[J]. 经济研究, 2001(11).
- ② 何浚. 上市公司治理结构的施政分析[J]. 经济研究, 1998(5).
- ③ 孙永祥,黄祖辉. 上市公司的股权结构与绩效[J]. 经济研究, 1999(12).
- ④ 魏刚. 高级管理层激励与上市公司经验绩效研究[J]. 经济研究, 2000(3).
- ⑤ Kane G D, N L Meade. Ratio analysis using rank transformation[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 1998(10): 59 - 74.
- ⑥ 白重恩,刘俏,陆洲,宋敏,张俊喜. 中国上市公司治理结构的实证研究[J]. 经济研究, 2005(2).
- ⑦ 徐晓东,陈小悦. 第一大股东对公司治理、企业业绩的影响分析[J]. 经济研究, 2003(2).

Studying on Influencing Factors of Equity Splitting Reform Scheme ——Based on equity structure and scheme characteristic

YANG Mian-zhi¹, WEN Yang-yang²

(1. School of Business Administration Anhui University, Hefei 230039, China;

2. Industrial and Commercial Bank of China, Beijing 100032, China)

Abstract : This paper studies on the characteristic of considerations and commitments that influence on shareholder benefits in equity splitting reform, analyzes the influencing factors of equity splitting reform, furthermore, explores the relationship between equity structure and scheme characteristic. Empirical tests appear that the negotiable shareholders were endowed proportion considerations that mostly reflect equilibrium expectation and consideration costs that the non- negotiable shareholders paid, what's more important that equity structure has an important effect on various scheme characteristic, at the meantime, the behavior of the non- negotiable shareholders was also influenced by equity structure.

Key words : equity splitting; equity structure; considerations; influencing factors

(上接第 79 页)

Market Reaction Testing on Earnings Management

YANG Xiu-yan^{1,2}, ZHENG Shao-feng¹

(1. Northwest Sci-tec University of Agriculture and Forestry, Yangling Shanxi 712100, China;

2. Laiyang Agricultural College, Qingdao Shandong 266109, China)

Abstract : By using separate and distinct methods, I find consistent evidence of significant positive abnormal trading returns from a hedge portfolio based on listed A - share firms from 2001 to 2003 in China. Then giving the evidence to support the hypothesis that investors do not give due reaction to earnings management.

Key words : earnings management; market reaction; discretionary accruals