

我国盈利公告效应的动态特征

张 华 张俊喜*

摘 要 国外对盈利公告效应(earnings announcement effect)的研究得出两条规律:(1)提前依次异动:股价不仅在盈利公告当日依次变动,而且之前已提早反应。(2)后动有序持续:股价的走势在公告后较长时间内依然不变。这两条规律在我国也存在吗?本文旨在探索上述市场规律,寻找我国盈利公告效应的动态特征。我们运用事件分析法考察了1998—2000年间沪市对上市公司盈利公告的反应。结果发现,上述两条规律在我国均有不同形式的体现。首先,股价确有提前异动,但仅限于盈利有增长的公司,其原因并非完全出于市场预期,却不排除有消息泄露的可能性。其次,股价亦有后动持续现象,但相当无序,表现最佳的竟为盈利最差的公司,其股价在公告之后大幅上涨;究其原因,它与我国特有的宝贵“壳资源”现象关系密切。

关键词 未预期盈利,累积异常收益率,盈利效应

一、前 言

自1965年芝加哥大学商学院的尤金·法玛教授(Eugene Fama)提出有效市场假说以来,市场有效性研究一直是金融经济学的核心。根据经济学原理,一个市场要实现资源配置有效,其价格必须能够反映一切相关信息。就资本市场而言,其含义就是指价格必须包含所有可影响未来回报的信息,从而使资本流向可带来最大回报的投资项目。如果一个证券市场可以使资金得到最优用途,那么它就被称为资源配置有效的市场。法玛将“有效资本市场”定义为“证券价格无论在何时都包含了所有相关的公开信息”。这样的价格即为信息有效的价格。其寓意是指,市场信息瞬息万变,没有人可利用这些公开信息,长期、持续地“战胜市场”。

那么证券市场究竟是否有效呢?在最近的30多年间,无数实证研究选择美国和欧洲等发达国家的证券市场,对其有效性进行了系统、彻底的检验。市场有效性的检验方法相当丰富,常常会因研究的角度不同而采用截然不同的方法。在众多研究中,有相当一部分研究采用事件分析法,即以某个公开的经济事件为对象,观察它发生前后市场的反应情况。其中以盈利公告事件

* 张华,中欧国际工商学院;张俊喜,香港大学和南开大学。通信作者及地址:张俊喜,香港大学经济金融学院,E-mail:jjzhang@econ.hku.hk。作者衷心感谢两位匿名审稿人,他(她)们提出了许多具有建设性的修改建议,使本文的结构和实证结论更严谨和更具说服力。当然,文中尚余的不足或甚至谬误之处,仍是作者的责任。

的研究居多,因为盈利是上市公司最重要的财务信息,市场亦高度关注盈利的变化,所以它是研究市场有效性的理想对象。

对美国股票市场的盈利公告效应最早始于20世纪70年代,所用的数据基本上都是20世纪60年代或以前的。这些研究都没能发现股价自公告日起显著的异常变动,大部分研究指出盈利公告效应确实存在,但相当微弱。譬如,瓦兹(Watts, 1978)检验了1962—1968年间公司盈利季报后异常收益率的变化,发现异常收益率并不大,与交易费用的比率相若。又如,拉坦尼和琼斯(Latane and Jones, 1974, 1977, 1979)在一系列文章中提出了“未预期的盈利”(unexpected earning)这一概念,乃指实际盈利与预期盈利之间的差值。他们认为,只有出乎预期的那部分盈利才会影响公司的价值,并且通过实证检验发现,它与其后的异常收益率之间有一定的关联。

自20世纪80年代以来,盈利公告效应的研究出现了大的突破,用较新的数据发现了显著的市场效应。其中冉德曼、琼斯和拉坦尼(Rendleman, Jones and Latane, 1982)的杰出研究成果成为此领域的经典之作而被广为引用。他们对1971—1980年间美国股市的盈利公告效应进行了较全面和详尽的检验,提供了强烈盈利公告效应的实证依据。根据未预期的盈利部分,他们将所有样本股票分为10组。通过计算每组的异常收益率,他们发现了一个极其有序的动态排列规则:在考察期内,未预期的盈利与异常收益率之间存在单调的正相关关系,即未预期盈利部分最大的一组的异常收益率最高,而盈利部分最小(实为负值)的一组的异常收益率则最低,其余依此类推。在时间方面,股价在公告日的反应十分强烈,并且自公告日之前的第20个交易日起就开始有异动,之后一直持续至第90个交易日。¹

目前学术界已对盈利公告效应达成共识,众多研究得出了两条规律:(1)提前依次异动:股价不仅在盈利公告当日依次变动,而且之前已提早反应。(2)后动有序持续:股价的走势在公告后较长时间内依然不变。换言之,股价在盈利公告之后并没有一步到位,而是受其内容影响,在较长时期内持续走高或走低。这意味着,如果投资者可有选择性地吸纳盈利良好的公司的股票,则有可能获得较高的收益而战胜市场,显示出市场存在着一定程度的非有效性。

一个有趣的问题是,上述两条规律在我国也存在吗?因为在我国这方面的研究刚起步,所以学术界对此还无定论。据我们所知,迄今为止的代表作包括赵宇龙(1998)和陈晓等人(1999)的研究。赵宇龙(1998)使用事件分析法考察了1994—1996年间上海股票市场上市公司盈利报告的市场反应。他将样本公司分成盈利增长和盈利减少两个组,发现增长组的累计异常

¹ 翟嘉迪施和蒂特曼(Jegadeesh and Titman, 1993)在一项颇有影响的研究中发现,若将事件窗口延续至第八个月,原本表现优异的股份的优势便不复存在了,甚至不如原本表现不济的股份,呈现出典型的回归均值(revert to the mean)的现象。

收益显著高于减少组。但是，该研究在下列三个方面存在不足。首先，它仅根据盈利增加和减少分两组，不够细致。因此只能够得出比较大概的结论，掩盖了颇具特色的变化特征（如下文所示）。其次，它忽略了公告日前后各时段的累计异常收益的变化，因而无法得出我国市场中盈利公告效应的动态特点。最后，该研究以周为时间单位，这在我国 20 世纪 90 年代中期换手率较高的市场环境下显得不太合理。

陈晓等人（1999）使用横截面回归分析来确定盈利变动和异常收益之间的关系。他们发现在公告日附近，盈利变动和异常收益显著相关。但是，他们的研究也只限于公告日附近，而没有将考察期前后延伸。除此之外，较之事件分析法，使用横截面回归分析只能确定在某个时点上盈利与股价变动之间的相关性，而不能考量股价的时间序列波动。

本文欲在这两项研究的基础上，进一步探索与盈利相关的两条市场规律，寻找我国盈利公告效应的动态特征。我们将运用事件分析法考察 1998—2000 年间沪市对上市公司盈利公告的反应。本文余下部分的安排如下：第二部分将讨论实证部分使用的研究方法，第三部分给出所有的实证结论和可能解释，第四部分总结全文并提出政策建议。

二、研究方法

在本节，我们首先介绍下文实证研究部分所用的变量，然后阐述事件分析法涉及的五个步骤。

（一）未预期的盈利

在拉坦尼和琼斯（Latane and Jones, 1974, 1977, 1979）的模型中，“未预期的盈利”是实际盈利与预期盈利之间的差值，而可预期的盈利则是由一个时间序列预测模型计算出来的，但此预测模型需要使用之前连续 20 个季度的盈利数据。由于我国上市公司并不公告季度盈利，而且整个股票市场仅有十年左右的历史，所以要求有较长的时间序列的盈利数据将会使样本数目大大减少。鉴于这种情形，我们必须做出相应调整，采取一种比较简单的计算方法，用去年的每股盈利代替当年的预期盈利。²

这样，盈利的增长率被定义为：

$$ES_{i,t} = \frac{EPS_{i,t} - E(EPS_{i,t})}{|EPS_{i,t-1}|}, \quad (1)$$

² 预期盈利的另外两个候选变量为：市场对企业盈利的预期（多为基金分析员的预期）和企业本身的预期。在学术研究中前者越来越受到重视，但在我国有一定的难度。主要原因是有不少企业并非基金的“爱股”，要得到一个较能反映市场预期的指标实非易事。

其中, $E(\text{EPS}_{i,t}) = \text{EPS}_{i,t-1}$ 。在式(1)中, 当年与去年的每股收益差就是未预期的盈利部分。

(二) 事件分析法

对盈利效应的分析以事件分析法为主要工具。其基本思想是通过观察事件公告日前后的股价异常变化, 了解事件对公司价值的影响。一般而言, 事件分析法包括以下主要步骤: 事件定义、样本选择, 事件窗口选择和异常收益率计算, 显著性检验, 结论分析。

本研究所用的数据是沪市上市公司于 1998 至 2000 年间发布的盈利数据(详见下节)。事件窗被定义为从公告日之前 60 个交易日至公告日之后 120 个交易日, 共计 181 个交易日; 以公告日为事件日 0, 其余各交易日分别为事件日 -60, -59, …, +119, +120。我们进一步将整个事件窗分为三个子区间, 其中事件日 -60—-1 为前公告期, 0—+1 为公告期, +2—+120 为后公告期。通过观察在这三个子区间内异常收益率的变动, 我们便可以了解市场对盈利公告的反应的分布状况。

异常收益率是实际收益与正常收益率之差, 其计算方法为:

$$ar_{it} = r_{it} - E[r_{it} | X_{it}], \quad (2)$$

其中, ar_{it} , r_{it} 和 $E[r_{it} | X_{it}]$ 分别是事件日 t 的异常收益、实际收益和正常收益。我们用市场收益率作为正常收益率, 而异常收益率则为样本股票当天的收益率与市场股指当天的收益率之差。此方法在事件研究中极为普遍, 被称为市场回报调整模型 (market-adjusted return model)。

在事件研究中, 累计异常收益 (accumulated abnormal return, 简称为 CAR) 常被视为市场对事件的反应。其计算的具体方法分为如下五步:

(1) 在 1998、1999 和 2000 的每年中, 按照每只样本股票上年度的未预期盈利排序, 并平均分为五组。例如, 1998 年的所有样本股票中, 未预期盈利最低的 20% 的上市公司组成 1998 年的第一组, 其余依此类推。

(2) 计算出每只股票在事件窗 -60—+120 中每天的异常收益率。将事件年中样本股票 i 在事件日 t 的异常收益率记为 ar_{itq} :

$$ar_{itq} = R_{itq} - R_{mtq}, \quad (3)$$

其中, $q=1998、1999$ 和 2000 。

(3) 在各组中, 将每一事件日的所有股票日收益率按算数平均计算得出。 q 年中各组在事件日 t 的异常收益率为:

$$AR_{itq} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N ar_{itq}, \quad (4)$$

其中, N 是该组中股票数目。

(4) 以算数平均法计算出各组在三年中的平均异常收益：

$$AR_t = \frac{1}{3} \sum_{q=1}^3 AR_{tq}. \quad (5)$$

(5) 计算出每一组的累计异常收益率。事件日 t_1 至 t_2 期间的累计异常收益率为

$$CAR(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t. \quad (6)$$

在上述变量的基础上，我们进行统计显著性检验，其目的在于确定异常收益是否显著为非零值。我们将用 t 值来检验各组累计异常收益率的显著性。在计算异常收益率的方差和标准差时，我们假设异常收益率存在一阶相关关系。累计异常收益率方差为：

$$\text{var}(CAR_{t_1, t_2}) = T \times \text{var}(AR_t) + 2(T-1)\text{cov}(AR_t, AR_{t+1}), \quad (7)$$

其中， $T = t_2 - t_1 + 1$ ， $\text{var}(AR_t) = \frac{1}{T-1} \sum_{t=t_1}^{t_2} (AR_t - \overline{AR})^2$ ，

$$\text{cov}(AR_t, AR_{t+1}) = \frac{1}{T-2} \sum_{t=t_1}^{t_2-1} (AR_t - \overline{AR})(AR_{t+1} - \overline{AR}), \quad \overline{AR} = \frac{1}{T} \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t.$$

检验累计异常收益率是否显著不等于零的 t 值为：

$$t = CAR_{t_1, t_2} / \sqrt{\text{var}(CAR_{t_1, t_2})}. \quad (8)$$

在公告期（事件日 0—+1），累计异常收益的显著性检验 t 值为：

$$t = CAR_{0,1} / \sqrt{2 * \text{var}(AR_{-60, -1})}, \quad (9)$$

其中，

$$\text{var}(AR_{-60, -1}) = \left[\frac{1}{59} \sum_{t=-60}^{-1} (AR_t - \overline{AR})^2 \right], \quad \overline{AR} = \frac{1}{60} \sum_{t=-60}^{-1} AR_t.$$

三、实证结果

(一) 数据和样本

本研究所需数据包括样本股票公告的年盈利数据，以及相应时期的股票日收益率。年盈利数据取自上海证券交易所网上电子数据库；股票日收益率数据取自深圳国泰安信息技术公司中国金融市场数据库。其中对于分红、配

股等有关事宜都做了相应的股价调整。³

样本股票选取自上海证券交易所中发布的1997、1998和1999年盈利年报的上市公司。具体的选择标准是：

- (1) 样本股票必须有上一年的盈利信息，以便计算“未预期盈利”部分；
- (2) 其公告日之前，样本股票至少必须已经在市场上交易了60日，这是为了有足够长的时间来检验公告日之前的股价反应。

通过选择，在三年间，我们共得到了1185家的样本上市公司。其中，1997年有315家，1998年有413家，1999年有457家。

(二) 上市公司盈利变化的统计特征

在进行事件研究法分析之前，我们先对样本公司的盈利增长做摘要统计分析。如前所述，盈利增长等于当年每股收益与前一年每股收益之差。表1列出样本公司盈利变化的统计数据。从表中可以看出，在1997至1999三年间，上市公司的业绩表现良莠不齐，绝大多数公司的业绩年年倒退。平均而言，每股盈利每年的跌幅都在5%左右，且每年都有超过60%的公司盈利比上年度减少，显著多于盈利有增长的公司数目。我们推测，除了有竞争加剧方面的原因之外，可能还有因亚洲金融风暴而导致大部分企业经营环境恶化方面的原因。

表1 样本公司盈利变化的摘要统计

	1999	1998	1997	三年总和
样本数	457	413	315	1185
平均数	-0.044	-0.069	-0.035	-0.051
中位数	-0.04	-0.039	-0.024	-0.034
标准差	0.232	0.262	0.257	0.249
方差	0.054	0.07	0.066	0.062
最小值	-1.37	-2.99	-1.28	-2.99
最大值	1.006	1	2.16	2.16
盈利减少公司数与 百分比	278 (60.83%)	262 (63.44%)	190 (60.32%)	730 (61.60%)
盈利不变公司数与 百分比	9 (1.97%)	6 (1.45%)	4 (1.27%)	19 (1.60%)
盈利增长公司数与 百分比	170 (37.20%)	145 (35.11%)	121 (38.41%)	436 (36.79%)

³ 在美国等成熟市场，盈利与分红计划分别在不同日期公布，而在我国却于同日公布。严格来讲，市场对公布消息的反应既包括盈利方面的也包括红利方面的。为了彻底排除红利因素，理想的方法是将公布消息的所有公司分成两组，一组有发红利，另一组没发红利，然后观察两组对公布消息的不同反应，最后剔除红利因素，其余的便是盈利因素。但这种分法在我国有一定的困难，因为绝大部分公司为吸引投资者均有不同程度的分红或配股，剩余的样本公司数目就较少。因此，我们只简单地对红利或配股做出调整，这样读者在解释我们的结论时需加小心。

判断未预期盈利的选择是否恰当的一个标准是各年间的未预期盈利相关关系需要弱小。我们用 Pearson 和 Spearman 排序相关关系两种方法作一个简单的测试，表 2 列出用这两种方法得出的检验结果。从表中我们可以清楚看出，各年间未预期盈利的相关系数非常小，未预期盈利只有很小部分可由上年来解释。⁴ 由此可见，我们关于未预期盈利的选择比较恰当。

表 2 各年盈利增长间相关度

Pearson 相关系数 xiang	1997 年盈利增长	1998 年盈利增长	1999 年盈利增长
1997 年盈利增长	1	0.033	-0.047
1998 年盈利增长		1	-0.215
1999 年盈利增长			1
Spearman 排序相关系数	1997 年盈利增长	1998 年盈利增长	1999 年盈利增长
1997 年盈利增长	1	0.034	-0.047
1998 年盈利增长		1	-0.144
1999 年盈利增长			1

为了便于分析市场对上述三年盈利报告的反应，在滞后的三年中（即 1998 至 2000 年），我们根据未预期盈利将所有样本公司分成 5 组。由于每年约有 60% 的样本公司的盈利较上年有所减少，所以具体的分组方法就是将所有未预期盈利为负值的样本公司分为 3 组，而剩余的未预期盈利为正值的样本公司分为 2 组。这样每组的公司数目大约在 60（1998 年）和 90（2000 年）之间，足以消除公司非系统风险的影响。⁵ 分组按未预期盈利以升序排列，即第 1 组为盈利最差的，而第 5 组则为盈利最好的。

（三）盈利效应的动态特征

为了较好地呈现市场对盈利公布后的动态反应，事件窗区间的选择必须足够长。为此，我们将整个事件期定为公告日前 60 日至公告日后 120 日，总共 181 个交易日。然后我们进一步将其细分为 -60 到 -1 日、0—+1 日和 +1—+120 日三个子区间，分别对应前公告期、公告期和后公告期。表 3 给出 5 个未预期盈利组在各事件区间的累计异常收益。为了更加清楚地表现盈利公告效应的特征，我们还给出了各事件期内累计异常收益的柱状图（图 1）和整个事件期内累计异常收益的变化趋势图（图 2）。

⁴ 众所周知，一元回归方程的拟合优度（ R^2 ）是相关系数的平方，它为模型可解释的比例。1997 和 1998 年的盈利相关系数是 0.03，这说明 1998 年未预期盈利只有 0.09% 的部分可由 1997 年的盈利来解释。同样，虽然 1998 和 1999 年的盈利相关系数相对高点，为 -0.215，但可解释部分也只有 4.6%。

⁵ 我们也曾尝试过用冉德曼、琼斯和拉坦尼（Rendleman, Jones and Latane, 1982）的方法，将公司按未预期盈利排序细分为 10 组，但这样进一步减少了每组的公司数目，使得非系统风险的影响变大，故我们最后放弃了这种分组方法。

表3 各事件期内的累计异常收益(CAR)

累计异常收益(CAR)	CAR(-60,+120)	CAR(-60,-1)	CAR(0,1)	CAR(2,120)
第一组(未预期盈利最低)	0.026278 (0.876711)	-0.01813 (-1.05066)	-0.01662 (-5.27464**)	0.061027 (2.511093**)
第二组	-0.00461 (-0.21636)	-0.01039 (-0.84799)	-0.00468 (-2.09137**)	0.010466 (0.606424)
第三组	0.045444 (1.928537*)	0.005073 (0.373895)	0.002336 (0.942899)	0.038036 (1.990718**)
第四组	0.026837 (1.32664)	0.026903 (2.309917**)	-0.00275 (-1.29153)	0.002681 (0.163363)
第五组(未预期盈利最高)	0.139361 (6.039216**)	0.088404 (6.653865**)	0.006973 (2.874608**)	0.043984 (2.350727**)

注: * 和 ** 分别表示估计系数在 10% 和 5% 置信度水平显著。

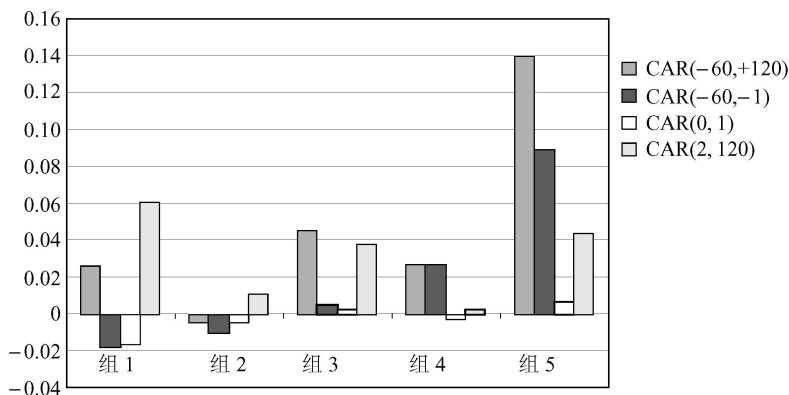


图1 各组在不同事件期内的累计异常收益



图2 各组在整个事件期内的累计异常收益

从表 3 的第二列可以看到，在整个事件期内，未预期盈利和累计异常收益之间虽然存在一定的联系，但并非完全单调的正相关关系。将各组按照累计异常收益排序，从高到低分别是第 5、3、4、1、2 组。除第 2 组略为负数（仅有 -0.46% ）外，其余所有组别在整个事件期内的累积异常收益均为正数，由盈利最差的第 1 组的 2.63% 到盈利最好的第 5 组的 14% （也见图 1 和图 2）。换言之，无论盈利如何，市场对公司股价在半年左右的反应均较正面，其中盈利表现最佳者脱颖而出。从另一个角度来看，市场也有反应过度之嫌。

然而，将事件区间进一步细分后，我们发现，在前公告期和公告期，累计异常收益随未预期盈利的增加基本上单调递增，未预期盈利和累计异常收益之间的正相关关系十分清晰（见表 3 第三和四列）。⁶ 但是，从量值来看，这种大幅提前变动的现象也只发生在盈利有增长的两个组，而盈利倒退的三个组的股价几乎没有变动。在后公告期内，单调递增的趋势却发生了截然不同的变化，原本的递增趋势荡然无存了，且出现了一个非常奇特的现象，即未预期盈利最差的第 1 组的累计异常收益最高。该收益率在四个交易月中竟高达 6.1% ，超过未预期盈利最好的第 5 组（ 4.4% ）有 1.7% ，幅度颇为可观，全然偏离了基本面。

对于两个未预期盈利为正数的第 4 和第 5 组，整个事件期内的所有累计异常收益大部分发生在前公告期。对于第 5 组，整个事件期（共 181 日）的累计异常收益为 14% 。而前公告期的累计异常收益则为 8.8% ，约占总量的 $2/3$ 。第 4 组的情形就更明显，前公告期、公告期和后公告期的累计异常收益分别为 2.69% 、 -0.275% 和 0.2681% 。尽管前公告期（60 日）在时间上只有后公告期（119 日）的一半，但其累计异常收益却是后者的 10 倍以上，可见绝大部分变化来自前公告期。

从以上实证结论中，我们可以看出我国盈利公告效应存在如下三大动态特征。首先，在我国，对盈利的市场反应主要在盈利公告之前实现，且仅限于盈利有增长的公司，表现在它们的股价提前异动。股价提前异动这一点与国外有类似之处，但变动只限于盈利有增长的公司却很不相同，需要仔细研究。由于问题的性质使我们很难找到真正的原因，所以我们采用可能性排除法，期望推测可能的原因。

一般而言，造成股价提前异动有两种可能：一是上市公司的盈利信息过早被泄露，二是市场一早就预料到盈利的变化。前者反映了企业的行为，而后者则反映了投资者的行为。我们认为后者的可能性不大，或者说它占的比重并不大。因为既然市场对每家企业的盈利都有预期，那么为什么却只有增长的公司股价变动呢？况且市场上还没有出现有权威性的预测机构，因此

⁶ 其中一个例外发生在公告期内未预期盈利第 3 组和第 4 组之间，两者的排序互调了（见表 3 的第三列），但因它们的数值都比较小（分别是 0.23% 和 -0.28% ），所以对整体的趋势并无大影响。

在我国这种提前异动现象并非完全出自市场预期。有关市场预期在最近是否愈来愈明显这个问题,还有待于进一步验证。这样,我们就很难排除盈利有增长的上市公司信息被泄露的可能性,而盈利倒退公司信息基本没外泄的现象也符合“家丑不外扬”的传统概念。

其次,在公告之后,盈利状况最差的股票的累计异常收益反而最高,甚至显著高过盈利最好的公司。对于亏损上市公司在公告后的股价暴涨,我们认为,这一特征反映了我国股市中“壳资源”的价值。在上市机会稀缺、退市机制不健全的情况下,无论一个上市公司质量如何,公司本身就是一个宝贵的资源。为了获得这个宝贵的“壳资源”,市场上流行的做法是通过购并来转移控股权,而购并则会使得被购并方的公司价值大幅提升。有研究发现,上市公司一旦进入ST阶段,其市值平均便高出之前达28%左右,而一个壳在我国目前值七八千万人民币。这点与我们的推论相吻合。

最后,盈利状况最好的公司(第5组)的累计异常收益非常高,并且在公告日之前60日起至公告日后90日这段时期中几乎持续单调上升。在整个事件期内的累计异常收益为14%,比第二位(第3组)的4.5%高出近两倍。这充分说明我国的投资者日渐成熟,在眼花缭乱的上市公司中,能“慧眼识英雄”,择优投资,具有一定的理性成分,与市面上流行的“投机者充斥中国股市”的观念并不相符。

四、进一步分析

上小节我们看到了一个奇特的现象,即盈利表现最差的公司股价反而在公布日后大幅飙升达四个交易月之久。我们推测原因可能与我国特有的“壳资源”现象息息相关。但问题是还有没有其他原因呢?换言之,盈利不济公司在公告后的股价暴涨是否真正是由于市场对“壳资源”价值的预期?众所周知,在经济金融学中,影响投资回报的一个主要因素是系统风险。如下部分我们将考察盈利状况与系统风险之间有无联系,来看看系统风险是否乃导致盈利差强人意的公司股价大涨的原因。

(一)系统风险分析

我们根据资产资本定价模型(CAPM)对每年盈利状况最好的20只股票和盈利状况最差的20只股票的系统风险(β)做回归估计。⁷估计的样本期为盈利公告的前一年(如对1999年发布盈利公告的上市公司,我们使用1998

⁷ 我们选择40只股票而非全部股票的理由是CAPM并非描述投资回报最佳的模型。近年来,越来越多的实证研究对CAPM的解释力提出了质疑,因此我们在此处只想用它来做出说明,无意探讨CAPM在我国的适用性。

年的相关数据进行回归), 使用日收益数据。回归模型如下:

$$R_{it} = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2(R_{mt} - R_f) + \epsilon_{it}, \quad (10)$$

其中, R_{it} 为该股票日收益率, R_{mt} 为市场指数日收益率, R_f 为一年期银行固定存款利率。 $\hat{\alpha}_2$ 即为该股票的系统风险。

我们对盈利最好的公司和最差公司的系统风险做了对比, 除了比较其平均值之外, 我们使用参数法 (t 检验) 和非参数法 (Mann-Whitney 秩检验) 对两组系统风险的差异做了比较。其结果见表 4。

表 4 盈利状况与系统风险之间的回归关系比较

	盈利最佳组	盈利最差组
平均值	1.003545	1.056458
标准差	0.376729	0.347945
T 检验 P 值	0.213	
M-W 检验 P 值	0.129	

从平均值看, 二组之间的差异很小, 并且 t 检验和 Mann-Whitney 秩检验都无法拒绝两组系统风险相等的假设。这一结果说明盈利状况差异和系统风险并无直接的关联, 所以系统风险并不是导致我国股市的盈利公告效应出现的盈利差强人意的公司股价大涨的原因, 它完全反映了市场对“壳资源”价值的预期。需要指出的是, 此结论也适用于盈利状况最好的公司的高累计异常收益的第三大特征。

(二) 普遍性检验⁸

上一节讨论了我国盈利公告的特有现象。在这一节中, 我们进一步检验这些特有现象的普遍性, 探讨盈利公告效应是系统性因素所导致, 还是由一些比较罕见的例外因素所引起。

上一节中我们看到, 我国的股票市场对盈利公告的反应方式是: 理性的盈利公告效应在公告前提前实现, 而公告后盈利状况差的股票异常收益率最高。我们采用两个方法检验其普遍性。第一, 我们分别检验各年的异常收益率和盈利公告内容之间的关系。第二, 我们用非参数的维克斯符号秩方法 (wilcox signed rank test) 来检验 CAR 的显著性。

表 5 列举了针对 1999 年、1998 年、1997 年盈利年报的分样本 CAR。可以看到, 1999 和 1997 年的公告效应的模式与总样本基本相似, 即公告之前和公告当日, 盈利状况越好 CAR 越高; 而公告日之后, 盈利最差的一组的 CAR 很高。在 1999 年, 盈利最差组的 CAR 最高, 并且是第二高的一组的 5 倍以上; 而 1997 年的最差组的 CAR 仅略略低于最高组, 仍然是第三位的 2 倍以上。

⁸ 我们感谢一位匿名审稿人提出的进行普遍性检验的建议。

表5 分年度盈利公告效应

(1) 1999年盈利公告效应

1999	CAR(-60,+120)	CAR(-60,-1)	CAR(0,1)	CAR(2,120)
第一组	0.012056	-0.05752	-0.01114	0.080717
第二组	-0.02404	-0.02424	0.001315	-0.00111
第三组	0.012863	-0.00641	0.003897	0.015372
第四组	-0.02143	0.011773	-0.00916	-0.02404
第五组	0.053	0.083426	0.005854	-0.03628

(2) 1998年盈利公告效应

1998	CAR(-60,+120)	CAR(-60,-1)	CAR(0,1)	CAR(2,120)
第一组	-0.02361	-0.00586	-0.01378	-0.00397
第二组	0.019749	-0.000059	-0.01382	0.033631
第三组	0.050416	-0.00308	0.003866	0.049627
第四组	0.024257	0.010968	0.003044	0.010246
第五组	0.108335	0.053055	0.001395	0.053886

(3) 1997年盈利公告效应

1997	CAR(-60,+120)	CAR(-60,-1)	CAR(0,1)	CAR(2,120)
第一组	0.090391	0.008988	-0.02493	0.106334
第二组	-0.00953	-0.00688	-0.00153	-0.00112
第三组	0.073052	0.0247	-0.00076	0.049108
第四组	0.077678	0.05797	-0.00213	0.021834
第五组	0.256746	0.12873	0.013669	0.114347

不同的是1998年的盈利公告效应。其情况竟与发达国家市场的情况相似,即在事件期,无论公告之前或之后,CAR都和盈利状况成正比。但是盈利最好的第四、五组在公告日前和公告日后的CAR基本相同,而公告日前的事件期长度只是公告日后的一半,这说明盈利公告效应提前发生的情况依然存在。另外,我们注意到,1998年年报公告的时候是1999上半年,正是股市出现井喷行情前后,因此这一年的情况可以被视为是一种例外情况。

总之,从分年度情况看,我国的盈利公告效应还是具有较强的普遍性。同时非参数检验的结果也进一步证实了这一结论。

表6 各事件期内的累计异常收益的非参数检验

累计异常收益(CAR)	CAR(-60,+120)	CAR(-60,-1)	CAR(2,120)
第一组(未预期盈利最低)	0.026278 (0.178)	-0.01813 (0.413)	0.061027 (0.009)
第二组	-0.00461 (0.971)	-0.01039 (0.332)	0.010466 (0.441)
第三组	0.045444 (0.053)	0.005073 (0.664)	0.038036 (0.046)
第四组	0.026837 (0.235)	0.026903 (0.036)	0.002681 (0.829)
第五组(未预期盈利最高)	0.139361 (0.000)	0.088404 (0.000)	0.043984 (0.023)

括号中为 Wilcoxon signed rank test 检验 P 值。

由于公告期只有两个事件日，无法进行非参数检验，但整个事件期和公告前、公告后两个子事件期的 CAR 均可进行非参数检验，结果呈现在表 6。可以看出，盈利最好组的 CAR 在整个事件期和两个子事件期中都在 5% 置信水平上显著；而盈利最差组的 CAR 在公告后显著为正。这和上一节的 t 检验结果基本相似。众所周知，非参数检验的特性是不假设数据的分布，因此其最大的缺点是信息缺失问题。所以这样的结果完全说明了我国盈利公告效应有相当的普遍性。

最后，我们统计了各年盈利最差组中的 ST 和 PT 公司数目。我们分组的依据是本年盈利相对于上年盈利的相对变动，所以此举的目的在于分清最差组的股价变化，究竟是由于市场对盈利变动的反应，还是对 ST 和 PT 的反应。由表 7 可见，三年中的 ST 和 PT 企业数目仅仅约为最差组样本总数的 5%。因此可以推断，盈利最差一组在盈利公告后的股价暴涨主要是由于市场对盈利内容和由此引发的“壳资源”前景的反应。而对 ST 和 PT 公司的反应只是其中很小一部分。

表 7 各年盈利最差组中 ST、PT 公司数量

	盈利最差组公司总数	ST、PT 公司数
1997	64	0
1998	75	4
1999	89	8
合计	228	12

五、结 论

本文探讨了盈利公告效应在我国的表现形式。针对国外对盈利公告效应的研究得出的提前依次异动和后动有序持续两条规律，我们运用了事件分析法来考察 1998—2000 年间沪市对上市公司盈利公告的反应，旨在寻找我国盈利公告效应的动态特征。结果发现，上述两条规律在我国均有不同形式的体现。首先，股价确有提前异动，但仅限于盈利有增长的公司。我们认为，其原因并非完全出于市场预期，而不排除有消息泄露的可能性。其次，股价亦有后动持续现象，但相当无序，表现最佳的竟为盈利最差的公司，其股价在公告之后大幅上涨。究其原因，我们发现它与系统风险并无直接关系，而与我国特有的宝贵“壳资源”现象关系密切。

从本文的实证研究中，我们可以看出，盈利公告对于市场确实有一定的指导意义，且市场的反应也有一定的理性成分。但是，也存在一些问题，譬如市场对盈利信息的反应主要体现在公告日之前，局限于盈利有增长的少数企业，反映出有信息被提前泄露的可能性。又如，盈利状况极差的公司股价反而在公告之后急剧上升，这说明了我国股票发行和审批制度有不足之处，间接造成了市场对“壳资源”的不合理预期。

本研究除具学术意义外，我们的发现还对投资者、监管者和企业高层管

理人员有启发意义。我们认为,证监会应在以下三个方面做出改进。第一,证监会应改变我国现行的盈利公布制度,将盈利与分红计划分开在不同日期公布,与国际接轨。其好处在于可减少市场对两种不同事件的综合反应,降低因披露制度而带来的不必要的波动。第二,严格执行相关条例,坚决杜绝高层管理人员泄露企业经营信息现象,对违反者严加惩处,培育公平的市场环境,以确保投资者的合法权益。第三,不断改进和完善发行和审批制度,降低市场对“壳资源”过高的预期,使市场对盈利事件的反应更趋理性化。

参考文献

- [1] 陈晓、陈小悦和刘钊,“A股盈余报告的有用性研究”,《经济研究》,1999年第6期,第21—29页。
 [2] 赵宇龙,“会计盈余披露的信息含量”,《经济研究》,1998年第7期,第41—49页。
 [3] Jegadeesh, N. and S. Titman, “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Market Efficiency”, *Journal of Finance*, 1993, 48.
 [4] Latane, H. A. and C. P. Jones, “Standardized Unexpected Earnings—1971—1977”, *Journal of Finance*, 1979, 34, 717—724.
 [5] Latane, H. A., C. P. Jones, and R. Rieke, “Quarterly Earnings Reports and Subsequent Period Returns”, *Journal of Business Research*, 1974, 2, 119—132.
 [6] Reinganum, M. R., “Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values”, *Journal of Financial Economics*, 1981, 9, 19—46.
 [7] Rendleman, R. J., C. P. Jones, and H. A. Latane, “Empirical Anomalies Based on Unexpected Earnings and the Importance of Risk Adjustment”, *Journal of Financial Economics*, 1982, 10, 269—287.
 [8] Watts, R., “Systematic ‘Abnormal’ Returns after Quarterly Earnings Announcements”, *Journal of Financial Economics*, 1978, 6, 127—150.

The Dynamic Characteristics of the Earnings Announcement Effect in China

HUA ZHANG

(China Europe International Business School)

JUNXI ZHANG

(University of Hong Kong and Nankai University)

Abstract Research on earnings announcement effect yields two findings: (1) pre-announcement movement: stock prices move orderly well before announcement dates; (2) post-announcement movement: stock prices continue to move in an orderly manner for some time. Do they also occur for Chinese stocks? This paper attempts to study the earnings announcement effect in China and search for its dynamics characteristics. It is found that Chinese stocks exhibit distinct characteristics. First, stock prices do move before announcement, but only restricted to companies with earnings growth. It is not entirely due to investors' expectations but possible leakage of information. Second, stock prices also move afterwards but without any order. In particular, the biggest post-movers belong to those stocks with the worst earnings growth. This is closely related to the unique “shell” value phenomena in China.

JEL Classification G14, G15, P34