异质信念与盈余惯性

—基于中国股票市场的实证分析

陈国进、张贻军、王 景

(厦门大学 王亚南经济研究院, 福建 厦门 361005)

要:以 2003-2005 年沪深两市上市公司为样本,以意外成交量作为异质信念的代理变量,通过检验 异质信念与盈余惯性的关系,发现盈余公告后续的长期收益随着投资者对年报信息意见分歧的增大而严格减小。 这一研究支持了 Miller (1977) 假说;同时也表明在投资者对盈余信息存在异质信念的情形下,中国股市禁止卖 空的制度性缺陷将悲观投资者拒之门外,而乐观投资者推动股价高估,导致股票和市场都存在较大的投机性泡沫。

关键词: 异质信念; 卖空限制; 盈余惯性

中图分类号: F830.91 文献标识码: A 文章编号: 1005-0892 (2008) 07-0043-06

一、研究背景

有效市场假说(EMH) 认为证券价格会对信息进 行快速调整,不会出现超常收益的机会;但市场上存 在着众多违反这一假说的异象(Anomaly),其中盈余 惯性(Earnings Momentum, EM) 就是最重要的异象之 一。根据有效市场假说, 当公司发布盈余信息时, 投 资者会形成理性的一致性预期, 股票价格会迅速调整 到均衡价格。由于投资者的调整方向一致, 公告后也 不会产生大量交易。然而在实际中发现, 盈余公告后, 股价呈现持续漂移趋势,即在公告后的几个月内,意外 盈余最高的公司股票价格将持续向上漂移,意外盈余最 低的公司股票价格将持续向下漂移。这一现象被称为 "盈余惯性",也被称为"盈余漂移(Earnings Drift)"。 自 Ball and Brown (1968) 发现这一现象后, 四国内外 学者大量的研究都支持了这一异象的持续存在性。

Fama (1998) 指出, Ball 和 Brown 提出的盈余惯 性现象已经经受了大量的各个时期的数据检验, 学者 们对盈余惯性的研究已由原来检验是否存在盈余惯性 转变到具体解释这一现象。四迄今为止,对于盈余惯性 异象、国内外研究主要从以下两个角度理解这个问题。 第一个是基于心理行为的解释,即投资者的某种心理 偏差导致了投资者对盈余公告信息的反应不足,从而 使股价呈现持续漂移趋势(Liang, 2003; 吴世农、吴 超鹏, 2005。 64第二个是基于风险定价的解释, 即盈余惯 性的存在,不过是承担了额外风险或额外交易成本的结果 (Bernard and Thomas, 1989; 于李胜、王艳艳, 2006。 [54]

目前研究存在以下两个问题:(1)心理行为学派侧 重从心理学角度对盈余惯性进行间接解释,但没有直 接对心理行为与盈余惯性的关系进行研究;(2)风险定价 学派假定投资者具有同质信念(Homogeneous Beliefs), 但在现实的证券市场上,这个假定显然不可能得到满 足,因而对盈余惯性的解释并不理想(Shiller, 2003)。[7]

近年来, 国际学术界关于异质信念对资产定价影 响的理论和实证研究已经获得了很大的进展,大大丰 富和发展了传统的金融理论(刘力等, 2007; 陈国进、 王景, 2007) 。[8-9]异质信念资产定价理论的提出, 也为 盈余惯性的研究提供了最新的视角。

异质信念通常是指不同投资者对相同股票、相同 持有期下的收益分布有不同的判断,也被称为意见分 歧(张维、张永杰, 2006) 。[10]Miller (1977) 最早提出, 不允许卖空时, 如果证券供给能被潜在的投资者吸收, 那么情绪悲观的投资者将被排除在市场之外, 证券价 格由最乐观的投资者决定,这就造成股票价格高于标 准资产定价理论的预期。[11]张维和张永杰(2006) 采用 现代金融理论中的均值—方差分析法,构建了基于异 质信念假设的风险资产价格均衡模型, 从理论上支持 了这一论断。[10]Harrison and Kreps (1978)、Scheinkman and Xiong (2003) 则进一步从动态角度考虑了异质信 念对股票收益的影响。[12-13]他们的研究表明, 在其他条 件不变的情况下,投资者意见分歧越大的股票,短期

收稿日期: 2008-04-25

基金项目: 教育部人文社会科学基地重大项目(05JJD790026); 教育部"新世纪优秀人才支持计划"(NCET-05-0576)

作者简介:陈国进,厦门大学教授,博士生导师,主要从事公司金融与实证金融研究,张贻军,厦门大学博士研究生,主要从事公司金

融与实证金融研究;王、景,厦门大学博士研究生,主要从事公司金融与实证金融研究。

内价格被高估的程度越大,长期收益率越低。这一结论得到了 Chen, Hong and Stein (2002) 和 Diether, Malloy and Scherbina (2002) 等的实证支持。[14-15]

考虑上市公司公布盈余信息后, 由于信息的传递 速度不同、投资者的注意力不同或者投资者对信息的 评价不同, 极易造成投资者之间对股票的估价不同, 形成异质信念。为了简化分析,本文假定盈余信息公 布之前,股票价格处于均衡状态,投资者之间存在一 致性预期; 盈余信息公布之后, 投资者对信息是利好 还是利空意见一致, 只是对利好或利空的程度存在分 歧。假定盈余公告是利好消息时, 所有投资者会提高 对股票的估值, 但是提高程度有所不同。由于卖空约 束的限制,估价相对悲观的投资者只能作壁上观,股 价相对被高估。随着时间的推移,信息的不确定性降 低,投资者的意见渐趋一致,股票价格将回落到新的 均衡价格,投资者的长期收益率为负。这就说明了为 什么盈余信息公布后, 会存在盈余漂移现象。投资者 对股票盈余信息的意见分歧程度越大,股票价格偏离 其基本价值的幅度将越大, 其后续的长期收益将越小。 当盈余公告是利空消息时, 其原理是一样的。

但是,异质信念与股票长期收益负相关离不开卖空限制的约束。如果卖空限制不存在,那么异质信念只相当于一种风险因素;异质信念越高,风险越大,投资者要求的报酬率越高。也就是说,没有卖空限制,相当于放松了证券供给。Varian(1985)利用 Arrow- Debreu 均衡资产定价模型证明了随着异质信念的增加,证券价格反而下降。此时,证券供给将会增加,异质信念越大的股票,价格越低;但随着信念逐渐趋于一致,长期收益越高,异质信念与股票长期收益呈正相关关系。[16]

Garfinkel and Sokobin (2006) 利用未预期交易量 (Unexpected Volume) 来衡量异质信念,以 1980- 1998 年 NYSE/AMEX 上市公司的 44755 个盈余公告数据为样本,研究发现盈余公告后 60 日,累计超额收益与未预期交易量正相关,顺支持了 Varian (1985) 的观点;但是他的研究并没有考虑卖空限制的影响。Anderson,Harris and So (2007) 进一步利用 2004- 2005 年 Nasdaq上市公司的盈余公告数据为样本,发现卖空限制只对拥有利空信息的公司有影响,此时,卖空限制导致了 1-3 个月的盈余漂移。^[18]这一结论支持了 Miller (1977) 的观点。

相对于美国股票市场,卖空限制和异质信念更好 地刻画了中国股票市场的结构特征。一方面,中国股票市场从成立以来一直严格限制卖空;另一方面,中 国股市以个人投资者为主,投资者的异质信念更为严重。因此,从异质信念的角度研究盈余惯性,将有利于进一步认识盈余惯性的本质,检验已有的异质信念资产定价理论,具有理论意义;同时也有助于投资者和管理层深入了解卖空机制缺失对股票投机性泡沫的作用,具有现实意义。

本文的贡献主要有两个方面: (1) 在国内首次对异质信念与盈余惯性的关系进行了系统研究,且研究结论支持了 Miller (1977) 假说,丰富了异质信念资产定价领域的经验证据; (2) 研究发现了异质信念与中国卖空机制的缺失,可能会导致中国股票和市场出现较大的投机性泡沫。

二、研究设计

(一) 主要变量计算

1. 盈余公告后累计超额收益 (CAR) 的计算

本文采用市场调整超额收益法(Market-adjusted Excess Returns) 计算累计超额收益(CAR)。盈余公告日指年报公告日(t=Q)。这一方法对比"CAPM回归方法"和"市场模型(Market Model)法"更为简便,且可以避免贝塔系数估计的不稳定性与不精确性。

CARN_i=
$$\sum_{t=2}^{N+1}$$
 (R_{i,t}-R_mt) N=30, 60, 90 (1)

其中, CARN, 包括 CAR30、CAR60、CAR90, 分别表示年报公布后 30 个交易日、60 个交易日和 90 个交易日的市场调整累计超额收益。

2. 投资者意见分歧度的代理指标的计算

根据已有研究(Diether, Malloy and Scherbina, 2002), 「阿用来衡量投资者意见分歧度的指标主要有:分析师预测偏差(Dispersion in Analysts' Forecasts)、收益波动性(Volatility) 和交易量(Volume)。本文采用交易量(Volume) 代表投资者意见分歧度,其原因在于:首先,中国的分析师预测数据有限;其次,收益波动性不仅包含了投资者的异质信念,更包含了风险等其他复杂因素的影响;再次,交易动机产生的主要原因是投资者之间具有不同的估价预期,特别是在盈余公告之后,投资者之间由于估价不同会作出不同的买卖决策,此时交易量就是投资者异质信念的直接体现。因此,利用交易量(用换手率表示)可以更好地反映投资者的异质信念。

考虑到交易量的产生不仅来源于投资者的异质信念,还可能由投资者的流动性需求(Branch and Freed, 1977) [19]和各种公告的信息含量(Karpoff, 1987) [27]所导致,因此,本文必须将交易量中的流动性需求成分和信

息含量成分分离出来;而剩下的那部分交易量,即未预期成交量(Unexpected Volume),则代表投资者的异质信念。本文采用两种方式定义未预期成交量:意外换手率(ATQ) 和标准化未预期交易量(Standard Unexpected Volume, SUN)。

(1) ΔTO的计算

第 1 步,由于每只股票的交易量 VOi, 》不仅受到自身因素的影响,也受到证券市场共同因素(如重大经济政策公布,恐慌心理大范围扩散 的影响,因此,本文利用 t 日市场换手率(MktVol) 衡量这些共同因素导致的交易量。那么,t 日每只股票的净换手率(TOi) 表示的是盈余公告日前后每只股票自身信息变化所带来的净影响。

$$TO_{i,t}^* = Vol_{i,t}^* MktVol_t$$
 (2)

第 2 步,盈余公告前后净交易量来源除了投资者的意见分歧外,也包括流动性需求。由于每只股票的流动性需求一般不随时间变化,因此,本文利用盈余公告日之前 50 个交易日的平均净换手率($\frac{1}{50}\sum_{t=54}^{5} TO_{t}$) 来衡量流动性需求导致的交易量,则意外换手率(ΔTO_{t})就可以衡量投资者的异质信念。

$$\Delta TO_{i} = \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{1} TO_{i,t}^{\cdot} - \frac{1}{50} \sum_{t=-54}^{-5} TO_{i,t}^{\cdot}$$
 (3)

(2) SUV 的计算

Karpoff (1987) 和 Crabbe and Post (1994) 的研究表明,交易量与股票收益存在相关关系,且交易量对负收益和正收益的敏感性不同。[20-21]因此,本文以 [-54,-5] 为估计期,按公式(4) 估计影响预期交易量($E[Vol_{i,t}]$) 的各个参数。

$$E[VO_{i,t}] = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_1 | R_{i,t-1}|^{\dagger} + \hat{\beta}_2 | R_{i,t-1}|$$
 (4) 其中, $|R_{i,t-1}|^{\dagger}$ 表示股票 i 在交易日 t- 1 的收益绝对值。如果 $R_{i,t-1} > 0$,那么 $|R_{i,t-1}|^{\dagger}$ 等于 $R_{i,t-1}$ 本身,否则为 0; 反之,如果 $R_{i,t-1}$ 0,那么 $|R_{i,t-1}|$ 等于- $R_{i,t-1}$,否则为0。 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 分别表示交易量对股票收益的反应; $\hat{\alpha}_i$ 则代表了股票 i 的流动性需求。

然后,本文用事件期 [0, 1] 的交易量($Vol_{i,t}$) 减去同期的预期交易量($E[Vol_{i,t}]$),再进行标准化处理,就可得到排除了流动性需求、信息含量成分之后的标准未预期成交量(SUV)。该未预期成交量就是由投资者的异质信念所产生的。

$$SUV_{i,t} \neq Vd_{i,t} - E[Vd_{i,t}]) /S_{i,t}$$
 (5)

3. 意外盈余(UE) 的计算

对意外盈余的衡量方法分为两类:第一类是会计衡量法,用公司的各种财务指标数据(如 ROE 和 EPS)与各种预测模型(如随机游走模型)得到的预测数据差代表意外盈余;第二类是市场衡量法,用投资者对盈余信息的反应大小,即盈余公告日前后的平均均均均均均均均。这两类方法相比较,会计衡量法存在诸多缺陷:一是财务指标种类繁多,单一的财务状况;二是用于计划投资者预期收益的各种预测模型(如随机游走模型)都比较简单,很难客观体现投资者的预测思维过程。市场衡量法则直接体现了投资者对盈余信息未计算额收益的惊讶程度,因此,本文采用市场衡量法计算额收益的防讶程度,因此,本文采用市场衡量法计超额收益为。以盈余(UB)。以盈余公告当天及后一天的累计超额收益为。

$$UE = \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{1} (R_{i,t} - R_m)$$
 (6)

其中, $R_{i,t}$ 表示第 i 只股票在交易日 t 的实际收益率, R_{mt} 表示沪深两市流通市值加权平均的市场收益率。

4. 控制变量的计算

根据已有研究,发现市净值(M/B)、规模(Size)、收益波动率(Volatility)、流动性(Liquidity)、价格动量(Price-Momemtum)也是盈余惯性的影响因素,因此,引入这五个变量作为控制变量。其中,市净值(M/B) 用年末的流动市值与净资产比表示;规模(Size)用年末流通市值(M/V)的常用对数表示;收益波动率(Volatility)用 t-5 开始前 120 天日收益率的标准差表示;流动性(Liquidity)用 t-5 开始前 120 天日换手率的均值表示;价格动量(Price-Momemtum)用 t-5 开始前 120 天累计超额收益表示。

(二) 研究模型设计

Garfinkel and Sokobin (2006) 和 Anderson, Harris and So (2007) 研究发现,投资者意见分歧度会对盈余惯性产生系统影响;在证券交易完全不允许卖空的情况下,这种影响更为明显。[17-18]本文通过构建以下三个模型来考察投资者意见分歧度对盈余惯性的影响。

 $CAR = \alpha + \beta_1 UE + \beta_3 MB + \beta_4 Size + \beta_5 Volatility + \beta_6 Liquidity + \beta_7 Momentum + \beta_8 Year 03 + \beta_9 Year 04 + \varepsilon$ (7)

CAR = α + β_1 UE + β_2 1 Δ TO + β_3 MB + β_4 Size + β_5 Volatility + β_6 Liquidity+ β_7 Momentum+ β_8 Year03+ β_9 Year04+ ε (8)

CAR = $\alpha + \beta_1 UE + \beta_2 SUV + \beta_3 MB + \beta_4 Size + \beta_5 Volatility +$ β_6 Liquidity+ β_7 Momentum+ β_8 Year03+ β_9 Year04+ ε 其中, CAR 包括 CAR30、CAR60 和 CAR90。引入 Year03 和 Year04 是为了控制年度对因变量的影响。当 观测值为 2003 年数据时, Year 03 为 1, 否则为 0; 当 观测值为 2004 年数据时, Year04 为 1, 否则为 0。其 余变量的定义见上述研究设计(一)。模型(7) 用来检 验盈余惯性的存在性。如果盈余惯性存在,则 β_1 应当 显著为正。模型(8)和(9)分别采用不同的意见分歧 度代理指标 ΔTO 和 SUV, 以检验异质信念对盈余惯性 的影响;如果这一影响存在, β_{21} 和 β_{22} 应当显著。

三、实证检验与结果分析

(一) 样本选择与描述性统计分析

本文样本数据来自于 CCER (北京大学中国经济研 究服务中心, 包括 2003-2005 年沪深两市的上市公司 年报数据和股票相关数据。剔除了年报公布前后股票收 益与交易量数据不全的股票, 样本各变量的统计特性描 述见表 1。

| 1X I | 土什平坝九 | 小車可用也 | 21主5元11 |
|------|-------|-------|---------|
| 观测数 | 均值 | 标准差 | 最小值 |

人找 木 切 穴 坛 具 的 世 法 州 纮 斗

| 变量 | 观测数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|------|----------|---------|------------|---------|
| CAR30 | 3719 | - 0.0479 | 0.1638 | - 1.3595 | 1.4114 |
| CAR60 | 3719 | - 0.1094 | 0.2117 | - 1.5292 | 1.4496 |
| CAR90 | 3719 | - 0.102 | 0.2495 | - 1.6613 | 1.3889 |
| M/B | 3719 | 2.532 | 13.4922 | - 572.6531 | 372 |
| UE | 3719 | - 0.003 | 0.0321 | - 0.1008 | 0.4131 |
| ТО | 3719 | 0.0058 | 0.0214 | - 0.0994 | 0.2273 |
| SUV | 3719 | 0.652 | 1.8612 | - 7.7279 | 21.5859 |
| Size | 3719 | 20.1051 | 0.8304 | 17.3434 | 23.7135 |
| Volatility | 3719 | 0.0242 | 0.0059 | 0.0025 | 0.1219 |
| Momentum | 3719 | - 0.0204 | 0.2475 | - 1.2986 | 1.1126 |
| Liquidity | 3719 | 0.0149 | 0.0101 | 0.0002 | 0.1129 |

(二) 实证分析

表 2 给出了盈余惯性影响因素的总样本回归结果。 从表 2 来看, 在回归(1)(4)(7)中, 我们未加入异 质信念的代理指标 TO和 SUV, 此时, UE 均显著为 正, 表明意外盈余与盈余漂移正相关。这与国外成熟 市场的研究一致。在上述回归的基础上,我们分别添 加解释变量 TO和 SUV, 发现 UE 仍显著为正。同时, 从回归(2)(5)(8) 来看, TO 均显著为负,且解 释力度(Adj.R-Sd) 相对于(1)(4)(7)分别增加了 0.0032、0.0020、0.0019; 从回归(3)(6)(9)来看, SUV 也都显著为负,且解释力度(Adj.R-Sq) 相对于 (1) (4) (7) 分别增加了 0.0018、 0.0014、 0.0055, 而 且各回归的F统计量均显著。这表明,异质信念也是 影响盈余惯性的一个重要因素; 投资者的意见分歧度

越大、盈余公告后续的累计超额收益就越小。这是因 为盈余信息公布后, 投资者对信息的解读会形成相对 悲观与相对乐观的意见分歧。由于我国股票市场禁止 卖空, 相对悲观的投资者被拒之市场门外, 从而导致 股票的价格明显高于其基本价值。而当投资者的分歧 随着时间的推移以及信息不断公开后, 意见逐渐趋于 一致, 相应的股票价格就会出现回落, 股票的后续长 期收益就较低。这一结论与国外相关研究不同 (Garfinkel and Sokobin, 2006, [17]主要原因在于: 美国 股票市场交易制度完善, 允许卖空交易。卖空机制的 建立既可活跃整个市场,增加市场的流动性;又能挤 压市场上的泡沫, 在一定程度上有助于引导整个市场 进行合理定价。而我国股票市场一直禁止卖空交易, 这一制度性缺陷常常会使股票高估, 使股票和市场都 存在较大的投机性泡沫。这样,当一个新的信息公布 后, 股票的变化往往表现为一个先被高估(相对其基 本价值水平,后慢慢回落到正常水平的过程。

表 2 盈余惯性的影响因素

| 衣 2 盒 东 顶 注 的 彩 响 凸 系 | | | | | | | | | |
|-----------------------|-----------------------|---------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| 变量 | CAR30 | | | CAR60 | | | CAR90 | | |
| 模型 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| Intercept | 0.2456** 0.001) | 0.2707*** | 0.2623*** | 0.4958*** | 0.5216*** 0.000) | 0.5151*** | 0.4618*** | 0.4916*** | 0.5041*** 0.000) |
| UE | 0.3849*** | 0.5034*** | 0.4054*** | 0.5106*** | 0.6326*** | 0.5342*** | 0.3719*** 0.001) | 0.5128*** | 0.4238*** |
| то | | - 0.4907*** (0.000) | | (| - 0.5048*** 0.002) | | | - 0.5830*** 0.002) | |
| SUV | | (| - 0.0041*** 0.004) | | | - 0.0048*** 0.007) | | (| - 0.0105*** 0.000) |
| Size | - 0.0097*** 0.005) | - 0.0106*** (0.002) (| - 0.0100*** 0.004) | - 0.0206*** 0.000) (| - 0.0216*** 0.000) | - 0.0211*** 0.000) (| - 0.0226*** 0.000) | - 0.0237*** 0.000) (| - 0.0236*** 0.000) |
| Liquidity | - 0.2287 0.494) | - 0.1889 (0.572) | - 0.2834 0.397) | - 0.2936 0.475) | - 0.2527 0.538) | - 0.3565 0.386) | - 0.2044 0.665) | - 0.1572 (0.739) | - 0.3429 0.467) |
| Momentum | - 0.0124 0.305) | - 0.0079 (0.512) | - 0.0096 0.426) | 0.0073 (0.619) | 0.0119 0.423) | 0.0105 (0.478) | - 0.0896*** 0.000) | - 0.0844*** | - 0.0826*** 0.000) |
| Volatility | - 1.8620*** 0.001) | - 2.0653*** (0.000) (| - 2.0717*** 0.000) | - 3.1767*** | - 3.3859*** 0.000) | - 3.4179*** 0.000) (| - 0.6503 0.417) | - 0.8919 (0.267) | - 1.1808 0.142) |
| MB | - 0.0001 0.615) | - 0.0001 (0.614) | - 0.0001 0.622) | - 0.0001 (0.626) | - 0.0001 0.624) | - 0.0001 (0.632) | - 0.0002 0.474) | - 0.0002 (0.473) | - 0.0002 0.484) |
| year03 | - 0.0724*** 0.000) | - 0.0720*** (0.000) (| - 0.0741*** 0.000) | - 0.1776*** | - 0.1772*** 0.000) | - 0.1796*** (0.000) | - 0.2241*** 0.000) | - 0.2237*** | - 0.2285*** 0.000) |
| year04 | - 0.0748*** 0.000) | - 0.0733*** (0.000) | - 0.0740*** 0.000) | - 0.1416*** 0.000) | - 0.1400*** 0.000) | - 0.1406*** (0.000) | - 0.0510*** 0.000) | - 0.0492*** | - 0.0489*** 0.000) |
| N | 3719 | 3719 | 3719 | 3719 | 3719 | 3719 | 3719 | 3719 | 3719 |
| Adj. R-Sq | 0.0581 | 0.0613 | 0.0599 | 0.1503 | 0.1523 | 0.1517 | 0.1917 | 0.1936 | 0.1972 |
| F- stat | 29.66*** | 27.99*** | 27.33*** | 83.22*** | 75.22*** | 74.9*** | 111.22*** | 100.18*** | 102.5*** |
| | | | | | | | | | |

注: 括号内数字为经过 White 异方差稳健性修正后的 p 值; ***、**、* 分别表示显著性水平为 0.01、0.05、0.1。

进一步将总样本分为利好消息(VE () 和利空信 息(VE<0) 两个子样本,以考察研究异质信念对不同 消息的盈余惯性影响(结果见表3和表4)。从表3和 表 4 来看,对于利好公司,累计超额收益与 UE 的关系 均显著为正; 而对于利空公司, 除了(3) 和(9) 外,

其余 4 个回归 [(1) (5) (7) (11)] 的 UE 系数为负, 且不显著。这说明市场对好消息与坏消息反应的不均

| 主っ | 盈全懦性的影 | "响田夷 / | 到穴之垛木. | |
|----|--------|--------|--------|--|
| | | | | |

| 变量 | CAR30 | CAR60 | CAR90 | CAR30 | CAR60 | CAR90 |
|-------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 模型 | 1 | 3 | 5 | 7 | 9 | 11 |
| Intercent | 0.2322*** | 0.5876*** | 0.4778*** | 0.2268** | 0.5905*** | 0.4929*** |
| Intercept | (0.0100) | (0.0000) | (0.0003) | (0.0121) | (0.0000) | (0.0002) |
| UE | 0.1846 | 0.3986* | - 0.2368 | 0.2585 | 0.4184* | - 0.2064 |
| - OL | (0.3534) | (0.1086) | (0.4103) | (0.1890) | (0.0883) | (0.4667) |
| TO | - 0.5894* * * | - 0.2705 | - 0.6973** | | | |
| | (0.0076) | (0.3260) | (0.0288) | | | |
| SUV | | | | - 0.0027 | - 0.0037 | - 0.0131*** |
| | | | | (0.2596) | (0.2160) | (0.0001) |
| Size | - 0.0100* * | - 0.0265* * * | - 0.0256* * * | - 0.0097* * | - 0.0264*** | - 0.0255* * * |
| <u> </u> | (0.0180) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0213) | (0.0000) | (0.0000) |
| Liquidity | - 0.4666 | - 0.2212 | - 0.4217 | - 0.4669 | - 0.2421 | - 0.5059 |
| Enquicity | (0.2626) | (0.6705) | (0.4838) | (0.2634) | (0.6418) | (0.4002) |
| Momentum | - 0.0272* | - 0.0082 | - 0.1113*** | - 0.0318* * | - 0.0085 | - 0.1094* * * |
| - Warrantam | (0.0731) | (0.6664) | (0.0000) | (0.0350) | (0.6530) | (0.0000) |
| Volatility | - 1.2258* | - 2.4434* * * | 0.3629 | - 1.0925 | - 2.4888* * * | 0.0890 |
| Voidanty | (0.0762) | (0.0047) | (0.7164) | (0.1151) | (0.0040) | (0.9290) |
| MB | 0.0002 | 0.0002 | 0.0002 | 0.0002 | 0.0002 | 0.0002 |
| | (0.5426) | (0.5336) | (0.7069) | (0.5367) | (0.5194) | (0.6538) |
| year03 | - 0.0600* * * | - 0.1677* * * | - 0.2098* * * | - 0.0623* * * | - 0.1700* * * | - 0.2175* * * |
| | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |
| year04 | - 0.0758* * * | - 0.1409* * * | - 0.0462* * * | - 0.0777* * * | - 0.1419* * * | - 0.0489* * * |
| | (0.0000) | (0.0000) | (0.0003) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0001) |
| N | 2219 | 2219 | 2219 | 2219 | 2219 | 2219 |
| Adj. R-Sq | 0.0518 | 0.1442 | 0.2016 | 0.0493 | 0.1444 | 0.2051 |
| F- stat | 14.48*** | 42.52*** | 63.24*** | 13.79*** | 42.6*** | 64.6*** |

注: 括号内数字为经过 White 异方差稳健性修正后的 p 值; ***、**、* 分别表示显著性水平为 0.01、0.05、0.1。

表 4 盈余惯性的影响因素 (利好子样本: UE 0)

| 变量 | CAR30 | CAR60 | CAR90 | CAR30 | CAR60 | CAR90 |
|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 模型 | 2 | 4 | 6 | 8 | 10 | 12 |
| | 0.3170** | 0.4003*** | 0.5011*** | 0.3016** | 0.3750** | 0.4997*** |
| Intercept | (0.0134) | (0.0094) | (0.0042) | (0.0185) | (0.0150) | (0.0042) |
| UE | 0.7238*** | 0.9247*** | 0.7935*** | 0.4890*** | 0.6199*** | 0.4915* * |
| UE | (0.0000) | (0.0000) | (0.0004) | (0.0006) | (0.0003) | (0.0115) |
| то | - 0.6138*** | - 0.7834* * * | - 0.8356*** | | | |
| 10 | (0.0010) | (0.0005) | (0.0011) | | | |
| SUV | | | | - 0.0052*** | - 0.0058** | - 0.0101*** |
| 301 | | | | (0.0062) | (0.0118) | (0.0001) |
| Size | - 0.0111* | - 0.0134* | - 0.0206* * | - 0.0101* | - 0.0119* | - 0.0198 |
| 325 | (0.0626) | (0.0630) | (0.0119) | (0.0892) | (0.0966) | (0.0151) |
| Liquidity | 0.2818 | - 0.0936 | 0.3913 | 0.0534 | - 0.3683 | 0.0231 |
| Liquidity | (0.6121) | (0.8886) | (0.6062) | (0.9235) | (0.5823) | (0.9756) |
| Momentum | 0.0240 | 0.0391 | - 0.0392 | 0.0213 | 0.0352 | - 0.0408 |
| IVIOITICITUITI | (0.2334) | (0.1061) | (0.1538) | (0.2880) | (0.1458) | (0.1361) |
| Volatility | - 3.8760* * * | - 5.3521* * * | - 3.9881*** | - 3.7757* * * | - 5.1614* * * | - 4.0648*** |
| voraciiity | (0.0001) | (0.0000) | (0.0038) | (0.0002) | (0.0000) | (0.0031) |
| MB | - 0.0003 | - 0.0004 | - 0.0005 | - 0.0003 | - 0.0004 | - 0.0005 |
| IVID | (0.2341) | (0.2173) | (0.1867) | (0.2394) | (0.2237) | (0.1882) |
| year03 | - 0.0842* * * | - 0.1853* * * | - 0.2353* * * | - 0.0871*** | - 0.1888* * * | - 0.2400* * * |
| | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |
| year04 | - 0.0670* * * | - 0.1363* * * | - 0.0517* * * | - 0.0662* * * | - 0.1357* * * | - 0.0489* * * |
| | (0.0000) | (0.0000) | (0.0016) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0029) |
| N | 1500 | 1500 | 1500 | 1500 | 1500 | 1500 |
| Adj. R-Sq | 0.072 | 0.1608 | 0.1898 | 0.0700 | 0.1576 | 0.1922 |
| F-stat | 13.93* * * | 32.93*** | 40.01*** | 13.53*** | 32.16*** | 40.62*** |
| | | | | | | |

注: 括号内数字为经过 White 异方差稳健性修正后的 p 值; ***、**、* 分别表示显著性水平为 0.01、0.05、0.1。

衡性影响了盈余惯性, 这与杨德明等人(2007) 的研 究结论一致。[27]同时,所有回归方程的异质信念代理变 量(TO和 SUV) 系数均为负[除了(3)(7)和(9) 外, 其余均显著, 这意味着无论盈余公告带来的是利 好消息还是利空消息, 盈余公告后续的长期收益与异 质信念都呈负相关。进一步分析发现, 利好信息组中 异质信念的系数明显小于利空信息组中异质信念的系 数,这是因为利好消息的流动速度比利空消息快,而 且乐观投资者相对于利空消息来说,对利好消息表现 得更为过度自信,从而使得在同样的异质信念下,利 好消息会比利空消息带来更大的股票高估和更小的后 续长期收益。

(三) 稳健性分析

为了增强实证分析的可靠性, 本文采用三种方法 进行稳健性检验。鉴于文章篇幅,结果表格不再报告。

- 1. 本文采用规模调整法求得累计超额收益(CAR) 和意外盈余(UB), 再针对上述模型(8)(9)(10) 进 行相应的总回归分析和利空、利好子样本回归分析, 发现结论并未改变。
- 2. 将意外成交量(TO和 SUV) 的事件窗口由 [O, 1] 依次变成[-1, 1] 和[-1, C]、估计窗口由 [-54, -5] 依次变成[-59, -10][-84, -5][-89, -10] 再进行类似的实证分析,其结果与结论无明显不同。
- 3. 本文分年度(2003、2004、2005) 进行类似的 实证分析, 结论仍成立。

四、结论

综上所述,本文的研究发现主要有三点: (1) 异 质信念是影响盈余惯性的一个重要因素; (2) 盈余公 告后的长期收益,随着投资者对年报信息意见分歧度 的增大而严格减小; (3) 在同样的异质信念程度下, 利好消息会比利空消息带来更大的股票高估和更小的 后续长期收益。

这一研究结果表明了中国股票市场的两大结构特 征——散户主导和禁止卖空对盈余惯性现象的影响。 中国股市仍然以个人投资者为主,对于信息判断的分 歧程度比发达市场更严重。在市场禁止卖空的制度背 景下, 盈余信息公布后, 悲观投资者与乐观投资者对 该信息会产生意见分歧: 悲观投资者因为不能卖空而 被排除在市场之外,从而使股票的价格明显偏离其内 在价值。随着时间的推移,信息不断公开后,意见逐 渐趋于一致, 相应的股价就会回落到其正常水平, 从 而长期收益就越小。这与 Miller (1977) 的结论一致。

同时也表明, 在投资者对盈余信息存在异质信念的情 形下,中国股市禁止卖空的制度性缺陷会导致股票和 市场都存在较大的投机性泡沫。

注 释:

盈余公告日前50个交易日的取法是从第-5天开始往前推 50天,这样做是为了排除信息提前泄漏对交易量产生的影响。

参考文献:

[1]Ball, R., P.Brown. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers[J]. Journal of Accounting Research, 1968,(6): 159-178.

[2]Fama, E., Market Efficiency. Long-Term Returns and Behavioral Finance [J]. Journal of Financial Economics, 1998, (49): 283-306.

[3]Liang, L.. Post - earnings Announcement Drift and Market Participants 'Information Processing Biases[J]. Review of Accounting Studies, 2003, (8): 321-345.

[4]吴世农,吴超鹏. 盈余信度量、市场反应与投资者框架依 赖偏差分析[J]. 经济研究, 2005, (2): 54-62.

[5] Bernard, V., J. Thomas. Evidence that Stock Prices do not Fully Reflect the Implications of Current Earnings for Future Earnings[J]. Journal of Accounting and Economics, 1990,(13): 305-340.

[6]于李胜,王艳艳.信息不确定性与盈余公告后漂移现象 (PEAD) [J]. 管理世界, 2006, (3): 40-49.

[7]Shiller, E.. From efficient markets theory to behavioral finance[J]. Journal of Economic Perspectives, 2007,(17): 83-104.

[8]刘 力, 张圣平, 张 峥, 熊德华. 信念、偏好与行为金 融[M]. 北京: 北京大学出版社, 2007.

[9]陈国进, 王 景. 异质信念与金融异象研究最新进展[J]. 经 济学动态, 2007, (9).

[10]张 维, 张永杰. 异质信念、卖空限制与风险资产价格[J]. 管理科学学报, 2006, (4): 58-62.

[11]Miller, E. M.. Risk, Uncertainty and Divergence of Opinion[J]. Journal of Finance, 1977, (32): 1152-1167.

[12] Harrison, J. M., D. M. Kreps. Speculative Investor Behavior in a Stock Market with Heterogeneous Expectations [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1978, 92 (2): 323-336.

[13] Scheinkman, J., W. Xiong. Overconfidence and Speculative Bubbles[J]. Journal of Political Economy, 2003, 111: 1183-1219.

[14] Chen, J., H. Hong, J. C. Stein. Breadth of Ownership and Stock Returns [J]. Journal of Financial Economics, 2002, (66): 171-205.

[15] Diether, K., C.J. Malloy, A. Scherbina, Differences of Opinion and the Cross-Section of Stock Returns [J]. Journal of Finance, 2002, 57: 2113-2141.

[16] Varian, H.. Divergence of opinion in complete markets: A note[J]. Journal of Finance, 1985, (40): 309-317.

[17] Garfinkel, J., J. Sokobin. Volume, Opinion Divergence, and Returns: A Study of Post - Earnings Announcement Drift [J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44: 85-112.

[18] Anderson, K.L., J.H. Harris, E. So, Opinion Divergence and Post-Earnings Announcement Drift[R]. working paper, 2007.

[19] Branch, B., W. Freed. Bid-asked spreads on the AMEX and the big board[J]. Journal of Finance, 1977, 32: 159-163.

[20]Karpoff, J.. The relation between price changes and trading volume: A survey[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1987, 22: 109-126.

[21]Crabbe, L., M.A. Post. The effect of a rating downgrade on outstanding commercial paper[J]. Journal of Finance, 1994, 46: 39-56. [22]杨德明,林斌,辛清泉.盈利质量、投资者非理性行为 和盈余惯性[J]. 金融研究, 2007, (2): 122-132.

责任编校:晓 蔚

Heterogeneous Beliefs and Earning Momentum: Evidence from China's Stock Market CHEN GUO-jin, ZHANG Yi-jun, WANG Jing

(Xiamen University, Xiamen 361005)

Abstract: This paper provides an empirical evidence of the relation between heterogeneous beliefs and the earning momentum by sampling A-shares listed firms on SHSE and SZSE from 2003 to 2005. We measure heterogeneous beliefs with Unexpected Trade Volume and find that the post-event returns strictly decrease as the disagreement of investors to information of Annals increases. We lend support to Miller (1977) also show that the stock price is determined by the optimistic investors because the short-selling constrain in our country and stops the pessimistic ones' trading, and thus the stock price contains speculative bubble.

Key words: heterogeneous beliefs; short-selling; earnings momentum