

# 机构持股、信息质量与应计异象

刘 斌<sup>1</sup>, 张 健<sup>1,2</sup>

(1. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044; 2. 重庆交通大学 财经学院, 重庆 400074)

**[摘要]**以2004至2008年A股盈利性上市公司为研究样本,运用非线性Minshkin检验方法以及线性多元回归方法,对我国证券市场应计异象的存在性进行了检验,并分析了机构投资者持股能否减缓应计异象。结果表明我国证券市场总体上存在显著的应计异象,并且机构投资者能够起到减缓应计异象的作用。随后,研究了会计信息质量对机构投资者减缓应计异象的影响,高质量的会计信息有助于机构投资者对应计利润更准确定价,进一步消减应计异象。

**[关键词]**机构持股;应计异象;机构投资者;会计信息质量;Minshkin检验;应计利润;会计盈余;会计信息有用性  
**[中图分类号]**F234.4 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2012)06-0067-08

## 一、引言

在有效市场假说的前提下, Ball & Brown的研究开创性地将会计盈余与股票收益联系起来,证明了会计信息的有用性<sup>[1]</sup>。之后学术界的大量研究又多次证实了会计盈余具备信息含量。但是20世纪80年代之后,学者们却发现越来越多的“异象”,其中代表性的是“应计异象”。所谓应计异象就是在当期报告高(低)应计利润的公司趋向于在未来期间具有异常低(高)的会计盈余和股票收益<sup>[2]</sup>。

应计异象对有效市场假说提出了挑战,引起西方学者的极大关注。相关研究主要集中在检验应计异象是否存在以及应计异象影响因素两个方面。研究普遍认为美国证券市场上持续存在应计异象<sup>[2-4]</sup>。部分学者也在美国之外的证券市场上展开了应计异象存在性的研究<sup>[5-7]</sup>,但研究结论存在差异。在应计异象影响因素方面,国外研究成果比较丰富。例如, Foster等从风险角度研究了应计异象的影响因素<sup>[8]</sup>。Collins认为应计异象只是证券市场异象的一种表现<sup>[3]</sup>。我国学术界对应计异象的研究起步较晚,目前取得的成果相对较少。如李远鹏、牛建军利用1998至2002年共5年上市公司A股数据进行应计异象检验,研究认为我国盈利性上市公司存在显著应计异象<sup>[9]</sup>。权小锋等和孙健分别从操控性应计与投资者心理角度对应计异象的存在原因进行了解释<sup>[10-11]</sup>。总体看来,我国应计异象研究尚存大量值得深入展开的领域。

本文试图采用非线性Minshkin检验方法、线性多元回归方法从总体上检验2004至2008年我国证券市场是否存在应计异象,并从机构投资者角度深入研究应计异象的影响因素,结果发现机构投资者对证券市场应计异象产生了减缓作用,但并不能完全消除应计异象。文章进一步分析认为,上市公司会计信息质量不高是阻碍机构投资者消减应计异象的深层因素。

本文研究贡献主要在于:(1)运用多种方法,深入细致地研究了我国证券市场上应计异象的存在性以及机构投资者持股能否减缓应计异象,研究从理论上对促进机构投资者的发展,提高我国证券市

**[收稿日期]**2011-02-06

**[基金项目]**国家自然科学基金项目(面上项目)(70972055);重庆市教育委员会人文社会科学研究项目(10SKG04)

**[作者简介]**刘斌(1962—),男,重庆市人,重庆大学经济与工商管理学院会计系教授,博士生导师,从事会计与审计理论研究;张健(1972—),女,重庆市人,重庆大学经济与工商管理学院博士生,重庆交通大学会计系副教授,从事财务与会计、财务管理研究。

场定价效率有着积极作用。(2)首次研究了会计信息质量对机构投资者减缓应计异象作用的影响,并结合新会计准则的实施进行深入研究,为继续改进上市公司会计信息质量,充分发挥会计信息在证券市场的资源配置功能提供了新证据。

## 二、文献回顾与假设提出

### (一) 应计异象的存在性

国外学者的研究普遍认为在美国证券市场上持续存在应计异象<sup>[2-4]</sup>,而在美国之外的其他一些国家,对应计异象存在性的研究结论并不统一。Kaserer & Klinger 认为德国上市公司在 1995 至 2002 年之间,只有后三年存在应计异象<sup>[5]</sup>。Leippold & Lohre 在研究了 1994 至 2007 年国际证券市场样本之后认为,全球性的应计异象是由于研究方法选用问题造成,应计异象仅仅在美国持续存在<sup>[12]</sup>。

我国学者直接研究应计异象存在性的成果相对较少,研究结论尚不统一。总体上看,多数研究认为我国证券市场存在应计异象。李远鹏、牛建军的研究期间为 1998 至 2002 年,发现盈利公司中存在应计异象<sup>[9]</sup>。李志文、宋云玲研究期间从 1998 年开始扩展至 2005 年,他们发现该期间存在对应计和现金流的错误定价<sup>[13]</sup>。但是错误定价程度在市场环境(牛市、熊市)不同时出现了差异。

国内外对应计异象存在性的研究结论具有差异,尚无定论,因此我们提出如下假设。

假设 1a:研究期间内我国证券市场整体上存在应计异象。

假设 1b:研究期间内我国证券市场整体上不存在应计异象。

### (二) 应计异象影响因素与机构投资者持股

国外学者从不同角度研究了可能导致应计异象存在的因素。研究将市场投资者分成老练投资者(sophisticated investor)与幼稚投资者(naïve investor)。幼稚投资者以个人投资者为代表,老练投资者主要指机构投资者。Ali 等检验了机构投资者不同持股水平(高组、低组)下,对应计利润错误定价发生的程度<sup>[14]</sup>。研究结果发现,持股比例较高的老练投资者也不能很好地认识盈余不同组成的内涵差异<sup>[15]</sup>。Collins 认为相对个人投资者而言,机构投资者在搜集和运用财务报告信息时,具备更多的资源以及更强的能力,因而会更为深入地分析盈余应计部分以及现金流部分不同的持续性<sup>[3]</sup>。

自 2003 年开始,我国机构投资者规模大幅度增加,截止 2009 年 3 月包括投资基金、保险资金、社保年金以及 QFII 在内的各类机构投资者持有 A 股流通市值的比例已接近 50%。随着机构投资者的的发展,我国学术界对机构投资者在证券市场中定价作用的研究也逐渐展开<sup>[16]</sup>。齐伟山等研究发现机构投资者持股并未减轻盈余公告后的价格漂移(盈余公告后异象)程度<sup>[17]</sup>。另一方面,饶品贵和姜国华研究认为机构投资者比普通投资者更能发掘市场错误定价,并能通过交易行为纠正错误定价,提高市场效率<sup>[18]</sup>。在具体研究机构投资者持股对应计利润的定价效果方面,目前国内成果稀少<sup>[19]</sup>。

本文认为,机构投资者拥有较多的信息渠道以及较强的专业分析能力,这些资源优势使机构投资者对上市公司内在价值具有较强的识别能力。此外,机构投资者的资金优势也使其交易行为规模效应显著,因而从理论上,机构投资者更接近有效市场假说中的“理性经济人”。近年来,机构投资者队伍日益壮大,内在质量也逐步提高,通过“用手投票”和“用脚投票”两种方式在证券市场上积极发挥作用,我国机构投资者已经具备老练投资者特质<sup>[20]</sup>。因此,本文认为机构投资者能够识别盈余信息中应计利润和现金流不同的持续性,并通过交易行为纠正错误定价。特别是持股比例较高的机构投资者,其交易行为更为理性,市场参与度更高,更能起到减缓应计异象提高市场定价效率的作用。由此,文章提出以下假设。

假设 2:机构持股比例高的公司,其应计异象程度比机构持股比例低的公司小。

### (三) 会计信息质量对机构持股减缓应计异象的影响

国外研究结果发现,机构投资者对应计异象的消除作用有限<sup>[21-22]</sup>。我国学者孙健的研究也表

明,持股比例较高的机构投资者能在一定程度上减缓上市公司应计异象,但并没有完全消除应计异象<sup>[11]</sup>。那么,是什么因素导致老练的机构投资者不能通过其交易活动消除持股公司的应计异象呢?

国外已有学者从极端应计利润组的公司特征、套利交易成本等方面分析了理性机构投资者未能消除应计异象的原因<sup>[3]</sup>。Xie 等学者则认为,应计异象实质上是操控性应计异象,即投资者对操控性应计错误定价<sup>[23]</sup>。Xie 的研究说明会计信息质量是影响投资者对应计利润正确定价的重要因素<sup>[23]</sup>。Kaserer & Klinger 研究认为,2002 年德国会计准则变迁后,造成上市公司操控性应计水平波动,操控性应计水平提高即会计信息质量的下降导致了德国证券市场 2002 年后出现明显应计异象<sup>[5]</sup>。国内学者权小锋等借鉴 Xie 的思路,研究发现我国证券市场也存在投资者对操控性应计错误定价,对非操控性应计不发生错误定价的现象,证实我国证券市场上会计信息质量是影响投资者对应计利润正确定价的关键因素<sup>[10]</sup>。我们认为会计信息是投资者分析上市公司财务状况,做出正确投资决策的基本依据,理性机构投资者的正确决策会更加依赖高质量的会计信息。因此公司信息质量高低将对机构投资者减缓应计异象产生重要影响。文章提出如下假设。

假设 3:信息质量高的机构持股公司应计异象程度相对更低。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文以 2004 至 2008 年 A 股上市公司为初始研究样本,对样本进行以下处理:(1)剔除净利润为负的公司;(2)剔除 ST、\*ST、PT 公司;(3)保存至少连续三年有完整的财务数据,未来一年 5 月至下年 4 月有完整的股票收益数据;(4)剔除金融保险类公司;(5)剔除上市不足一年的公司;(6)剔除数据缺失样本。最终得到 5 年共 3243 个非均衡面板数据。

本文数据主要来源于万德(Wind)数据库、色诺芬(CCER)和国泰安(CSMAR)数据库。

#### (二) 变量定义

##### 1. 会计应计、会计盈余与现金流的定义

本文基于现金流量表衡量应计利润。具体计算如下:

$Earnings = \text{年末净利润} / \text{年初总资产}$

$Cash = \text{年末经营活动的净现金流量} / \text{年初总资产}$

$Accruals = \text{年末应计利润} = (\text{年末净利润} - \text{年末经营活动的净现金流量}) / \text{年初总资产}$

2007 年初总资产根据新准则调整后数值计算。

##### 2. 股票超额收益率的计算

超额收益的计算从年报公告年度的 5 月至次年 4 月。首先,本文对样本公司股票月度收益率按照其月度总市值大小顺序分为 10 组;其次,将各样本公司股票月度收益率平减所在组的加权平均收益率(以样本公司月度总市值为权重),这样得到了各公司股票规模调整后月度超额收益率;最后,将各样本公司股票规模调整后月度超额收益率转化为年度超额收益率( $Abreturn$ )。

##### 3. 机构持股比例

沪深两市 A 股上市公司机构总体持股比例( $INS$ )。具体使用公司年末总机构持股数量除以流通股总股数计算。

##### 4. 信息质量的定义

考虑到存在向上和向下的盈余管理问题,文章使用操控性应计的绝对值( $DA$ )来反映盈余质量。 $DA$  越大公司盈余管理越严重,会计信息质量越低;反之,会计信息质量越高。

本文采用了基于行业分类的修正琼斯模型计算操控性应计利润,模型如下。

$$\frac{NDA_t}{A_{t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}}$$

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_t}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} + \xi_t$$

$$DA = |TA - NDA|$$

其中,  $NDA$  为非操控性应计,  $\Delta REV$  为  $t-1$  期至  $t$  期营业收入的变化量,  $\Delta REC$  为  $t-1$  期至  $t$  期应收账款净额的变化量,  $PPE$  为固定资产原值,  $TA$  为总应计,  $A$  为总资产。

行业分类标准依据为证监会 2001 年发布的《上市公司行业分类指引》。为了保证回归的统计特性, 剔除当年观测值低于 10 个的行业。

#### 5. 控制变量

文章使用多元回归模型检验应计异象以及机构投资者持股影响时, 涉及的控制变量主要包括:  $SIZE, BM, EP, BETA$ 。 $SIZE$  代表公司规模, 使用年末资产总额的自然对数计算;  $BM$  是账面市值比, 即年末股东权益账面价值除以总市值;  $EP$  是盈余价格比率, 即净利润除以股票价格;  $BETA$  是代表市场风险的风险系数。

### 四、实证模型及结果

#### (一) 描述性统计

表 1 描述了文章所使用相关变量的统计分布情况。栏(1)反映的是 2004 至 2008 年总样本相关变量的平均数、中位数以及标准差。从结果看出,  $Accruals$  平均数接近 0, 中位数为负。  $Abreturn$  平均数

表 1 主要变量描述性统计

名称		总样本 (1)	持股比例高组 (2)	持股比例低组 (3)	信息质量高组 (4)	信息质量低组 (5)
Earnings	平均数	0.044	0.064	0.024	0.062	0.065
	中位数	0.039	0.053	0.025	0.053	0.055
	标准差	(0.068)	(0.065)	(0.065)	(0.064)	(0.066)
Cash	平均数	0.071	0.086	0.056	0.137	0.035
	中位数	0.068	0.084	0.054	0.120	0.046
	标准差	(0.112)	(0.125)	(0.094)	(0.113)	(0.116)
Accruals	平均数	-0.011	-0.006	-0.016	-0.066	0.053
	中位数	-0.020	-0.017	-0.022	-0.057	0.027
	标准差	(0.107)	(0.115)	(0.097)	(0.077)	(0.115)
Abreturn	平均数	-0.016	-0.004	0.008	0.016	-0.060
	中位数	-0.090	-0.113	-0.069	-0.089	-0.141
	标准差	(0.414)	(0.403)	(0.423)	(0.428)	(0.375)
DA	平均数				0.021	0.109
	中位数				0.020	0.085
	标准差				(0.012)	(0.082)
INS	平均数	0.213	0.379	0.048	0.374	0.383
	中位数	0.143	0.328	0.035	0.322	0.337
	标准差	(0.216)	(0.193)	(0.043)	(0.190)	(0.195)
Number		3243	1622	1621	811	811

注: Earnings 表示  $t+1$  期的会计盈余, 其余变量均为  $t$  期值, 以下各表相同。

和中位数整体为负,而且标准差较大,说明我国证券市场股票收益波动性较大。控制变量  $BM$ 、 $EP$  和  $BETA$  整体状况与孙健和权小锋的研究有差异<sup>[10-11]</sup>,我们认为主要是文章选样过程不同造成。栏(2)与栏(3)分别反映将总样本分为机构持股比例高组与持股比例低组相关变量的分布情况。机构持股比例高组  $Earnings$ 、 $Cash$  和  $Accruals$  的平均数、中位数均高于机构持股比例低组。栏(4)与栏(5)反映的是将机构持股比例高组分为信息质量高组与信息质量低组后的情况。从平均数、中位数结果来看,两组  $Earnings$  相差不大。信息质量高组的  $Accruals$  低于信息质量低组, $Cash$  则恰好相反。机构持股比例在信息质量高组与信息质量低组之间差异较小,这样保证了更准确地分析信息质量对机构投资者市场定价功能的影响。

文章对主要变量之间的相关性进行了检验(具体过程省略,如感兴趣的读者可与作者索取),全样本应计利润与经营现金流之间是显著的负向关系。Pearson 相关系数为  $-0.8$ ,表明我国上市公司的确存在使用应计来平滑总利润的现象。此外,下一年度超常收益与应计利润之间存在显著的负相关(Pearson 相关系数为  $-0.074$ ,在  $1\%$  水平上显著;Spearman 相关系数为  $-0.082$ ,在  $1\%$  水平上显著),其他变量之间关系基本符合逻辑。

## (二) 检验应计异象存在性

文章采用两种方法检验我国证券市场在 2004 至 2008 年期间是否存在应计异象。首先,我们采用的是 Sloan 有效市场模型下的 Mishkin 检验方法<sup>[2]</sup>,模型如下。

$$Earning_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Accruals_t + \alpha_2 Cash_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

$$Abreturn_{t+1} = \delta_0 + \delta_1 [Earning_{t+1} - \alpha_0^* - \alpha_1^* Accruals_t - \alpha_2^* Cash_t] + \mu_{t+1} \quad (2)$$

方程(1)为预测模型,方程(2)为定价模型, $\alpha_j (j = 1, 2)$  为持续性系数, $\alpha_j^* (j = 1, 2)$  为市场定价系数。如果投资者能够对公司未来收益做出理性预期,即能够区分包含在应计和现金流中的不同的持续性信息,从而对应计利润和现金流正确定价,则  $\alpha_j = \alpha_j^* (j = 1, 2)$  成立。上述过程通过使用非线性最小二乘迭代方法,运用 Wald 统计量进行检验。

下页表 2 栏(1) 报告了 2004 至 2008 年的全样本总体检验结果。全样本中  $Accruals$  与  $Cash$  的持续性系数分别为 0.764 和 0.829,前者小于后者,即  $\alpha_1 < \alpha_2$ 。因此应计利润的持续性低于现金流。此外, $Accruals$  与  $Cash$  的定价系数分别为 0.727 和 0.590,即  $\alpha_1^* > \alpha_2^*$ ,表明市场高估应计利润,低估现金流。全样本中检验  $\alpha_1 = \alpha_1^*$  以及  $\alpha_2 = \alpha_2^*$  的 Wald 统计量分别为 19.69、11.33,在统计上非常显著。以上结果表明我国证券市场整体上存在应计异象。

其次,我们运用多元回归方法对应计异象的存在性进行了整体检验。我们认为如果投资者对利润进行理性预期,那么他们就不会出现系统性偏差。如果投资者对应计利润(或者现金流)高估(或者低估),那么未来的超额收益将与滞后期的应计利润(现金流)负相关(或者正相关)。由上文构建回归模型如下。

$$Abreturn_{t+1} = \theta_0 + \theta_1 Accruals_t + \theta_2 Cash_t + \theta_3 SIZE_t + \theta_4 BM_t + \theta_5 EP_t + \theta_6 BEAT_t + \sum_{i=7}^{11} \theta_i Year + \sum_{j=12}^{30} \theta_j Industry + v_{t+1} \quad (3)$$

多元回归结果见下页表 3 方程(3) 第一栏。实证结果显示  $Accruals$  与  $Abreturn$  在  $1\%$  的水平上显著负相关,即我国投资者对应计利润过度评价,研究期间总体上存在显著应计异象。此外, $Abreturn$  与公司规模显著负相关,表明存在规模异象。 $BM$  和  $EP$  的反应系数与前人研究结论基本一致,表明这两个指标对未来盈余具有较高预测性。 $BETA$  值代表风险,与超额收益负相关且不显著。这一结果与以前研究有差异<sup>[10-11]</sup>。我们认为这是由于本文在选样过程剔除了亏损公司,进行了较为严格的筛选所致。

总之,上述实证结果均证实了假设 1a 成立,即研究期间内我国证券市场整体上存在应计异象。

### (三) 机构投资者对上市公司应计异象影响的检验

我们将 2004 至 2008 年全部样本根据机构持股比例高低分成两组, 持股比例高组与持股比例低组各自包含样本 1622 个和 1621 个。随后我们采用了三种方法对机构投资者应计定价效果进行了测试。

首先, 我们对机构持股比例高组和持股比例低组分别使用方程(1)(2), 借鉴 Sloan 的 Mishkin 检验方法进行测试<sup>[2]</sup>。结果见表 2 第(2)栏、第(3)栏。我们发现机构持股比例低组存在应计异象(应计利润的持续性系数为 0.390, 市场定价系数为 1.944, 检验应计异象的 Wald 统计量为 7.11, 显著性水平为 0.007)。我们的研究还发现持股比例高组仍然存在错误定价(应计利润的持续性系数为 0.406, 市场估价系数为 0.727, Wald 统计量为 4.17, 显著性水平为 0.041)。但是比较机构持股比例低组, 机构持股比例高组错误定价的程度较小(Wald 统计量  $4.17 < 7.11$ , 显著性水平  $0.041 > 0.007$ )。

其次, 我们运用多元回归模型分别对机构投资者持股高低组再次进行了定价检验。结果见表 3 方程(3)第二栏、第三栏。我们看到机构持股比例高组与低组的应计利润均与超额收益显著负相关, 说明两组均存在应计异象。但持股比例低组的负向相关关系在 1% 水平上显著, 持股比例高组在 10% 水平上显著, 表明随着机构投资者持股比例增加, 上市公司应计异象程度下降。

最后, 我们引入哑元变量, 构建方程(4), 对假设 2 进行了更深入地检验, 模型如下。

$$Abreturn_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 Accruals_t + \beta_3 d \times Accruals_t + \beta_4 Cash_t + \beta_5 d \times Cash_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 BM_t + \beta_8 EP_t + \beta_9 BEAT_t + \sum_{i=10}^{13} \beta_i Year + \sum_{j=14}^{32} \beta_j Industry + \omega_{t+1} \quad (4)$$

$d$  为哑元变量, 当样本为机构持股比例高组时为 1, 否则为 0。 $d \times Accruals$  和  $d \times Cash$  是交乘项, 测试是否机构持股比例高低不同时, 市场应计异象的程度不同。 $\beta_3$  反映的是机构持股比例高组和持股比例低组应计异象的差异程度大小。

结果见表 3 方程(4) 栏。交乘项  $d \times Accruals$  的系数  $\beta_3$  为 0.791, 在 1% 水平上显著。说明机构持股比例高组与持股比例低组应计异象程度差异明显。而且机构持股比例高组应计定价系数为  $-0.11 (= -0.901 + 0.791)$ , 表明持股比例高组明显减缓了应计异象。

总之, 以上实证结果均证实了假设 2 的成立。

### (四) 会计信息质量对机构投资者消减应计异象功能的影响

综上, 我们认为我国的机构投资者在一定程度上具备减缓上市公司应计异象的功能。机构持股比例越高, 理性定价的效果越明显。但研究结果也反映出, 机构持股比例高仅仅缓解了应计异象程度但并未完全消除应计异象。就此下文将从会计信息质量角度, 检验会计信息质量高低对机构投资者消减应计异象功能的影响。

我们选择了操控性应计作为会计信息质量的代表。由于存在向上和向下的盈余管理, 本文对按照琼斯模型计算的操控性应计取绝对值, 将持股比例高组

表 2 Mishkin 检验方法下应计异象测试结果

	全样本 (1)	持股比例高组 (2)	持股比例低组 (3)	信息质量高组 (4)	信息质量低组 (5)
$a_1$	0.764	0.406	0.390	0.705	0.600
$a_2$	0.829	0.497	0.464	0.809	0.665
$a_1^*$	1.784	0.727	1.944	0.927	0.996
$a_2^*$	1.472	0.590	1.613	0.952	0.764
Wald 统计量					
$a_1 = a_1^*$	19.690	4.170	7.110	2.490	3.060
$a_2 = a_2^*$	11.330	0.450	5.090	1.430	0.260
显著性水平					
$a_1 = a_1^*$	0.000	0.041	0.007	0.114	0.080
$a_2 = a_2^*$	0.000	0.503	0.024	0.231	0.612

表 3 多元回归检验结果

	方程(3)			方程(4)
	全样本	持股比例高组	持股比例低组	混合样本
Constant	2.071 *** (11.987)	1.618 *** (6.853)	2.769 *** (9.825)	2.162 *** (12.185)
accruals	-0.347 ** (-2.957)	-0.270 * (-1.843)	-0.797 *** (-3.843)	-0.901 *** (-4.450)
cash	-0.126 (-1.090)	-0.061 (-0.438)	-0.571 *** (-2.627)	-0.696 *** (-3.290)
d				-0.034 (-1.602)
d × accruals				0.791 *** (3.219)
d × cash				0.807 *** (3.265)
SIZE	-0.093 *** (-11.548)	-0.069 *** (-6.419)	-0.135 *** (-9.726)	-0.097 *** (-11.429)
BM	0.241 *** (5.440)	0.172 *** (2.749)	0.411 *** (5.752)	0.268 *** (5.740)
EP	0.080 *** (2.617)	-0.032 (0.726)	0.183 *** (4.396)	0.080 *** (2.625)
BETA	-0.040 (-1.384)	-0.067 (-1.589)	-0.002 (-0.059)	-0.038 (-1.286)
Year and Industry	yes	yes	yes	yes
Number	3243	1621	1621	3243
Adjusted R squared		0.080	0.098	0.098

的 1622 个样本根据操控性应计绝对值高低分为两组。操控性应计绝对值低组为信息质量高组,反之为信息质量低组。然后我们对两组各自使用方程(1)(2),运用 Mishkin 检验方法进行测试。结果见上页表 2 第(4)与第(5)栏。我们发现,信息质量低组仍然存在错误定价(应计利润持续性系数为 0.600,市场估价系数为 0.996。检验应计异象的 Wald 统计量为 3.06,显著性水平为 0.080)。但信息质量高组应计异象程度大幅度下降(应计利润持续性系数为 0.705,市场估价系数为 0.927。Wald 统计量为 2.49,显著性水平为 0.114)。由此我们认为,在较高信息质量前提下,机构投资者才能够真正发挥其理性投资者的作用,从而对应计利润进行正确定价。实证结果符合我们的预期,说明信息质量高低的确是影响机构投资者理性定价作用的重要因素,因而假设 3 成立。

## 五、进一步研究

我国上市公司自 2007 年 1 月 1 日起执行和国际会计准则(International Financial Reporting Standarding,简称 IFRS)趋同的新会计准则。新会计准则的执行效果是理论界和实务界共同关心的问题。国外部分学者已经开展了会计准则变迁对应计异象影响的研究。例如 Kaserer 等认为德国应计异象主要发生于执行 IFRS 或者美国 GAAP(General Ac-

表 4 新准则实施前后应计异象测试结果

	全样本 (1)		持股比例高组 (2)		持股比例低组 (3)	
	实施前	实施后	实施前	实施后	实施前	实施后
$a_1$	0.933	0.390	0.932	0.363	0.839	0.294
$a_2$	0.958	0.486	0.969	0.482	0.880	0.365
$a_1^*$	2.840	0.622	1.981	0.460	2.747	1.281
$a_2^*$	2.669	0.368	1.705	0.310	2.835	0.846
Wald 统计量						
$a_1 = a_1^*$	11.660	2.950	5.570	0.710	7.070	3.810
$a_2 = a_2^*$	11.660	0.820	4.120	2.330	7.610	1.510
显著性水平						
$a_1 = a_1^*$	0.000	0.086	0.018	0.399	0.008	0.051
$a_2 = a_2^*$	0.000	0.364	0.042	0.127	0.006	0.218

ceptable Accounting Principle)的公司,而执行德国 GAAP 的公司未发现应计异象<sup>[5]</sup>。Lev 等实证研究结果表明英国 1992 年开始实施的 FRS 3(Financial Reporting Standard No. 3)改善了会计信息环境,此后年度英国证券市场应计异象明显下降<sup>[4]</sup>。那么在中国特有的制度背景下,我国证券市场应计异象程度是否与会计准则变迁相联系?新会计准则的实施是否影响机构投资者减缓应计异象的效果?对此本文开展了如下研究:将全样本以及持股比例高低组样本分为新准则实施前(2004 至 2006 年)以及准则实施后(2007 至 2008 年)两个子样本,运用 Mishkin 检验方法分别对准则实施前后公司应计异象程度和机构减缓应计异象效果进行了测试,结果如表 4 所示。我们发现新准则的实施起到了减少投资者错误定价的效果(应计利润全样本准则实施前的 2004 至 2006 年 Wald 统计量为 11.66,显著性水平为 0.000,而准则实施后的 2007 至 2008 年 Wald 统计量为 2.95,显著性水平为 0.086),同时研究也发现新准则的实施进一步加强了机构持股减缓应计异象的效果,在机构持股比例高组中,2007 至 2008 年 Wald 统计量为 0.71,显著性水平为 0.399,表明应计异象得到了很大的缓解。

## 六、结论

本文运用 2004 至 2008 年 A 股上市公司数据对我国证券市场上是否存在应计异象进行了检验,结果显示,我国证券市场总体上存在显著的应计异象。文章接着分析了机构投资者持股对公司应计异象的影响,研究认为我国机构投资者特别是持股比例较高的机构已具备老练投资者特质,能够发现盈余中应计利润较低的持续性,能对应计利润正确定价,并减缓上市公司应计异象。在接下来的研究中本文发现,上市公司会计信息质量是影响机构投资者发挥理性定价功能的关键因素。最后,本文进

一步研究认为新会计准则的实施起到了减少证券市场应计异象以及加强机构投资者减缓应计异象效果的作用,从侧面反映出新会计准则发挥了提高上市公司会计信息质量的效果。

综上所述我们认为,第一,当前我国证券市场上存在显著应计异象,这对学术界、实务界深入研究应计异象问题提出了更为迫切的要求。因为市场对应计利润的错误定价,将阻碍我国证券市场发挥资源配置功效,不利于我国证券市场成熟发展。第二,相关部门应继续调整加快发展机构投资者的步伐,在扩大机构投资者规模的同时实现其质量的提高,以更好地发挥机构投资者提高市场定价效率的积极作用。第三,高质量的会计信息是证券市场资源配置效率的基础。近年来随着我国证券市场宏观环境的逐渐宽松,上市公司治理状况的改善,新会计准则的颁布实施等,上市会计公司信息质量已经有所提高,但改善上市公司会计信息质量任重道远,如何进一步提高会计信息质量仍将是值得我们后续研究的课题。

### 参考文献:

- [1] Ball R, Brown P. An empirical evaluation of accounting income number[J]. *Journal of Accounting Research*,1968(10):159-178.
- [2] Sloan R G. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? [J]. *The Accounting Review*,1996(3):289-315.
- [3] Collins D, Gong G, Hribar P. Investor sophistication and the mispricing of accruals[J]. *Review of Accounting Studies*, 2003(8):251-276.
- [4] Lev B, Nissim D. The persistence of the accruals anomaly[J]. *Contemporary Accounting Research*,2006(1):1-34.
- [5] Kaserer C, Klinger C. The accrual anomaly under different accounting standards lessons learned from the German experiment[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*,2008(7/8):837-859.
- [6] Pincus M, Rajgopal S, Venkatachall M. The accrual anomaly: international evidence[J]. *The Accounting Review*,2007(1):169-203.
- [7] Fairfield P M, Whisenant J S. Accrued earnings and growth: implications for future profitability and market mispricing [J]. *The Accounting Review*,2003,78:253-371.
- [8] Foster G, Olsen C, Shevlin T. Earnings releases, anomalies and the behavior of security returns[J]. *The Accounting Review*,1984,59:574-603.
- [9] 李远鹏,牛建军. 退市监管与应计异象[J]. *管理世界*,2007(5):125-132.
- [10] 权小锋,吴世农. 媒体关注、盈余操纵与应计误定价[D]. 厦门大学,2010.
- [11] 孙健. 投资者情绪、会计应计与超额回报[J]. *科学决策*,2011(6):63-80.
- [12] Leippold M, Lohre H. Data snooping and the global accrual anomaly[D]. Working paper,2008.
- [13] 李志文,宋云玲. 中国上市公司盈余和盈余构成的错误定价[J]. *中国会计评论*,2009(7):53-66.
- [14] Ali D A, Hwang L, Trombley M. Accruals and future stock returns: tests of the investor hypothesis[J]. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*,2000(2):161-181.
- [15] Hand J. A test of the extended functional fixation hypothesis[J]. *The Accounting Review*,2005,65:740-763.
- [16] 蔡庆丰,宋友勇. 超常规发展的机构投资者能稳定市场吗? [J]. *经济研究*,2010(1):90-101.
- [17] 齐伟山,欧阳令南. 机构投资者与盈余公告后的股价行为[J]. *管理科学*,2006(2):85-90.
- [18] 饶品贵,姜国华. 机构投资者行为与交易量异象[J]. *中国会计评论*,2008(9):289-308.
- [19] 侯宇,叶冬艳. 机构投资者、知情人交易和市场效率[J]. *金融研究*,2008(4):131-145.
- [20] 邵春燕. 终极控制股东对企业盈余可靠性影响的实证研究——依据2005年—2008年中国制造业上市公司的数据[J]. *审计与经济研究*,2010(1):57-65.
- [21] 李婉丽,陈丽英,吕怀立. 盈余重述与真实活动操控——以高报盈余的重述公司为例[J]. *审计与经济研究*,2011(4):69-76.

(下转第82页)



- [16] 耿照源, 邹咪娜, 高晓丽. 我国上市公司股权激励与盈余管理的实证研究[J]. 统计与决策, 2009(10):141-143.
- [17] 王兵, 卢锐, 徐正刚. 薪酬激励治理效应研究——基于盈余质量的视角[J]. 山西财经大学学报, 2009(7):67-73.
- [18] 唐建琴, 李连军. 中国上市公司管薪酬增长与公司业绩关系的经验研究[J]. 南京审计学院学报, 2007(1):49-52.

[责任编辑:高 婷]

## A Study on the Relationship of Executive Equity Incentives Contract and Earnings Quality

BI Xiaofang, HAN Chuanmo

(School of Business, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

**Abstract:** The implementation of executive equity incentive contract is closely related to the accounting information quality. Earnings quality has an effect on management shareholding and executive equity incentives plans, and management shareholding and equity incentives do the same on the earnings quality. The study finds some results as follows. First, firms with lower earnings quality may attract higher manager ownership. Second, there is a significant positive correlation between management equity and earnings timeliness. Third, after the company executive equity incentive plan, earnings reliability will be reduced accordingly.

**Key Words:** executive equity; incentives contract; management shareholding; earnings quality; earnings quality reliability; earnings timeliness; accounting earnings

---

(上接第 74 页)

- [22] 钟宜彬. 上市公司股权集中度与企业绩效的实证研究[J]. 南京审计学院学报, 2011(1):66-72.
- [23] Xie H. The mispricing of abnormal accruals[J]. The Accounting Review, 2001(76):357-373.

[责任编辑:高 婷]

## Institutional Ownership, Information Quality and Accrual Anomaly

LIU Bin<sup>1,2</sup>, ZHANG Jian<sup>1,2</sup>

(1. School of Economy and Industry and Business Management, Chongqing University, Chongqing 400044, China;

2. Department of Accounting, Chongqing Jiaotong University, Chongqing 400074, China)

**Abstract:** By using the non-linear Minshkin and multiple linear regression methods, this paper conducts a joint test for the existence of accrual anomaly and whether institutional ownership could slow down the accrual anomaly on the basis of the study on the A-share listed companies in China's securities market during the period of 2004—2008. The results show that institutional investor can ease the degree of accrual anomaly. Then the paper makes a study on the influence of the quality of accounting information on the institutional investor's mitigating accrual anomaly. We find high accounting information quality help institutional investors price accrual profits more accurately, thus reducing the accrual anomaly in question.

**Key Words:** institutional ownership; accrual anomaly; institutional investors; accounting information quality; Minshkin test; accrual profits; accounting earnings; usefulness of accounting information