

# 会计收益的持续性及其对股票价格的影响

李 粟(博士)

(贵州财经学院 贵阳 550004)

**【摘要】** 本文使用我国上市公司 2001~2007 年的数据检验了会计盈余的水平变量对股票价格的解释力所发生的变化。结果表明,当会计收益具有更多转瞬性的时候,会计盈余的水平变量对股票价格具有更强的解释力。

**【关键词】** 会计收益 持续性 股票价格

以鲍尔和布朗(1968)为先导,学者们在有效市场假设条件下进行了大量关于股票价格与会计盈余之间关系的实证研究。几乎所有的研究都发现了会计盈余与股票价格之间存在着统计依赖性。比弗(1999)指出,在会计学领域中,很少有像股票价格与会计盈余之间的关系这样受到如此重视。

在现实中,会计收益更可能是两者的混合体。不论是会计盈余的水平变量还是改变量,在作为未预期会计收益的代理变量的时候都存在计量误差。而且,当会计收益中含有更多的转瞬性成分时,收益改变量作为未预期收益的代理变量就会存在更大的计量误差(Easton 和 Harris,1991)。因此,为了加深对会计收益与股票价格之间关系的理解,我们需要进一步区分会计收益中的持续性成分与转瞬性成分,并且考虑会计收益的持续性对股票价格的影响。

## 一、理论分析与模型设定

Easton 和 Harris(1991)建立了未预期收益和未预期股票市场回报之间的一种关系模型:

$$AR_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 [(X_{it} - X_{it-1}) / P_{it-1}] + \mu_{it} \quad (1)$$

其中:  $AR_{it}$  为股票  $i$  在  $t$  时期的未预期股票市场回报;  $P_{it-1}$  表示第  $i$  家企业在第  $t$  年年初的开盘价格;  $X_{it}$  表示第  $i$  家企业在第  $t$  年的每股收益。而对上式中的  $(X_{it} - X_{it-1}) / P_{it-1}$  则有两种不同解释,而且基于这两种解释可以形成不同的实证模型。第一种解释认为,如果假设会计收益遵循随机游走过程,则  $X_{it}$  代表预期收益,而  $X_{it} - X_{it-1}$  表示未预期收益。也就是说可以采用收益的改变量作为未预期收益的代理变量。这样,关于未预期市场回报与未预期收益的回归模型就可以表示为超额市场回报对收益改变量的回归。第二种解释认为,如果收益价格之比是遵循回归均值过程的话,那么将  $X_{it-1} / P_{it-1}$  用来表示预期的  $X_{it} / P_{it-1}$  的效果就比较差。在这种情况下,一个在横截数据中固定的数值(我们设定为  $K_t$ )将会是关于预期  $X_{it} / P_{it-1}$  的一个更精确度量。于是,关于未预期市场回报与未预期收益的回归模型就可以表示为超额市场回报对收益水平变量的回归。此时,收益的水平变量除以期初价格将会对未预期股票市场回报的解释力增强。

但是,上述两种解释是基于两种比较极端的假设做出的。

因此,Easton 和 Harris(1991)指出,这两种极端的情况在现实中不常见,下面我们将分析更一般的情况。

首先假设未预期股票市场回报与未预期收益之间存在一种线性关系:

$$AR_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} UE_{it} / P_{it-1} + \mu_{it} \quad (2)$$

其中:  $UE_{it}$  为股票  $i$  在  $t$  时期的未预期会计收益。

其次,假设年度会计收益遵循 IMA(1,1)过程,即:

$$X_{it} = X_{it-1} + UE_{it} - \Theta UE_{it-1} \quad (3)$$

其中:  $\Theta$  表示平均移动参数。

这样将上式进行迭代就可以将未预期收益(除以价格)表示为:

$$UE_{it} / P_{it-1} = X_{it} / P_{it-1} - (1 - \Theta) X_{it-1} / P_{it-1} - \Theta (1 - \Theta) X_{it-2} / P_{it-1} - \dots \quad (4)$$

如果我们将上式右边的项截取滞后一阶,即前两项,则可以表示为:

$$UE_{it} / P_{it-1} \approx (1 - \Theta) (X_{it} - X_{it-1}) / P_{it-1} + \Theta X_{it-1} / P_{it-1} \quad (5)$$

将其代入式(2)则得到了一个未预期股票市场回报关于会计收益水平变量和会计收益改变量的线性函数:

$$AR_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} (1 - \Theta) (X_{it} - X_{it-1}) / P_{it-1} + \alpha_{1t} \Theta X_{it-1} / P_{it-1} + \mu_{it} \quad (6)$$

如果(6)式中的  $\Theta$  取值为 0,则上式符合第一种解释;如果  $\Theta$  取值为 1,则上式符合第二种解释。从(6)式中我们还可以看出,当平均移动参数在(0,1)之间变动的时候,就会引起所赋予的收益水平变量和收益改变量的权重的变化。这种权重的变化反映了收益水平变量和收益改变量对股票价格的解释能力发生了变化。因此,回归系数就可以作为解释能力变化的测度。

为此,我们在前面理论分析的基础上分别构造了下面三个计量模型:

$$AR_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \Delta X_{it} / P_{it-1} + \mu_{it}^1 \quad (\text{模型 } 1)$$

$$AR_{it} = \beta_{0t} + \beta_{1t} X_{it} / P_{it-1} + \mu_{it}^2 \quad (\text{模型 } 2)$$

$$AR_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} X_{it} / P_{it-1} + \gamma_{2t} \Delta X_{it} / P_{it-1} + \mu_{it}^3 \quad (\text{模型 } 3)$$

其中:  $AR_{it}$  为股票  $i$  在时期  $t$  的未预期股票市场回报;  $\Delta X_{it}$  表示股票  $i$  在时期  $t$  的未预期收益,它是当期会计收益与上期

会计收益之差;  $X_{it}$  表示股票  $i$  在时期  $t$  的未预期收益,它是当期会计收益的水平变量;  $P_{it-1}$  表示期初的股票价格。

而参数  $\alpha_{1t}$ 、 $\beta_{1t}$  和  $(\gamma_{1t}+\gamma_{2t})$  分别为上面三个模型的收益对股票价格的反应系数(ERC)。 $(\gamma_{1t}+\gamma_{2t}-\alpha_{1t})/(\gamma_{1t}+\gamma_{2t})$  可以表示模型中加入收益水平量以后,ERC 的变化情况。按照这个式子计算出来的结果越大,则说明收益水平变量在解释股票价格中的作用越大。

## 二、收益持续性的确定

会计收益持续性的估计可以采用以下几种途径:

1. 假设收益的时间序列服从 IMA(1,1)过程。从而采用下面模型进行估计:

$$X_t - X_{t-1} = UE(X_t) - \Theta UE(X_{t-1})$$

其中:  $UE(X_t)$  表示股票  $j$  在时期  $t$  的未预期收益,服从独立同分布的白噪音的随机变量,而  $\Theta$  是关于收益革新持续性的度量。如果  $\Theta=0$  则表示收益遵循随机行走过程,所有的收益革新被认为是永久的;如果  $\Theta=1$  则表示收益遵循均值回转过程,所有的收益革新被认为是转瞬的。这样,  $(1-\Theta)$  就直接随收益的持续性而变化。

2. Cochrane (1988) 所描述的方差比率(VR)。Lipe、Komendi(1994)和 Kang 等(1995)采用这种方法分析了收益的时间序列。采用方差比率变量与  $\Theta$  的不同之处在于,  $\Theta$  被假设为服从 IMA(1,1)过程,而 VR 则没有对收益的时间过程做出这么严格的限制。

3. Beaver(1998)指出,收益价格比率与收益持续性的强度之间存在对应关系。他认为,极端的 E/P 在某种程度上归因于投资者预测所报告的收益含有相当大的转瞬组成部分。

根据我们的数据条件,本文选用了第三种关于持续性的计量。遵循 Ou 和 Penman(1989)、Ali 和 Zarowin(1992)的做法,我们根据前一年的收益与当期的股票价格将样本进行分组,采用哑变量来度量收益的持续性。

Beaver 和 Morse(1978)、Ou 和 Penman(1989)指出,非常高的(或非常低的)收益价格之比表明了会计收益的转瞬性高(或低);而处于中间状态的收益价格之比则表明会计收益具有较强的永久性。根据这种观点,我们通过计算股票上年的会计收益与期初价格之比的高低来反映不同股票的转瞬性和永久性。基于该指标,我们进行如下分组:首先,将各年中该指标为负的分为一组。然后,将各年中该指标为正的再大致均匀地分为 9 组。这样,我们将这 9 组中的中间 6 组称为永久性成分占优的组,即永久组;将 9 组中的剩余的 3 组以及该指标为负的一组,共 4 组,称为转瞬性占优的组,即转瞬组。

另外,为了检验我们分组的有效性,我们分别将转瞬组和永久组按照年度进行了回归检验:

$$(X_{it} - X_{it-1})/P_{it-1} = \varphi_{0t} + \varphi_{1t}(X_{it-1} - X_{it-2})/P_{it-2} + e_{it}$$

如果  $\varphi_{1t}$  接近于 0,则表明各期的收益改变是相互独立的,因此收益就更具有永久性;另外,如果  $\varphi_{1t}$  为负,则收益更具有转瞬性。关于  $\varphi_{1t}$  的回归结果见表 1。从表 1 中可以看出,对于转瞬组而言,各年的回归系数都至少在 0.1 的水平上显著为负。而对于持续组而言,除了 2005 年之外,其余年份的回

归系数都不具有统计意义上的显著性。因此,可以认为我们的分组基本上有效地将收益的转瞬性和持续性区分开来了。

表 1

年份	转瞬组	持续组
2001	0.180 (1.794)*	0.075 (0.544)
2002	-1.008 (-14.074)***	-0.031 (-0.347)
2003	-0.347 (-4.836)***	0.035 (1.024)
2004	-0.532 (-11.184)***	0.046 (1.111)
2005	-0.810 (-8.302)***	-0.351 (-3.587)***
2006	-0.388 (-8.622)***	-0.061 (-1.445)
2007	-0.037 (-1.684)*	-0.007 (-0.726)
Mean	-0.481 (-3.467)***	-0.072 (-1.503)

注:Mean是指关于各年横截数据回归结果的算术平均数。表中未带括号的数据为估计的参数值,括号中的数据为该参数的t统计量。\*\*\*表示在0.01的水平上显著;\*\*表示在0.05的水平上显著;\*表示在0.1的水平上显著,回归采用OLS方法。

## 三、数据与变量

1. 数据和样本的选择。在本文中我们采用了沪深两市 A 股股票 2001~2007 年间的数据库,数据来源于国泰安数据库。对于观测样本本文按照以下标准进行选择:①剔除标识有 ST、SST、S\*ST 和 \*ST 的股票;②剔除退市、被终止上市、暂停上市和遭停牌公司的股票;③选择下列数据可以获得的股票作为观测样本:对股票分割和股利的影响进行调整后的年度每股收益,对股票分割和股利的影响进行调整后的股票日可比价格;④股票月市场回报率的数据至少为连续 72 个月。最后,共获得 3 506 个观测样本。

2. 变量。CAR<sub>jt</sub> 是第 j 家企业在第 t 年的累积超额市场回报率。在回归中我们将使用该变量作为反映未预期市场回报的被解释变量。

我们首先采用市场模型计算出了股票的超额市场回报率:

$$R_{jt} = \hat{\varphi}_{0j} + \hat{\varphi}_{1j}R_{mt} + \mu_{jt}$$

其中:R<sub>jt</sub> 表示第 j 家企业在第 t 月的市场回报率;R<sub>mt</sub> 是按照等权计算的第 t 月的市场回报率;μ<sub>jt</sub> 是第 j 家企业在第 t 月的超额市场回报率。参数  $\hat{\varphi}_{0j}$  和  $\hat{\varphi}_{1j}$  是我们使用第 j 家企业在所要计算累积超额回报率之前的 60 个月的市场回报率所估计出来的。根据 Mac Kinlay(1997)的观点,随着用来估计参数的时间长度的增大,超额回报的方差将会减少,并且在整个期间都是独立的。为此,本文将估计参数的期间确定为 60 个月。

然后,再通过下面的公式求得 CAR<sub>jt</sub>:

$$CAR_{jt} = \sum_{t=1}^{12} \mu_{jt}$$

遵循一般做法,将该会计年度末的前9个月与之后的3个月,共计12个月的超额回报进行累积。在我们的研究中,同时也按照会计年度进行了累积,对结果没有本质上的影响。

**四、检验结果**

与此类文献的做法相一致,我们不仅对各年的横截面数据进行了估计,而且对混合数据进行了估计。表2和表3分别报告了转瞬组和持续组的估计结果。

对于转瞬组而言,模型1所估计的反应参数的各年的均值为1.37,t统计量为1.64;模型2所估计的反应系数的各年的均值为1.94,t统计量为2.95;模型3所估计的反应系数分别为4.22和2.81,t统计量分别为0.19和3.37。也就是说模型3的反应系数为7.03。根据公式 $(\gamma_{1t}+\gamma_{2t}-\alpha_{1t})/(\gamma_{1t}+\gamma_{2t})$ 所计算出来的ERC增长比例为0.72。对于持续组而言,模型1所估计的反应系数的各年的均值为6.99,t统计量为2.39;模型2所估计的反应参数各年的均值为9.28,t统计量为2.48;模型3所估计的反应参数之和为9.77。同样,根据公式 $(\gamma_{1t}+\gamma_{2t}-\alpha_{1t})/(\gamma_{1t}+\gamma_{2t})$ 所计算出来的ERC增长比例为0.05。与Ali和Zarowin(1992)采用美国股市的数据所估计的结果相比,尽管他们所估计的持续组的ERC的增长比例为负值,但是从转瞬组的增长比例明显高于永久组这一点上来看,这两个结果之间在某种程度上是相一致的。

通过以上计算两组关于混合数据回归的ERC的增长比例可以看出,持续组的ERC的增长比例要明显小于转瞬组的ERC的增长比例。其中,转瞬组所计算的值为0.32,而持续组所计算的值为0.008。我们的计算结果表明,当会计收益具有较强的转瞬性的时候,会计收益的水平变量对于股票价格具有更强的解释力。

**五、结论**

股票价格与会计盈余之间的关系是实证会计研究领域十分重要的内容。但是,为了加深我们对两者之间关系的认识,有必要进一步研究会计收益的持续性对盈余水平变量在解释股票价格中所发挥作用的影响。本文的研究结果表明,在会计收益具有转瞬性的情况下,将会计盈余的水平变量加入模型可以增加所估计的收益对股票价格的反应系数。这说明,当会计收益中具有更多的转瞬性的时候,采用会计盈余的水平量对股票价格具有更强的解释力或者说它作为未预期会计盈余的代理变量的计量误差就会越小。

**主要参考文献**

1. 威廉·H·比弗著,薛云奎译.财务呈报:会计革命.大连:东北财经大学出版社,1999
2. 罗斯·L·瓦茨,杰罗德·L·齐默尔曼著.陈少华等译.实证会计理论.大连:东北财经大学出版社,1999
3. 孙铮,李增泉.收益指标价值相关性实证研究.中国会计与财务研究,2001;2
4. 王化成,程小可,佟岩.经济增加值的价值相关性.会计研究,2004;5

**表2 转瞬组**

年度	模型1		模型2		模型3		
	$\alpha_{1t}$	R <sup>2</sup>	$\phi_{1t}$	R <sup>2</sup>	$\gamma_{1t}$	$\gamma_{2t}$	R <sup>2</sup>
ALL	1.720 (6.258)***	0.025	1.817 (7.039)***	0.031	1.236 (4.310)***	1.451 (5.368)***	0.043
2001	-0.203 (-0.211)	0.000	2.005 (1.739)*	0.029	-5.481 (-3.259)***	7.607 (3.726)***	0.123
2002	2.465 (2.258)**	0.034	2.190 (3.381)***	0.072	1.782 (1.638)*	1.963 (2.979)***	0.089
2003	5.167 (7.421)***	0.218	3.304 (3.802)***	0.068	4.996 (6.152)***	0.383 (0.412)	0.219
2004	2.183 (3.232)***	0.040	3.528 (4.790)***	0.084	1.322 (1.913)**	3.065 (3.973)***	0.097
2005	1.532 (3.853)***	0.055	1.658 (4.241)***	0.066	0.951 (2.134)**	1.213 (2.750)***	0.082
2006	-0.359 (-0.412)	0.001	0.585 (0.844)	0.003	-0.480 (-0.545)	0.642 (0.915)	0.004
2007	4.523 (3.932)	0.061	5.803 (3.687)	0.054	3.026 (1.867)*	2.894 (1.310)	0.067
均值	1.366 (1.643)		1.944 (2.952)**		4.224 (0.191)	2.807 (3.369)***	
ERC	均值	$(4.224+2.807-1.944)/(4.224+2.807) \approx 0.724$					
	混合	$(1.236+1.451-1.817)/(1.236+1.451) \approx 0.324$					

**表3 持续组**

年度	模型1		模型2		模型3		
	$\alpha_{1t}$	R <sup>2</sup>	$\phi_{1t}$	R <sup>2</sup>	$\gamma_{1t}$	$\gamma_{2t}$	R <sup>2</sup>
ALL	2.746 (6.289)***	0.020	2.729 (6.010)***	0.018	2.675 (1.836)*	0.076 (0.050)	0.020
2001	1.418 (0.755)	0.004	1.156 (0.572)	0.003	5.282 (0.755)	-4.312 (-0.574)	0.007
2002	3.898 (3.022)***	0.040	3.245 (2.318)**	0.024	8.871 (2.394)**	-5.705 (-1.431)	0.049
2003	3.946 (3.760)***	0.046	3.402 (2.919)***	0.028	8.907 (2.910)***	-5.808 (-1.725)*	0.055
2004	7.253 (5.382)***	0.083	7.726 (5.365)***	0.082	3.902 (1.065)	3.850 (0.984)	0.085
2005	1.729 (3.304)***	0.032	1.748 (3.245)***	0.031	1.505 (0.614)	0.236 (0.094)	0.032
2006	0.274 (0.188)	0.000	0.665 (0.436)	0.001	-4.595 (-0.856)	5.310 (0.942)	0.004
2007	15.524 (5.173)***	0.077	17.986 (5.549)***	0.087	-2.630 (-0.268)	20.706 (1.945)**	0.087
均值	6.994 (2.393)**		9.280 (2.483)**		4.253 (1.320)	5.513 (1.054)	
ERC	均值	$(4.253+5.513-9.280)/(4.253+5.513) \approx 0.050$					
	混合	$(2.675+0.076-2.729)/(2.675+0.076) \approx 0.008$					

注:表2和表3三个模型的截距都没有在表中进行报告;均值是指关于各年横截面数据回归结果的算术平均数;表中未带括号的数据为估计的参数值,括号中的数据为该参数的t统计量。