

盈余信息度量、市场反应与投资者 框架依赖偏差分析^{*}

吴世农 吴超鹏

(厦门大学管理学院 361005)

内容提要:本文以 2000 年 9 月到 2003 年 12 月沪市 A 股 338 家上市公司为研究对象,应用实证研究方法,检验以四种不同度量方式表示同一盈余信息所产生的“盈余惯性现象”是否存在差异。结果表明:在三因素模型进行风险调整之前,基于四种盈余信息指标的盈余惯性现象都显著地存在。但经过三因素模型风险调整后,基于“意外盈余率”和“标准化意外盈余率”二个指标的盈余惯性现象消失了;基于“意外盈余”和“标准化意外盈余”二个指标的盈余惯性现象仍然存在,所以买入赢家组合、卖出输家组合仍可获得显著的超常收益。显然,这一研究结果并不支持风险定价学派的观点。笔者认为,根据 Tversky 和 Kahneman(1981)提出的“框架依赖偏差”(Framing Dependence Bias)理论,四个盈余信息指标所产生的盈余惯性现象的差异表明我国投资者对盈余信息的反应依赖于信息度量的方式。

关键词: 盈余度量 盈余惯性 框架依赖偏差

一、文献综述

“盈余惯性”(Earnings Momentum)现象是股票价格对盈余公告信息反应的一种特殊现象,即盈余公告后的几个月内,意外盈余(Unexpected Earnings)最高的公司的股票价格继续上涨,意外盈余最低的公司的股票价格继续下跌。Ball 和 Brown(1968)最早发现这一现象,此后 Jones 和 Litzenberger(1970),Joy,Litzenberger 和 McEnally(1977),Watts(1978),Foster,Olsen 和 Shevlin(1984),Bernard 和 Thomas(1989,1990),Chan,Jegadeesh 和 Lakonishok(1996)都证实在控制各种风险因素后,该现象仍然存在。因此,Fama(1998)在反驳历年来发现的各种有违“有效市场假说”的“异象”后,也不得不承认盈余惯性至今仍是一个难于否定的“异象”。

近四十年来,西方的学者们对该“异象”提出各种解释,形成两种不同的观点:一是从风险定价角度出发,认为任何可以籍之获得超常收益的“异象”不外是承担了额外风险的结果;二是从心理行为角度出发,认为这是投资者的“保守性心理偏差”导致投资者对盈余公告信息的“反应不足”(Under-reaction)从而引起盈余惯性现象。

风险定价学派认为:金融市场可以有效定价,因此盈余惯性现象中意外盈余最高的“赢家组合”收益显著高于意外盈余最低的“输家组合”是因为前者比后者承担了更多的风险。然而,要验证这一理论必须采用资产定价模型对两类股票组合进行风险调整,考察经风险调整后两类股票组合的收益是否仍然存在显著差异。

Jones 和 Litzenberger(1970)等早期研究一般是采用资本资产定价模型 CAPM 或者市场模型

^{*} 本文获教育部优秀青年教师项目和国家自然科学基金项目资助(70372035),特此致谢。

(Market Model)对上述赢家组合与输家组合的收益进行风险调整,然而他们都发现系统性风险不能解释盈余惯性现象。Bernard 和 Thomas(1989)则采用套利定价模型(APT)对盈余惯性现象中的赢家组合与输家组合的收益进行风险调整,但仍然无法解释盈余惯性现象。Collins 和 Hribar(2000), Chordia 和 Shivakumar(2002)将 Fama-French 三因素模型应用于对盈余惯性现象中赢家组合与输家组合的收益进行风险调整,他们同样也发现市场因素、规模效应和 B/M 效应都不能解释盈余惯性现象。值得关注的是,最近 Sadka 和 Sadka(2003)将流动性风险因素加入 Fama-French 三因素模型之后发现新的资产定价模型对盈余惯性现象的解释能力大大提高,但还是未能完全解释这一现象。

心理行为学派则认为:盈余惯性现象源于投资者对盈余公告信息的反应不足。但是,投资者为什么会对信息反应不足呢?自90年代初以来,学者们从各个方面对该问题做了深入的探讨。Bernard 和 Thomas(1990)发现季度盈余的变化具有某种模式,盈余增长或者下跌都会持续三个季度然后在第四个季度发生反转,而投资者幼稚地认为季度盈余变化是随机的,未意识到季度盈余有这样的变化模式,以致忽视了目前盈余公告对未来盈余的预示作用。Ball 和 Bartov(1996)否定了 Bernard 和 Thomas 的假设,他们发现投资者并非如 Bernard 和 Thomas 所说的那么幼稚,投资者知道季度盈余变化是时间序列相关的。尽管如此,投资者仍然对盈余变化的时间序列相关系数低估了 50%。Soffer 和 Lys(1999)将 Bernard 和 Thomas(1990)和 Ball 和 Bartov(1996)两种观点统一起来,他们的研究表明:本季度盈余公告刚公布时,投资者确实不知道本期盈余变化与下一季度盈余变化是正相关的,但是到下一季度盈余公告之前,投资者就知道了两期盈余的正相关关系,但是对其相关系数仍然低估了 50%。可见,以上诸文都认为投资者未能充分利用已知的盈余公告信息,所以是对公告信息的“反应不足”。Barberis, Shleifer 和 Vishny(1998)则进一步指出投资者对信息“反应不足”源于其“保守性心理偏差”(Conservatism Bias),即投资者在获得新信息时,难于更新原有的观念,虽然能对新信息做出正确方向的反应,但反应程度总小于理性贝叶斯标准。

近年来,国内学者先后开展对盈余惯性现象的研究,吴世农和黄志功(1997)以沪市股票为样本,发现 1995 年年报公布后的 1 个月内每股收益高的股票的累计超常收益继续上升,每股收益低的股票 CAR 继续下降,指出市场无效。此结论实际上符合盈余惯性现象。赵宇龙(1998)发现在 1994—1996 年三个年报公布日后 8 周内,每股收益增加的股票 CAR 反转下降,每股收益下降的股票 CAR 继续惯性下降,市场只对坏消息反应不足。阮奕、张汉江和马超群(2003)采用标准化未预期盈余对深市 A 股样本进行排序,对 2000 年中报和年报进行检验,结果并不支持中国股市存在盈余惯性现象,由此否定股市存在对盈余信息的反应不足。吴世农和吴超鹏(2003)以沪市 A 股为样本,同样以标准化未预期盈余为排序指标,却发现 2000—2001 年中报和年报公布后半年内盈余惯性现象显著存在。张庆翠(2004)发现盈余公告后 60 天内深沪两市样本股票的超常收益与意外盈余及标准化意外盈余都成负相关,即存在与盈余惯性现象相反的“盈余反转现象”。

目前研究存在以下四个问题:(1)不难发现,盈余信息的度量方式不同直接导致了上述各项研究的结论不同,但目前却尚未有研究深入去探讨盈余信息度量方式如何影响盈余惯性现象。(2)盈余惯性现象的存在并不意味着投资者对信息反应不足,这亦有可能是风险溢价的结果,但目前很少有研究采用资产定价模型对盈余惯性现象进行风险调整,因而未能从风险溢价角度探讨盈余惯性现象的成因。(3)大部分的研究采用事件研究方法,事件点是盈余公告日。其缺陷正如 Holthausen(1983)所指出的:“各公司盈余公告日不同,所以必须等到最后一家公司披露盈余报告后才能进行排序,否则就是假定了投资者提前知道排序变量的分布情况,利用了未知信息,使研究结果产生了‘前视偏差’(Look-ahead Bias)。”为克服这一缺陷,本研究采用 Chan, Jegadeesh 和 Lakonishok(1996)的“日历月排序方法”来代替“事件研究方法”。(4)对于盈余惯性现象的解释局限于保守性心理偏差,尚未对盈余信息度量方式与投资者心理关系进行研究。

以 2000 年 9 月至 2003 年 12 月沪市 338 家 A 股上市公司为样本,本文研究以下五个相关问题:(1)我国股市是否存在盈余惯性现象?(2)经过 Fama-French 三因素模型风险调整后,盈余惯性现象是否依然存在?(3)盈余信息度量方式是否影响盈余惯性现象?(4)风险定价学派和心理行为学派,何者能更合理地解释我国股市的盈余惯性现象?(5)就盈余信息但度量方式不同,投资者的反应是否一致?为什么?

二、研究设计

(一) 样本数据

本研究以中报和年报来研究盈余惯性现象,由于 1997 年以前有公布中报的沪市上市公司数目很少,所以本文研究样本取自有公布 1997 年中报的沪市 A 股上市公司 364 家,为剔除异常的样本公司,设定三个标准:(1)自 1997 年以后中报、年报的公告齐全;(2)删除 PT 类公司;(3)个股月收益率数据齐全。经筛选后的实际样本总数为 338 家。研究所需数据均来自《CSMAR 研究数据库》。

(二) 变量计算

1. 意外盈余信息的四种度量方式

度量“盈余”的指标选用半年度每股收益 EPS,以 1997—2003 年 338 家样本公司的中报和年报公布的每股收益来计算上半年和下半年的每股收益,上半年的每股收益是对中报披露的每股收益用年末总股本进行调整,股本调整公式如下:

$$EPS_{中}^* = EPS_{中} \frac{G_{中}}{G_{年}} \quad (1)$$

其中: $EPS_{中}$ 为中报披露的每股收益; $EPS_{中}^*$ 为股本调整后的上半年每股收益; $G_{中}$ 表示中报披露的上半年末的总股本; $G_{年}$ 表示年报披露的年末的总股本。而下半年的每股收益可以用年报披露的每股收益减去股本调整后的上半年每股收益。

接下来,以四种方式来度量“意外盈余 (Unexpected Earnings) 信息”:

(1) 意外盈余 UE1

本文采用随机游走模型来估计预期盈余,根据随机游走模型半年度 t 的预期每股收益 $E(EPS_{i,t})$ 就等于去年同期,即半年度 $t-2$ 的每股收益 $EPS_{i,t-2}$ 。因此,意外盈余 UE1 可以表示为半年度 t 的每股收益实际值 $EPS_{i,t}$ 与预期值 $EPS_{i,t-2}$ 之差:

$$UE1_{i,t} = EPS_{i,t} - EPS_{i,t-2} \quad (2)$$

(2) 意外盈余率 UE2

$$UE2_{i,t} = \frac{EPS_{i,t} - EPS_{i,t-2}}{|EPS_{i,t-2}|} \quad (3)$$

可以看出这种意外盈余的度量方式是采用每股收益的实际值对比预期值的变化率,分母取绝对值是为了避免当预期盈余为负值时会改变分子的符号。另外,当分母为零时,若分子为正则设定 UE2 为 3,若分子为负则设定 UE2 为 -3。

(3) 标准化意外盈余 (Standardized Unexpected Earnings) SUE1

Foster, Olsen 和 Shevlin (1984) 曾经检验了各种不同盈余预期模型,用这些模型计算出意外盈余来解释盈余公布后股票收益的波动,发现随机游走模型所得出的意外盈余的解释能力并不比其它复杂的盈余预期模型逊色。

$$SUE1_{i,t} = \frac{UE1_{i,t}}{UE1_i} \quad (4)$$

其中： $UE1_i$ 表示股票 i 在半年度 t 及其之前 4 个半年度的意外盈余 $UE1$ 的标准差。

(4) 标准化意外盈余率 $SUE2$

$$SUE2_{i,t} = \frac{UE2_{i,t}}{UE2_i} \quad (5)$$

其中： $UE2_i$ 表示股票 i 在半年度 t 及其之前 4 个半年度的意外盈余率的标准差。

2. ACAR 的计算

第一, 超常收益的计算方法采用市场调整超常收益 (Market-adjusted Excess returns) 法, 这一方法对比“CAPM 回归方法”和“市场模型 (Market Model) 方法”更为简便且可以避免贝塔系数估计的不稳定性。组合中第 i 支股票在第 t 个月超常收益 $AR_{i,t}$:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (6)$$

其中： $R_{i,t}$ 表示第 i 支股票在第 t 月的实际收益率, $R_{m,t}$ 表示第 t 月沪市 A 股的流通市值加权平均的市场收益率。

第二, 组合在第 t 月的平均超常收益 AR_t :

$$AR_t = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M AR_{i,t} \quad (7)$$

其中： M 是指组合所包括的股票数目。

第三, 计算组合 T 个月的累积超常收益 CAR_T :

$$CAR_T = \sum_{t=1}^T AR_t \quad (8)$$

第四, 组合在 N 次检验中 T 个月的平均累积超常收益 $ACAR_T$:

$$ACAR_T = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N CAR_T \quad (9)$$

3. Fama-French 三因素模型及其相关变量的计算

Fama-French 三因素模型如下:

$$R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt} (R_m - R_f) + \beta_{SMB} SMB + \beta_{HML} HML + \epsilon_i \quad (10)$$

其中： R_p 代表赢家组合、输家组合、套利组合的月平均收益； $R_m - R_f$ 是市场溢价， R_m 是沪市 A 股的流通市值加权平均的市场收益率， R_f 是无风险收益率，采用银行活期存款年利率，其在 2002 年 2 月 21 日降息前为 0.99%，降息后为 0.72%，月无风险收益率分别为 0.0825% 和 0.06%。SMB 是剔除权益账面市值比 (B/M) 因素后小规模公司与大规模公司组合的收益差额；HML 是剔除规模因素后高 B/M 组合与低 B/M 组合的收益差额。SMB 和 HML 的计算参照 Fama 和 French (1993) 的方法。

(三) 研究程序

第一, 在 2000 年 9 月到 2003 年 12 月各月初, 以样本公司最新披露的中报或年报为基础来计算四个意外盈余信息指标 $UE1$ 、 $UE2$ 、 $SUE1$ 和 $SUE2$, 以这四个指标分别对 338 支样本股票依次排序分 9 组, 计算指标值最高的 38 支股票构成的赢家组合与指标值最低的 38 支股票构成的输家组合在组合形成后的平均累积超常收益 $ACAR$ 。根据 De Bondt 和 Thaler (1985) 的研究, 本文用来判断证券市场是否存在盈余惯性现象的标志为: 赢家组合与输家组合在组合形成后的 12 个月内 $ACAR_{w,T} > 0$ 且 $ACAR_{L,T} < 0$, 或者 $ACAR_{w,T} - ACAR_{L,T} > 0$, 其中下标 w 代表赢家组合, 下标 L 代表输家组合。

第二,为了检验风险定价学派对盈余惯性现象的解释——赢家组合收益显著高于输家组合是由于赢家组合承担较高的风险,本文采用 Fama-French 三因素模型(式 10)对赢家组合、输家组合以及买入赢家、卖出输家的套利组合的收益进行风险调整,将各组合的收益与三个风险因素进行拟合后,如果截距项显著异于零,则该组合可以获得经风险调整后依然显著的超常收益,并由此推断在以三因素模型进行检验的前提下,风险定价学派对盈余惯性现象的解释不成立,反之,如果不显著,则支持风险定价学派的解释。

第三,比较同一盈余信息,以四种不同方式(UE1、UE2、SUE1 和 SUE2)度量所产生的盈余惯性现象是否存在差异。

三、实证结果及分析

(一) 盈余惯性现象的分析与检验

由表 1 可知,以四个意外盈余信息指标:意外盈余 UE1、意外盈余率 UE2、标准化意外盈余 SUE1、标准化意外盈余率 SUE2,对样本股票依次排序分 9 组,指标值最高的赢家组合在组合形成前 6 个月内的平均累计超常收益都显著大于零;而在组合形成后 3、6、9、12 个月内,除意外盈余率 UE2 外,基于其余三个指标的赢家组合的平均累计超常收益也都显著大于零。另外,指标值最低的四个输家组合,无论在组合形成前 6 个月内,还是在组合形成后的四个检验期间内,其平均累计超常收益都显著地小于零。进一步构造买入赢家组合、卖出输家组合的套利投资策略可以发现,在组合形成后 12 个月内,基于四种意外盈余指标的套利组合的平均累计超常收益都显著大于零,其中收益最高要数基于标准化意外盈余率 SUE2 构造的套利组合,其在组合形成后 12 个月的平均累计超常收益达到 5.86%。由此可见,四个盈余信息指标都可以产生显著的盈余惯性现象。

对盈余惯性现象的直观观察可以见图 1—4,很明显地,意外盈余信息指标值最高的四个赢家组合在组合形成前 6 个月内平均累计超常收益 ACAR 不断上升,并且在组合形成后 12 个月内 ACAR 仍继续惯性上升,但四个赢家组合的 ACAR 惯性上升的持续时间和上升幅度各异,其中上升持续时间最短的组合是基于意外盈余率 UE2 的赢家组合,其 ACAR 仅持续上升了 8 个月。同样地,意外盈余信息指标值最低的四个输家组合在组合形成前 6 个月 ACAR 不断下降,且组合形成后 ACAR 仍继续惯性下降,四个输家组合 ACAR 惯性下降的持续时间长短不一,最短为 5 个月,最长可达 12 个月以上。

(二) 经过风险调整后盈余惯性现象的分析与检验

由以上分析我们已经看到:在组合形成后 12 个月内,4 个赢家组合的收益都显著高于相应的 4 个输家组合,买入赢家组合、卖出输家组合的套利投资策略可以获得显著的收益,但是这种投资策略所获得的收益是否与其所承担的风险相匹配呢?我们采用 Fama-French 三因素模型对赢家组合、输家组合和套利组合的收益进行风险调整,如果收益与风险相匹配,则拟合回归所得到的截距项“ α ”不显著异于零。如表 2 所示,回归结果表明:(1)三因素模型的三个风险因素——系统性风险因素、规模因素、B/M 因素可以解释基于 UE2 和 SUE2 的盈余惯性现象,经过风险调整后,基于这两个盈余指标的赢家组合和输家组合的月超常收益不再显著异于零。(2)三因素模型的三个风险因素不能解释基于 UE1 和 SUE1 的盈余惯性现象,控制风险后,UE1 最高的赢家组合月超常收益仍为 0.332%,在 10%水平上显著;SUE1 最高的赢家组合月超常收益仍显著达到 0.282%;此外,基于这两个盈余指标的赢家组合收益都显著高于输家组合,但前者所承担的风险并不显著高于后者,收益与风险不相匹配,因此从风险定价角度不能合理地解释基于 UE1 和 SUE1 的盈余惯性现象。

表 1 基于四种盈余信息指标的盈余惯性现象检验

盈余信息 度量方式	组合	平均累计超常收益 ACAR				
		组合形成前	组合形成后			
		6 个月	3 个月	6 个月	9 个月	12 个月
UE1	赢家	5.40% **	1.25% **	1.87% **	2.67% **	3.27% **
	输家	- 5.08% **	- 1.66% *	- 2.50% **	- 2.35% *	- 2.35% *
	赢 - 输	10.48% **	2.90% **	4.37% **	5.02% **	5.62% **
UE2	赢家	3.13% **	0.32%	0.81%	0.93%	1.03%
	输家	- 3.78% **	- 1.98% *	- 2.95% *	- 3.64% *	- 3.93% *
	赢 - 输	6.91% **	2.30% **	3.77% **	4.57% **	4.97% **
SUE1	赢家	5.86% **	1.07% **	1.60% **	2.17% **	2.47% **
	输家	- 3.52% **	- 1.46% **	- 2.80% **	- 3.15% **	- 3.17% *
	赢 - 输	9.38% **	2.53% **	4.40% **	5.32% **	5.64% **
SUE2	赢家	3.62% **	0.38%	0.72% *	0.87% *	1.58% *
	输家	- 3.06% **	- 1.82% *	- 2.48% **	- 3.10% **	- 4.29% **
	赢 - 输	6.68% **	2.19% **	3.20% **	3.97% **	5.86% **

注: **表示在 1% 的水平下显著(双侧 t 检验), *表示在 10% 的水平下显著(双侧 t 检验)。表 2 同。

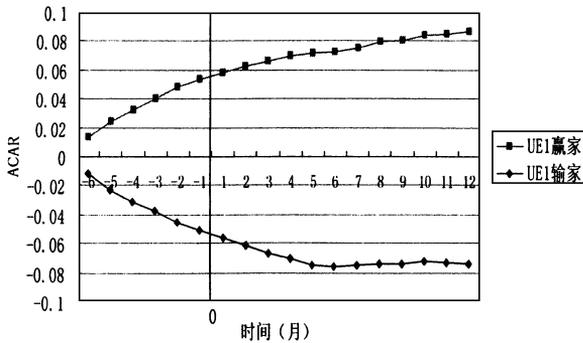


图 1 按 UE1 排序的赢家和输家组合在组合形成前后的市场表现

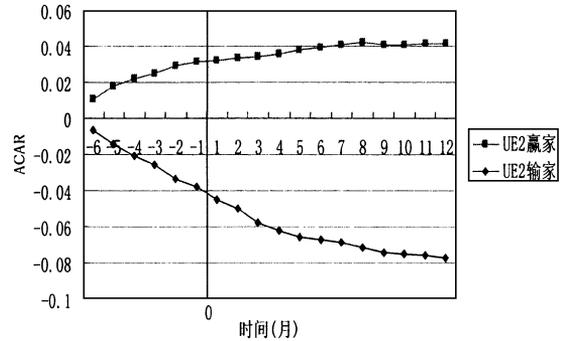


图 2 按 UE2 排序的赢家和输家组合在组合形成前后的市场表现

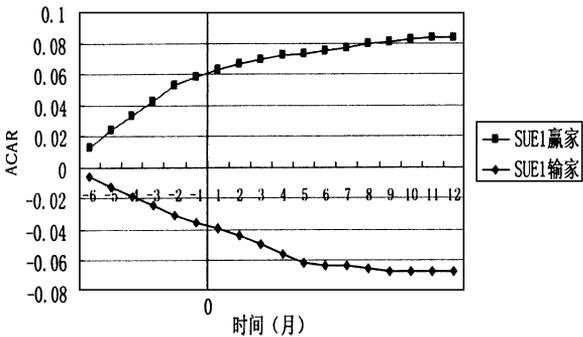


图 3 按 SUE1 排序的赢家和输家组合在组合形成前后的市场表现

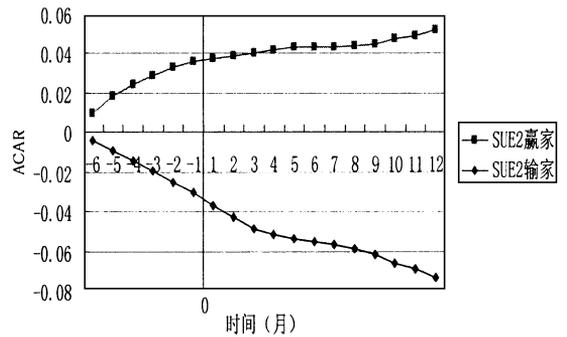


图 4 按 SUE2 排序的赢家和输家组合在组合形成前后的市场表现

表 2 经 Fama-French 三因素模型风险调整后盈余惯性现象的检验

盈余信息度量方式	组合	三因素模型回归系数				R ²
		(%)	Mkt	SMB	HML	
UE1	赢家	0.332 (1.98 [*])	0.966 (31.80 ^{**})	0.154 (2.09 [*])	- 0.418 (- 4.88 ^{**})	0.96
	输家	- 0.325 (- 1.03)	1.030 (18.07 ^{**})	0.543 (3.92 ^{**})	- 0.242 (- 1.51)	0.91
	赢 - 输	0.657 (2.19 [*])	- 0.064 (- 1.18)	- 0.389 (- 2.96 ^{**})	- 0.176 (- 1.15)	0.25
UE2	赢家	0.296 (1.36)	1.036 (26.32 ^{**})	0.317 (3.32 ^{**})	- 0.450 (- 4.05 ^{**})	0.95
	输家	- 0.028 (- 0.008)	1.139 (19.07 ^{**})	0.919 (6.33 ^{**})	- 0.453 (- 2.69 [*])	0.93
	赢 - 输	0.324 (1.00)	- 0.102 (- 1.75 [*])	- 0.601 (- 4.23 ^{**})	0.003 (0.02)	0.43
SUE1	赢家	0.282 (2.03 [*])	0.998 (30.12 ^{**})	0.103 (1.28)	- 0.292 (- 3.12 ^{**})	0.96
	输家	- 0.379 (- 1.27)	1.039 (19.27 ^{**})	0.507 (3.87 ^{**})	- 0.088 (- 0.58)	0.92
	赢 - 输	0.661 (2.33 [*])	- 0.041 (- 0.79)	- 0.405 (- 3.24 ^{**})	- 0.203 (- 1.41)	0.26
SUE2	赢家	0.129 (0.70)	0.999 (29.93 ^{**})	0.146 (1.80 [*])	- 0.189 (- 2.01 ^{**})	0.96
	输家	- 0.270 (- 0.88)	1.093 (19.78 ^{**})	0.660 (4.91 ^{**})	- 0.149 (- 0.95)	0.93
	赢 - 输	0.399 (1.25)	- 0.094 (- 1.65)	- 0.514 (- 3.69 ^{**})	- 0.040 (- 0.25)	0.36

(三) 现象成因与理论解释

西方学者一般从风险定价和心理行为两个角度来解释盈余惯性现象,由本文的实证结果可知,风险定价学派并不能完全地解释该现象,它只能解释基于意外盈余率 UE2 和标准化意外盈余率 SUE2 的盈余惯性现象,却不能解释基于意外盈余 UE1 和标准化意外盈余 SUE1 的盈余惯性现象。相比较而言,心理行为学派从投资者反应模式角度却可以更全面地解释盈余惯性现象,具体地说:

第一,控制风险后,基于 UE2 和 SUE2 的盈余惯性现象所产生的超常收益消失了,这表明投资者对这两个指标所包含的“意外盈余信息”反应正常,即投资者能及时、准确、迅速地对该信息做出反应,因此利用该信息指标无法获得超常收益。

第二,控制风险后,UE1 最低的输家组合超常收益不显著,但 UE1 最高的赢家组合仍可以获得显著的超常收益;类似地,SUE1 最低的输家组合超常收益也不显著,SUE2 最高的赢家组合也可以

获得显著的超常收益。这表明:对于以 UE1 或 SUE1 衡量的好消息和坏消息,投资者的反应模式是不同的,对好消息反应不足,对坏消息反应正常。具体地说,投资者对好消息的反应不足使得好消息不能及时地反映到股票价格中,在好消息公布后的一段时间内股价还会因这一好消息而继续上涨,给投资者留下了利用这一消息获得超常收益的机会。反之,投资者对坏消息反应正常则使得利用该消息无法获得超常收益。然而,为什么投资者对好、坏消息存在反应模式上的差异呢?笔者认为这可能是因为本文所选取的研究期间绝大部分处于熊市阶段,因此受熊市悲观心理的影响,投资者对盈余下降的坏消息比较敏感,坏消息一经披露,投资者马上能及时做出反应;相反地,对盈余上升的好消息持谨慎观望的态度,不能及时做出反应。

第三,从心理行为角度出发,本文还发现了一个重要实证现象:当采用意外盈余 UE1、意外盈余率 UE2、标准化意外盈余 SUE1、标准化意外盈余率 SUE2 这四种方式来度量“盈余意外增加”这一“利好信息”时,投资者对其的反应模式是不同的。投资者对以 UE1 和 SUE1 表示的“盈余意外增加”信息反应不足,却对以 UE2 和 SUE2 表示的同一信息反应正常,但是比较 UE1 和 UE2 的度量公式可以发现两者的区别仅在于前者是“变化值方式”,后者是“变化率方式”。同样地,比较 SUE1 和 SUE2 的度量公式也发现了同样的差别:前者是“变化值方式”,后者是“变化率方式”。由此可见,同样是“盈余意外增加”信息,采用“变化值方式”表示和采用“变化率方式”表示,投资者反应模式是不同的,对前一种方式表示的信息反应不足,而对后一种方式表示的信息反应正常。也就是说,投资者对信息的反应模式依赖于信息的度量方式。

对于这一现象,笔者认为可以用心理学的“框架依赖偏差”(Framing Independence Bias)理论来解释。“框架依赖偏差”是美国著名行为金融学家 Tversky 和 Kahneman (1981) 在以下经典实验中发现的:想象美国爆发某疾病可能导致 600 人死亡,必须选择 A 方案或 B 方案之一来抵御疾病,对这两种方案的实施效果有两种表述方式:

(1) 采用 A 方案,200 人得救;采用 B 方案 1/3 可能性 600 人全部得救,2/3 可能性无人得救。

(2) 采用 A 方案,400 人死亡;采用 B 方案 1/3 可能性无人死亡,2/3 可能性 600 人全部死亡。

实验发现:采用方式(1)表述时,72%的被试验者选 A 方案;采用方式(2)表述时,78%的被试验者选 B 方案。显然,表述内容一样,只是表述方式(1)是从“得救”角度阐述方案,表述方式(2)是从“死亡”角度阐述方案,决策却如此易变。由此可见,所谓的“框架依赖偏差”是指人们对问题的决策依赖于描述问题时所用的“框架”,本质相同的问题却因框架不同而导致人们的决策不同。而所谓“框架”可以包括问题的表述方式、问题中所含信息的度量方式及呈现顺序。

我们认为,资本市场的投资者也存在类似的“框架依赖偏差”。投资者是以信息为基础来进行决策的,因此当投资者的决策过程存在“框架依赖偏差”时,信息度量方式的不同将可能导致投资者对该信息做出不同的反应,从而制定不同的决策。譬如对于盈余公告信息,投资者可能更习惯于采用“变化率方式”来度量盈余变化,因此对于以该方式度量的盈余变化信息就能够做出正常反应(Normal Reaction);相反,对于以不习惯采用的方式如“变化值方式”来度量的盈余变化信息,投资者就不能做出正常的反应;因此投资者对盈余变化信息的反应模式依赖于信息的度量方式。可见“框架依赖偏差”可以合理地解释本文的实证结果。

四、结论与启示

本文以 2000 年 9 月至 2003 年 12 月沪市 338 家 A 股上市公司为研究对象,对比基于四个意外盈余信息指标——意外盈余 UE1、意外盈余率 UE2、标准化意外盈余 SUE1 和标准化意外盈余率 SUE2 的盈余惯性现象,结果发现:(1)在以 Fama-French 三因素模型进行风险调整之前,基于四个指标的盈余惯性现象都显著存在;但是经过三因素模型风险调整之后,基于意外盈余率 UE2 和标准

化意外盈余率 SUE2 的盈余惯性现象消失了,而基于意外盈余 UE1 和标准化意外盈余率 SUE1 的盈余惯性现象仍然显著存在——控制风险后,赢家组合的收益仍然显著高于相应输家组合,说明两组合所承担的风险与其收益并不相匹配,因此可以认为在以 Fama-French 三因素模型进行检验的前提下,基于 UE1 和 SUE1 的盈余惯性现象不支持风险定价学派的观点。(2)从投资者心理行为角度出发,笔者认为可以将四种盈余惯性现象的差异解释为投资者决策过程的“框架依赖偏差”,即投资者对盈余信息的反应模式依赖于信息的度量方式。具体地说,投资者对以“变化率方式”度量的盈余信息反应正常,因此基于 UE2 和 SUE2 的盈余惯性现象不存在;相反地,投资者对以“变化值方式”度量的盈余信息反应不足,因此基于 UE1 和 SUE1 的盈余惯性现象显著存在。

参考文献

- 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。
- 吴世农、黄志功,1997:《上市公司盈利信息报告、股价变动与股市效率的实证研究》,《会计研究》第 4 期。
- 吴世农、吴超鹏,2003:“我国股票市场‘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。
- 张庆翠,2004:“我国股票市场对定期报告的延迟反应异象研究”,《经济科学》第 2 期。
- 赵宇龙,1998:“会计盈余披露的信息含量”,《经济研究》第 7 期。
- Ball, R., and Bartov, E. 1996. “How naive is the stock markets use of earnings information?”, *Journal of Accounting and Economics* 21, P319—337.
- Ball, R., and Brown P., 1968. “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, *Journal of Accounting Research* (Autumn), P159—178.
- Bernard, V., and Thomas, J., 1990. “Evidence that Stock Prices Do Not Fully Reflect the Implications of Current Earnings for Future Earnings”, *Journal of Accounting and Economics* (December), P305—341.
- Chan, L., Jegadeesh, N., and Lakonishok, J., 1996. “Momentum Strategies”, *Journal of Finance* 51, P1681—1713.
- DeBondt, W., and Thaler, R., 1985. “Does the Stock Market Overreact?”, *Journal of Finance* 40, P793—805.
- Fama, E., and French, K., 1993. “Common Risk Factors in the Returns on Bonds and Stocks”, *Journal of Finance Economics* 33, P3—56.
- Tversky, A. and Kahneman D., 1981. “The Framing of Decisions and the Psychology of Choice”, *Science* 211, P453—458.

A Study on Measures of Earnings Information, Market Reaction and Investors' Framing Dependence Bias

Wu Shinong & Wu Chaopeng

(School of Management, Xiamen University)

Abstract: This paper examines and makes a comparison between four earnings momentums that differ in the four measures of earnings, by sampling 338 A-shares listed on the Shanghai Stock Exchange in the period from September 2000 to December 2003. Using each measure of earnings, we find significant evidence of the earnings momentums. But after controlling for risk using the Fama-French three-factor model, the earning momentums that are based on “unexpected earnings ratio” and “standardized unexpected earnings ratio” disappear. However, the earnings momentums based on “unexpected earnings” and “standardized unexpected earnings” are still robust after the control for risk, which means the strategies that buy and sell stocks based on these two earnings measures can generate significantly positive abnormal returns. These empirical results constitute a rejection of the Risk Premium Hypothesis. The authors suggest that these results can be explained by “Framing Dependence Bias” of Tversky and Kahneman (1981). The Chinese investors' reactions to the earnings information vary while different measures of earnings information are used, which results in the difference of four earnings momentums.

Key Words: Measure of Earnings; Earnings Momentum; Framing Dependence Bias

JEL Classification: E22, G14

(责任编辑:罗林)(校对:晓鸥)