

F830.P
662

资本市场创新与风险管理
主要参考文献
《经济研究》
(2005)

中南财经政法大学
新华金融保险学院
湖北金融研究中心
中国投资研究中心
2009·武汉

中国股市机构投资者多账户交易行为研究^{*}

徐龙炳

(广发证券研发中心 510075)

内容提要:多账户交易行为是中国机构投资者的典型特征,是中国股票市场的特有现象。限于交易数据的可获得性,相关研究较少。本文提出了一种从交易数据中将机构投资者的交易记录分离出来的方法。据此,本文分析了机构投资者证券账户与资金账户的对应关系,证实了多账户交易行为的存在,发现采用多账户交易的机构投资者具有集中投资、日内多次交易、利用不同证券账户进行建仓、对敲、拉升股价、出货等基本特征。根据实证研究的结果并结合实例,本文揭示了机构投资者多账户交易的动机是隐蔽交易、拉升股价和申购新股。

关键词:机构投资者 多账户 股价操纵

一、引言

中国证券市场投资者结构正在经历重大变化,投资者机构化时代已经到来。截至2004年底,机构投资者A股账户数已达到33.22万户,比1998年底增长2.03倍,而同期个人投资者A股账户数增长仅72%。区别于个人投资者,机构投资者的交易行为表现出特殊性。多账户交易行为是中国机构投资者的典型特征,是机构投资者进行股价操纵的一种途径,是中国股票市场的特有现象。

多账户交易指一个投资者利用多个证券账户(也称股东账户或股票账户)进行交易的行为。多账户交易行为研究对丰富市场操纵理论、加强机构投资者监管、制订发展和规范机构投资者的政策都具有重要的现实意义。

对股价操纵的研究归属于市场操纵研究范畴。Allen and Gale(1992)根据市场操纵的行为方式将股票市场操纵分为三种:基于行动的操纵(action-based manipulation)、基于信息的操纵(information-based manipulation)和基于交易的操纵(trade-based manipulation)。其中基于交易的操纵行为是市场上最为常见的,指投资者以买卖股票的行为来影响股票的价格。股市中常见的机构拉升股价——散户跟风买入——机构出逃就属于这类操纵行为。

股价操纵的方法多种多样,刘胜军(2001)归纳了洗售(wash sales)、对敲(improper matched orders)、拉高出货(pumping and dumping)等9种主要的股价操纵方法。限于交易数据的可获得性,对股价操纵方法的研究多是理论上的证明(夏昕阳和杨之曙,2004)。但一些取得了特殊(unique)数据的学者对股价操纵的方法进行了实证研究,如Khawaja and Mian(2003)以实证的方法研究并证实了吸引趋势追随者(trend-chaser)的操纵存在并且能够获利。平湖和李箐(2000)通过跟踪1999年8月9日至2000年4月28日期间22只证券投资基金的大宗股票交易记录,客观详尽地分析了机构投资者的股价操纵方法,成为中国股市第一份研究机构投资者交易行为的报告。随后机构投资者行

^{*} 本文为上海证券交易所第十期联合研究计划课题《机构投资者投资行为研究》的研究成果。本文的研究得到了上海财经大学戴国强教授、上海证券交易所曾刚、广发证券刘建洲博士、何荣天博士、申银万国单磊博士的帮助,作者特别感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。

为研究受到了广泛关注。

不论是虚买虚卖、连续交易,还是自买自卖、联手操纵都只是机构投资者股价操纵的方法。究竟是通过什么途径使得机构投资者的这些操作手法得以进行,而其他投资者难以察觉,监管机构也难以监管呢?大量已披露的机构投资者违规事实(如证监罚字[2000]32号)指出机构投资者利用其控制的不同证券账户做价格相近、方向相反的交易,以制造成交活跃的假象使股价飙升,从中获利。由此揭示出机构投资者操纵股价的基本途径——多账户交易。

多账户交易是一定历史阶段的产物,是中国股市的特有现象,尚没有发现国外相关的研究。限于交易数据的可获得性,国内的相关研究也很少。多账户交易一般在机构投资者的违规行为中被提及,但也仅限于揭示这一现象的存在。如李朝晖(2004)指出机构投资者利用洗售的方式连续买卖证券的途径:“某一集团或公司利用其不同的身份开设两个以上的账户,以冲销转帐方式反复作价,将证券价格压低或者抬高,而操纵者支出的只是部分的手续费用,以达到操纵的目的”;张磊(2004)指出,机构在建仓阶段获得了证券营业部提供的联号账户。郭军、张胜和陈金贤(2002)采用实证的方法对深圳股市庄家操纵特征进行了研究,将庄家操纵作为与业绩、流通规模、行业相平行的一个因素来解释股价的超额振幅,并未涉及庄家操纵股价的手法和途径。李学(2001)在对庄家交易行为的实证研究中对庄家的特征进行了界定,其中的一个特征为“账户之间的反复交易”,并将“将反复交易6次以上的账户界定为庄家账户”。其研究角度是从股票出发来观察交易同一只股票的账户特点,以此说明庄家的行为对股价的影响。由于不是从账户出发来进行研究,因此不易证明不同证券账户的联动是同一机构投资者所为。

机构投资者可能采取多种方式隐藏自己的真实身份。国内一些学者使用了交易数据研究投资者的行为特征,但并未将机构投资者交易行为从中分离出来。金晓斌、何旭强、吴科春、高道德和张志强(2003)利用1万多个投资者账户的买卖数据,对我国证券市场上的投资者行为进行实证检验,探讨了投资者风险厌恶特性;赵学军和王永宏(2001)通过某证券营业部共9945个证券账户在1998—2000年的交易数据库,研究了投资者的处置效应;李学(2001)利用该数据库进一步研究了不同规模投资者的处置效应;何基报(2003)又利用该数据库研究了究竟是什么因素促使投资者在交易中作出卖出、持有或买入的选择,以及这些因素是如何影响投资者的选择的。

本文提出了一种从交易数据中将机构投资者的交易记录分离出来的方法。根据这一方法,本文界定了机构投资者的交易记录,分析其证券账户与资金账户的对应关系,从实证研究的角度证实了机构投资者一个资金账户对应多个证券账户行为的存在,并利用其对应关系,研究了机构投资者多账户内的关联交易、交易频度、交易时间、交易方向、交易手法等一些基本特征。根据实证研究的结果并结合实例,本文揭示了机构投资者多账户交易的动机:隐蔽交易、拉升股价和申购新股。

二、机构投资者数据分离方法

对机构投资者的交易行为进行分析,必须获得机构投资者的交易数据。如果我们所得到的数据并没有区分机构投资者和非机构投资者,就必须首先对交易数据进行界定以分离出所需的机构投资者交易数据样本。

在缺乏交易者类型分类的情况下,有两种方法区分交易者是否个人投资者或机构投资者:价值型区分法(简称价型)和交易量型区分法(简称量型)。使用价型区分法的如Lee(1992)认为小额交易(不超过\$10,000)是个人投资者的行为。使用量型区分法的如Cready(1988),Cready and Mynatt(1991)将超过900股的交易看成机构投资者行为;林伟萌,胡祖刚,黄正红和袁国良(2002)以单个账户持股数量5万股为划分标准。

投资者的交易受其财富总额的约束,在财富总额一定的情况下,股票价格的不同会导致所能购

买的股票数量的不同。对不同价格的股票,量型区分法使用统一的数量标准区分机构投资者和个人投资者,显然不太合理。价型区分法考虑了不同股价的影响,因而较量型区分法为优。但价型区分法也有缺点,价型法对股价的变动很敏感。股票价格的一个微小变动可能导致投资者被划为不同的类型。以股票价格20元/股为例,如果价型法的分界点为10000元,那么100—500股的交易都应被划作个人投资者的交易。现假设股票价格变为20.10元/股,那么只有100—400股的交易才被划为个人投资者的交易。500股的交易就被划为机构投资者的交易了。而在实际交易中,由于个人所意愿交易的规模有一定的习惯性,并不会因为这样微小的价格变动而改变交易量。因此价型区分法容易因股价的变动而导致误判。Lee (1992)提出了一个解决价型区分法对股价敏感性的方法:取研究期的一个收盘价,用一个区分的价格如\$10000除以该收盘价并取整得到股数,小于该股数的交易定为个人投资者的交易。Lee and Radhakrishna (2000)用TORQ^① (Trade, Order, Report, Quote)数据库检验了这一方法的判断正确率。以1990年12月31日的价格数据并选取不同的价型区分法的分界点来检验,得到66%的个人投资者的单笔成交金额在\$10000以下,84%的个人投资者的单笔成交金额在\$20000以下;而53%的机构投资者的单笔成交金额在\$20000以上,67%在\$10000以上。将I类错误定义为个人投资者被划入机构投资者的概率,将II类错误定义为机构投资者被划入个人投资者的概率。那么\$10000的分界线将导致14%的I类错误概率和19%的II类错误概率。提高分界金额将减少I类错误的概率而增加II类错误的概率。Lee and Radhakrishna (2000)提出设定一个中间区域的方法来降低两类错误的概率。如,\$5000以下定为个人投资者,\$50000以上定为机构投资者,则I类错误的概率为2%,II类错误的概率为10%。但值得注意的是这种分类方法虽然降低了错判的概率,但也同时减少了有效样本。

以中国股票市场为例,如果将投资者每笔交易的金额由小到大排列构成一个序列,取一个分位数,如70%,对应的成交金额假设为10000元作为区分机构投资者和个人投资者的标准。根据这一标准,单笔成交金额在10000元以上的个人投资者将被错判成机构投资者,这就是I类错误;单笔成交金额在10000元以下的机构投资者将被错判成个人投资者,这就是II类错误。如果提高分位点,如98%,假设所对应的单笔成交金额为100000元,由于单笔成交金额在100000元以上的个人投资者比单笔成交金额在10000元以上的个人投资者数量大大减少,这就有效地降低了I类错误,但同时也增加了II类错误,即把单笔成交金额在10000—100000元的机构投资者错判成个人投资者,这样损失了机构投资者研究的有效样本。因此,若研究机构投资者特征,则需在提高分位点(即减少I类错误)和研究样本减少两者间权衡。同理,若研究个人投资者特征,则需在降低分位点(即减少II类错误)和研究样本减少两者间权衡。若研究同时涉及机构投资者和个人投资者,则应对个人投资者和机构投资者设置不同的分位点,这样可以同时减少I类错误和II类错误的概率,但分位点间距离越大,有效样本也损失越多。

此外,我们发现公司流通股本的大小也将影响判断标准,如对同一股价的股票来说,一只股票的流通盘为5000万股,那么单笔100手的交易可能是比较大的单,很有可能是机构投资者所为;而对一只流通盘为20亿股的股票来说,单笔100手的交易却有可能是个人投资者的交易。

股价高低对判断标准也有影响,根据行为金融学理论,低价股和高价股带给人们的心理感受不同,如个人投资者就较偏好低价股,而机构投资者可能较偏好高价股。

^① TORQ 是 Joel Hasbrouck 在纽约证券交易所(NYSE)访学时建立的数据库,该数据库不仅包括交易和报价的数据还包括每个订单的提交时间和在成交前的处理过程情况(单个处理、合并处理还是分拆处理)。这个数据库只包括1990年11月—1991年1月在NYSE交易的144只股票的数据,虽然样本不大,但因为比一般的交易数据库的信息全,因而可以用来验证一些建立在一般交易数据库基础上的分析方法的准确性。

因此,我们认为界定机构投资者应综合考虑财富约束因素、流通股本因素和股票价格因素。根据财富约束因素,本文将选择价型区分法,即以单笔成交金额来区分机构投资者。根据流通股本因素和股票价格因素,研究时将区分流通股本大小和股票价格高低。在具体分位点的确定上则根据研究的需要,尽量降低 I 类错误的概率(因为 I 类错误越大,样本中个人投资者的噪音信息越多)同时兼顾样本容量因素。

本文首先将股票根据流通股本的大小划分为两个样本,再对这两个样本根据股票价格进一步划分为两个子样,这样就构成了 4 个样本。对 2002 年 1 月 1 日—2002 年 12 月 31 日上海、深圳证券交易所上市的 A 股股票的流通股本、股票价格进行分析,得到如下统计结果(见表 1)。

表 1 A 股股票的流通股本、股票价格描述统计
(2002 年 1 月 1 日—12 月 31 日)

	均 值	中位数
流通股本	12287.44 万股	8802.68 万股
股票价格	11.13 元	10.23 元

表 2 样本划分表

样本 1(S11)	流通股本 ≥ 1 亿股	股票价格 ≥ 10 元
样本 2(S12)	流通股本 ≥ 1 亿股	股票价格 < 10 元
样本 3(S21)	流通股本 < 1 亿股	股票价格 ≥ 10 元
样本 4(S22)	流通股本 < 1 亿股	股票价格 < 10 元

由表 1 描述统计的结果可以看出,流通股本的均值和中位数均在 1 亿股左右,因此第一步将以 1 亿股作为划分的标准,这也符合传统上对大盘股和小盘股的概念区分。对股价的统计结果显示,股票价格的均值和中位数均在 10 元左右,因此第二步将以 10 元作为区分子样的标准。这样构成的 4 个样本见表 2。

本文的研究样本为 2002 年 1 月 1 日—2002 年 12 月 31 日的交易数据。剔除由于非委托等方式造成的成交金额为 0 的记录(这种记录占总样本的 5%左右),所剩余的样本为 10267653 条记录,包括机构投资者和个人投资者的交易记录。

现在需要从这些交易记录中取出机构投资者的交易记录。按照价型区分法,我们选取一个成交金额的分位数作为区分标准,然后按照这个分位数在上述 4 个样本中分别计算。

由于本文讨论机构投资者行为,因此我们选取的划分标准应尽量提高分位点以避免 I 类错误。但随着分位点的提高研究所需的样本将减少,从而会造成结果的偏差。综合考虑以上因素,本文选择成交金额的 95%分位数作为划分机构投资者的标准。就目前的数据看,这一区分标准难以检验其准确性,^①因此我们也选用了其他分位数作为区分标准(从 80%—97.5%每隔 2.5 分位都作了检验),所得到的结果具有可比性。

下一步,按成交金额的 95%分位数(机构投资者的分位数)取样本 1、2、3、4 的分位点,分别为 71145 元、47700 元、60239 元、43400 元,由分位点的差别可以看出综合考虑股票价格和流通股本划分子样的必要性。4 个分位点按证券账户取出其交易记录(即机构投资者交易记录)^②,结果证券账户有 82825 个,其对应的交易记录有 2722643 条,构成了本文的研究样本。

① 准确性的检验需要具有带有机构投资者账户标识的数据,因此目前我们无法确知这样划分的 I 类错误概率。而且检验的准确性依赖于机构投资者注册账户的真实性,若机构投资者以个人投资者身份注册账户,则会影响准确性的检验结果。

② 为了验证结论的稳定性,我们对资金账户进行了相同的统计,结论可比。

三、机构投资者账户特征

按如上方法取出的 82825 个证券账户被看成为机构投资者账户。用营业部所可能拥有的机构投资者数量大致计算,这一数目显然超过了机构投资者的数量。因此存在一个机构投资者拥有多个证券账户的可能。从资金账户和证券账户的对应关系看,不仅存在多个证券账户共用 1 个资金账户的情况而且存在 1 个证券账户使用多个资金账户的情况。在 82825 个证券账户中,多个证券账户共用 1 个资金账户的情况共有 20628 个,1 个证券账户使用多个资金账户的情况共有 612 个。此外还存在交叉情况,即 1 个证券账户既拥有多个资金账户同时又与其他证券账户共用 1 个资金账户。多个证券账户共用 1 个资金账户的情况比较普遍,这就是国内机构投资者的一个显著特点——多账户交易(见表 3 实例)。

表 3 1 个资金账户对应多个证券账户的交易实例

资金账户	证券账户	证券代码	交易次数	交易日期	交易日	交易频度(天/次)
C	H1	600178	6	1 月 23 日—1 月 31 日	7	1.2
		600350	3	4 月 29 日—4 月 30 日	2	0.7
		600509	4	2 月 28 日—3 月 19 日	14	3.5
		600610	5	4 月 16 日—4 月 26 日	9	1.8
	H2	000065	9	2 月 27 日—4 月 30 日	45	5.0
		000679	15	1 月 23 日—2 月 5 日	10	0.7
		000763	3	1 月 28 日—1 月 29 日	2	0.7
		000820	6	3 月 21 日—4 月 30 日	29	4.8
	H3	...	...	...	...	...
	H4	...	...	...	...	...

四、机构投资者多账户交易统计

多账户交易是国内机构投资者交易行为的典型特征,下面我们对这一现象进行分析。在 82825 个证券账户中,多个证券账户共用 1 个资金账户的情况共有 20628 个,除去 1 个资金账户对应上海和深圳 2 个证券账户的情况,共有 1204 个资金账户对应 3 个及以上证券账户的情况。取出 1204 个资金账户对应的交易记录共 216423 条,作为机构投资者多账户交易的样本。

1. 多账户交易统计

首先看 1 个资金账户拥有几个证券账户:根据资金账户与证券账户的对应关系,统计得到,1 个资金账户对应 50 个(含)以上证券账户的情况共有 29 个账户,其中对应 100 个以上证券账户的有 9 个。

2. 持股集中度分析

然后我们分析在 1 个资金账户对应多个证券账户的情况下,这些证券账户交易的股票数有多少(如表 3 第 3 列所示),这一分析可以看出国内机构投资者的持股集中度。共有 9810 个证券账户构成研究的样本。这些证券账户交易的股票数从 1 到 34 只不等,平均 1 个证券账户交易 3 只股票(均值),大多数情况只交易 1 只股票(众数),即在 1 年时间内这些账户从未换过股票,这说明机构投资者的股票选择具有集中性。有 50 %的证券账户只交易 2 只股票(中位数)。而交易 10 只以上股票的证券账户有 312 个,占机构投资者证券账户总数的 3.18 %,交易 20 只以上股票的账户只有

25 个。如果以每个证券账户交易 10 只以上股票为分散投资的话,则说明分散投资行为在国内机构投资者中不普遍。

3. 交易次数统计

接下来,我们研究这些证券账户交易的股票,它们的交易次数具有什么的特点(如表 3 第 4 列所示),用来说明机构投资者交易的活跃程度。据统计,平均每只股票 1 年内交易 8 次(均值),有 50 % 的股票在 1 年内交易了 3 次(以下)(中位数),而大多数股票在 1 年内仅交易了 1 次(众数)。这说明很多机构投资者账户内的股票交易并不活跃。但这些证券账户内的股票在 1 年内交易的次数存在很大的差异,交易最少的股票 1 年内交易 1 次,而交易最多的股票 1 年内竟交易了 1534 次。

4. 交易天数统计

研究交易活跃程度除了要看股票的交易次数,还应看这些交易是在多少天内完成的(如表 3 第 5 列所示)。因为虽然有些股票的交易次数很多,但却是分散在很多天内完成的,相对于在很短时间内完成的交易,其活跃程度是不一样的。将这些证券账户内的股票在 1 年内交易的天数按交易日进行统计。结果为:大多数股票只交易 1 天(众数),50 % 的股票交易 2 天以下(中位数),平均每只股票交易 22 天(均值)(大约 1 个月),但交易最多的股票其交易几乎覆盖了全年。

5. 交易频度统计

然而仅统计交易天数并不能完全说明交易的活跃状况,因为相同的交易天数可能存在不同的交易次数。因此真正能说明交易活跃状况的是交易频率,即每天交易了几次(次/天)或 1 次交易需要多少天(天/次)(如表 3 第 7 列所示),频率统计综合考虑了交易次数和交易天数两个因素,因此能够较为准确地反映交易的活跃状况。我们的统计采用第 2 种统计方法,即计算每次交易需要的天数(两种统计方法是一一对应的)。统计的结果为:平均 8 天交易一次(均值),50 % 的股票 3 天进行一次交易(中位数),但大多数股票每次交易仅需要 1 天(众数)。

以上的统计结果忽略了一种情况,那就是如果交易是在几天内密集完成,而交易日之间间隔较长,则交易频率统计不能反映交易的活跃状况。举表 4 实例说明:

表 4 股票每日交易次数实例

证券代码	资金账户	证券账户	交易日期	交易次数
000550	C	H	2002 年 3 月 12 日	4
			2002 年 3 月 27 日	5

从表 4 可以看出,证券账户 H 对 000550 股票的 9 次交易实际上是在 3 月 12 日和 3 月 27 日两天内完成的,其中一天交易了 4 次,另一天交易了 5 次。按照上述交易频率统计方法,则是在 12 个交易日完成 9 次交易,频率为 1.33 天/次,而实际交易频率则应为 0.25 天/次和 0.2 天/次。可见在这种情况下,实际交易比按上述交易频率统计的结果更为活跃。

为了反映真实的交易活跃情况,我们采用修正的交易频率统计。修正的交易频率统计按股票的每日交易次数进行统计,这样可避免因日内多次交易而日间间隔较长造成交易频率降低的情况。结果显示:大多数证券账户内的股票每天交易 1 次(众数),这一统计结果与前述一般交易频率统计结果相同,说明这一结果的稳定性。

按修正的交易频率统计,平均每天交易 3 次,这与前述一般交易频率统计平均每次交易需要 8 天,即每天交易 0.13 次有很大的差异,说明由于不交易时间的时间间隔长而造成的交易频率统计结果偏低的情况是存在的,修正的交易频率统计比一般交易频率统计的结果高出 23 倍,说明国内机构投资者比较习惯于日内多次交易,日间的交易间隔时间较长。

修正的交易频率统计的结果还显示了最高交易频率为 664,指一个证券账户一天内最多对一

只股票交易了 664 次,即平均每小时交易 166 次,说明有的机构投资者交易频率非常高(不排除大单被分割执行的情况,由于数据限制,无法对这一可能性进行验证)。一个账户内一只股票每天交易 5 次以上的情况有 10189 次,占样本的 14.1%。每天交易 10 次以上的有 3416 次,占样本的 4.7%,如此高的交易频率结合交易方向可基本判断机构投资者对这只股票的建仓、出货或炒作行为。下面将对这一情况进行分析。

表 5 同一资金账户不同证券账户交易同一股票实例

资金账户	证券账户	证券代码	交易次数
C	H1	600756	497
	H2	600756	1534

6. 操作手法分析

如果交易次数众多且交易时间、频度相近,则该机构有炒作该只股票的嫌疑。我们对这一操作进行分析,观察每一条交易记录的交易时间、频度和方向。表 5 是一个资

金账户用两个证券账户交易同一股票的情况。该资金账户在同一天内的操作模式分三种:1、一天内两个证券账户都买或卖;2、一天内一个证券账户既买又卖;3、一天内一个证券账户买而另一个证券账户卖。模式 1 是建仓或出货行为。模式 2 在同一证券账户内进行方向相反的买卖,虽然有可能是获取短期差价,但如果买卖频度相近,则存在虚增交易量、炒作股票的可能。在其 206 个交易日中,模式 2 的交易有 18 天,其中频度相近的有 1 天。模式 3 用两个证券账户进行相反的操作,存在对倒的可能性,这种模式的交易共有 24 天,其中频度相近的有 6 天。频度相近的操作模式 3 多于模式 2,说明机构投资者倾向于使用不同的证券账户进行方向相反的操作以实现其交易量目标和制造交投活跃的气氛。

五、机构投资者多账户交易的动机分析

1. 隐蔽交易

机构投资者建仓时使用多账户同时买进。使用多账户交易的一个原因是分散其交易量,避免成交金额达到一定的数量后必须履行信息披露的义务,引起市场和监管者的注意。

如据证监罚字[2000]32 号,“某信托公司自 1998 年 4 月 8 日起,集中 5 亿元资金,利用 101 个个人股东账户及 2 个法人股东账户,通过其下属的多家营业部,大量买入(陕国投 A)股票。持仓量从 4 月 8 日的 81 万股,占总股本的 0.5%,到最高时 8 月 24 日的 4389 万股,占总股本的 25%。但是,该公司对上述事实未作出书面报告并公告。”

中国证监会《股票发行与交易管理暂行条例》第四十七条规定:“任何法人直接或者间接持有一个上市公司发行在外的普通股达到百分之五时,应当自该事实发生之日起三个工作日内,向该公司、证券交易场所和证监会作出书面报告并公告。”可见,如果机构投资者希望持有上市公司的股份达到一定数额,使用多账户使每个证券账户上的持股数量降低,就可以顺利完成建仓而避免信息公开。此外上海、深圳证券交易所交易规则第二十八条规定,交易所对 A 股和基金每日涨跌幅比例超过 7%(含 7%)的前 5 只证券,公布其成交金额最大的 5 家会员营业部或席位的名称及成交金额。那么机构投资者通过开立多个证券账户,分散了每个证券账户上的成交金额,就可以有效避免“上榜”,从而掩盖其真实交易。

2. 拉升股价

在完成建仓后,机构投资者希望所持有的股票交易活跃,股价上涨,从而顺利出货。实证分析发现机构投资者使用多账户自买自卖制造交易量,制造交投活跃的气氛并拉升股价,吸引投资者跟进,从中牟取暴利。

据证监查字[1998]47 号,“某机构在 1997 年 4 月 17 日至 5 月 16 日间,利用其在某证券机构深

圳营业部和上海营业部等处开立并控制的多个个人账户,集中资金达 2200 万元,采取多头开户、分仓、连续大量买入(先后共买入“河北威远”股票约 400 万股)、对敲等手段操纵该股票的价格。其中,1997 年 4 月 24 日,买入约 89 万股,卖出 20 万股,合计 109 万股,占当日总成交股数的 14%,当日股价从 10.86 元升至 11.60 元,涨幅 6.8%;1997 年 4 月 25 日,多次采用对敲方式,买入约 98 万股,卖出约 50 万股,总计 148 万股,占当日总成交股数的 8.5%,当日股价从 11.60 元升至 12.68 元,涨幅 9.3%,并一度升至涨停板。通过上述操纵行为,该机构共获利 829.89 万元。”这一实例充分说明了机构投资者采用多账户交易以操纵股价牟取暴利的情况。

3. 申购新股

实证研究的结果显示,有些证券账户的股票交易并不活跃,那么这些机构开立多个证券账户可能另有目的。

据中国证监会 2000 年 5 号文《关于向二级市场投资者配售新股有关问题的通知》规定,“投资者每持有上市流通证券市值 10,000 元限申购新股 1,000 股;每一股票账户最高申购量不得超过发行公司公开发行总量的千分之一;每一股票账户只能申购一次,重复的申购视为无效申购。”那么机构投资者通过开立多个证券账户,就能避免单个账户的申购限量,提高申购新股的次数和数量,提高中签率,增加收益。

据证监稽查字[2000]13 号,“某证券公司南京江宁营业部以 120 个人股票账户申购新股 16 只,获利 81.76 万元;青岛营业部以 200 个人股票账户申购新股 1 只,获利 16.67 万元;福州营业部以 252 个人股票账户申购新股 8 只,获利 166.08 万元”;另据证监稽查字[2000]22 号,“某证券公司总部及下属 2 个营业部 1997 年先后动用 936 个人股票账户,申购新股 56 只,共获利 739.62 万元。”这些实例充分说明通过申购新股获利是机构投资者开立多个证券账户的重要原因。

六、结 语

本文提出了一种针对中国证券市场的机构投资者数据分离方法,即综合考虑财富约束因素、流通股本因素和股票价格因素,尽量降低 I 类错误的概率,同时兼顾样本容量因素,确定分位数,对投资者数据进行划分。据此,本文揭示了中国机构投资者的一种特殊行为——多账户交易,并分析了使用多账户的机构投资者账户内的交易情况,得到的结论为^①:国内机构投资者的一个显著特点是多账户交易,即一个资金账户拥有多个证券账户;机构投资者倾向于集中投资;机构投资者账户内的股票交易活跃程度差异很大,有些股票被长期持有,但有些股票交易异常活跃;机构投资者习惯于日内多次交易、日间的交易间隔较长;机构投资者有明显地利用不同证券账户进行建仓、对敲、拉升股价、出货行为。

通过与实例结合,本文阐述了机构投资者采用多账户交易的动机:隐蔽交易、拉升股价、申购新股。

多账户交易是机构投资者进行股价操纵的一种有效途径,但申购新股也是开立多账户的一个重要原因,因此我们认为多账户交易行为研究并不能完全归入股价操纵行为研究之中。有许多问题尚值得进一步研究,如多账户交易行为产生的制度背景;对多账户交易行为的监管;多账户交易行为与市场效率的关系;如何通过交易数据进一步挖掘多账户交易的信息等。本文提出的数据分离方法可以用来进行不限于多账户交易的投资行为的研究或监管。期望通过这些研究完善中国机构投资者行为研究理论体系并对实践提供一定的参考。

^① 限于交易数据的可获得性,本文的研究样本为 2002 年一年的数据,因此所捕捉的也是机构投资者在短期内的交易行为。如果持股时间超过一年,那么一些长期投资行为特征将有可能被忽略。

参考文献

- 郭军、张胜、陈金贤,2002:《我国深圳股市“庄家操纵”特征的实证分析》,《系统工程理论与实践》第9期。
- 何基报,2003:《什么影响着投资者的交易》,深圳证券交易所研究报告第0083号。
- 金晓斌、何旭强、吴科春、高道德、张志强,2003:《投资者行为、市场风险收益特征与交易策略的有效性》,海通证券研究报告。
- 李朝晖,2004:《操纵证券交易价格罪之“操纵”行为解析》,《广西社会科学》第10期。
- 李学,2001:《投资者收益、风险和行为研究》,深圳证券交易所研究报告第0046号。
- 林伟萌、胡祖刚、黄正红、袁国良,2002:《中国证券市场股票价格操纵与监管研究》,湘财证券、海通证券研究报告。
- 刘胜军,2001:《股价操纵与反操纵监管》,《证券市场导报》第7期。
- 平湖、李簪,2000:《基金黑幕——关于基金行为的研究报告解析》,《财经》第10期。
- 夏昕阳、杨之曙,2004:《市场操纵:最新研究进展》,《证券市场导报》第11期。
- 张磊,2004:《操纵证券行为的法律透视》,《江苏警官学院学报》第2期。
- 赵学军、王永宏,2001:《中国股市“处置效应”的实证分析》,《金融研究》第7期。
- Allen, F. K, and D. Gale, 1992, Stock-Price Manipulation, Review of Financial Studies 5, 503—529.
- Cready, W. M., 1988, Information Value and Investor Wealth: The Case of Earnings Announcements, Journal of Accounting Research 26, 1—27.
- Cready, W. M., and P. G. Mynatt, 1991, The Information Content of Annual Reports: A Price and Trading Response Analysis, Accounting Review 66, 291—312.
- Hasbrouck, J., 1992, Using the TORQ Database, NYSE and NYU Working Paper.
- Khwaja, A. I., and A. Meau, 2003, Price Manipulation and “Phantom” Markets—An In-depth Exploration of a Stock Market, Working Paper, Harvard University.
- Lee, Charles M. C., 1992, Earnings News and Small Traders: An Intraday Analysis, Journal of Accounting and Economics 15, 265—302.
- Lee, Charles M. C., and Balkrishna Radhakrishna, 2000, Inferring Investor Behavior: Evidence from TORQ Data, Journal of Financial Markets 3, 83—111.

Institutional Investors' Trading Behavior on China Stock Markets through Multi-Securities Accounts

Xu Longbing

(GF Securities Co., LTD., 510075)

Abstract: Trading through multi-securities accounts is an unique character of China's institutional investors. This paper provided an method to separate institutional investors data from trading data. We got the proof that institutional investors were to use related accounts to manipulate stock price by wash sales, improper matched orders, jumping and dumping, etc. According to the empirical results, we proposed the increasing application chance motivation for IPO of using multi securities accounts other than the manipulation content. We then gave several advices to normalize the multi securities accounts behavior.

Key Words: Institutional investors; Multi-securities accounts; Price manipulation

JEL Classification: G230, G190, K220

(责任编辑:罗 林)(校对:李 璇)

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。

(MarketModel)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,投资者为什么会和信息反应不足呢?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。研究中所需数据均来自《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:

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

其中: $EPS_{\text{中}}$ 为中报披露的每股收益; $EPS_{\text{中}}^*$ 为股本调整后的上半年每股收益; $G_{\text{中}}$ 表示中报披露的上半年末的总股本; $G_{\text{年}}$ 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^①,根据随机游走模型半年度 t 的预期每股收益 $E(EPS_t)$ 就等于去年同期,即半年度 $t-2$ 的每股收益 EPS_{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_t 与预期值 EPS_{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

^① 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。

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

其中: σ_{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 $SUE2$

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

其中: σ_{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 DeBondt 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 α 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 α 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	<u>10.48 %**</u>	<u>2.90 %**</u>	<u>4.37 %**</u>	<u>5.02 %**</u>	<u>5.62 %**</u>
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	<u>6.91 %**</u>	<u>2.30 %**</u>	<u>3.77 %**</u>	<u>4.57 %**</u>	<u>4.97 %**</u>
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	<u>9.38 %**</u>	<u>2.53 %**</u>	<u>4.40 %**</u>	<u>5.32 %**</u>	<u>5.64 %**</u>
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	<u>6.68 %**</u>	<u>2.19 %**</u>	<u>3.20 %**</u>	<u>3.97 %**</u>	<u>5.86 %**</u>

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。

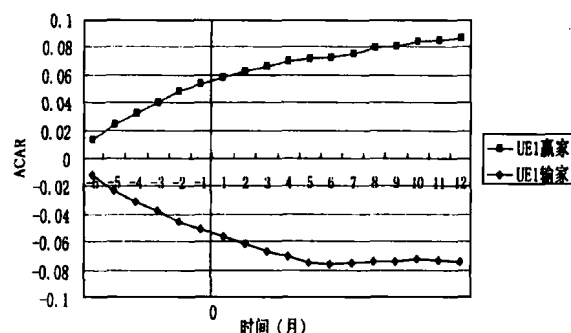


图 1 按 UE1 排序的赢家和输家组合在组合形成前后的市场表现

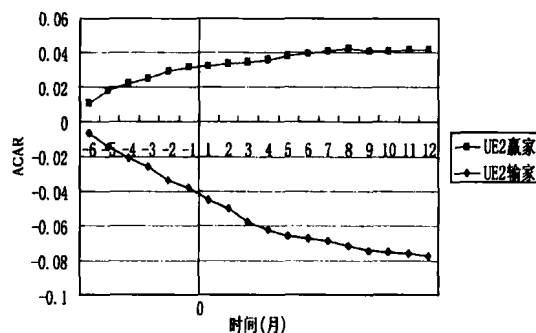


图 2 按 UE2 排序的赢家和输家组合在组合形成前后的市场表现

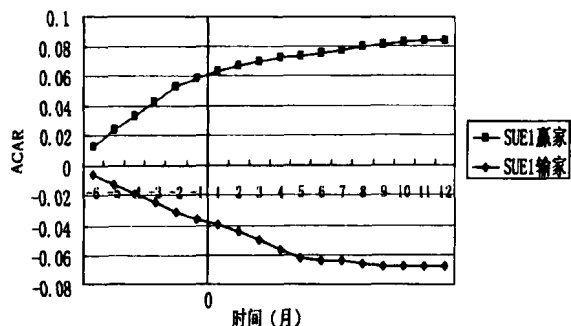


图 3 按 SUE1 排序的赢家和输家组合在组合形成前后的市场表现

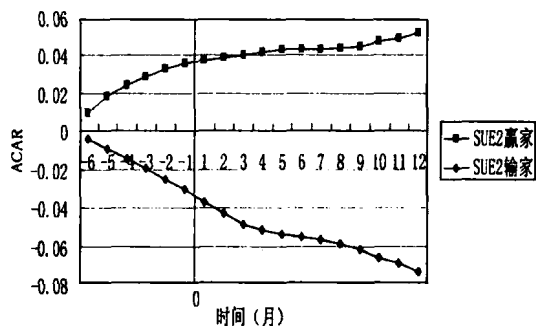


图 4 按 SUE2 排序的赢家和输家组合在组合形成前后的市场表现