

# 信息泄漏、处置效应与盈余惯性<sup>①</sup>

杨德明<sup>1</sup>, 林 斌<sup>2</sup>

(1. 华南理工大学工商管理学院, 广州 510641; 2. 中山大学管理学院, 广州 510275)

**摘要:** 根据 Zhang(2006)和 Frazzini(2006)的有关理论, 考察信息泄漏与处置效应对盈余惯性现象的影响. 研究发现, 在我国股市信息泄漏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. 研究支持了反对有效市场学派的有关理论, 这从一个侧面反映出我国股市尚未达到有效.

**关键词:** 信息泄漏; 处置效应; 盈余惯性

**中图分类号:** F830.9      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1007-9807(2009)05-0110-11

## 0 引言

自从 Ball 和 Brown 发现了盈余惯性<sup>②</sup> (earnings momentum; 也称之为盈余漂移 post-earnings announcements drift PEAD) 后<sup>[1]</sup>, 盈余惯性就成为财务学和会计学的一个研究热点. 盈余惯性备受关注是因为它作为一种市场“异象”, 构成了对“有效市场假说”的强有力挑战. Fama 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难于否定的“异象”<sup>[2]</sup>.

从理论上来看, 针对盈余惯性的研究大致可以分成两个学派: 一是支持有效市场假说的学派 (也称为风险溢价学派). 该学派认为盈余惯性之所以可以获得超常收益, 其原因在于承担了额外风险或额外的交易成本<sup>[3-5]</sup>. 也有一些研究从宏

观经济因素的角度解释了盈余惯性问题<sup>[6-8]</sup>. 这类研究认为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, 因此盈余惯性的存在并未违背有效市场假说. 二是反对有效市场的学派. 该学派认为这是投资者的某种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. 该学派研究主要从信息披露与投资者行为 (或投资者心理) 角度分析了盈余惯性现象<sup>[9-13]</sup>.

近年来, 国内一些研究<sup>[14-16]</sup>对我国股市盈余惯性现象进行了研究. 与国内已有研究不同, 本文基于我国制度背景分析, 研究我国股市信息泄漏问题与处置效应 (disposition effect)<sup>③</sup>对盈余惯性的影响. 本文首先以披露年度业绩预告的公司为样本, 采用事件研究法, 研究业绩预告后的盈余惯性现象<sup>④</sup>. 在此基础上, 本文系统考察了信息泄漏

① 收稿日期: 2007-11-26; 修订日期: 2009-06-26.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (70072037); 广东省优秀青年创新人才项目 (育苗工程项目).

作者简介: 杨德明 (1975-), 湖北鄂州人, 博士, 讲师. Email: yangdeming20012005@126.com

② 盈余惯性是指盈余公告后, 持有未预期盈余为正的组合将在未来一段时间内获得正的累计超额回报, 而持有未预期盈余为负的组合将在未来一段时间内获得负的累计超额回报. 盈余惯性的存在意味着未预期盈余具有一定的预测股票未来回报的能力, 它的存在显然有悖于有效市场假说.

③ 即投资者倾向持有已经亏损的股票, 而卖出已经盈利的股票.

④ 采用业绩预告信息, 主要有三个原因: (1) 国内研究均一致的认为, 预测信息会带来明显的市场反应. (2) 年报信息包括盈利信息、股利信息、公司有关信息等等, 因而很难界定市场究竟对年报信息的那一部分做出了反应; 而业绩预告信息仅包括业绩信息, 对其界定更为容易. (3) 如果采用年报披露信息研究, 那么针对已经披露业绩预告信息的研究就显得不太精确, 因此这类公司的盈利信息早已提前披露.

问题与处置效应对盈余惯性的影响。本文的研究发现信息泄漏问题与处置效应对盈余惯性产生了显著地影响。这实际上支持了反对有效市场学派的理论。

相对国内已有研究, 本文的研究意义与创新在于: (1) 从我国股市特殊的信息披露环境 (普遍存在的信息泄漏) 和投资者行为 (处置效应) 角度分析哪些因素影响了盈余惯性现象; (2) 处置效应与盈余惯性属于行为金融研究的两个重要问题, 本文将它们联系在了一起, 为这一领域的研究提供了补充证据。

## 1 文献综述

从理论上来看, 针对盈余惯性的研究大致可以分成两个学派: 一是支持有效市场假说的学派, 二是反对有效市场的学派<sup>⑤</sup>。支持有效市场假说的学派认为盈余惯性策略之所以可以获得超常收益, 其原因在于承担了额外风险或额外的交易成本 (或套利成本)<sup>[3~5]</sup>。也有一些研究从宏观经济因素的角度解释了盈余惯性问题<sup>[6~8]</sup>。这类研究认为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, 因此盈余惯性的存在并未违背有效市场假说。

反对有效市场的学派认为这是投资者的某种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。反对有效市场的研究主要从信息披露与投资者行为 (尤其是投资者非理性行为<sup>⑥</sup>) 角度分析了盈余惯性现象: 投资者行为主要有投资者心理偏差所决定; 根据 Daniel 等的研究, 信息披露与信息不确定性程度会影响投资者心理偏差<sup>[17]</sup>。因此, 如果信息披露或投资者行为影响了盈余惯性, 则可以得到反对有效市场的结论。

从信息披露角度展开的研究包括: Bernard 和 Thomas 发现  $T$  季度的未预期盈余可以有效地预

测  $T+1$  到  $T+4$  季度盈余公告三天内的市场反应<sup>[10]</sup>。他们认为, 市场无法预见未预期盈余的自相关特征是导致盈余惯性的主要原因。Narayanan 和 Oorty 从会计稳健性的角度分析了为什么投资者均无法有效地分析识别盈余的时序特征<sup>[8]</sup>。他的研究发现, 在排除会计稳健性的影响后, 盈余惯性所获得的超额回报会更高。Zhang 的检验结果则发现: 信息不确定性的提高增加盈余惯性的超额收益<sup>[12]</sup>。

从投资者行为角度展开的研究包括: Bartov 等对盈余惯性与投资者成熟度之间的关系进行检验, 发现二者之间存在负相关关系<sup>[19]</sup>。Liang 从过度自信这个心理偏差出发提出假说, 认为 PEAD 程度与信息分歧有正相关, 其结果支持了该假说<sup>[20]</sup>。Ke 和 Ramalingegowda 对机构投资者的短期行为进行研究, 发现机构投资者利用了盈余惯性, 他们估计出在扣除交易成本之后, 这些短期行为能够给机构投资者带来年利率为 22% 的超常收益<sup>[21]</sup>。Garfinkel 和 Sokobin 以未预期的交易量作为投资者意见分歧的代理变量, 发现投资者意见分歧越大, 盈余惯性地超额回报越高<sup>[11]</sup>。Frazzini 从前景理论与心理账户 (prospect theory and mental accounting, PT-MA) 出发, 分析了处置效应与盈余惯性之间的关系, 由于处置效应导致了投资者对信息反应不足, 因此会加深盈余惯性的程度<sup>[13]</sup>。

在国内, 于李胜和王艳艳从信息不确定性的角度解释了盈余惯性现象<sup>[15]</sup>; 吴世农和吴超鹏从投资者心理偏差的角度解释了我国盈余惯性现象<sup>[14]</sup>。需指出的是: 国内研究的研究结论并不一致: 吴世农和吴超鹏发现了与美国市场基本一致的结论, 即未预期盈余最高的组合公告后的回报显著地高于未预期盈余最低的组合; 而在于李胜和王艳艳的研究中, 未预期盈余与公告后的回报关系并不显著。研究方法的不同是研究结论不同的一个重要原因: 于李胜和王艳艳采用了事件研

⑤ 由于本文分析与检验主要从反对有效市场的理论展开, 故文献综述也侧重于总结反对有效市场学派的有关研究。

⑥ 根据 Sheiffer (2000) 的分析, 理性的投资者能够确定出每种股票的基本价值, 即股票的未来现金流收入的净现值。当理性投资者知道各种股票基本价值后, 他们会对影响股价的各种信息做出迅速反应。非理性的投资者则是指努力做好决策, 但受能力、信息等方面影响, 对风险资产的未收益形成错误理念的投资者。根据这个定义, 处置效应并未依据股票基本价值进行投资, 可理解为一种非理性的投资者行为。

究法;而吴世农和吴超鹏采用的是日历月排序法。相对以上研究不同,本文试图结合我国股市特殊的信息披露环境和投资者行为,研究盈余惯性问题。盈余惯性问题既是一个与信息披露有关的问题,也是一个与投资者行为有关的问题。忽略这两个问题,可能会影响结论的可靠性。

## 2 假设形成与研究设计

### 2.1 制度背景分析与假设形成

根据国内的一系列研究,我国股市存在十分普遍的信息泄漏问题<sup>[22~24]</sup>。信息泄漏的普遍存在与我国的制度背景有关,这包括公司治理、市场投机行为与监管等问题。

从公司治理角度来看,在股权分置改革之前,“二元制”与“一股独大”股权结构<sup>⑦</sup>的直接后果就是:一方面,股价的涨跌并不会给上市公司以及上市公司控股股东带来直接的收益或损失。因此,上市公司泄漏信息虽然可能会导致庄家操纵或股价的不正常波动,但却不会给上市公司以及上市公司控股股东带来直接的不利影响。这显然会大大减少上市公司、上市公司大股东配合庄家操纵,提前泄漏信息的约束。另一方面,股权不能流通意味着绝大多数上市公司的大股东的价值创造活动不能直接通过二级市场股票升值得到实实在在的回报。这使得他们转而采取关联交易、内幕交易等手段寻求回报和补偿,这实际上刺激了上市公司泄漏信息的行为。

我国市场投机行为盛行,也在一定程度上刺激了泄漏信息行为。在成熟市场上,除了上市公司的公开信息披露,专业的证券分析师发表的分析意见和机构投资者的交易活动也是信息传递的一个重要机制。中国市场在这方面还很不发达,缺乏有效的证券分析行业,跟踪上市公司的发展。投资者被迫凭借个人直觉和市场传言选择股票,不知情交易者会根据交易推测庄家所掌握的私人信息<sup>[25]</sup>。故股民投资时偏好有内幕交易和“坐庄”可能的股票,他们觉得这样的股票获得巨利的空间大。由于市场普遍存在对内幕消息的需求,上市公司泄漏一些信息,以满足需求就成为一种必然。

尤其是在对内幕交易的监管和司法手段不足的背景下,信息泄漏普遍存在也就不足为奇。

在我国股市,伴随着信息泄漏、内幕交易的普遍存在,投资者行为同样具有一定的特殊性。根据有关研究<sup>[26~27]</sup>,我国股市确实普遍存在着处置效应,这是因为:(1)从微观市场结构来看,我国股票市场缺乏做空机制,由于缺乏股票期货、指数期货或期权等金融衍生工具,投资者无法进行套期保值和风险规避。股价上涨意味着风险的提高,为了规避风险,投资者唯有尽快卖出已经上涨的股票;而股价下跌意味着风险的降低,故相对而言投资者会倾向卖出已经盈利的股票而保留已经亏损的股票。(2)从政府行为来看,我国股市素有“政策市”之称。政府是上市公司最大的股东代表,政府同时也是众多庞大的未上市的国有资产的所有者,为了维护社会安定团结,为了构建和谐社会,政府自然会产生希望股市繁荣的内在倾向。从历史上来看,政府常常在股市低迷时出手救市,政府干预以维持“政策性底部”已成为市场的一种共识。这实际上等同于为投资者提供了一种隐性担保,必然会加剧了投资者不愿意卖出亏损股票的倾向。(3)从投资者结构来看,我国股市投资者以散户为主。这些个人投资者承受风险的能力差,容易对股市的波动产生过度反应,使市场的投机气氛相当浓厚。对散户投资者的心理分析表明,投资者在过滤各种信息时,注重那些能够增强他们自信心的信息,而忽视那些伤害他们自信心的信息。这进一步加剧了我国股市的处置效应。

那么,信息泄漏和处置效应会对盈余惯性产生何种影响呢?考虑到我国股市的市场有效性应明显低于美国等成熟市场,国内针对盈余惯性研究主要是从反对有效市场的学派展开。因此,在我国股市,投资者某种心理偏差导致投资者对盈余公告信息的“反应不足”,应是盈余惯性产生之原因。如果投资者对利好的盈余公告信息的“反应不足”,市场虽然可能会对利好消息有所反应,但股价上涨幅度并未达到股票真实价值,在未来一段时间内,存在利好消息的股票依然会继续上涨;反之,如果投资者对利空的盈余公告信息的“反

⑦ 在本文研究期间,股权分置改革并未全面展开。

应不足”,那么市场虽然可能会对利空消息有所反应,但股价下跌幅度并未达到股票真实价值,在未来一段时间内,存在利空消息的股票依然会继续下跌。这就会表现出盈余惯性的特征,即未预期盈余正的组合将在未来一段时间内获得正的累计超额回报,而未预期盈余为负的组合将在未来一段时间内获得负的累计超额回报。“反应不足”产生的主要原因是信息不对称或投资某种心理偏差。例如,盈余信息披露后,部分投资者可能会采取观望的态度,等待庄家操作后才买入或卖出股票。这种观望的态度,或推迟对信息做反应,会导致“反应不足”产生。反之,若投资者提前对信息做反应,则会导致“反应过度”,亦会减弱盈余惯性程度。

如果盈余信息提前泄漏,这意味着在盈余公告日之前,投资者或部分投资者已经知道了盈余信息,这些投资者会对公告信息提前做出反应。对与投资者(或部分投资者)而言,盈余公告日实际上提前了,这种由“反应不足”产生的盈余惯性会随之减弱。由以上分析可以得到以下假设。

#### 假设 1 信息泄漏程度与盈余惯性负相关

Frazzini 从 PT-MA 理论出发,分析了处置效应与盈余惯性之间的关系<sup>[13]</sup>。如果已经盈利的股票为披露好消息的股票,处置效应的存在意味着投资者会倾向卖出好信息的股票,这会导致市场对好消息反应不足。同理,如果已经亏损的股票为披露坏消息的股票,处置效应的存在意味着投资者会倾向不卖出坏信息的股票,这会导致市场对坏消息反应不足。市场会不断地修正反应不足,因此披露好消息的股票未来回报会显著地高于披露坏消息的股票,即盈余惯性现象。由以上分析可得假设 2。

#### 假设 2 处置效应与盈余惯性正相关。

### 2.2 数据收集

本文以披露了 2001 年至 2004 年关于年度业绩预告信息<sup>⑧</sup> A 股上市公司为样本(仅包括主板市场),研究盈余惯性问题。4 年间,披露了关于年度业绩预告信息 A 股样本共 1 945 家,其中 2001 年 359 家,2002 年 443 家,2003 年 518 家,2004 年 625 家。在 1 945 家样本中,删除 32 家中小版公

司,删除金融类公司 19 家,删除信息披露后连续停牌的公司,以及按照被解释变量都剔除了 0%—1%和 99%—100%之间的极端值样本共 54 家,剩余研究样本 1 840 家。

### 2.3 研究设计

本文通过构建以下模型来检验信息泄漏与处置效应对盈余惯性的影响

$$CAR = \alpha + \beta_0 UE + \beta_1 UE \times pri + \beta_2 UE \times dis + \beta_3 Beta + \beta_4 Inst + \beta_5 BM + \beta_6 size + \varepsilon$$

其中, CAR 包括  $CAR_{20} = CAR_{1,20}$  和  $CAR_{30} = CAR_{1,30}$ , 分别表示业绩预告公告日后 20 个交易日和 30 个交易日的累计超额回报,累计超额回报采用“市场调整超常收益法”计算。UE 表示未预期盈余,采取两种方式计算 UE,即  $ue$  和  $sue$

$$ue_{i,t} = EPS_{i,t} - EPS_{i,t-2}$$

$$sue_{i,t} = \frac{EPS_{i,t} - EPS_{i,t-2}}{\sigma_{i,ue}}$$

下标  $i$  表示股票  $i$ ,  $\sigma_{i,ue}$  表示股票在半年度  $t$  及其之前 4 个半年度的未预期盈余  $ue_t$  的标准差,  $EPS_{i,t}$  表示个股  $i$  在  $t$  时期的每股收益。  $ue_{i,t}$  表示个股  $i$  当期每股收益与上一年度每股收益之差;  $sue_{i,t}$  即为  $ue_{i,t}$  除以  $ue_{i,t}$  的标准差。国外研究,普遍采取  $sue_{i,t}$  计量未预期盈余,而国内的一些研究<sup>[14-16]</sup> 也采用  $ue_{i,t}$  计量未预期盈余。

$pri$  表示信息泄漏的代理变量:  $pri = abs(CAR_{-30,-1})$ , 表示业绩预告公告日前 30 个交易日至前 1 个交易日的累计超额回报的绝对值。  $pri$  越高表示信息泄漏程度越高。如果假设 1 成立,则  $\beta_2$  应当显著为负。

$dis$  表示处置效应的代理变量

$$dis = \frac{CAR_{0,5}}{CAR_{-30,-1}}$$

$CAR_{0,5}$  表示业绩预告公告日至第 5 个交易日的累计超额回报。处置效应的存在意味着:若股票前一阶段股价下跌或回报相对较差 ( $CAR_{-30,-1} < 0$ ), 则投资者往往不愿意卖出该股票。在对股票需求不发生变化的情况下,股票供给下降(愿意卖出股票的投资者减少),此时股价应当有所反

⑧ 业绩预告制度最初产生于 1998 年。1998 年至 2000 年,仅发生亏损的公司需要披露业绩预告。比较从 2001 年起,根据上交所、深交所个年度的关于做好某年年度报告工作的通知,凡是亏损、以及净利润与上年同期相比上升或下降 50% 以上的公司均需要披露业绩预告。因为 1998 年至 2000 年间无法比较利好消息与利空消息之间的盈余惯性,所以本文研究时间为 2001 年至 2004 年。

弹, 即  $CAR_{0.5} > 0$  的可能性随着提高; 若股票前一阶段股价上涨或回报相对较好 ( $CAR_{-30,-1} > 0$ ), 则投资者倾向卖出该股票. 在对股票需求不发生变化的情况下, 股票供给上升 (愿意卖出股票的投资者增加), 此时股价下跌可能性随着提高, 即  $CAR_{0.5} < 0$  即  $dis$  值越小处置效应存在的可能就越大. 故如果假设 1 成立, 则  $\beta_3$  应当显著为负.

此外, 引入以下控制变量: 以披露前 24 个月

的贝塔系数, 即  $Beta$  作为衡量系统风险的变量.  $Inst$  为虚拟变量, 业绩预告披露该季度被基金重仓持有为 1, 否则为 0<sup>⑨</sup>. 考虑这个变量, 是因为已有研究发现, 机构投资者利用了盈余惯性<sup>[21]</sup>. 此外, 引入市净率 ( $BM$ ) 和公司规模 ( $size$  年末总资产的常用对数) 作为控制变量. 由于样本包括 4 个年度, 回归中还包含了三个年度虚拟变量. 主要变量的描述性统计见表 1

表 1 主要变量描述性统计

Table 1 Description statistics of primary variable

A 表										
变量	$CAR_{20}$	$CAR_{30}$	$ue$	$sue$	$pri$	$dis$	$inst$	$Beta$	$BM$	$size$
mean	0.005	0.009	-0.057	-0.125	0.086	-0.575	0.118	1.091	4.915	20.92
median	0.001	0.003	0.000	0.002	0.060	-0.012	0	1.100	3.131	20.87
max	0.422	0.345	11.05	4.214	1.310	109.70	1	3.349	133.36	26.85
min	-0.557	-0.345	-15.00	-4.281	0.000	-950.6	0	-0.407	0.709	6.725
Std.	0.087	0.095	0.844	1.545	0.088	24.148	0.323	0.397	8.116	1.085
样本	1840	1840	1840	1838	1840	1840	1840	1699	1753	1838
B 表										
变量	$CAR_{20}$	$CAR_{30}$	$ue$	$sue$	$pri$	$dis$	$inst$	$Beta$	$BM$	$size$
$CAR_{20}$	1									
$CAR_{30}$	0.827	1								
$ue$	-0.021	0.005	1							
$sue$	-0.025	-0.022	0.799	1						
$pri$	0.084	0.122	-0.086	-0.081	1					
$dis$	-0.032	-0.051	-0.043	-0.032	0.027	1				
$inst$	0.106	0.067	0.122	0.200	0.087	0.009	1			
$Beta$	-0.026	-0.003	-0.093	-0.117	0.026	0.030	-0.090	1		
$BM$	-0.088	-0.036	-0.065	-0.051	0.068	-0.015	-0.069	0.019	1	
$size$	0.074	0.009	0.022	0.082	0.005	0.020	0.392	-0.080	-0.274	1

注: 市净率的描述性统计删除了市净率为负值的公司. A 表为描述性统计, B 表为相关系数矩阵.

### 3 实证检验

#### 3.1 描述性统计

图 1 给出了业绩预告公告后 1 至 30 个交易日未预期盈余为正 ( $UE \geq 0$ ) 的组合和未预期盈余为负 ( $UE < 0$ ) 的组的累计超额报酬的分布; 图 2 给出了 -30 至 30 个交易日未预期盈余为正 ( $UE \geq 0$ ) 的组合和未预期盈余为负 ( $UE < 0$ ) 的组的累计

超额报酬的分布. 从图 1 来看: 我国股市盈余惯性表现出一种剪刀形的分布: 即在一个较短时窗内 (约 3 ~ 4 个交易日), 未预期盈余为正的组累计超额回报继续向上漂移, 未预期盈余为负的组累计超额回报继续向下漂移. 这与国外成熟市场的研究基本一致. 在 3~4 个交易日以后, 未预期盈余为正的组累计超额回报开始波动, 从第 5 个交易日到第 30 个交易日, 累计超额回报略有提

⑨ 在基金投资组合中排名前十的股票, 即为重仓持有.

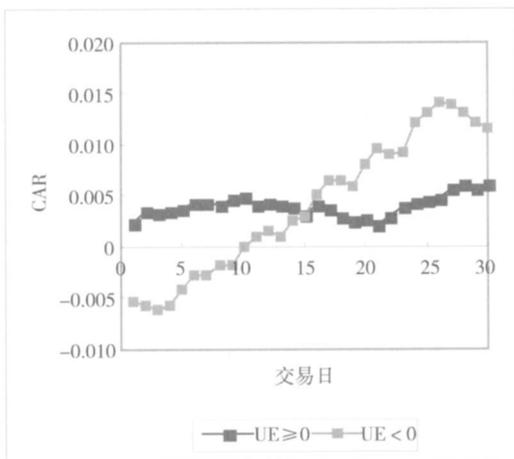


图 1 1至 30个交易日 CAR 的分布

Fig 1 The CAR distributing from exchange date 1 to exchange date 30

的累计超额报酬。

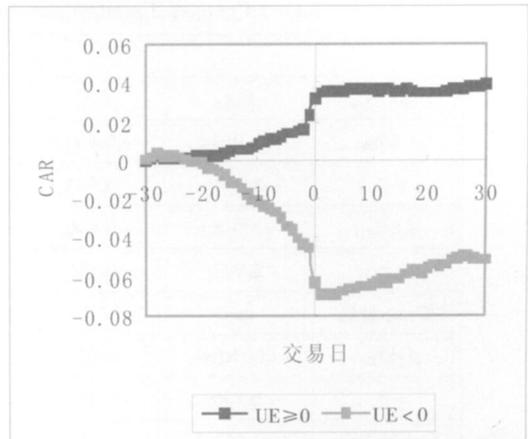


图 2 - 30至 30个交易日 CAR 的分布

Fig 2 The CAR distributing from exchange date - 30 to exchange date 30

高;而未预期盈余为正的公司的累计超额回报在 3~4 个交易日以后却开始反转向上升移。这与国外成熟市场的研究结论存在较大出入。从图 2 来看,在公告日之前,信息泄漏问题就普遍存在,反映为:未预期盈余为正的组合的累计超额报酬在公告日之前就呈现上升趋势;未预期盈余为正的组合的累计超额报酬在公告日之前就已经呈现下降趋势。

表 2 中,将整样本按照  $ue$  和  $sue$  大小均分为 5 组,以考察未预期盈余与累计超额报酬的关系。根据国外研究,累计超额报酬应当随着  $ue$  和  $sue$  的提高而提高。但从整体样本来看,  $CAR_{20}$  和  $CAR_{30}$  并未随着  $ue$  和  $sue$  的提高而提高,  $ue$  和  $sue$  最高的组合的累计超额回报均低于  $ue$  和  $sue$  最低的组合

表 3 中,将整样本按  $pri$  分为两组:  $pri$  小于中位数的样本和  $pri$  大于中位数的样本。在这两组再按照  $ue$  和  $sue$  大小均分为 5 个组合,以考察未预期盈余与累计超额报酬的关系。对于  $pri$  小于中位数的样本,  $CAR_{20}$  和  $CAR_{30}$  随着  $ue$  和  $sue$  提高基本呈现出上升趋势,  $ue$  和  $sue$  最高的组合的累计超额回报均高于  $ue$  和  $sue$  最低的组合的累计超额报酬。对于  $pri$  大于中位数的样本,  $CAR_{20}$  和  $CAR_{30}$  随着  $ue$  和  $sue$  提高未呈现出上升趋势,  $ue$  和  $sue$  最高的组合的累计超额回报均低于  $ue$  和  $sue$  最低的组合的累计超额报酬。可见,  $pri$  是影响盈余惯性的一个重要因素:  $pri$  越小,盈余惯性越显著,这于假设 1 一致。

表 2 未预期盈余与样本累计超额报酬 (整体样本)

Table 2 Unexpected earnings and sample cumulative abnormal return (total sample)

按 $ue$ 分组	low	2	3	4	high	high-low
$CAR_{20}$	0.0129	0.0043	0.0052	0.0036	0.0007	-0.0122
t	2.468	1.007	1.317	0.919	0.131	-1.753
$CAR_{30}$	0.0158	0.0095	0.0052	0.0038	0.0099	-0.0059
t	2.736	1.918	1.181	0.863	1.952	-0.773
按 $sue$ 分组	low	2	3	4	high	high-low
$CAR_{20}$	0.0082	0.0056	0.0069	0.0038	0.0022	-0.0060
t	1.644	1.321	1.550	0.932	0.454	-0.879
$CAR_{30}$	0.0149	0.0083	0.0059	0.0049	0.0103	-0.0046
t	2.632	1.693	1.240	1.084	2.125	-0.617

表 3 未预期盈余与样本累计超额报酬(按 *pri* 分组)

Table 3 Unexpected earnings and sample cumulative abnormal return (grouping by *pri*)

<i>pri</i> 小于中位数的样本						
按 <i>ue</i> 分组	low	2	3	4	high	high-low
$CAR_{20}$	- 0. 013 6	- 0. 001 8	- 0. 001 4	0. 008 2	- 0. 009 2	0. 004 4
t	- 2. 264	- 0. 331	- 0. 269	1. 648	- 1. 581	0. 539
$CAR_{30}$	- 0. 018 6	- 0. 000 1	- 0. 002 3	0. 013 1	- 0. 001 5	0. 017 1
t	- 2. 787	- 0. 017	- 0. 389	1. 986	- 0. 243	2. 015
按 <i>sue</i> 分组	low	2	3	4	high	high-low
$CAR_{20}$	- 0. 010 9	- 0. 005 7	0. 003 2	0. 004 0	- 0. 008 4	0. 002 5
t	- 1. 830	- 1. 105	0. 552	0. 820	- 1. 471	0. 306
$CAR_{30}$	- 0. 011 7	- 0. 008 3	0. 004 3	0. 006 8	- 0. 002 3	0. 009 4
t	- 1. 776	- 1. 452	0. 679	1. 228	- 0. 392	1. 061
<i>pri</i> 大于中位数的样本						
按 <i>ue</i> 分组	low	2	3	4	high	high-low
$CAR_{20}$	0. 021 6	0. 023 9	0. 014 3	0. 003 0	0. 008 3	- 0. 013 3
t	2. 594	3. 750	2. 340	0. 509	1. 001	- 1. 075
$CAR_{30}$	0. 027 8	0. 037 3	0. 015 0	0. 000 9	0. 018 7	- 0. 009 1
t	3. 176	4. 737	2. 103	0. 142	2. 314	- 0. 774
按 <i>sue</i> 分组	low	2	3	4	high	high-low
$CAR_{20}$	0. 024 0	0. 016 1	0. 015 9	0. 002 0	0. 013 1	- 0. 010 9
t	3. 191	2. 549	2. 148	0. 320	1. 665	- 1. 041
$CAR_{30}$	0. 034 9	0. 027 4	0. 015 0	- 0. 000 8	0. 023 1	- 0. 011 8
t	4. 017	3. 667	1. 956	- 0. 109	3. 054	- 1. 017

表 4 中, 将整样本按 *dis* 分为两组: *dis* 小于中位数的样本和 *dis* 大于中位数的样本. 在这两组再按照 *ue* 和 *sue* 大小均分为 5 个组合, 以考察未预期盈余与累计超额报酬的关系. 对于 *dis* 大于中位数的样本,  $CAR_{20}$  和  $CAR_{30}$  随着 *ue* 和 *sue* 基本呈现出上升趋势, *ue* 和 *sue* 最高的组合的累计超额回报均高于 *ue* 和 *sue* 最低的组合的累计超额报酬. 对于 *dis* 小于中位数的样本,  $CAR_{20}$  和  $CAR_{30}$  随着 *ue* 和 *sue* 未呈现出上升趋势, *ue* 和 *sue* 最高的组合的累计超额回报均低于 *ue* 和 *sue* 最低的组合的累计超额报酬 (且都通过了 0. 01 的显著性水平). 可见, *dis* 是影响盈余惯性的一个重要因素: *dis* 越大, 盈余惯性越显著, 这于假设 2 一致.

### 3.2 信息泄漏与处置效应对盈余惯性的影响

表 5 本文考察了信息泄漏与处置效应对盈余惯性的影响. 如果假设 1 成立, 那么  $ue \times pri$  和

$sue \times pri$  的系数应当显著为负; 如果假设 2 成立, 那么  $ue \times dis$  和  $sue \times dis$  的系数应当显著为负. 从表 5 来看, 对于回归 (1)、(4)、(7) 和 (10), *ue* 和 *sue* 系数均不显著, 这说明从整体样本来看, 未预期盈余高低并不能预测披露后的回报.

从回归 (2)、(3)、(5)、(6)、(8)、(9) 来看,  $ue \times pri$  和  $sue \times pri$  的系数基本均显著为负 (除了回归 (6) 的显著性水平为 0. 102 接近 0. 1 的显著性水平, 其他回归都达到了 0. 1 的显著性水平), 结论有力的支持了假设 1. 这是因为信息泄漏意味着盈余公告日实际提前, 盈余惯性的现象应当会部分地反映在盈余公告日之前, 故盈余公告日之后的盈余惯性将会有所减弱. 从另一个角度来看, 盈余信息泄漏意味着在盈余公告日之前, 上市公司与投资者 (或部分投资者) 之间的信息不确定程度有所下降. 可见, 信息泄漏会导致盈余惯性程度的减轻.

表 4 未预期盈余与样本累计超额报酬 (按 *dis* 分组)

Table 4 Unexpected earnings and sample cumulative abnormal return (grouping by *dis*)

<i>dis</i> 小于中位数的样本						
按 <i>ue</i> 分组	low	2	3	4	high	high-low
<i>CAR</i> <sub>20</sub>	0.0255	0.0098	0.0079	-0.0050	-0.0121	-0.0376
t	3.350	1.679	1.207	-0.912	-1.978	-3.709
<i>CAR</i> <sub>30</sub>	0.0235	0.0051	0.0066	-0.0069	-0.0119	-0.0354
t	2.904	0.728	0.955	-1.148	-1.728	-3.312
按 <i>sue</i> 分组	low	2	3	4	high	high-low
<i>CAR</i> <sub>20</sub>	0.0192	0.0117	0.0080	0.0005	-0.0132	-0.0324
t	2.638	1.850	1.213	0.086	-2.165	-3.412
<i>CAR</i> <sub>30</sub>	0.0187	0.0092	0.0069	-0.0066	-0.0117	-0.0304
t	2.290	1.301	1.001	-1.106	-1.748	-2.799
<i>dis</i> 大于中位数的样本						
按 <i>ue</i> 分组	low	2	3	4	high	high-low
<i>CAR</i> <sub>20</sub>	0.0006	-0.0013	0.0073	0.0112	0.0104	0.0098
t	0.078	-0.210	1.486	2.000	1.254	0.893
<i>CAR</i> <sub>30</sub>	0.0084	0.0132	0.0093	0.0145	0.0282	0.0198
t	1.075	1.858	1.534	2.231	3.651	1.745
按 <i>sue</i> 分组	low	2	3	4	high	high-low
<i>CAR</i> <sub>20</sub>	-0.0041	0.0026	0.0065	0.0103	0.0127	0.0168
t	-0.594	0.459	1.012	1.874	1.612	1.540
<i>CAR</i> <sub>30</sub>	0.0105	0.0099	0.0092	0.0173	0.0267	0.0162
t	1.295	1.448	1.327	2.617	3.641	1.430

从回归 (2)、(3)、(5)、(6)、(8)、(9) 来看, *ue* × *dis* 和 *sue* × *dis* 的系数均显著为负 (都达到了 0.1 的显著性水平), 结论有力的支持了假设 2 这是因为: 处置效应的存在意味着投资者会倾向已经盈利的股票, 而不愿意卖出已经亏损的股票, 这导致了市场对信息的反应不足, 从而促进盈余惯性现象的产生。

结合表 3 表 4 和表 5 可以得出: 在我国股市, 信息泄漏与处置效应的普遍存在影响了盈余惯性现象, 前者使得盈余惯性程度减弱, 后者使得盈余惯性程度加强。本文的研究实际上支持了反对有效市场学派的理论, 即认为这是投资者的某种心理偏差导致投资者对盈余公告信息的“反应不足”, 从而引起盈余惯性现象。处置效应是投资者心理偏差所导致的一种非理性行为; 而信息泄漏则是通过信息环境影响了投资者心理, 而对盈余惯性产生了影响。

### 3.3 稳健性检验

1) 重新构建指标 *pri* 和 *dis* 分别取  $pri = abs(CAR_{-20-1})$ 、 $pri = abs(CAR_{-10-1})$ ; 取  $dis = \frac{CAR_{0.3}}{CAR_{-30-1}}$ 、 $dis = \frac{CAR_{0.5}}{CAR_{-20-1}}$ 、 $dis = \frac{CAR_{0.5}}{CAR_{-10-1}}$ 。其中, *abs* 表示绝对值函数, *CAR*<sub>-10-1</sub>、*CAR*<sub>-20-1</sub>、*CAR*<sub>-30-1</sub> 分别表示业绩预告公告前 1Q 2Q 3Q 个交易日到 1 个交易日的累计超额回报, *CAR*<sub>0.3</sub>、*CAR*<sub>0.5</sub> 分别表示业绩预告公告日到公告后 3 5 个交易日的累计超额回报。研究结论均未发生改变。

2) 删除了 ST 公司, 结果与本文各表结论无明显不同。

3) 考虑到我国股市普遍存在披露假信息的问题, 而盈余信息的假信息主要体现在对盈余信息的操纵方面。本文采取 Jones 模型计量盈余管理程度, 在剔除盈余管理程度高于中位数的样本后, 我们发现主要结论未发生改变。

表5 信息泄露与处置效应如何影响盈余惯性

Table 5 How information leak and disposition effect influence earnings momentum

变量	CAR <sub>20</sub>			CAR <sub>30</sub>			变量	CAR <sub>20</sub>			CAR <sub>30</sub>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>ue</i>	-0.004 (0.127)	0.002 (0.767)	0.005 (0.475)	-0.003 (0.193)	0.006 (0.212)	0.010 (0.271)	<i>sue</i>	-0.002 (0.247)	0.006*** (0.004)	0.004* (0.078)	-0.002 (0.274)	0.008*** (0.002)	0.006** (0.034)
<i>ue x pri</i>		-0.034* (0.067)	-0.087* (0.072)		-0.052** (0.012)	-0.078 (0.102)	<i>sue x pri</i>		-0.069*** (0.000)	-0.064*** (0.000)		-0.090*** (0.000)	-0.076*** (0.002)
<i>ue x dis</i>		-0.0001* (0.070)	-0.0001*** (0.002)		-0.0002* (0.065)	-0.0003*** (0.000)	<i>sue x dis</i>		-0.0001** (0.012)	-0.0001*** (0.004)		-0.0001*** (0.000)	-0.0001*** (0.000)
<i>inst</i>			0.025*** (0.000)			0.021** (0.011)	<i>inst</i>			0.028*** (0.000)			0.025*** (0.003)
<i>Beta</i>			-0.006 (0.333)			-0.002 (0.804)	<i>Beta</i>			-0.007 (0.241)			-0.003 (0.608)
<i>BM</i>			-0.001** (0.049)			-0.001 (0.123)	<i>BM</i>			-0.001** (0.043)			-0.001* (0.094)
<i>size</i>			0.001 (0.592)			-0.003 (0.262)	<i>size</i>			0.002 (0.503)			-0.003 (0.331)
<i>year02</i>			-0.024*** (0.000)			-0.031*** (0.000)	<i>year02</i>			-0.022*** (0.001)			-0.029*** (0.000)
<i>year03</i>			-0.014* (0.051)			-0.018** (0.019)	<i>year03</i>			-0.012* (0.075)			-0.016** (0.034)
<i>year04</i>			-0.008 (0.244)			-0.009 (0.276)	<i>year04</i>			-0.008 (0.280)			-0.008 (0.320)
<i>n</i>	1 840	1 840	1 601	1 840	1 840	1 601	<i>n</i>	1 838	1 838	1 601	1 838	1 838	1 601
Adj. R <sup>2</sup>	0.001	0.012	0.026	0.000	0.015	0.018	Adj. R <sup>2</sup>	0.000	0.032	0.036	0.000	0.053	0.032

注：括号数字为经过 White 异方差稳健性修正后的 *p* 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平以下的显著性水平；截距未报告。

## 4 结束语

基于我国制度背景分析, 我国股市应当存在较为普遍的信息泄漏与处置效应. 根据 Zhang<sup>[12]</sup>和 Frazzini<sup>[13]</sup>的研究可以得出, 信息泄漏会减轻盈余惯性程度, 而处置效应会促进盈余惯性现象的产生. 采用 2001 年至 2004 年披露业绩预告的公司为样本, 研究证实了以上假设. 本文的研究支持了反对有效市场学派的有关理论, 这从一个侧面反映出我国股市尚未达到有效.

本文的研究从一个侧面反映出利用信息的市

场操纵行为应普遍存在: 这是因为信息泄漏对盈余惯性产生了显著地影响. 由于信息泄漏普遍存在, 而提前获得盈余信息的仅为少数投资者 (如庄家等), 本文的研究意味着这些少数提前获得盈余信息的投资者可以利用盈余惯性策略获得超额回报.

故而要提高市场有效性, 减少部分投资者 (如庄家等) 利用信息操纵市场的行为, 应致力于提高上市公司信息披露质量, 大力发展机构投资者. 唯有减少广大投资者与市场操纵者之间的信息不对称程度, 才能有效解决市场操纵问题, 切实保护投资者利益.

## 参考文献:

- [1] Ball R J, Brown P. An empirical evaluation of accounting income numbers [J]. *Journal of Accounting Research*, 1968, 6 (2): 159—178.
- [2] Fan A E F. Market efficiency, long-term returns and behavioral finance [J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 49(3): 283—306.
- [3] Bhushan R. An informational efficiency perspective on post earnings announcement drift [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1994, 18(1): 45—65.
- [4] Lesmond D A, Schill M J, Zhou C. The illusory nature of momentum profits [J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 71 (2): 349—380.
- [5] Sadka R. Momentum and post earnings announcement drift anomalies: The role of liquidity risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(2): 309—349.
- [6] Modigliani F, Cohn R A. Inflation, rational biases in tests of financial asset pricing models [J]. *Financial Analyst Journal* 1979, 35(1): 24—44.
- [7] Chordia T, Shivakumar L. Inflation illusion and post earnings announcement drift [J]. *Journal of Accounting Research*, 2005, 43(4): 521—556.
- [8] Chordia T, Shivakumar L. Earnings and price momentum [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(3): 627—656.
- [9] Bernard V L, Thomas J K. Evidence that stock prices do not reflect the implications of current earnings for future earnings [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1989, 13(2): 305—340.
- [10] Bernard V L, Thomas J K. Post earnings announcement drift: Delayed price response or risk premium [J]. *Journal of Accounting Research*, 1990, 27(1): 1—35.
- [11] Garfinkel J A, Sokobin J. Volume, opinion divergence, and return: A study of post earnings announcement drift [J]. *Journal of Accounting Research*, 2005, 44(1): 85—111.
- [12] Zhang X F. Information uncertainty and stock returns [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(1): 105—137.
- [13] Frazzini A. The disposition effect and underreaction to news [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(4): 2017—2046.
- [14] 吴世农, 吴超鹏. 盈余信息度量、市场反应与投资者框架依赖偏差分析 [J]. *经济研究*, 2005, 40(2): 54—62.  
Wu Shinong, Wu Chaopeng. A study on measures of earnings information, market reaction and investors framing dependence Bias [J]. *Economic Research Journal*, 2005, 40(2): 54—62 (in Chinese).
- [15] 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.  
Yu Lisheng, Wang Yanyan. The Relationship between uncertainty about information and post earnings announcement drift: evidence from the experiences of China's listed companies [J]. *Management World*, 2006, (3): 40—49 (in Chinese).
- [16] 杨德明, 林斌, 辛清泉. 盈利质量、投资者非理性行为与盈余惯性 [J]. *金融研究*, 2007, (2): 122—132.

- Yang Deming, Lin Bin, Xin Qingquan. Earnings quality, investors' reasonless behavior and earnings momentum [J]. *Journal of Financial Research*, 2007, (2): 122—132 (in Chinese)
- [17] Daniel K, Hirshleifer D, Subrahmanyam A. Overconfidence arbitrage and equilibrium asset pricing [J]. *Journal of Finance*, 2001, 56(3): 921—965.
- [18] Narayanan oorthy G. Conservatism and cross-sectional variation in post earnings announcement drift [J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(3): 763—787.
- [19] Bartov E, Radhakrishnan S, Krinsky I. Investor sophistication of pattern in stock return after earnings announcement time lines of earnings [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2000, 24(1): 3—37.
- [20] Liang L. Post earnings announcement drift and market participants' information processing biases [J]. *Review of Accounting Studies*, 2000, 8(2): 321—345.
- [21] Ke B, Ramalingegowda S. Do institutional investors exploit the post earnings announcement drift [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 25—53.
- [22] 陈晓, 秦跃红. “庄家”与信息披露质量 [J]. *管理世界*, 2003, (3): 28—33  
Chen Xiaojiao, Qin Yuehong. The banker and the quality of information disclosure [J]. *Management World*, 2003, 3: 28—33 (in Chinese)
- [23] 张新, 祝红梅. 内幕交易的经济分析 [J]. *经济学(季刊)*, 2003, (3): 71—96  
Zhang Xin, Zhu Hongmei. The economic analysis of insider trading [J]. *China Economic Quarterly*, 2003, (3): 71—96 (in Chinese)
- [24] 张宗新, 潘志坚, 季雷. 内幕信息操纵的股价冲击效应: 理论与中国股市证据 [J]. *金融研究*, 2005, (4): 144—154  
Zhang Zongxin, Pan Zhijian, Ji Lei. The shock of share price by inside manipulation: Theory and evidence in Chinese stock [J]. *Journal of Financial Research*, 2005, (4): 144—154 (in Chinese)
- [25] 王杉, 宋逢明. 中国股票市场的简单量价关系模型 [J]. *管理科学学报*, 2006, 9(4): 65—72  
Wang Shan, Song Fengming. Price volume relationship of Chinese stock market: A simple model [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2006, 9(4): 65—72 (in Chinese)
- [26] 赵学军, 王永宏. 中国股市“处置效应”的实证分析 [J]. *金融研究*, 2001, (7): 92—97.  
Zhao Xuejun, Wang Yonghong. The empirical study on disposition effect in China's stock market [J]. *Journal of Financial Research*, 2001, (7): 92—97. (in Chinese)
- [27] 何基报, 鲁直. 什么影响着投资者选择卖出或继续持有? [J]. *管理科学学报*, 2006, 9(6): 53—63  
He Jibao, Lu Zhi. What affects investors' selling and holding? [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2006, 9(6): 53—63 (in Chinese)

## Information leak, disposition effect and earnings momentum

YANG Deming<sup>1</sup>, LIN Bin<sup>2</sup>

1. School of Business, South China University of Technology, Guangzhou 510641, China

2. School of Business, Zhongshan University, Guangzhou 510275, China

**Abstract** Our paper uses the theory of Zhang (2006) and Frazzini (2006) to analyze the relation between information leak, disposition effect and earnings momentum. Our paper finds that information leak obviously weakens earnings momentum, and disposition effect boosts up earnings momentum. Our Chinese market also has mistook earnings autocorrelation, and our market isn't efficient. So the theory of mentality can explain earnings momentum.

**Key words** information leak, disposition effect, earnings momentum