



应计质量的风险定价研究 ——来自中国A股市场的证据

王 鸿, 朱宏泉, 葛建平, 陈 丽

西南交通大学 经济管理学院, 成都 610031

摘要:以2002年~2008年575家A股上市公司为样本,分别运用固定效应和时间序列OLS回归方法,从股价(年报后)和股票回报率两个角度考察A股上市公司应计盈余质量是否会影响投资者对股票的定价。通过将每股盈余分离成每股可控盈余、非可控盈余和经营现金流后发现,年报之后的股票价格与可控盈余之间呈高度正相关。研究结果表明,投资者不能有效识别上市公司财务报表的真实性,盈余管理在一定程度上影响了投资者对股票的客观定价。进一步,通过构建盈余质量的替代变量AQfactor,将其纳入CAPM模型和三因子模型中进行资产定价检验。结果显示,AQfactor虽然与股票回报率正相关,但并不具有统计意义上的显著性,即在中国A股市场上,没有证据表明应计盈余质量可以作为一个信息风险定价因子来解释股票回报;在相对较长而稳定的期间里,超常的报告盈余引起的应计盈余波动并不能给投资者带来稳定回报率。

关键词:应计质量;股价;回报率;资产定价

中图分类号:F831.5

文献标识码:A

文章编号:1672-0334(2010)02-0112-09

1 引言

2001年后因为大力发展机构投资者加之QFII的推出,A股市场已处于国际接轨的转型期,在这一时期里,投资者与上市公司之间的信息不对称仍然是影响现代股份公司制度以及证券市场有效运转的主要障碍。立足于中国资本市场的会计实证研究从不同的角度和层面证实上市公司利润操纵现象十分严重,会计盈余是投资者对公司定价的基础,若投资者不能甄别盈余管理(盈余管理程度越高应计质量越差)行为而被误导,那么价值投资的概念就难以真正在中国A股市场实现。

价值相关性是美国财务会计准则委员会(FASB)的盈余质量特征概念公告中明确提出的重要特征之一,是一个与决策有用性密切相关的概念。价值相关性用于衡量盈余对股价的解释程度,可以通过会计盈余与股价变化之间的关系进行考察,会计盈余对股票报酬的解释程度越高,价值相关性越强,即盈余质量越高。应计制会计下盈余对公司业绩的衡量

能力或盈余的信息含量主要源自应计项目,应计的概念是由Healy在1985年提出的,他用狭义应计概念衡量可操纵性应计,并以应计额来反映盈余质量^[1]。应计质量(accruals quality, AQ)是盈余质量的重要组成部分之一,是会计学和金融学的核心问题之一。目前,中国文献对于应计质量的研究基本上都是从研究上市公司盈余管理现象出发的,即基于资本市场动机的盈余管理研究、从盈余管理内在影响机理出发分析上市公司治理结构对盈余管理的影响和基于契约动机的盈余管理研究。而对于上市公司的盈余管理行为是否误导了投资者对股票的定价,即投资者对于盈余管理的识别方面中国学者研究甚少。并且,国外大量研究表明,低盈余质量损害公司与投资者之间在资本投资方面的协调性,带来了信息风险,应计质量捕捉了这种不可分散的公司信息风险,投资者需要因此而得到一个风险回报^[2]。从理性投资的角度讲,信息因素应该被纳入资产定价模型,然而是否应计质量能作为一个风险定价因子解释股票

收稿日期:2009-09-29 **修返日期:**2010-03-25

基金项目:国家自然科学基金(70971110)

作者简介:王鸿(1979-),女,湖北武汉人,西南交通大学经济管理学院博士研究生,研究方向:资产定价、公司财务等。

E-mail: daodaow@126.com

超额回报率是有待进一步探讨的问题。

2 相关研究评述

1968年Ball等开创了盈余变动与股价变动关系的实证研究^[3]; Beaver进一步做了方差和均值检验^[4]; Ou等的研究发现,股价并未系统地反映会计盈余中应计项目与现金流量所包含的不同信息,它们所包含的有关股票收益的信息并无显著差别^[5]。然而,Chan等在研究中也发现当期会计盈余中现金流量所占的比例会影响到下一年度的会计盈余,而且对股票的未来收益也具有显著的影响^[6]; Fama和Easley等认为,信息风险是资产定价的影响因素,信息风险直接影响企业的资本成本^[7,8]; Subramanyam探讨可操控应计的股票市场定价,发现可操控应计具有投机性和价值无关性,但是在一个非有效市场会得到定价^[9]。之后,Nichols探讨AQ对冲组合的日平均回报,发现其中显著的异常回报^[10]; Aboody等认为AQ与公司规模高度相关,在等加权组合里它会导致回报的偏差^[11]。但Shanken等认为因缺乏显著的风险补偿使AQ不易被定价^[12]; Liu等的研究也表明,当存在非系统风险时,在检验股本成本和AQ相关性时,AQ缺乏统计意义上的显著性^[13]; Lambert等研究会计信息如何影响投资组合的资本成本,发现信息风险能影响公司的 β 值大小, β 的预测值能完全解释股票期望回报率的横截面差异^[14]; Hughes等通过多因子资产定价模型研究信息风险,提出新的模型,表明信息风险可以通过资产组合被分散或者能被已知的风险补偿因子解释^[15]; Khan提出基于风险考虑的对异常应计的解释,通过四因子模型来衡量风险,发现高或低盈余质量公司的平均回报的横截面变量中有相当一部分可以由风险来解释^[16]; Francis等通过构建盈余质量的替代变量AQfactor,对美国资本市场数据进行资产定价检验,得出应计盈余质量能作为一个信息风险定价因子解释超额股票回报率的变化^[17]。Core等在Francis等的研究基础上做进一步探讨,通过资产定价检验判定各种定价因素是否是潜在的风险定价因子或者解释了股票的预期回报,发现没有证据表明AQfactor是一个独立存在的风险定价因子,然而他们认为这并不意味着会计盈余质量是不相关的或是不属于信息风险,只是从总体上来说它没有反映预期回报^[18]; Gray等也在Francis等的研究基础上探讨澳洲上市公司的应计质量、信息风险和资本成本之间的相互关系,并与美国公司进行对比,发现相对于美国公司,澳洲公司的债务成本和股本成本受公司应计质量高低的影响更为显著,这与澳洲监管机制和机构所处的环境是一致的,同时他们的实证数据表明,AQfactor可以作为一个风险定价因子解释股票回报率^[19]。

中国只有为数不多的人进行相关研究。王庆文以应计项目作为会计盈余质量标准,研究其对公司下一年度会计盈余及未来两年内股票收益的影响,发现投资者会高估那些会计盈余高但经营现金流量

低的股票,而低估那些会计盈余低但经营现金流量高的股票,据此制定的投资策略可获得显著超额收益,并且这些超额收益在经过资产定价模型、三因子模型和四因子模型风险调整后依然显著存在^[20]。

综上来看,对于应计质量的评估和衡量,国外相关研究更侧重于考察其价值相关性,会计盈余对股票报酬率的解释程度越高价值相关性越强,即盈余质量越高,每股盈余指标是投资者对公司股票进行估价的基础,因而盈余质量在资本定价过程中尤为重要。近年来的国外文献大都从资本市场的投资者角度出发,研究投资者是否能区分会计盈余中应计项目与现金流量所包含的不同信息,从而进一步给应计质量定位,研究它是否能作为信息定价因子影响资产定价。然而,是否应计质量能作为一个风险定价因子解释股票超额回报率,从国外相关研究来看目前尚无定论。中国相关文献对应计质量的研究主要是侧重于研究从公司治理、契约动机角度出发以及上市公司IPO、增发、配股等融资行为中的公司盈余管理行为,而对于上述应计质量的资产定价研究很少有人关注。

本研究针对2002年~2008年A股市场与国际接轨的这个特殊转型期,从股价角度研究股价与投资者不能直接从上市公司报表观察到的可控盈余(盈余管理)的相关性,分析投资者能否甄别上市公司出于资本市场动机的盈余管理行为;同时,本研究从资产定价角度分析上市公司应计盈余质量是否能作为一个信息风险定价因子解释股票超额回报率的变化,从而为评价中国资本市场监制度和会计制度的质量提供经验证据。

3 研究设计

3.1 应计利润、不可操控应计利润、可操控应计利润

公司的会计盈余由两部分构成,即经营现金流(CFO)和总应计利润(TA),经营现金流即营业收入中当期实现了现金流的收入部分,总应计利润即营业收入中当期未实现现金流的收入部分。TA是用不包含特殊项目的净利润(NIBE,为净利润减去非经常性损益)减去经营现金流来计算的,即

$$TA_{i,t} = NIBE_{i,t} - CFO_{i,t} \quad (1)$$

其中,TA_{i,t}为第*i*个公司在第*t*年总应计利润额,NIBE_{i,t}为第*i*个公司在第*t*年特殊项目前净利润,CFO_{i,t}为第*i*个公司在第*t*年经营现金流。

如果上市公司不存在操纵利润行为,那么总应计利润应全部为不可操控应计利润(*NDA*);如果其存在操纵利润行为,那么总应计利润的组成部分中还应包括可操控应计利润(*DA*)。不可操控应计利润(用NDA_{i,t}表示)的数据可以通过修正的Jones模型得到。由于中国资本市场的特殊性,中国研究者在修正的Jones模型中往往加入无形资产变动作为控制变量^[21],同时线下项目(非经常性损益)也是一个经常被考虑的指标^[22]。因此,本研究分析总应计利润时

在 Jones 模型中加入无形资产和线下项目这两个控制变量, 即

$$\begin{aligned} \frac{NDA_{i,t}}{A_{i,t-1}} &= \gamma_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \gamma_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \\ &\quad \gamma_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \gamma_3 \frac{\Delta IE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \gamma_4 \frac{\Delta IBL_{i,t}}{A_{i,t-1}} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} &= \gamma_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \gamma_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \\ &\quad \gamma_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \gamma_3 \frac{\Delta IE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \gamma_4 \frac{\Delta IBL_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \nu_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $\Delta REV_{i,t}$ 为第 i 个公司当期与滞后一期的主营业务收入变动额; $\Delta REC_{i,t}$ 为第 i 个公司当期与滞后一期应收账款净值的变动额; $PPE_{i,t}$ 为第 i 个公司当期的固定资产净值; $\Delta IE_{i,t}$ 为第 i 个公司当期与滞后一期的无形资产和其他长期资产变动额; $\Delta IBL_{i,t}$ 为第 i 个公司当期与滞后一期线下项目的变动额, $IBL = \text{投资收益} + \text{补贴收入} + \text{营业外收支}$; $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$ 为系数。以上变量均以滞后一期期末总资产 $A_{i,t-1}$ 调整, 用以消除规模影响。残差 $\nu_{i,t}$ 为企业所对应的可操控应计利润 DA , 即

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

3.2 应计质量对股价影响程度的测定

1995 年 Ohlson 探讨每股盈余与每股股价之间的相关性, 对其进行分析性研究, 建立理论模型, 即奥尔森模型^[23]。奥尔森模型在每股股价与每股盈余之间建立直接的理论联系, 即

$$P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{i,t} + \alpha_2 BV_{i,t} + \delta_{i,t} \quad (5)$$

其中, $P_{i,t}$ 为每股价格, $E_{i,t}$ 为每股收益, $BV_{i,t}$ 为每股净资产, α 为系数, $\delta_{i,t}$ 为误差项。该模型被 Collings 和陆宇峰等分别运用于美国和中国的证券市场的检验中, 均取得较好的效果^[24,25]。同时, 陈信元等研究发现, 规模和流通股比例可以显著地解释股票收益^[26]。考虑到 A 股市场估值的一些特殊因素, 本研究在 Ohlson 的模型中增加流通股比例和规模因子(总资产的对数)。然而本研究的实证数据显示, 加入规模因子后拟合度有所降低, 因此本研究只在模型中加入流通股比例 S 这一变量, 提出以下模型, 即

$$P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 E_{i,t} + \beta_2 BV_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} + \eta_{i,t} \quad (6)$$

其中, $S_{i,t}$ 为流通股比例, β 为系数, $\eta_{i,t}$ 为误差项。

由(1)式~(3)式和(4)式可知, 每股盈余(特殊项目前)进一步分解为每股可操控应计利润、每股不可操控应计利润和每股经营现金流 3 个变量。可将(6)式转化为以下模型(称股价模型), 即

$$\begin{aligned} P_{i,t} &= \phi_0 + \phi_1 NDA_{i,t} + \phi_2 DA_{i,t} + \phi_3 CFO_{i,t} + \\ &\quad \phi_4 BV_{i,t} + \phi_5 S_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (7)$$

其中, ϕ 为系数, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。 $DA_{i,t}$ 和 $NDA_{i,t}$ 可以根据(3)式和(4)式得到。

公司出于正常会计假设和估计的需要, 也可能会产生一些预估和计提的误差, 对于一个正常的规模

和经营稳定的公司来讲, 这种误差波动幅度会比较小, 而对于那些为了刻意粉饰公司业绩而进行盈余操控的公司来讲, 这种误差的波动幅度就会比较大。为了将不同应计质量的公司分类, 本研究进一步将所有不能与应计匹配的利润(通过总应计模型回归得到的回归残差)做进一步处理, 以连续 5 年的回归残差的方差作为应计质量的度量值。回归残差 $\nu_{i,t}^*$ 用来计算应计质量的波动 AQ 值。

$$AQ_{i,t} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\nu_{i,t} - \bar{\nu})^2}{n-1}} \quad (8)$$

其中, $n = 1, 2, \dots, 5$ 。较大的 $AQ_{i,t}$ 值意味着公司的盈余波动大, 其盈余持续性弱, 盈余操控程度较大; 反之, 较小的 $AQ_{i,t}$ 值意味着公司的盈余波动小, 其盈余持续性强, 盈余操控程度较小。这样, 就可将不同可控盈余质量的公司分成 5 个应计质量等级进行分类样本检验。

3.3 应计质量对超额回报率影响程度的测定

公开信息与股票回报率的相关性是金融研究的中心问题之一, 国外学者在该领域已经进行了大量的研究。Sharpe 和 Lintner 提出的资本资产定价模型(capital asset pricing model, CAPM)首次对股票回报率做出解释, 认为股票回报率是对市场风险因素的补偿, 高回报伴随着高风险^[27,28]。CAPM 框架下存在不能解释的异象, 为此 Fama 等提出解释股票回报率的三因子模型, 将规模、账面价值与市值比作为两个额外风险因子^[29]。Carhart 在 Fama 等的三因子模型基础上增加短期回报率因素, 提出四因子模型^[30]。

然而, 传统的资产定价模型本身是建立在有效市场框架下的, 它成立的前提是假定各种信息能自由流动, 即不存在信息风险。因而, 对于包括 CAPM、三因子模型等资产定价模型来讲, 它们都没有直接考虑公司会计盈余中应计项目与现金流量所包含的不同信息所带来的信息定价风险。

低盈余质量损害了公司与投资者之间在资本投资方面的协调性, 带来了信息风险, 应计质量捕捉了这种不可分散的公司信息风险, 投资者需要因此而得到一个风险回报^[2]。从理性投资的角度来讲, 盈余信息风险因素应该被纳入资产定价模型。因此, 为衡量应计质量在一个较长的时间区间里能否解释股票超额收益率的变化, 需要将应计质量进行进一步量化, 本研究将不同盈余质量公司分为 5 个应计质量等级动态组合(每年年报后调整一次), 计算 $AQfactor$, 将其作为一个定价因子放入资产定价模型和三因子模型中捕捉应计质量对股票超额收益率的影响, 并分别以加入 $AQfactor$ 前和加入 $AQfactor$ 后两种检验做对比, 用以分析是否应计质量作为信息风险因子提高了模型对于股票超额回报率的解释程度。

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_{i,R_m-R_f}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \pi_{i,t} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} R_{i,t} - R_{f,t} &= \beta_0 + \beta_{i,R_m-R_f}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \\ &\quad \beta_{i,AQfactor} AQfactor_t + \pi_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_{i,R_m-R_f}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t + \pi_{i,t} \quad (11)$$

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_{i,R_m-R_f}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t + \beta_{i,AQfactor}AQfactor_t + \pi_{i,t} \quad (12)$$

其中, $R_{i,t}$ 为样本公司月回报率, $R_{f,t}$ 为月无风险收益率, $R_{m,t}$ 为以沪深 A 股算术平均的市场月收益率, $AQfactor_t$ 为应计质量定价因子, SMB_t 为账面市值比定价因子, HML_t 为规模定价因子, β 为系数, $\pi_{i,t}$ 为残差。从 2004 年 ~ 2008 年, 每年按公司规模 (SIZE) 大小将样本分为大 (B) 和小 (S) 两组; 再按账面市值比 (B/M) 大小分为高、中、低三组, 即 H (30%)、M (40%)、L(30%); 再把两种分组交叉, 形成 6 个组合 (BL, BM, BH, SL, SM, SH), 计算 t 年到 $(t+1)$ 年每个组合的算术平均月收益率。 SMB 表示剔除 SIZE 影响后高 B/M 与低 B/M 公司组合的股票收益差, $SMB = \frac{SL + SM + SH - BL - BM - BH}{3}$; HML 表示剔除 B/M 影响后的小 SIZE 与大 SIZE 公司组合的股票收益差, $HML = \frac{SH + BH - SL - BL}{2}$; $AQfactor$ 的计算方法为, 每年将不同盈余质量的公司从高盈余质量 (低 AQ 值) 到低盈余质量 (高 AQ 值) 分为 5 个组合样本后, 分别计算盈余质量最差的 (AQ_5, AQ_4 , 约占样本公司总数的 30%) 两个组合的算术平均月收益率和盈余质量最好的两个组合 (AQ_1, AQ_2 , 约占样本公司总数的 30%) 的算术平均月收益率, 二者之差便为月 $AQfactor$ 值。(9) 式 ~ (12) 中只有 $R_{i,t}$ 随样本公司不

同和月份不同而变动, 其余变量只随时间变化。

4 样本选择

在对股价模型进行检验时, 本研究以 2002 年 ~ 2008 年在上海证券交易所和深圳证券交易所上市交易的 A 股公司为研究对象, 剔除金融类股票及 ST、PT 股票, 选择同时符合以下条件者作为研究样本, 即报出完整的 2002 年 ~ 2008 年年报、具有完整的股票交易价格资料(取年报报出后 4 月 30 日的股价), 共 575 家公司 7 年的数据。

在进行资本定价检验时, 在 575 家公司中筛选 370 家公司, 除满足以上条件, 必须还有从 2000 年 ~ 2008 年之间完整的财务数据和股票回报率数据, 2000 年 ~ 2004 年财务数据用修正后 Jones 模型回归得到 5 年残差 DA , 用以计算 2004 年的 AQ 值, 以下年份类推, 共有 2004 年 ~ 2008 年 5 年 AQ 值可以用来计算并得到 $AQfactor$ 值, 即 60 个月的财务数据用来进行资产定价检验。

5 实证结果和分析

使用 Eviews6、gVim7.2 和 Matlab7.0 软件进行数据分析, 样本数据在随机效应下进行 Hausman 检验结果不显著, 因而股价模型采用固定效应计量方法, 资产定价模型和三因子模型采用时间序列 OLS 回归。

5.1 应计质量对股价影响程度的回归检验

表 1 为股价模型中相关变量基本统计特征和相关系数。

表 1 股价模型中相关变量基本统计特征和相关系数

Table 1 Descriptive Statistics and Correlation Matrix of Variables in Stock-price Model

面板 A 描述统计

	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	观察值
$NDA_{i,t}$	-0.440	1.165	-15.852	-0.367	18.193	4 025
$DA_{i,t}$	0.274	0.729	-9.118	0.286	9.632	4 025
$CFO_{i,t}$	0.960	2.050	-28.918	0.709	25.801	4 025
$BV_{i,t}$	3.091	1.771	-9.640	2.935	24.080	4 025
$S_{i,t}$	0.442	0.160	0.320	0.412	1.000	4 025

面板 B 因子相关矩阵

	$NDA_{i,t}$	$DA_{i,t}$	$CFO_{i,t}$	$BV_{i,t}$	$S_{i,t}$
$NDA_{i,t}$	1.000				
$DA_{i,t}$	-0.130	1.000			
$CFO_{i,t}$	-0.128	-0.413	1.000		
$BV_{i,t}$	0.063	0.155	0.230	1.000	
$S_{i,t}$	-0.016	-0.007	-0.128	0.044	1.000

注: $NDA_{i,t}$ 和 $DA_{i,t}$ 是通过(3)式和(4)式计算出来的, 是经滞后总资产调整过的不可操控应计利润和可操控应计利润, 在对(7)式回归前, 先调整为每股不可操控应计利润和每股可操控应计利润。

可以看到,盈余管理变量 DA (即可操控应计利润)混合样本的中位数和均值为正,这表明中国大多数上市公司进行正的盈余管理来增加当期盈余,提高年报业绩。表2是(7)式回归检验结果。

从表2可以看出,各变量均与股价呈正相关,但是从数据来看,每股净资产 T 值不显著,与股价波动的相关程度很弱,表明A股投资者忽略了这一指标;而每股经营现金流和流通股比例的相关程度很高,表明这两个指标受到A股市场投资者的重点关注。

同时,总体样本和分等级样本的检验结果都一致表明,可操控应计利润(盈余管理)和不可操控应计利润一样,与股价成正相关,且相关系数均通过了T检验,总体样本 DA 系数 T 值为4.181,总体样本 NDA 系数 T 值为4.712,盈余管理和股价均成同向变化,

说明A股投资者只能根据报表显示的会计利润来估计公司价值,而不能甄别上市公司的盈余管理行为。因而,公司的盈余管理行为必然也会同真实不可操控应计利润一样,为公司带来股价的提升。并且,对5个等级样本做进一步分析可发现,随着公司可操控盈余波动的加大(随着 AQ 的提高), DA 与股价相关的显著程度是呈一个倒V型变化,如图1所示。

从图1的盈余质量等级样本看,从低可操控盈余波动的样本组公司到高可操控盈余波动的样本组公司,其 DA 与股价的相关程度呈现低→高→低趋势,可操控盈余波动值居中的样本组公司的 DA 与股价的相关程度最高,这说明相对于较大的报告盈余波动和较小的报告盈余波动,报告盈余波动值居中公司的盈余管理与股价波动有更高的相关度。

表2 股价模型的固定效应回归结果
Table 2 Panel Data Regression of Stock-price Model

变量	总体样本回归	分等级样本,以 AQ 等级(1为低 AQ ,5为高 AQ)为分组标准				
		AQ_1	AQ_2	AQ_3	AQ_4	AQ_5
DA_t	0.274 (4.181) ***	0.632 (1.152) *	0.693 (2.202) ***	0.796 (5.044) ***	0.335 (2.370) ***	0.067 (1.011) *
NDA	0.510 (4.712) ***	13.875 (4.775) ***	5.319 (4.723) ***	3.775 (7.951) ***	1.343 (3.611) ***	0.127 (1.345) *
CFO	0.298 (4.718) ***	0.296 (0.565)	0.604 (1.968) **	0.886 (5.503) ***	0.397 (2.654) ***	0.103 (3.527) ***
BV	0.025 (0.436)	-0.161 (-0.562)	0.586 (2.761) ***	0.155 (1.231) *	-0.004 (-0.033)	0.004 (0.052)
S_t	8.817 (19.053) ***	9.437 (8.084) ***	6.983 (7.020) ***	8.881 (10.342) ***	5.558 (4.722) ***	8.480 (6.789) ***
$Adj. R^2$	0.421	0.464	0.428	0.475	0.403	0.404

注:***为在1%显著性水平下显著, **为在5%显著性水平下显著,*为在10%显著性水平下显著。括号中为 T 值。

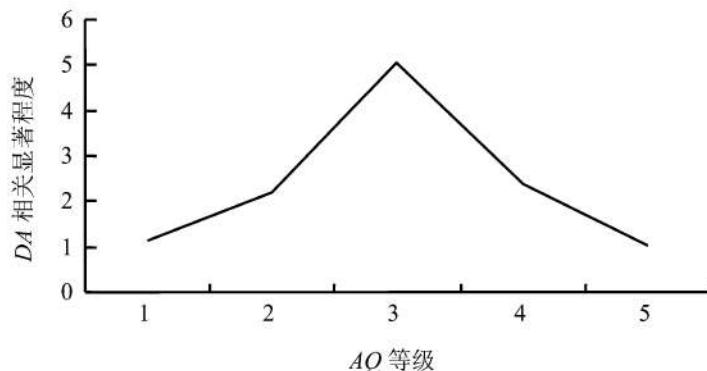


图1 等级样本可操控盈余与股价的相关程度变化

Figure 1 The Significant of Correlation between Stock-price and DA of Quintile Sample

5.2 应计质量对股票回报率影响程度的回归检验

表3为资产定价模型风险因子基本统计特征和相关系数。

需要进一步说明的是,在计算每年AQ值(用以获取AQfactor)时,本研究采用370家公司的财务数据,并且需用($t-4$)年~ t 年数据计算AQ值,因此在时间序列上只有5年(2004年~2008年,60个月)可以作为AQfactor的有效区间。应计质量因子的资产定价时间序列回归检验(370家公司)见表4。

由表4知,加入AQfactor后,在方程拟合度上略

有提高,CAPM模型Adj. R^2 从0.128提高到0.138,三因子模型Adj. R^2 从0.260提高到0.273。相比其他因子,CAPM模型AQfactor系数的T值只有0.587,三因子模型AQfactor系数的T值只有0.769,并未通过显著性检验,超额回报率对AQfactor没有表现出系统的差异。

5.3 稳定性检验

为了检验实证结果的稳定性,将资产定价检验的样本扩展到575家,时间还是60个月,并将370家公司样本计算出来的AQfactor作为其检验变量,检验结果见表5。

表3 资产定价模型风险因子基本统计特征和相关系数
Table 3 Descriptive Statistics and Correlation Matrix of Risk Factor in Asset-pricing Model

面板A 描述统计					
	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$R_{m,t} - R_{f,t}$	0.022	0.099	-0.268	0.021	0.293
SMB	0.006	0.050	-0.115	0.001	0.105
HML	0.002	0.026	-0.061	0.004	0.055
AQfactor	0.003	0.018	-0.030	0.001	0.088

面板B 因子相关矩阵				
	$R_{m,t} - R_{f,t}$	SMB	HML	AQfactor
$R_{m,t} - R_{f,t}$	1.000			
SMB	-0.017	1.000		
HML	-0.100	-0.362	1.000	
AQfactor	0.139	0.096	-0.141	1.000

注:表中数据为2004年~2008年60个月的有效数据。

表4 应计质量因子的资产定价时间序列回归检验(370家公司)
Table 4 Firm-specific Time-series Regressions
of Contemporaneous Excess Returns on Accruals Factor Returns(Firm 370)

	基于资产定价模型				基于三因子模型			
	系数	T值	系数	T值	系数	T值	系数	T值
$R_{m,t} - R_{f,t}$	0.562	2.996 ***	0.642	3.057 ***	0.619	3.446 ***	0.692	3.536 ***
SMB					0.996	2.926 ***	1.064	2.984 ***
HML					1.906	1.417 **	1.651	1.337 **
AQfactor			3.224	0.587			3.241	0.769
Adj. R^2	0.128		0.138		0.260		0.273	

注:所有系数、T值和Adj. R^2 均为370家公司分别回归结果矩阵中数列的均值。

表 5 应计质量因子的资产定价时间序列回归检验(575 家公司)
Table 5 Firm-specific Time-series Regressions
of Contemporaneous Excess Returns on Accruals Factor Returns (Firm 575)

	基于资产定价模型				基于三因子模型			
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
$R_{m,t} - R_{f,t}$	0.548	2.897 ***	0.660	2.967 ***	0.658	3.493 ***	0.696	3.572 ***
<i>SMB</i>					1.101	2.863 ***	1.137	2.916 ***
<i>HML</i>					1.326	1.349 **	1.189	1.274 **
<i>AQfactor</i>		4.033	0.627				1.720	0.707
<i>Adj. R</i> ²	0.121		0.131		0.261		0.273	

注:所有系数、T 值和 *Adj. R*² 均为 575 家公司分别回归结果矩阵中数列的均值。

回归结果表明,添加了 *AQfactor* 后,与前面 370 家公司样本一样,在方程拟合度上略有提高,CAPM 模型 *Adj. R*² 从 0.121 提高到 0.131,三因子模型 *Adj. R*² 从 0.261 提高到 0.273。同样,相比其他因子,CAPM 模型 *AQfactor* 系数的 T 值只有 0.627,三因子模型 *AQfactor* 系数的 T 值只有 0.707,并未通过显著性检验,超额回报率对 *AQfactor* 没有表现出系统的差异。综上检验结果,从资产定价检验的角度来说,没有证据表明应计质量可以作为一个信息风险定价因子。而 Francis 和 Gray 等针对美国资本市场和澳洲市场实证数据分别进行相关检验,结果得出了一致结论,即 *AQfactor* 与回报率呈显著正相关,表明应计质量能作为一个信息风险定价因子来解释超额股票回报率的变化^[17,19]。这与本研究对 A 股市场数据的检验结果迥异。实证结果说明,中国 A 股投资者在对股票定价时,没有充分考虑或识别应计质量所带来的信息风险,未将其作为一个定价因子。中国 A 股市场在市场监管、投资者投资理念以及机构投资者的成熟度水平和投资者整体实力方面与国外成熟市场(如美国市场、澳洲市场)相比存在一定差距,本研究的实证结果与该差距有一定关系,说明中国 A 股投资者在正确识别和规避信息风险方面尚处于弱势。本研究的实证结果同时也表明,在中国 A 股市场,由于超常报告盈余引起的盈余大幅度波动(高 *AQ* 值)导致较差和不稳定的盈余质量并不能给投资者带来稳定的超额回报率。

6 结论

本研究从股价和股票回报率两个角度考察应计盈余质量是否会影响投资者对股票的定价,回归结果显示,无论是全样本,还是 *AQ* 分等级样本,年报之后的股票价格与可操控盈余之间均呈高度正相关,

表明投资者不能识别上市公司报表盈余中的真实信息含量,没有客观地对股票进行定价。同时,通过对可操控盈余质量进行进一步剖析发现,作为解释可操控应计质量的替代变量 *AQfactor* 虽然与超额回报率正相关,但其系数未能通过显著性检验,也就是说,超额回报率对 *AQfactor* 没有表现出系统的差异。从资产定价检验的角度看,没有证据表明在中国 A 股市场应计质量可以作为一个定价信息风险的因子来解释股票回报。

对于股票的定价来说,相对每股股价,月股票回报率是一个更为合理的、相对稳定的解释变量,它与可操控应计质量之间在一个较长而稳定的时间段里并不存在显著正相关关系,表明在一个稳定的较长时间区间里,超常的报告盈余带来的低盈余质量并未得到 A 股投资者充分关注。在一定程度上,投资者未能有效识别上市公司财务报表的真实性。从本研究实证结果可以看到,年报之后的股票价格与可操控盈余之间存在显著的正相关关系,由于股价存在随机性和不稳定性(本研究所采用的股价是年报报出后当月收盘价),上市公司通过年报进行盈余管理以误导投资者往往集中表现在年报报出后的一段时间里,这值得投资者高度警惕,不宜过度追捧年报超额增长的公司股票。

过度的盈余操控不会体现在主营业务收支的大幅提高上,而是表现为非经常损益的大幅增长,证券监管部门应进一步改进非经常性损益的核算和披露规范,将非经常性损益作为会计核算和报表列示的一项独立内容纳入利润表,并进行具体、明晰的表外披露;同时,在监管政策实施中全面考虑非经常性损益的影响。会计师事务所审计年报时,对于盈余一项应着重分析非经常损益的构成及其连续性,鉴定其应计盈余质量的好坏,审慎做出上市公司年报审计

结论。

Francis等在对应计质量进行资产定价检验的同时,还考虑了AQ对于公司外部融资的影响(包括它对于公司债权融资和股权融资的资本成本的影响),以全面度量应计质量的资本市场定价。然而,相对于高度成熟和市场化的美国资本市场,中国资本市场难以获取有效的债务成本(如银行市场垄断程度高和利率市场化程度不高,因而不能作为一个有效变量来进行相关检验)和权益成本度量值,因而不能更深入地做进一步研究。另外,如何区分和度量不同投资者(机构或个人)对识别盈余管理的不同能力以及AQ与股价同步性关系都是有待进一步探讨的问题。

参考文献:

- [1] Healy P M. The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1985, 7(1-3):85-107.
- [2] Francis J, LaFond R, Olsson P, Schipper K. Cost of Equity and Earnings Attributes [J]. *The Accounting Review*, 2004, 79(4):967-1010.
- [3] Ball R, Brown P. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers [J]. *Journal of Accounting Research*, 1968, 6(2):159-178.
- [4] Beaver W H. The Information Content of Annual Earnings Announcements, Empirical Research in Accounting [J]. *Journal of Accounting Research*, 1968, 6(supplement):67-92.
- [5] Ou J, Penman S. Accounting Measurement Price-earnings Ratios and the Information Content of Security Prices [J]. *Journal of Accounting Research*, 1989, 27(supplement):111-144.
- [6] Chan L K C, Jegadeesh N, Lakonishok J. Momentum Strategies [J]. *Journal of Finance*, 1996, 51(5):1681-1713.
- [7] Fama E F, French K R. The Cross-Section of Expected Stock Returns [J]. *Journal of Financial Research*, 1992, 47(2):427-465.
- [8] Easley D, Hvidkjaer S, O'Hara M. Is Information Risk a Determinant of Asset Returns? [J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(5):2185-2221.
- [9] Subramanyam K R. The Pricing of Discretionary Accruals [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1996, 22(1-3):249-281.
- [10] Nichols C. Fundamental or Information Risk? An Analysis of the Earnings Quality Factor [R]. Ithaca: Cornell University, 2006.
- [11] Aboody D, Hughes J, Liu J. Earnings Quality, Insider Trading, and Cost of Capital [J]. *Journal of Accounting Research*, 2005, 43(5):651-673.
- [12] Shanken J, Weinstein M. Economic Forces and the Stock Market Revisited [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2006, 13(2):129-144.
- [13] Liu M, Wysocki P. Operating Risk, Information Risk, and Cost of Capital [R]. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, 2006.
- [14] Lambert R, Leuz C, Verrecchia R. Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital [J]. *Journal of Accounting Research*, 2007, 45(2):385-419.
- [15] Hughes J, Liu J. Information, Diversification, and Cost of Capital [J]. *The Accounting Review*, 2007, 82(3):705-729.
- [16] Khan M. Accrual Quality, Information Risk and the Cost of Equity [R]. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, 2007.
- [17] Francis J, LaFond R, Olsson P, Schipper K. The Market Pricing of Accruals Quality [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(2):295-327.
- [18] Core J E, Guay W R, Verdi R S. Is Accruals Quality a Priced Risk Factor? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 46(1):2-22.
- [19] Gray P, Koh P S, Tong Y H. Accruals Quality, Information Risk and Cost of Capital: Evidence from Australia [J]. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 2009, 36(1-2):51-72.
- [20] 王庆文.会计盈余质量对未来会计盈余及股票收益的影响——基于中国股票市场的实证研究[J].金融研究,2005(10):141-152.
Wang Q W. The Impact of Earnings Quality on the Further Earnings and the Stock Returns [J]. *Journal of Finance*, 2005(10):141-152. (in Chinese)
- [21] 陆建桥.中国亏损上市公司盈余管理实证研究[J].会计研究,1999(9):25-35.
Lu J Q. Empirical Research on Earnings Management of China's Listed Companies with Loss [J]. *Journal of Accounting*, 1999(9):25-35. (in Chinese)
- [22] 魏涛,陆正飞,单宏伟.非经常性损益盈余管理的动机、手段和作用研究[J].管理世界,2007(1):113-121.
Wei T, Lu Z F, Shan H W. A Study of the Motivation, Means and Effect of Earnings Management by Means of Extraordinary Items [J]. *Management World*, 2007(1):113-121. (in Chinese)
- [23] Ohlson J A. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation [J]. *Contemporary Accounting Research*, 1995, 11(2):661-687.
- [24] Collings D W, Maydew E I, Weiss I S. Changes in the Value Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years [J]. *Journals of Accounting and Economics*, 1997, 24(1):39-67.
- [25] 陆宇峰.净资产倍率和市盈率的投资决策有用性[D].上海:上海财经大学,1999.
Lu Y F. Feltham-Ohlson Valuation Model & the Val-

- ue-relevance of P/B and P/E [D]. Shanghai : Shanghai University of Finance and Economics , 1999. (in Chinese)
- [26] 陈信元, 张田余, 陈冬华. 预期股票收益的横截面多因素分析: 来自中国证券市场的经验证据 [J]. 金融研究, 2001(6):22-35.
Chen X Y, Zhang T Y, Chen D H. A Cross-Sectional Multi-Factor Analysis of Expected Stock Returns : Empirical Evidence from China Stock Market [J]. Journal of Finance , 2001(6):22-35. (in Chinese)
- [27] Sharpe W F. Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk [J]. Journal of Finance , 1964,19(3):425-442.
- [28] Lintner J. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets [J]. Review of Economics and Statistics , 1965,47(1):13-37.
- [29] Fama E , French K. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds [J]. Journal of Financial Economics , 1993,33(1):3-56.
- [30] Carhart M M. On Persistence in Mutual Fund Performance [J]. Journal of Finance , 1997,52(1):57-82.

Accruals Quality, Risk and Asset Pricing ——Evidence from Chinese A-Share Stock Markets

WANG Hong, ZHU Hong-quan, GE Jian-ping, CHEN Li

School of Economic Management, South-West Jiaotong University, Chengdu 610031, China

Abstract: In this paper, using panel data (fixed) and the regression analysis of time series, we select 575 listed companies from 2002-2008 in A-share market and analyze whether accruals quality will affect the pricing of stock from two perspectives-stock-price and stock returns. After divided earnings per share into nondiscretionary accruals per share, discretionary accruals per share and cash flow from operations per share, tests and stock price of their relevance, the results show that the stock price after annual reports is positively related to discretionary accruals quality. Investors can not identify the true information content from earnings reports of listed companies and to some extent earnings management misleads the investor's stock pricing objectively. Moreover, an alternative variable *AQfactor* which captures discretionary accruals quality is put in CAPM model and three-factor model to do asset pricing test. The results show that, although *AQfactor* are positively related to the extraordinary returns, it can not pass through Significant coefficient of-fit test. To *AQfactor*, extraordinary returns have not showed systematic differences. Therefore from the perspective of asset pricing tests, there is no evidence indicate that *AQ* is a priced risk factor and the extraordinary earnings caused by fluctuations in earnings can not bring the extraordinary returns in a long and stable period.

Keywords: accruals quality; stock-price; returns; asset pricing

Received Date: September 29th, 2009 **Accepted Date:** March 25th, 2010

Funded Project: Supported by the National Natural Science Foundation of China(70971110)

Biography: WANG Hong, a Hubei Wuhan native(1979 -), is a Ph. D. candidate in the School of Economic Management at South-West Jiaotong University. Her research interests include assets pricing, corporate finance, etc. E-mail:daodaow@126. com

