

沪市上市公司年度财务报告披露与股价反应

冯玲

(厦门大学 金融系,福建 厦门 361005)

摘要:本文旨在探讨上市公司年度财务报告的公告向股票市场输入的信息量。由于影响会计收益和股票价格水平的因素很多,因而,我们把研究重点放在年度报告公布时的未预期收益变化和股票报酬率的变化关系上。本文还随机抽取了上海证交所 34 家上市公司作为样本进行实证分析。

关键词:未预期收益;股票报酬率;非正常业绩指数;信息量

中图分类号:F23 文献标识码:A 文章编号:1002-6487(2005)09-0093-04

0 前言

资本理论的发展提供了可以选择证券价格行为作为一个会计收益有用性的可操作检验的证据。如果资本市场是有效和无偏的,那么只要信息在形成资本资产价格方面是有效的,市场上的资产价格就会对此信息做出及时的调整,不会给投资者留下任何获得超常收益的机会。正如证据所表明的,如果证券价格确实对新信息作出迅速的调整,那么证券价格的变化将反映了信息向市场的流入量。这样,与财务报告的公布相联系的股票价格的改变将表明会计收益对资本市场的信息输入量。

本文根据随机抽选的 34 个沪市公司样本,从两个方面进行研究:第一,上市公司的经营业绩是支撑股价的基础。而在我国,股价与上市公司的经营业绩是否存在实证意义上的联系,投资者能否利用对上市公司绩效的预测结果来赚取超常报酬?第二,联系股价与业绩最直接的是依赖信息传递。我国的公开制度基本上仍是以财务性信息为主,主要包括年度财务报告和中期报告等。公开制度的目的在于促进一个有效率的市场,作法上乃是将企业足以影响投资决策及市场价格的信息,迅速而公平地公开给投资大众,以减轻公开发行股票公司和证券市场投资者间的信息不对称问题。然而,上市公司依法公告并申报的财务信息是否具有信息内容,年度报告向股市传输的新信息量以及是否是及时的信息来源,这是本文的第二个研究目的。由于影响预期未来现金流量的因素很多,使得会计收益水平和股票价格水平之间的关系难以觉察。因而我们把研究重点放在年度报告公告时的收益变化与股票价格报酬率的变化关系上,通过重点研究会计收益公布时的股价报酬率并把各时期财务报告公告时的股价报酬率集中起来,其它因素对未来现金流量和股票价格的影响就可

予以消除。

我们定义股票的非正常报酬率 e_{it} 等于已实现报酬率 r_{it} 减去预期报酬率 $e_{it}=r_{it}-E(r_{it})$,则由资本资产定价模型(CAPM)可推出某期间股价非正常报酬率与该期间未能预期到的现金流量成正比。因此,如果会计收益是已实现现金流量的替代量,那么未被市场预计到的会计收益就与市场未能预期到的现金流量相关,从而也和非正常报酬率相关。因此,本文中探讨的并被用以评估会计收益的信息量以及会计收益与股票价格的关系就演变成为未预期收益与股票非正常报酬率的关系。

1 模型设计

1.1 未预期收益

年度报告公告中的会计收益中,我们选择每股收益(EPS)和净利润作为衡量上市公司经营业绩的指标,将“未预期收益变化为正”者定义为“业绩良好”;反之,“未预期收益变化为负”者定义为“业绩不好”。

我们采用两种方法来估计未预期收益。首先,我们使用收益的变化。RAY BALL and PHILIP BROWN (1968)的研究结果表明企业的年度收益一般具有随机游动的特点,即年度收益可通过随机游动模型恰如其分地予以表述:

$$A_t = A_{t-1} + W_t$$

式中, A_t ——第 t 年的收益, A_{t-1} ——第 $t-1$ 年的收益, $E(W_t)=0$ 。

一旦第 $t-1$ 年的收益已实现(A_{t-1}),它们就变成第 t 年收益的预期收益额(即今年的收益为下一年度的预期收益)。所以第 t 年的未预期收益

$$\hat{\mu}_{it} = \Delta A_{it} = A_{it} - A_{it-1} \quad (1)$$

未预期收益的第二种方法,运用的是剔除了收益市场指数变化效应之后的收益变化。

从历史上看,公司收益往往一起变动。研究表明,公司每股收益(EPS)在平均水平上的变化大约有一半与经济面的影响有关。根据这种证据,一个公司从一年到下一年的收益变化至少部分可以被预期。如果在前一年,一个公司的收益已经与其它上市公司的收益在一定程度上相关联,那么,知道了过去的那种关系,并知道了那些其它公司现在的收益,就可以对该公司现在的收益产生一个预期。这样,除了确定性的影响以外,由现在的会计收益所传递的新的信息量可能与实际收益变化和它的预期之间的差异相近似。

但并不是所有这种差异都必定是新信息引起的。收益的某些变化可能是由金融政策和公司作出的其它政策决定引起的。对于以上所说的近似,我们假定,政策面的变化被反映在整个期间的收益的平均变化之中。

由于经济面和政策面的两个变化因素的影响我们认为同步的,所以这两个因素应结合起来估计。我们采用的统计说明是用最小二乘法(OLS)来估计。

公司*i*在期间*t*的收益变化可定义为 $\Delta A_{it}=A_{it}-A_{i,t-1}$,期间*t*的市场收益指数变化可定义为 $\Delta M_{it}=M_{it}-M_{i,t-1}$,这里的 ΔM_{it} 表示期间*t*所有公司(除*i*公司以外)在市场上的平均收益变化。则

$$\Delta A_{i,t-T} = \hat{g}_i + \hat{u}_i \Delta M_{i,t-T} + \mu_{i,t-T} \quad (T=1, 2, 3, \dots, t-1) \quad (2)$$

式中, $\hat{\cdot}$ 代表估计值。使用的数据是直到要预期的*t*年的前一年底。通过*i*公司的收益变化($\Delta A_{i,t-T}$)对市场上的平均收益变化($\Delta M_{i,t-T}$)进行回归,可求出系数 g_i, u_i 的估计值。则*i*公司在*t*年的预期收益变化就可由市场在*t*年的平均收益变化的回归的预期值给出:

$$\Delta \hat{A}_{it} = g_i + u_i \Delta M_{it} \quad (3)$$

未预期收益变化或预期错误($\mu_{i,t}$)就是实际收益变化减去预期值:

$$\hat{\mu}_{it} = \Delta A_{it} - \Delta \hat{A}_{it} \quad (4)$$

而这个未预期收益变化 $\hat{\mu}_{it}$ 就是我们假定的由现在的会计收益所传输的新信息。

1.2 股价的反应

已经证明,股票价格以及由此而来的持股的报酬率往往

是同步变化的。在西方学者的一项研究中表明,纽约证交所一只股票从1944年3月到1960年12月间的月报酬率的变化大约有30%-40%与市场面的影响相联系。在股票报酬中,市场面的变化是由涉及所有公司的信息公布所引起的。市场面的信息对投资1元于*i*公司股票中的月报酬率的影响可以由以下模型的预期值(r_{it})来估计。

我们利用市场模型来描述:

$$r_{it} = a_i + b_i r_{mt} + e_{it} \quad (5)$$

其中, r_{it} ——*i*公司在公告日前第*t*月的报酬率(经股利及股票分割之调整); $i=1, 2, \dots, N$ (公司家数); $t=-11, -10, \dots, 0, \dots, 4$ (相对于公告日的月份); r_{mt} ——第*t*月股票市场指数报酬率; e_{it} ——*i*股票非正常报酬率(可以证明市场模型中的非正常报酬率已经剔除了市场效应^②)。

我们对某个时期(该时期早于需要计算其月度非正常报酬率的那一年)的市场指数与各家股票的月度报酬率进行回归分析,籍以估算市场模型参数(a_i 和 b_i):

$$r_{i,t-T} = \hat{a}_i + \hat{b}_i r_{m,t-T} + e_{i,t-T} \quad (T=1, 2, \dots, t-1) \quad (6)$$

由这些估计系数及期间*t*的市场组合的已实现报酬率(r_{mt}),可以求出期间*t*的以该期市场报酬率为条件的股票预期报酬率

$$\hat{r}_{it} = \hat{a}_i + \hat{b}_i r_{mt}$$

期间*t*所估计的股票非正常报酬率 e_{it} 就是当期市场报酬率为 r_{mt} 时,该股票实际报酬率的差额:

$$e_{it} = r_{it} - \hat{r}_{it} \quad (7)$$

$$\text{即 } e_{it} = r_{it} - \hat{a}_i - \hat{b}_i r_{mt} \quad (8)$$

如果市场能够对新信息作出迅速和有效的调整,残值(非正常报酬率)必定代表关于*i*公司的新信息对持有*i*公司普通股的报酬率的影响。

1.3 非正常业绩指数模型

我们把收益公布月限定为0月,公司*i*在收益公布月的非正常报酬率即为 $e_{i,0}$,收益公布前那一个月的非正常报酬率为 $e_{i,-1}$,依此类推。

各家公司的年度非正常报酬率可以从月度非正常报酬率中计算出来。计算公式是: $\prod_{t=-11}^0 (1+e_{it})$ 或 $(1+e_{i,-11})(1+e_{i,-10})(1+e_{i,-9}) \dots (1+e_{i,-8}) \dots (1+e_{i,0})$,公式里包含着由1加上一个月度报酬率组成

①市场模型是当资产报酬与资产组合属于二元正态分布时,对资产报酬率(r_{it})和资产市场组合的报酬率(r_{mt})的相互关系的一种统计描述。其表达式为:

$$r_{it} = a_i + b_i r_{mt} + e_{it} \quad (1)$$

让我们对上式两边取预期值:

$$E(r_{it}) = a_i + b_i E(r_{mt}) \quad (2)$$

该市场组合的已实现报酬率和预期报酬率的差异为:

$$U_t = r_{mt} - E(r_{mt}) \quad (3)$$

而资产*i*在期间*t*的非正常报酬率(abnormal rate of return)的定义是资产*i*的已实现报酬率和预期报酬率的差异,即

$$V_{it} = r_{it} - E(r_{it}) \quad (4)$$

将等式(3),(4)代入(2)式,得出

$$r_{it} = a_i + b_i r_{mt} + V_{it} - b_i u_i \quad (5)$$

对比等式(5)和(1),可以看出:

$$e_{it} = V_{it} - b_i u_i \quad (6)$$

即市场模型中资产*i*的非正常报酬率(e_{it})等于等式(4)所定义的非正常报酬率(V_{it})减去该非正常报酬率的市场效应(u_i)。

的元素。从直观上看,该公式量度了在收益公布前投资了 12 个月的一元钱的增值量(投资于 i 公司)。

若把所有公司的年度非正常报酬率进行平均,则可得 0 月的非正常业绩指数(API₀):

$$API_0 = \frac{1}{N} \sum_n \prod_{t=-11}^0 (1+e_{it}) \quad (9)$$

API₀ 描述了在-12 月底(即在年度报告公告月前 12 个月)将一元钱等量投资于所有证券 n(n=1,2,……,N)并持有到收益公告月(T=-11,-10,-9,……,0)的值(已剔除市场效应)。

我们还可以计算不同时期的非正常业绩指数,这些不同时期的始末月份为第-11 月份(即收益公布前 12 个月)至第+4 月。

$$API_T = \frac{1}{N} \sum_n \prod_{t=-11}^T (1+e_{it}) \quad (T = -11, -10, \dots, 0, \dots, +4) \quad (10)$$

1.4 有关说明

由于年度收益变化遵从随机游动过程,即收益变化缺乏连续相关,恰恰是解释非正常业绩指数的一个十分理想的属性。它意味着非正常业绩指数只度量出当前收益变化对股票价格的影响程度,而不论以前收益变化如何。假若不同期间的收益具有相关性,如果本年度的收益变化为正值,那么前一年的收益变化也可能为正值。这样,如果两种收益公布的时间相隔 11 个月,那么在现行收益的非正常业绩指数里,第-11 月的非正常报酬率就包含了前一年收益公布的信息量。结果,非正常业绩指数就高估了本期收益公布的潜在信息量(也就是,假若不是已由其它来源提供,现行收益所能够传输的信息量)。如果不同期间的收益变化不具有相关性,那么在样本或小样本里各公司早期未预期收益的变化符号就仅仅是一个随机现象,这样,样本里的非正常业绩指数就不包含以前年度收益公布的股票价格效应。

另外,最小二乘法(OLS)收益回归模型的一种假设是 M_i 和 μ_i 是不相关的。两者间的关联至少可以采用两种形式,即在市场收益指数(M_i)中包含 i 公司和存在行业影响。第一个问题我们通过构造 M_i (表示除 i 公司以外的市场平均收益)已经解决,但对于存在的行业影响却没有做任何调整。据估计,行业影响大约占一个公司收益水平变化的 10% [Brealay (1968)]。由于这个原因,方程(2)已经作为恰当的描述被采用。

同样,在市场模型中,也存在类似的问题。市场报酬指数与残值相关因为市场指数包含了 i 公司的报酬,并且还有行业影响。然而,因为市场指数是对上海证交所所有股票的计算,因此,证券 i 的报酬仅仅是指数的很小的一部分,并且因为行业影响仅占平均股票报酬率变化的 10% 左右 [King1966]。因此可以认为对于结果没有什么影响。

最后,我们假定对某一特定公司在一定时期内,它的报酬率将仅仅反映关于所有公司的市场面信息的现状。通过剔除市场影响[等式(8)],我们可以鉴定同各自的公司有关的信息的影响,然后决定是否这种影响与包含在公司会计收益里的信息相联系。即如果未预期收益变化是

表 1 净收益回归残值的一阶自相关系数平方的分布的十分位数

变量	十分位数								
	.1	.2	.3	.4	.5	.6	.7	.8	.9
(1)净收益	0	0	0.01	0.02	0.02	0.04	0.13	0.18	0.34

估计期间为 1992 年 6 月-1996 年 6 月

表 2 股票报酬回归的相关系数平方和股票报酬残值的一阶自相关系数平方的分布的十分位数

系数名称	十分位数								
	.1	.2	.3	.4	.5	.6	.7	.8	.9
报酬回归 r ²	0.68	0.78	0.87	0.88	0.9	0.91	0.93	0.95	0.96
残值一阶自相关系数平方	0	0.001	0.004	0.008	0.015	0.021	0.03	0.055	0.113

△ 估计期间为 93 年 1 月至 04 年 8 月

负的($\hat{u} < 0$),我们就定义它是坏消息并预测如果会计收益与股票价格存在相关关系,那么会计收益的公布将导致那个公司的证券报酬小于预期值($e < 0$ 或 $API_0 < 1$)。而对正值的未预期收益则可得出相反的结论。且看下面的实证分析结果。

2 实证分析

本文选取上海证交所 34 家公司作为样本,研究期间取 1993 年 1 月至 2004 年 8 月(因 96 年 12 月后股价采用涨跌停板制度,所以本文将分为两阶段研究,即 1994-1996 年为第一阶段,1997-2004 年为第二阶段)。

第一阶段:考虑到当净利润对相应的指数回归时,其干扰项自相关的存在。我们假设收益预期错误(即未预期收益变化)在公告日前 12 个月将是不可预期的。而当错误是自相关时,这种假设就是不合适的。我们从收益回归模型[等式(2)]检验了残值的自相关程度。结果列在表 1,数据表明现在的假设是成立的。表 2 表明等式(6)亦成立。

我们将分别以剔除市场效应的净利润(收益回归模型),每股收益(随机游动模型)以及总样本作为三个变量,画出 1994-1996 年末预期收益变化和非正常业绩指数的关系图(见图 1)。

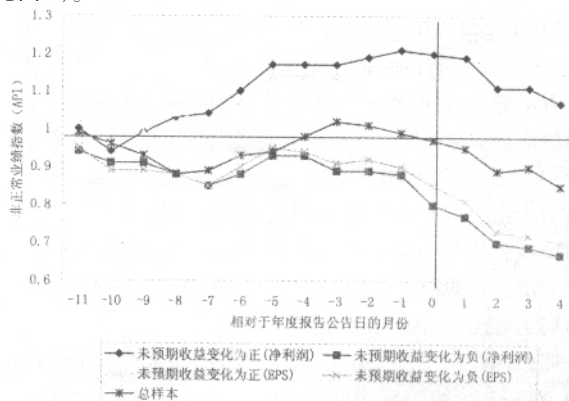


图 1 1994-1996 年不同组合的非正常业绩指数图

图 1 揭示了在收益预期错误(或未预期收益变化)和非正常业绩指数之间明显的呈同向的联系。从图中可看出,在第 0 月(即年度报告公告月),对于未预期收益变化为正值($\hat{u} > 0$)的小样本, $API_0 > 1$;而对于未预期收益变化为负值($\hat{u} < 0$)的小样本, $API_0 < 1$ 。从而证实了会计收益与股票价格之间存

在相关关系,以及年度报告所包含的的会计信息与股价相联系。

第二阶段:选取上海证交所 34 家公司作为样本,考虑到原有的样本中有些公司被退市及特别处理等原因,我们另外随机选取了 18 家公司替换原有样本中的 18 家出现异常的公司。考虑到图 1 中净利润的走势与每股收益基本一致,所以在第二阶段我们只对每股收益进行研究,如图 2 所示。

图 2 显示虽然未预期收益变化和非正常业绩指数之间依然呈现较明显的同向关系。但在第 0 月(即年度报告公告月),对于未预期收益变化为正值($\hat{u}>0$)的小样本,API₀却小于 1;而对于未预期收益变化为负值($\hat{u}<0$)的小样本,API₀也是 1。只不过未预期收益变化为正值($\hat{u}>0$)的 API 值始终大于未预期收益变化为负值($\hat{u}<0$)的样本,从而说明会计收益与股票价格之间确实存在相关关系。

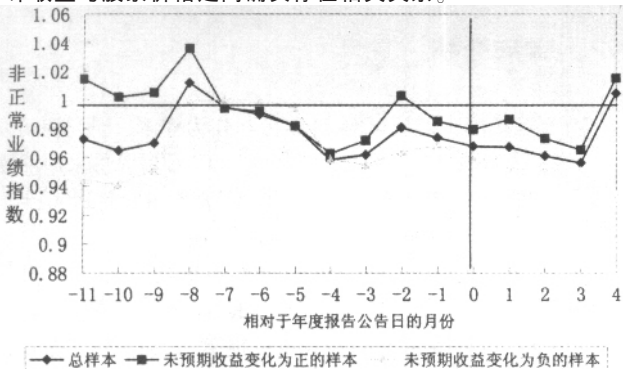


图 2 1997-2003 年不同组合的非正常业绩指数图

比较图 1 和图 2 可以看出 1997 年之后,即使是正的未预期收益变化($\hat{u}>0$),其 API 值依然小于 1,说明投资者总体是亏损的。图 1 还显示,包含在报告收益中的大部分信息早在年度报告公告前就已经被预期。事实上,预期是这样准确以至于实际会计收益公告时并没有引起 API 的非正常跳跃。这种超前移动现象应归因于中期收益报告和非会计信息来源,以及年度报告所包含的的会计信息与股价相联系。而图 2 中没有显示出明显的超前漂移现象,在接近公告月时股价也未有明显波动,说明年度报告所包含的的会计信息并不是及时的信息来源。但在远离公告月的月份(如-11 至-8 月份以及+4 月份)却反而显示出较高(较低)的超常收益,且未预期收益变化的正负值在 API 上落差明显,可能说明中国证监会对季度报告和中期报告的要求以及业绩预警制使得投资者对上市公司的经营业绩在公告前很久就已经预期到,且股票市场也对此做出了相应的反应。

那么,信息对股价的影响程度到底有多大呢?早些证据表明,对一个个股的新信息可以由股票的报酬率残值(即非正常报酬率 e_i)来衡量。例如,负残值表明实际报酬小于预期值,而正残值描述他的报酬大于正常预期值的程度。如果这种已实现报酬率和预期报酬率之间的差异被认可,则也表明了新信息的价值。

对于任何一种特定的股票,在月份之间的某些信息将被抵消^②。关于股票的净信息值(在报告前 12 个月至第 0 月)由

^②这个迷信由可观察到的股票报酬残值的低自相关支持。

下式给出:

$$NI_0 = \frac{1}{N} \sum_i \left| \prod_{t=1}^0 (1+e_{it}) - 1.00 \right|$$

在此 NI 代表净信息。其总和 94-96 年度为 $NI_0=0.48$; 97-04 年度为 $NI_0=0.24$ 。此数据表明 97-04 年度,会计收益向股票市场输入的信息量比早些年减少;并可以认为,尽管年度财务报告公告确实能传输信息,但并不是及时的信息来源。并且近年来这种情况更加显著。

我们对等式(2)、(6)方程变量的显著性用 T 统计量进行检验,结果列在表 3、表 4。

表 3 净收益回归模型方程变量的显著性水平

系数名	min	max	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.1$	$\alpha=0.15$	$\alpha=0.2$
$ U_t $	0.207	5.065	0.23	0.47	0.56	0.7	0.71
$ lg_t $	0.03	3.916		0.24	0.3	0.41	0.47

估计月份从 93 年 1 月至 96 年 6 月(97 年之后用的是 EPS 的随机游动模型,所以不必做此检验)

表 4 股票报酬回归模型方程变量的显著性水平

系数名	min	max	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.1$	$\alpha=0.15$	$\alpha=0.2$
$ b_t $	2.753	23.069	1	1	1	1	1
$ a_t $	0.013	3.247		0.26	0.4	0.5	0.64

估计期间为 93 年 1 月至 04 年 8 月

从表 3 可以看出,在净利润回归模型中,u 在 10% 的显著水平下,有 56% 的公司显著;表 4 表明,股票报酬回归模型中,参数 b 在显著性水平 $\alpha=0.01$ 下百分之百地显著。

3 结论

从实证数据看,我国近几年股票市场上投资者的投资收益率明显低于正常水平。经营业绩是支撑股价的基础,上市公司应致力于提高绩效以回报股东。只有从根本上提高投资者的投资收益率,才能增强股市对投资者的吸引力,从而促进我国证券市场的长远发展。

年度财务报表是上市公司经营成果及财务状况的具体表现,可能是由于近些年揭露出来的许多上市公司财务数据造假事件,使得投资者对上市公司财务数据的信任度降低,以及中国证监会对季度报告和中期报告的要求和业绩预警制等使得投资者对上市公司的经营业绩在年度财务报告公告前很久就已经预期到,且股票价格也对此做出了相应的反应。因此本研究表明,尽管年度财务报告公告确实能向股市传输新信息,但并不是及时的信息来源。

参考文献:

[1]RAY BALLand PHILIP BROWN.An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers.[J].Journal of Accounting Research,Autumn, 1968,159-178.
 [2]Easton, P.and M.Zmijewski. cross-sectional variation in the stock market response to accounting earnings announcements. [J]. Journal of Accounting Economics, 1989, 11: 117-141.
 [3]Freeman,R.and S.Tse. A non-linear model of security price responses to unexpected earnings[J]. Journal of Accounting Research, 1992, 30:185-209.

(责任编辑/李友平)