

系统性定价偏误:中国 A 股盈余公告后的价格漂移研究

陆 婷

(中国人民银行金融研究所,北京 100800)

摘 要:行为金融学的研究表明,投资者情绪引起的定价偏误在各支股票之间具有相关性,从而构成市场上的系统性定价偏误。基于 2003 年 6 月至 2009 年 6 月中国 A 股月度交易数据,本文考察了系统性定价偏误与盈余公告后漂移(PEAD)之间的关系。研究结果显示,中国股票市场上的 PEAD 现象可能由系统性定价偏误引致,因此,将捕捉系统性定价偏误的偏误定价因子引入定价模型能够提升模型对于 PEAD 的解释力。经过对定价模型调整,季度盈余公告后 6 个月买入持有异常收益在经济及统计意义上不显著。这一方面表明中国股票市场上存在由投资者情绪造成的系统性定价偏误,另一方面也为盈余公告后漂移的产生原因提供了新的解释。

关键词:系统性定价偏误;盈余公告后漂移;市场效率

JEL 分类:G14, G12 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2012)03-0139-13

一、引 言

系统性定价偏误,指由投资者情绪造成的整个市场层面上的定价偏误,它与针对单独某个企业的特质性定价偏误相对应,反映的是股票定价偏误中的公共部分。Daniel, Hirshleifer & Subrahmanyam (2001)曾指出,在一个无摩擦且证券数量足够多的证券市场中,风险厌恶的套利者能够通过构建对冲投资组合将市场上的特质性定价偏误完全消除,却无法消除系统性定价偏误。这说明,即使市场上存在熟练的套利者可以从非理性投资者的错误中获利,系统性定价偏误也能够得以保留,并为多数证券的价格带来持续且显著的影响,驱使其背离证券的内在基本价值。

因此,系统性定价偏误的存在为股票市场上种种异象的出现提供了自然而合理的解

收稿日期:2011-10-18

作者简介:陆婷,博士,中国人民银行金融研究所,E-mail:Ling@pbc.gov.cn.

* 本文的研究受到中国博士后科学基金面上资助项目(项目编号:2011M500471)的资助。

释。以此为出发点,本文结合盈余公告后价格漂移(post earnings announcement drift, PEAD)这一异象对中国股票市场上的系统性定价偏误进行研究。盈余公告后价格漂移,又称盈余惯性(earnings momentum),指盈余公告后,股价呈现持续漂移趋势,即在公告后的几个月内,意外盈余高的公司股票价格将持续上扬,而意外盈余低的公司股票价格将持续下降。盈余惯性的存在意味着价格没有迅速对盈余公告做出反应,而是在经过一段时间的调整后,盈余信息才逐渐被股价吸收,这就违反了半强式有效市场的假设,成为证券市场上一个难以忽视的异象。

通过构建偏误定价因子(mispricing factor)的代理变量,本文以中国股市 2003 ~ 2009 年的月度数据检验了系统性定价偏误对 PEAD 的解释力,试图从系统性定价偏误的角度给予 PEAD 异象合理的解释。这里,偏误定价因子被定义为证券收益中与个股定价偏误密切相关的、统计意义上的公共因子。由于在股权融资问题上,理论和实证研究皆表明,公司管理层所做的融资决策能够从特质性定价偏误和系统性定价偏误中获取利益,因此,本文利用 Hirshleifer & Jiang (2010)的技巧,采用股权融资行为作为定价偏误中公共部分的辨识,以买入进行回购的股票并卖空进行增发的股票的方式,构建出一个零投资组合 UMO (Undervalued Minus Overvalued) 对偏误定价因子进行代理。Hirshleifer & Jiang (2010)证实,个股在 UMO 因子上的因子负载能够反映该股票的系统性定价偏误,并能正向预测股票的未来收益。研究结果显示,中国股票市场上的 PEAD 现象可能由系统性定价偏误引致,将 UMO 因子引入进定价模型能够提升模型对于 PEAD 的解释力,经过该定价模型调整,季度盈余公告后 6 个月后买入持有异常收益在经济与统计意义上均不显著。这一方面表明中国股票市场上存在着由投资者情绪造成的系统性定价偏误,另一方面也为盈余公告后漂移的产生原因提供了新的解释。

相对于国内外既有研究,本文首次从系统性定价偏误的角度对 PEAD 异象的成因做出诠释,并基于中国股票市场数据对此进行了实证检验。检验结果支持了系统性定价偏误造成 PEAD 的假设,有助于未来进一步对二者关系的研究。同时,由于系统性定价偏误无法被市场上的套利者消除,这一结果也暗示着,尽管机构投资者的增加能够消除特质性定价偏误,降低盈余公告后价格漂移的程度,却始终无法彻底消除 PEAD。因此,在对盈余预期做出估计时,有必要将系统性定价偏误包含在内。

二、相关文献回顾

(一) 系统性定价偏误的相关研究

投资者情绪会对市场上证券构成系统性影响的认识,部分源于风格投资的概念。在金融市场上,许多投资者在做出资产组合选择决策时,会先将资产按某种标准进行大致的分类,然后按类别而非单支证券配置资金。这个过程就叫“风格投资”,而被划分的资产类别,也称作“风格”。Barberis & Shleifer (2003)表明,风格投资将导致同一风格内的的证券收益产生公共因子,且该因子可以与影响这些证券未来现金流的公共因子没有任何关

系。这种公共因子通常还会带来更高的平均收益,而这样的超额收益显然与基本面风险无关。Barberis, Shleifer & Wurgler (2005) 通过对市场上证券协同效应的生成原理进行检验,得出了相似的结论。

在另一路径上, Daniel, Hirshleifer & Subrahmanyam (2001) 从过度自信入手, 考虑两种投资者对私人信息的错误估计: 一是对有关市场中系统性因子信息的过度自信, 二是对个别企业未来收益信息的过度自信。此时, 以资产组合为基础的套利策略对由这两种错误估计造成的定价偏差有不同效果。通过投资于价值股并卖空与其具有相反性质的股票, 风险厌恶的套利者可以从定价偏差中获利^①, 如果证券数量足够多, 套利者几乎能够将由第二种错误估计造成的特质性定价偏差完全消除。然而, 这些风险厌恶的套利者无法消除市场上由第一种错误估计导致的系统性定价偏差。因此, 他们认为, 倘若定价偏差要对市场上多数的证券造成一个较大的影响, 那么投资者中必然有一个不可忽略的比例, 是对有关系统性因子的私人信息过度自信的。

延续 Daniel, Hirshleifer & Subrahmanyam (2001) 的过度自信模型, Daniel, Hirshleifer & Subrahmanyam (2005) 将焦点放在 Fama - French 三因子模型中的账面市值比因子 HML 上, 并假设市场中的投资者风险中性。他们指出, 此时, HML 组合的价值被低估, 而证券对应于 HML 组合的因子负载则是该支证券被市场低估程度的代理, 证券在 HML 因子上的高因子负载表明证券和一个价值被低估的系统性因子具有高相关性。当市场具有高流动性以及大量的套利者积极参与众多证券的交易活动时, 特质性定价偏差基本能够被分散化消除, 而系统性定价偏差则不能。此时即便在没有风险溢价的情况下, 证券与 HML 因子之间的协方差也能够预测证券的未来收益。这表明, 给定条件下, 系统性定价偏差比特质性定价偏差在证券价格决定中起着更关键的作用。

无论是哪一种视角, 投资者情绪能够构成系统性因子, 并导致证券收益的协同效应这一结论都引起了学界极大的兴趣, 也成为了行为金融学当下最新的关注热点。在迅速成长的相关文献中, 一部分学者诉诸于实证检验, 并从市场数据中进一步得到支持该结论的证据。Goetzmann, Massa & Rouwenhorst (2005) 以共同基金为考察对象, 肯定了系统性投资者情绪变量的存在。Barber, Odean & Zhu (2009) 通过分析贴现经纪商和散户经纪商的交易记录, 发现个体投资者的交易具有高度相关性, 且这种相关性不太可能来源于对机构羊群效应的被动式反应或风险厌恶程度的系统性变动等因素, 投资者的心理偏见极有可能是导致该现象的源头。这些偏见令投资者做出系统性买进近期走势强劲的股票、不抛售亏损的股票等行为。由此, Barber, Odean & Zhu 表示, 噪声交易者能够对价格造成影响, 因为噪声是系统性的。Boyer (2008) 则利用 S&P 500 等指数的组成证券证实, 市场上风格投资者情绪的变动, 能够为具有相似账面市值比的股票带来协同效应, 且这种影响在统计与经济意义上均显著, 通常能解释百分之二十至五十证券收益的公共波动。

面对投资者情绪构成系统性因子的理论解释以及实证检验中的诸多证据, Hirshleifer

^① 在 Daniel, Hirshleifer & Subrahmanyam (2001) 的模型中, 套利者发掘定价偏差, 但获得的收益未必是无风险的。

& Jiang (2010) 试图将系统性定价偏误与行为定价模型进行整合, 构建了偏误定价因子。他们发现, 即便在控制了一系列基准因子以及行业效应的前提下, 偏误定价因子依旧能捕捉到超额收益。不仅如此, 将偏误定价因子添加进三因子或四因子模型中, 还能够较好地解释具有极端规模或账面市值比的拐角组合的收益模式, 并对资产组合或个股的横截面收益做出较好的预测, 显示出其作为定价因子的特征。本文是在 Hirshleifer & Jiang (2010) 基础上的一个延拓。

(二) 盈余公告后漂移的相关研究

最早发现盈余公告后漂移的是 Ball & Brown (1968), 此后 Jones & Litzenberger (1970), Joy, Litzenberger & McEnally (1977), Watts (1978), Foster, Olsen & Shevlin (1984) 等文章都证实, 在控制各种风险因素后, PEAD 仍然存在。Bernard & Thomas (1989) 使用标准预期外盈余 (standard unexpected earnings, SUE) 方法进行研究, 发现公开信息 SUE 对未来股票收益率具有预测作用。信息公布前, 高 (低) SUE 的资产组合获得较高 (低) 收益, 信息公布后 60 日, 高 (低) SUE 的股票依然得到较高 (低) 收益, 60 日零投资策略的异常收益率约为 4.2%, 即年均 18% 左右。

大部分学者认为 PEAD 的出现, 是由于市场并非完全有效, 而在这一思路指导下, 学者们多半从信息披露和投资者行为这两个角度展开研究。如 Bernard & Thomas (1990) 发现季度的未预期盈余存在自相关结构, 认为市场投资者无法预见到未预期盈余的自相关特征是导致盈余惯性的主要原因, 而 Bartov, Radhakrishnan & Krinsky (2000) 对 PEAD 与投资者成熟度之间的关系进行了检验, 发现二者之间存在着负相关关系, 并且在引入投资者成熟度变量之后, 诸如价格、规模等变量对 PEAD 都没有了解释力。

此外, 还有一些学者从风险及成本的角度对 PEAD 进行了诠释。Bhushan (1994) 基于市场信息效率, 得出价格的漂移程度与直接和间接交易成本正相关的结论。Wurgler & Zhuravskaya (2002) 发现, 采用盈余惯性策略会导致很高的套利成本。Mendenhall (2005) 则表明漂移的程度和套利风险具有很强的相关性。Chordia & Shivakumar (2005) 认为盈余惯性策略收益来源于随时间变化的期望回报, 即它是对随时间变化的风险的补偿。

国内早期关于 PEAD 的研究聚焦于该异象的存在性问题, 如赵宇龙 (1998)、阮奕, 张汉江和马超群 (2003)、吴世农和吴鹏超 (2003, 2005), 后者发现中国股市上显著存在盈余价格公告后漂移现象。孔东民和柯瑞豪 (2007) 则在验证了中国股市存在盈余公告后漂移的基础上, 更进一步剖析了我国股市上 PEAD 的特征, 考察该种异象是由机构投资者还是个人投资者驱动。此后, 我国股市上存在 PEAD 这一结论普遍得到接受, 研究的重心转向了对 PEAD 的解释。于李胜和王艳艳 (2006) 认为信息质量是 PEAD 产生和持续的重要原因之一, 杨德明, 林斌和辛清泉 (2007) 则表示, 错误估计未预期盈余的自相关结构是 PEAD 原因所在。孔东民 (2008) 基于有限套利成本对盈余公告事件后 30 天和 60 天的累计异常收益进行研究, 发现套利限制是 PEAD 的成因。谭伟强 (2008) 认为盈余惯性收益可以部分地解释为流动性补偿。陈国进, 张贻军和王景 (2008) 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递减。杨德明和林斌 (2009) 重点考

察了信息泄露与处置效应对 PEAD 现象的影响,研究发现,在我国,信息泄露显著地减弱了盈余惯性程度,而处置效应则显著地增强了盈余惯性程度。与这些既有研究不同,本文试图从系统性定价偏误的角度解释 PEAD 异象。

三、研究设计

(一)数据来源

本研究以沪深两市的 A 股股票为研究样本,除回购数据外其余数据均来源于国泰安公司的中国股票市场交易数据库系统(CSMAR)的各个子数据库,上市公司回购公告的数据来源于上海证券交易所、深圳证券交易所网站以及新浪股票网。样本数据区间取自 2003 年 6 月至 2009 年 6 月。在样本筛选中,设定以下标准:(1)样本股票在构造组合时必须具有上两个年度的年报公告,且账面净资产非负;(2)剔除所有的金融类公司的样本;(3)剔除所有 ST 或 PT 股,因为这些股票交易数据较为异常;(4)样本在研究期间内中报和年报公告齐全。经筛选和处理后,本文研究所采用的样本股票数目为 706 只,其中共有 144 家公司在该区间内披露股份回购公告。

(二)变量的定义与计算

1. 偏误定价因子 UMO 的计算

每年 6 月底,将在过往 24 个月内有 IPO 或 SEO 事件却没有在过往两个会计年度进行回购的股票组成组合高估股票组合,而将在过往两个会计年度曾进行过回购却没有在 24 个月内进行 IPO 或 SEO 的股票归为低估股票组合。在会计年度和组合形成期之间的六个月空窗期确保了回购信息已经完全被大众所知悉。基于以往的研究表明,新发和回购所带来的长期异常收益会集中在事件发生后的三年内(Loughran & Ritter 1995),因此本文基于前两年发生的事件对股票进行选择,从而使得股票组合收益涵盖了事件后一年至三年的时期。

高估股票组合与低估股票组合将被从 t 年 7 月持有到 $t+1$ 年 6 月,然后组合将被重新平衡。通过买入低估股票组合并卖出高估股票组合,本文仿照 Fama & French (1993)构建了偏误定价因子 UMO 以捕捉系统性定价偏误。

2. 标准化未预期盈余(SUE)的计算

本文使用吴世农和吴超鹏(2005)以及谭伟强(2008)的方法,通过标准化未预期盈余(SUE)对盈余惯性进行捕捉。股票 i 在当前半年度 $q=0$ 的标准化未预期盈余 SUE_{iq} 被定义为:

$$SUE_{iq} = \frac{EPS_{iq} - EPS_{iq-2}}{\sigma_{iq}} \quad (1)$$

其中, EPS_{iq} 表示股票 i 在当前半年度 $q=0$ 调整后的每股收益, EPS_{iq-2} 表示股票 i 在 2 个半年以前,即半年度 $q=-2$ 调整后的每股收益,则 $(EPS_{iq} - EPS_{iq-2})$ 代表了股票 i 在当前半年度 $q=0$ 的未预期每股收益。 σ_{iq} 表示股票 i 在半年度 $q=0$ 之前 5 个半年的未预

期每股收益 ($EPS_{it} - EPS_{it-2}$) 的标准差。对每股收益的调整方式也同吴世农和吴超鹏 (2005) 及谭伟强 (2008), 调整公式如下:

$$EPS_{it}^* = EPS_{it} \frac{G_{中}}{G_{末}} \quad (2)$$

其中, EPS_{it} 和 EPS_{it}^* 分别为调整前和调整后的中报的上半年每股收益 EPS , $G_{中}$ 表示中报上公布的上半年末的总股本, $G_{末}$ 表示年报上公布的年末的总股本。而下半年的 EPS 则为年报的全年每股收益 EPS 减去调整后的中报的上半年每股收益 EPS_{it}^* 。

3. Fama - French 三因子模型相关变量

由于本文使用了 Fama&French (1993) 的三因子进行模型比对检验, 以及采用了 HML 因子作为新因子模型的情绪风险的代理变量, 故在此也对 MKT , SMB 和 HML 三个因子加以说明。

MKT 为市场风险因子, 用 $R_m - R_f$ 计算, 其中, R_m 是基于流通股市值加权平均的综合市场月收益, R_f 是无风险收益率, 以 3 个月期的定期储蓄利率折算成月收益来计算。 SMB 和 HML 分别是企业规模因子和账面市值比因子, 通常以 t 年 6 月底流通市值来度量 t 年的企业规模的大小, 以 $t-1$ 年末每股权益与 $t-1$ 年末收盘价的比值来度量 t 年度的账面市值比高低。在研究期内, 每年 6 月底按流通市值的中位数将样本分为大 (B) 和小 (S) 两组, 同时按账面市值比分成高、中和低三组, 即 $H(30\%)$ 、 $M(40\%)$ 、 $L(30\%)$, 两者交叉分组形成 6 个组合 (SL, SM, SH, BL, BM 和 BH), 分别计算 t 年 7 月到 $t+1$ 年 6 月每个组合价值加权月收益率, 则 $SMB = (SL + SM + SH - BL - BM - BH)/3$, 表示剔除账面市值比因素后小规模公司和大规模公司组合的收益差; $HML = (SH + BH - SL - BL)/2$, 表示剔除规模因素后高账面市值比与低账面市值比公司组合的收益差。

(三) 研究程序

首先, 在样本期间的每月月初, 以样本公司最新计算所得的 SUE 分别对所有股票进行排序分为 10 组, 计算各组的异常收益 $R_p - R_f$, 并构造买入赢家、卖出输家的套利组合收益, 分别采用 CAPM 模型和 Fama - French 三因素模型对套利组合收益进行分析调整, 若拟合后的 Jensen's Alpha 显著异于零, 则表明该组合经过风险调整后依然存在显著异常收益, 由此可以推断这两种模型并不能完全解释 PEAD 异象; 反之则表示定价模型对 PEAD 的解释成立, 市场在该定价模型下有效。

其次, 采用投资组合的时间序列回归进行研究, 考察系统性定价偏误对盈余惯性的解释力度, 比对在资产定价模型中添加偏误定价因子 UMO 后的回归结果, 比对的指标主要为 Jensen's Alpha 以及 Gibbons, Ross & Shanken (1989) 的 GRS 统计量。

最后, 为了避免数据挖掘、误差进入变量问题以及指标选取稳健性等问题, 本文进行了一系列稳健性检验。

四、实证结果及分析

(一) 基本统计结果

表1报告了SUE投资组合的平均SUE和等权加权月平均异常收益。投资组合以每月月初最新的SUE指标从小到大进行排序并平均分成10组。异常收益为 t 月开始后6个月的均化买入持有股票收益与无风险收益率之差,以百分比表示。由表1可见,SUE的值从P1的-0.96上升到P10的1.09。最低组的异常收益为-1.54%,而最高组的异常收益为-0.75%,两者每月收益的差异达到0.79%。因此构造盈余惯性策略,即买入赢家组合(P10)、卖出输家组合(P1),在随后的6个月内可以获得的收益4.74%。同时,由表1可见,SUE投资组合的套利投资策略收益相对于单因素市场调整(CAPM)模型和Fama-French三因素模型的截距项大小,即经过风险调整后的平均收益率大小,分别为0.78%和0.78%,均显著大于0。这进一步说明在市场上通过标准资产定价模型并不能解释套利策略获得的异常收益。

表1 SUE投资组合收益

组合	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	10-1	CAPM Alpha	FF3 Alpha
SUE	-0.96	-0.57	-0.33	-0.17	-0.04	0.08	0.22	0.39	0.63	1.09	2.03		
Excess Return(%)	-1.54	-1.60	-1.49	-1.58	-1.48	-1.21	-1.03	-1.17	-0.90	-0.75	0.79 *** (4.69)	0.78 *** (4.52)	0.78 *** (4.50)

注:表1报告了SUE投资组合平均SUE和异常收益Excess Return。投资组合以每月月初最新的SUE指标从小到大进行排序并平均分为10组。异常收益为 t 月开始后6个月的均化买入持有股票收益与无风险收益率之差($R_p - R_f$),以百分比表示。表1同时报告了盈余惯性策略组合的收益。CAPM Alpha是基于市场调整模型的截距,FF Alpha是基于Fama & French (1993)三因子模型的截距。括号内是相应的 t 统计量,采用Newey & West (1987)的方法修正自相关和异方差。***、**和*分别表示双尾 t 检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。样本期间为2003年6月至2009年6月。

表2的Panel A报告了UMO因子、Fama-French三因子的描述性统计,Panel B则显示了各因子之间的相关系数。从表中可以看到,在样本期间内,偏误定价因子UMO每月的平均收益率为0.71%,标准差为3.45。就各因子的相关系数而言,惟一相关性较高的是UMO因子与HML因子,其相关系数为0.41($p=0.00$)。这一结果符合Daniel, Hirshleifer & Subrahmanyam (2001, 2005)的逻辑,他们指出,HML因子中包含了系统性定价偏误的信息。为了防止共线性问题影响时间序列回归结果,本文在进行回归的同时检验了UMO因子的方差膨胀因子(VIF)。方差膨胀因子是统计学中用于诊断最小二乘回归受到因子共线性影响程度的最常用的方法,它度量了回归系数的估计方差与在自变量线性无关时相比增加了多少。通常,当VIF等于1时,表示变量与其他变量正交,而当VIF大于10时,则认为自变量之间的相关性会严重影响到最小二乘回归的估计值。结果显示,VIF值为2.06,因此判定UMO因子与HML因子的相关性对回归结果影响并不显著。与此同时,在稳健性检验中,本文也将用正交化的UMO因子替代UMO因子进行回归,作为避免共线性问题的另一种方式。结论并无明显差异。为了进一步验证UMO因子中是否包含未被Fama-French三因子所解释的公共波动,我们用UMO因子对三因子进行时

间序列回归,结果发现,经过自由度调整后的 R^2 为 43%。低 R^2 说明 UMO 组合相较三因子所带来的共同运动来说,拥有额外的公共部分,表明其所具有信息成分的独特性。这一结果与 Hirshleifer & Jiang (2010) 一致。

表 2 因子的描述性统计

Panel A: Factor Returns				
	均值	标准差		
UMO	0.71	3.45		
MKT	1.74	3.98		
SMB	0.47	2.30		
HML	0.19	1.88		
Panel B: Correlation Matrix of Factors				
	UMO	MKT	SMB	HML
UMO	1.00			
MKT	-0.22 (0.17)	1.00		
SMB	-0.19 (0.18)	0.16 (0.16)	1.00	
HML	0.41 (0.00)	0.12 (0.30)	-0.10 (0.40)	1.00

注:表 2 Panel A 报告了偏误定价因子 UMO、Fama - French 三因子的描述性统计,Panel B 显示了各因子之间的 Pearson 相关系数,第一行为相关系数,括号内为检验 p 值。样本期间为 2003 年 6 月至 2009 年 6 月。

(二)时间序列回归:偏误定价因子对于盈余惯性的检验结果

对于十个 SUE 检验组合,分别考虑以下时间序列回归方程:

$$r_t^j - r_{ft} = \alpha_{MKT} + b_jMKT + \varepsilon_j \tag{3}$$

$$r_t^j - r_{ft} = \alpha_{MKT+UMO} + b_jMKT + c_jUMO + \varepsilon_j \tag{4}$$

$$r_t^j - r_{ft} = \alpha_{FF} + b_jMKT + s_jSMB + h_jHML + \varepsilon_j \tag{5}$$

$$r_t^j - r_{ft} = \alpha_{FF+UMO} + b_jMKT + s_jSMB + h_jHML + c_jUMO + \varepsilon_j \tag{6}$$

其中 $r_t^j - r_{ft}$ 表示检验组合 j 在时期 t 的异常收益。倘若定价模型能够足够好地解释异象,则 α^j 应该在统计意义上不显著区别于零。为了检验这一点,除了单独考察各个套利组合的回归截距之外,本文还进行了 Gibbons, Ross & Shanken (1989) 的 GRS 检验。假设有若干检验组合,即 $j = 1, 2, \dots, J$, 则 GRS 统计量用以检验是否对于所有的 j 而言, α^j 联合地等于零。如果 α^j 联合地等于零,则 GRS 统计量也应该等于零。

GRS 统计量的构建基于回归方程的截距项和误差项。以 Fama - French 三因子模型为例,令 $\alpha = (\alpha^1, \dots, \alpha^J)'$, $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^1, \dots, \varepsilon_t^J)'$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$, 则 GRS 统计量为:

$$GRS = \frac{(T - J - 3)}{J} (1 + \mu' \Omega^{-1} \mu)^{-1} \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \quad (7)$$

其中 μ 是一个因子均值的三维向量, 即 $\mu = (\overline{MKT}, \overline{SMB}, \overline{HML})'$, Ω 则是 3×3 的因子收益协方差矩阵, $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\Sigma}$ 分别是 α 和 Σ 的无偏估计, J 为检验组合的数量, T 为时间序列中的观测期数。在 α^j 联合等于零的零假设下, GRS 统计量服从自由度为 $(J, T - J - 3)$ 的 F 分布。更一般地, 当定价模型中有 K 个因子时, GRS 统计量为:

$$GRS = \frac{(T - J - K)}{J} (1 + \mu_K' \Omega^{-1} \mu_K)^{-1} \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \quad (8)$$

且它在零假设下服从自由度为 $(J, T - J - K)$ 的 F 分布。

在检验定价模型的有效性时, 一个较大的 GRS 统计量表明截距的值联合地异于零, 定价模型并不能够很好地解释检验组合的收益波动。GRS 统计量的值越大, 则 α^j 的联合值越大, 偏离零值越远, 从而定价模型的表现越差。

表 3 时间序列回归结果

	α_{MKT}	$\alpha_{MKT + UMO}$	α_{FF}	$\alpha_{FF + UMO}$
1	-2.21 *** (-3.43)	-0.75 ** (-2.34)	-2.16 *** (-3.30)	-0.51 ** (-1.93)
2	-2.28 *** (-3.53)	-0.73 ** (-2.06)	-2.22 *** (-3.40)	-0.47 * (-1.75)
3	-2.18 *** (-3.39)	-0.66 (-1.58)	-2.11 *** (-3.25)	-0.42 (-1.36)
4	-2.21 *** (-3.42)	-0.54 (-1.14)	-2.16 *** (-3.30)	-0.39 (-1.08)
5	-2.15 *** (-3.30)	-0.58 (-1.26)	-2.10 *** (-3.17)	-0.45 (-1.10)
6	-1.91 *** (-2.95)	-0.60 (-1.31)	-1.84 *** (-2.82)	-0.43 (-0.97)
7	-1.73 *** (-2.64)	-0.52 (-0.97)	-1.68 ** (-2.54)	-0.38 (-0.82)
8	-1.87 *** (-2.89)	-0.49 (-0.79)	-1.83 *** (-2.79)	-0.41 (-0.64)
9	-1.60 ** (-2.46)	-0.45 (-0.63)	-1.56 ** (-2.36)	-0.37 (-0.59)
10	-1.43 ** (-2.26)	-0.47 (-0.56)	-1.36 ** (-2.14)	-0.35 (-0.48)
F_{GRS}	4.53	2.04	4.69	1.25
(p)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.27)

注: 表 3 报告了 SUE 检验组合在回归方程(3)至(6)下的 α 及其 t 统计量, 以及 GRS 检验结果。括号内是相应的 t 统计量, 采用 Newey & West (1987) 的方法修正自相关和异方差。***、** 和 * 分别表示双尾 t 检验值在 1%、5% 和 10% 水平上统计显著。样本期间为 2003 年 6 月至 2009 年 6 月。

表 3 报告了各检验组合在回归方程(3)至(6)下的 α 及其 t 统计量,以及各回归方程下的 GRS 检验结果。通过对比 α_{MKT} 和 $\alpha_{MKT+UMO}$ 可以看到,将偏误定价因子添加到 CAPM 模型中有助于降低 α 。以最高 SUE 组合为例,在 CAPM 下 α_{MKT} 为 -1.43% ($t = -2.26$),而当 UMO 因子被添加进回归方程中后, $\alpha_{MKT+UMO}$ 削减至 -0.47% ,且在统计意义上不显著($t = -0.56$)。同时,用以检验十个 SUE 组合的 α 是否联合显著的 GRS 统计量在 CAPM 模型下为 4.53 ($p = 0.00$),拒绝了 α_{MKT} 联合等于零的零假设,而在加入 UMO 之后,GRS 统计量削减为 2.04 ($p = 0.01$),反映出添加 UMO 因子能够提升定价模型对 PEAD 的解释力。

再来看回归方程(5)和(6)下的检验结果。在 Fama - French 三因素模型下,GRS 统计量为 4.69 ($p = 0.00$),表明 Fama - French 三因素模型也不能够很好地解释盈余惯性。而将 UMO 因子加入三因素模型之后,GRS 统计量为 1.25 ($p = 0.27$),不能拒绝截距联合为零的假设。这就反映出偏误定价因子可能包含着解释 PEAD 异象的信息。

为了能够更直观地展示 UMO 因子对 PEAD 异象的解释力,图 1 分别画出了将 SUE

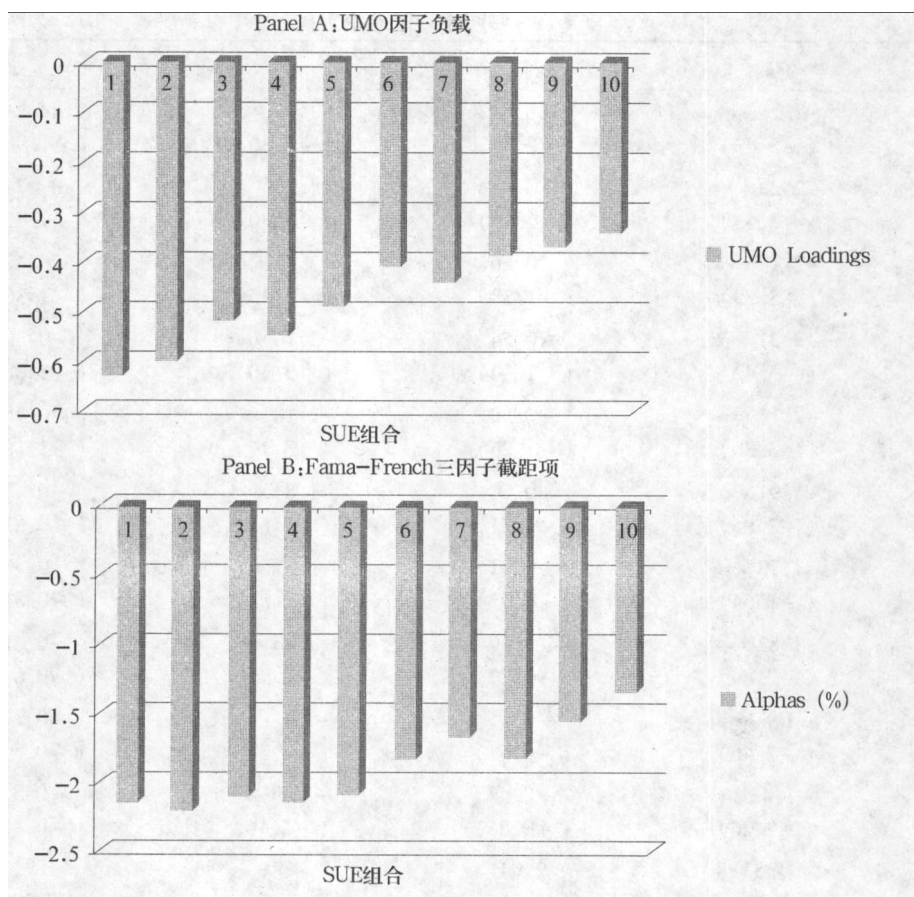


图 1 UMO 因子负载与 Fama - French 三因子截距项

Panel A 画出了将 SUE 检验组合对方程(6)回归后 UMO 因子的因子负载, Panel B 画出了各 SUE 组合对 Fama - French 三因子回归后的截距项。样本期间为 2003 年 6 月至 2009 年 6 月。

检验组合对方程(6)回归后 UMO 因子的因子负载,以及各组合对 Fama - French 三因子回归后的截距项。从图中可以看到,UMO 因子的因子负载与经过三因素模型调整后的异常收益模式具有很强的相似性,二者之间的相关系数为 0.72。这暗示着,UMO 有可能是 Fama - French 三因子模型在十个 SUE 组合上定价偏误的来源。

(三)稳健性检验

为了验证实证结果的稳健性,本文在以下几个方面进行了稳健性检验:

1. 对于 UMO 因子的构建,采用不同的选取标准,如将 IPO 定义为首次具有上市收益数据,或将 SEO 局限在首发等,结论无明显不同。

2. 采用正交化的 UMO 因子代替 UMO 因子本身进行时间序列回归检验,结果无明显差异。其中,正交化的 UMO 因子被定义为将 UMO 因子对 Fama - French 三因子回归后的截距项与扰动项之和。

3. 在样本期间内进行分段检验,或采用动态取样方式,让任一年的股票样本都包含截止到当年上市的股票,结果与本文个表结果无明显不同。

4. 采用 Bernard & Thomas (1989, 1990), Ball & Bartov (1996) 中带漂移的随机游走 SUE 指标对股票进行研究,结论依然一致。

四、结 论

基于 2003 年 6 月至 2009 年 6 月中国 A 股月度交易数据,本文考察了系统性定价偏误与盈余公告后漂移 (PEAD) 之间的关系。研究结果显示,中国股票市场上的 PEAD 现象可能由系统性定价偏误引致,将用以捕捉系统性定价偏误的偏误定价因子引入进定价模型能够提升模型对于 PEAD 的解释力。经过该定价模型调整,季度盈余公告后 6 个月买入持有异常收益在经济及统计意义上均不显著。这一方面表明中国股票市场上存在由投资者情绪造成的系统性定价偏误,另一方面也为盈余公告后漂移的产生原因提供了新的方向。这一结果也暗示,尽管机构投资者的增加能够消除特质性定价偏误,降低盈余公告后价格漂移的程度,却始终无法彻底消除 PEAD。因此,在对盈余预期做出估计时,有必要将系统性定价偏误包含在内。

参 考 文 献

- [1] 陈国进,张贻军,王景,2008,《异质信念与盈余惯性——基于中国股票市场的实证分析》,《当代财经》,第7期,43~48。
- [2] 孔东民,2008,《有限套利与盈余公告后价格漂移》,《中国管理科学》,第6期,16~22。
- [3] 孔东民,柯瑞豪,2007,《谁驱动了中国股市的 PEAD?》,《金融研究》,第10期,82~99。
- [4] 阮奕,张汉江,马超群,2003,《深市 A 股收入公告效应的实证研究》,《系统工程》,第2期,17~22。
- [5] 谭伟强,2008,《流动性与盈余公告后价格漂移研究》,《证券市场导报》,第9期,30~37。
- [6] 吴世农,吴超鹏,2003,《我国股票市场的“价格惯性策略”和“盈余惯性策略”的实证研究》,《经济科学》,第4期。

41 ~ 50。

- [7] 吴世农, 吴超鹏, 2005, 《盈余信息度量、市场反应与投资者框架依赖偏差分析》, 《经济研究》, 第 2 期, 54 ~ 62。
- [8] 杨德明, 林斌, 2009, 《信息泄露、处置效应与盈余惯性》, 《管理科学学报》, 第 5 期, 110 ~ 120。
- [9] 杨德明, 林斌, 辛清泉, 2007, 《盈利质量、投资者非理性行为与盈余惯性》, 《金融研究》, 第 2 期, 122 ~ 132。
- [10] 于李胜, 王艳艳, 2006, 《信息不确定性与盈余公告后漂移现象 (PEAD)》, 《管理世界》, 第 3 期, 40 ~ 49。
- [11] 赵宇龙, 1998, 《会计盈余披露的信息含量——来自上海股市的经验证据》, 《经济研究》, 第 7 期, 41 ~ 49。
- [12] Ball, R. and E. Bartov, 1996, How naïve is the stock market's use of earnings information?, *Journal of Accounting and Economics* 21, 319 ~ 337.
- [13] Ball, R. and P. Brown, 1968, An empirical evaluation of accounting income numbers, *Journal of Accounting Research* 6, 159 ~ 178.
- [14] Barber, B. M., T. Odean and N. Zhu, 2009, Systematic noise, *Journal of Financial Markets* 12, 547 ~ 569.
- [15] Barberis, N. and A. Shleifer, 2003, Style investing, *Journal of Financial Economics* 68, 161 ~ 199.
- [16] Barberis, N., A. Shleifer and J. Wurgler, 2005, Comovement, *Journal of Financial Economics* 75, 283 ~ 317.
- [17] Bartov, E., S. Radhakrishnan and I. Krinsky, 2000, Investor sophistication of pattern in stock return after earnings announcement, *The Accounting Review* 75, 43 ~ 63.
- [18] Bernard, V. and J. Thomas, 1989, Post - earnings announcement drift: Delayed price response or risk premium?, *Journal of Accounting Research* (Supplement), 1 ~ 36.
- [19] Bernard, V. and J. Thomas, 1990, Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings, *Journal of Accounting and Economics* 13, 305 ~ 340.
- [20] Bhushan, R., 1994, An informational efficiency perspective on post - earnings announcement drift, *Journal of Accounting and Economics* 18, 45 ~ 65.
- [21] Boyer, B. H., 2008, Comovement among stocks with similar book - to - market ratios, working paper, Brigham Young University.
- [22] Chordia, T. and L. Shivakumar, 2005, Inflation illusion and post - earnings announcement drift, *Journal of Accounting Research* 43, 521 ~ 556.
- [23] Daniel, K., D. Hirshleifer and A. Subrahmanyam, 1998, Investor psychology and security market under - and overreactions, *Journal of Finance* 53, 1839 ~ 1885.
- [24] Daniel, K., D. Hirshleifer and A. Subrahmanyam, 2001, Overconfidence, arbitrage and equilibrium asset pricing, *Journal of Finance* 56, 921 ~ 965.
- [25] Daniel, K., D. Hirshleifer and A. Subrahmanyam, 2005, Investor psychology and tests of factor pricing models, Working paper, Northwestern University.
- [26] Fama, E. F. and K. R. French, 1993, Common risk factors in the returns of bonds and stocks, *Journal of Financial Economics* 33, 3 ~ 56.
- [27] Foster, G., C. Olsen and T. Shevlin, 1984, Earnings releases, anomalies, and the behavior of security returns, *The Accounting Review* 59, 574 ~ 603.
- [28] Goetzmann, W. N., M. Massa and K. Rouwenhorst, 2005, Behavioral factors in mutual fund flows, working paper, Yale School of Management.
- [29] Hirshleifer, D. and D. Jiang, 2010, A Financing - Based Misvaluation Factor and the Cross Section of Expected Returns, *Review of Financial Studies* 23, 3401 ~ 3436.
- [30] Ikenberry, D., J. Lakonishok and T. Vermaelen, 1995, Market underreaction to open market share repurchases, *Journal of Financial Economics* 39, 181 ~ 208.
- [31] Jones, C. P. and R. H. Litzenberger, 1970, Quarterly earnings reports and intermediate stock price trends, *Journal of*

Finance 25, 143 ~ 148.

- [32] Joy, O. M., R. Litzenberger and R. W. McEnally, 1977, The adjustment of stock prices to announcements of unanticipated changes in quarterly earnings, *Journal of Accounting Research* 15, 207 ~ 225.
- [33] Loughran, T. and J. Ritter, 1995, The new issues puzzle, *Journal of Finance* 50, 23 ~ 50.
- [34] Mendenhall, R. P., 2004, Arbitrage risk and post - earnings - announcement drift, *Journal of Business* 77, 875 ~ 894.
- [35] Watts, R. L., 1978, Systematic 'abnormal' returns after quarterly earnings announcements, *Journal of Financial Economics* 6, 127 ~ 150.
- [36] Wurgler, J. and K. Zhuravskaya, 2002, Does arbitrage flatten demand curve for stocks?, *Journal of Business* 75, 583 ~ 608.

Abstract: Behavioral theories suggest that investor misperceptions and market mispricing will be correlated across firms, causing systematic mispricing. Based on the monthly trading data from China's A - share stock market during the period of June, 2003 to June, 2009, the paper investigates the relationship between systematic mispricing and PEAD anomaly. The result shows that, the PEAD anomaly on China's stock market may be caused by systematic mispricing. Including mispricing factor to the asset pricing model could enhance the pricing power of the model. After adjusting raw returns for the four risk factors, the buy - and - hold abnormal returns over the 6 months subsequent to quarterly earnings announcements are economically and statistically insignificant. These evidences indicate the existence of systematic mispricing on China's stock market as well as a new possible explanation for PEAD anomaly.

Keywords: Systematic mispricing, Post - earnings announcement drift, Market efficiency

(责任编辑:林梦瑶)(校对:ZL)