

中国上市公司盈利成长规律实证分析*

黄志忠 陈 龙

(厦门大学会计系 361005)

内容提要:西方的多数研究证实,个别企业的盈利变化过程大致可由随机游走过程来表述,这给后期的学者利用盈利数据进行实证研究提供了基础。中国的某些学者不加检验地引进了西方的研究成果,即假设企业的盈利遵循随机游走过程,甚至认为企业的盈利应该遵循带成长因素的随机游走过程。实际情况如何呢?本文以上海证券交易所 1994 年底之前上市的公司为样本,采用多种统计方法,分析了它们连续 6 年的盈利报告,结果发现:(1)上市公司盈利额及总资产利润率并不遵循随机游走过程和带成长因素的随机游走过程。(2)从盈利增量呈强负自相关的两个样本组合的统计分析看,模型中加进盈利增量变量,较大地提高了模型拟合度。(3)从多项统计指标的显著改善可以看出,模型 $E_t = b_1 E_{t-1} + b_2 \Delta E_{t-1} + \epsilon_t$ 能更好地描述样本公司的盈利成长。

关键词:盈利成长、自相关性、横截面与时序混合数据

盈利预测模型的研究,在西方延续了 20 多年的时间,形成了大量的学术文献。为何如此众多的学者孜孜不倦地研究这么一个基础性的课题呢?瓦茨和齐默尔曼[Watts and Zimmerman (1986) 1999]总结出三个促进因素:一是研究人员试图运用模型来计量证券,这些研究者希望把盈利预测当作未来现金流量的一个替代;二是研究股票价格与会计盈利相互关系的研究人员对“更有效”盈利预测的需求;三是用以解释管理人员如何进行会计程序选择(盈利管理)。瓦茨和齐默尔曼之后的十几年,这方面的研究又有了进展,如研究者根据股票价格能充分反映会计盈利这一理论成果来对股票市场的有效性进行了检验(Sloan, 1996),这是盈利预测模型的又一运用。基于盈利预测模型的广泛运用,本文将对目前国内广为使用的预测模型进行实证分析,以便为今后的实证研究奠定基础,为投资者更好地进行盈余预测提供适合中国国情的预测模型。

一、西方盈利预测模型研究综述

鲍尔和布朗(Ball and Brown) 1968 年调查了美国公司年度盈利的时间序列,他们分别对四个时间序列(净盈利、每股盈利额、净盈利除以总资产、销售)进行批次检验、序列相关性检验和其他检验。批次检验说明了,整个样本的盈利变动符号具有随机性。这反过来说明,盈利呈随机游走状。但它与盈利遵循固定过程 的看法相悖。而系列相关性检验则显示出,滞差 的自相关系数 ($\epsilon_t, \epsilon_{t+1}$) 只有 $\rho = 1$ (即相邻年份)时不显著为零,其余均显著为零。这个结果无法推翻整个样本中的盈利变动在不同期间相互独立的假设。其他的检验结果也表明企业的年度盈利一般具有随机游走的特点。其他研究者重复检验了净盈利和每股盈利额,得出的结果也基本一致。

然而,鲍尔与布朗的结果在趋势项的重要性方面模棱两可。鲍尔、列夫和瓦茨(Ball, Lev and

* 本文系第一届中国会计与财务研究青年学术交流研讨会论文。在本文修改过程中,中山大学的刘峰教授、香港理工大学的陈玉孟教授和厦门大学的傅元略教授、林涛博士等提出了宝贵意见,在此表示衷心的感谢,但若文中存有错误,概由作者负责。

模型 $A_t = \alpha + \epsilon_t$ 称为固定过程或确定性模型。

ϵ_t 为期间 t 的盈利变动。

Watts,1976)研究的结果表明,至少在1958年至1967年间,盈利序列存在着某种趋势。虽然鲍尔和布朗的研究结果表明,净盈利除以总资产这一比率呈随机游走状,但是比弗(Beaver,1970)和洛克比尔(Lookabill,1976)提供的证据却表明,资产报酬率和股权报酬率并不遵循随机过程。

瓦茨(Watts,1970)曾调查个别企业的盈利变化过程是否有别于随机游走过程。瓦茨发现,估算出的企业盈利变化过程明显有别于随机游走过程的企业个数远远大于预期的偶然个数。他还发现同行业的盈利变化过程具有相似性。

多数研究结果表明,个别企业的盈利变化过程大致可由随机游走过程来表述。瓦茨和列夫威奇(Watts and Leftwich,1977)对瓦茨(1970)的研究作了更新,并且发现个别企业的盈利可由随机游走模型予以表达。阿伯切特、洛克比尔和麦克科恩(Albercht,Lookabill and Mckeown,1977)对1947—1975年的盈利进行调查并得出同样的结论:“我们发现,最佳的随机游走模型与适中的博克斯—詹金斯模型在预测准确性方面几乎不存在差异。”

上述的诸多研究都表明,年度盈利可由随机游走过程很好地予以表述。但后期的研究者们则经常采用改进了的随机游走模型(Bartov,1992),或者一般的线性自回归模型(Sloan,1996)。又如迪乔(Dechow,1998)在研究利润与现金流量的关系时,假设盈利遵循随机游走模型,此时,盈利增量不存在自相关。但在这个假设下形成的理论结果与经验结果产生了太大的偏差。之后,她不得不对盈利预测模型加以改进,在随机游走模型中添加一个趋势变量。

有些学者采用季度盈利对年度盈利进行预测(Bartov,1992),甚至直接采用财务分析师所作的预测(他们也是运用季度盈利对年度盈利进行预测)。瓦茨(Watts,1975,1978)、格里芬(Griffin,1977)和福斯特(Foster,1977)曾对季度盈利的时序特性进行调查。鲍尔和瓦茨曾观察到,在每股盈利额序列中,负自相关系数的中位值为-0.2。同时,以上的研究都得出结论,对年度盈利的最佳时序预测模型可能形成于对季度盈利数据的运用,而非年度盈利数据的运用。

二、中国股票上市公司盈利成长规律研究

(一)盈利成长规律的预期

西方学术界研究结果基本上赞同年度盈利可由随机游走过程很好地予以表述。由

$$E_t = E_{t-1} + \varepsilon_t = E_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (1)$$

可看出,西方国家的公司的盈利成长是一种不平稳的水平线过程,这是公司处于成熟期的一种表现。但是,中国的上市公司多是先改制后上市。上市前后公司不仅在性质上发生了变化,就连规模、经营方式也都发生了巨大的变化。因此,公司的盈利不会稳定于某一水平上下波动,应该会随着公司规模的扩大而出现盈利额的上升发展趋势。在实务操作上,公司为了能够顺利上市,不仅要使其近3年有盈利,而且要使其资产报酬率达到一定的水平,多数公司就此进行了盈余管理。林舒、魏明海(2000)证实了,就工业类公司而言,从总体上看,它们在上市前运用盈利管理手段大幅度“美化”报告收益,是导致募股后报告收益表现相对募股前大幅度下降的主要原因。另外,规模的扩大不可能引起等比例的盈利增长。从总资产利润率这方面来看,则可能会有下降趋势。因而,我们预计,中国股票上市公司的盈利额和盈利率不会遵循随机游走过程,当然也不会遵循带固定成长因子的随机游走模型。

(二)随机游走模型的假设检验

假设我们的样本满足随机游走模型,即模型(1): $E_t = E_{t-1} + \varepsilon_t$

则 $E_t = \varepsilon_t$ 由 $E(\varepsilon_t) = 0$ 的假设,应该有均值 $1/n$ ($E_t) = 0$

由 ε_t 和 ε_{t-1} 不相关,即 $(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = 0$,应有 $(E_t, E_{t-1}) = 0$

中国的上市公司不公布季度财务报告,无法获得季度盈利数据,故此本文不对季度盈利数据的利用进行探讨。

随机扰动项的方差 $\text{Var}(\varepsilon_t)$ 是时间 t 的函数。

1. 检验的设计

我们将对盈利(利润率)增量的均值和自相关系数是否等于零进行检验。我们对均值和相关系数分别分年度和分公司进行统计分析。在检验盈利增量的自相关性时,我们发现中国上市公司上市时间比较短,无法对自相关的显著性进行有效的检验。比如杜宾-瓦森检验,其要求的样本容量至少要有 15 个。这样,我们不得不利用面板数据(panel or pooled data)来估计和评价盈利增量的自相关性。但又产生一个问题,即公司间的异方差给自相关的估计和检验带来困难。因为对于随机游走模型: $E_t = E_{t-1} + \epsilon_t$,若 $E(\epsilon_t) = 0$,且 $\epsilon_t, \epsilon_{t-1}$ 存在自相关,则有 $\epsilon_t = \epsilon_{t-1} + \eta_t$

可以证明 $\text{corr}(\epsilon_t, \epsilon_{t-1}) = \text{cov}(\epsilon_t, \epsilon_{t-1}) / \text{var}(\epsilon_t) = \rho$ 。

如果用面板数据得出相关系数 ρ ,无异于假设不同公司的一阶滞后系数相等,即 $\rho_i = \rho_j (i \neq j)$ 。但由于异方差的存在,参数 ρ 的估计不具有最优性。由皮尔松方法所求的相关系数也会因为异方差的存在而受到严重的影响。因为

$$\begin{aligned} \text{corr}(\epsilon_t, \epsilon_{t-1}) &= \left[\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)(\epsilon_{it-1} - \bar{\epsilon}_i)}{\left[\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)^2 \sum_{t=2}^T (\epsilon_{it-1} - \bar{\epsilon}_i)^2 \right]^{1/2}} \right] \\ &= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=2}^T (\epsilon_{it} \epsilon_{it-1}) - (T-1)(\bar{\epsilon}_i \bar{\epsilon}_i) \right]}{\left[\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)^2 \sum_{t=2}^T (\epsilon_{it-1} - \bar{\epsilon}_i)^2 \right]^{1/2}} \right\} \\ &= \left\{ \frac{\sum_{t=2}^T \left[\sum_{i=1}^n (\epsilon_{it} \epsilon_{it-1}) - n(\bar{\epsilon}_t \bar{\epsilon}_t) \right]}{\left[\sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^n (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)^2 \sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^n (\epsilon_{it-1} - \bar{\epsilon}_i)^2 \right]^{1/2}} \right\} \quad (2) \end{aligned}$$

式中: $\bar{\epsilon}_i = 1/n \sum_{t=2}^T \epsilon_{it}$; $\bar{\epsilon}_t = 1/n \sum_{i=1}^n \epsilon_{it}$ 。

因为时序相关系数 $\rho_i(\epsilon_{it}, \epsilon_{it-1}) = \left[\frac{\sum_{t=2}^T (\epsilon_{it} \epsilon_{it-1}) - (T-1)(\bar{\epsilon}_i \bar{\epsilon}_i)}{\left[\sum_{t=2}^T (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)^2 \sum_{t=2}^T (\epsilon_{it-1} - \bar{\epsilon}_i)^2 \right]^{1/2}} \right]$

横截面相关系数 $\rho_t(\epsilon_t, \epsilon_{t-1}) = \left[\frac{\sum_{i=1}^n (\epsilon_{it} \epsilon_{it-1}) - n(\bar{\epsilon}_t \bar{\epsilon}_t)}{\left[\sum_{i=1}^n (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)^2 \sum_{i=1}^n (\epsilon_{it-1} - \bar{\epsilon}_i)^2 \right]^{1/2}} \right]$

其中: $\bar{\epsilon}_i = 1/(T-1) \sum_{t=2}^T \epsilon_{it}$; $\bar{\epsilon}_t = 1/(T-1) \sum_{i=1}^n \epsilon_{it}$; $\bar{\epsilon}_i = 1/n \sum_{t=2}^T \epsilon_{it}$; $\bar{\epsilon}_t = 1/n \sum_{i=1}^n \epsilon_{it}$ 。

可见(2)式不仅与时间序列相关性有关,也与横截面相关性有关,并且随着残差 ϵ_{it} 离散程度的增大而变小,离散程度的降低而变大。可见用(2)来度量总体时间序列的相关性,会受到较多因素的影响,故具有极大的不确定性。为了解决这个问题,同时不影响自相关的估计和检验,我们将盈利(总资产利润率)增量进行标准化,即 $\epsilon_{it}^* = [\epsilon_{it} - 1/(T-1) \sum_{t=2}^T \epsilon_{it}] / \sqrt{\frac{1}{i}}$ (3)

其中: $\epsilon_{it} = E_{it}$; $\frac{1}{i} = E_1, E_2, \dots, E_{T-1}$ 的标准差;

$$\frac{2}{it} = \left[\epsilon_{it} - 1/(T-1) \sum_{t=2}^T \epsilon_{it} \right] / \sqrt{\frac{2}{i}} \quad (4)$$

其中: $\epsilon_{it} = E_{it}$; $\frac{2}{i} = E_2, E_3, \dots, E_T$ 的标准差;

这样,有 $\text{var}(\frac{2}{it}) = \text{var}(\frac{1}{it-1}) = 1$

$$\begin{aligned} \text{cov}(\frac{2}{it}, \frac{1}{it-1}) &= E(\frac{2}{it} \frac{1}{it-1}) - E(\frac{2}{it}) * E(\frac{1}{it-1}) \\ &= E\left\{ \left[\epsilon_{it} - 1/(T-1) \sum_{t=2}^T \epsilon_{it} \right] \frac{1}{i} * \left[\epsilon_{it-1} - 1/(T-1) \sum_{t=1}^{T-1} \epsilon_{it} \right] / \sqrt{\frac{1}{i}} \right\} \\ &= 1/\sqrt{\frac{2}{i}} * 1/\sqrt{\frac{1}{i}} * \{ E(\epsilon_{it} * \epsilon_{it-1}) - E(\epsilon_{it}) E(\epsilon_{it-1}) \} = \text{corr}(\epsilon_{it}, \epsilon_{it-1}) \end{aligned}$$

故 $\text{corr}(\frac{2}{it}, \frac{1}{it-1}) = \text{cov}(\frac{2}{it}, \frac{1}{it-1}) / [\text{var}(\frac{2}{it}) * \text{var}(\frac{1}{it-1})]^{1/2} = \text{corr}(\epsilon_{it}, \epsilon_{it-1})$

令: $\bar{\epsilon}_i = 1/n \sum_{t=2}^T \epsilon_{it} = 0$; $\bar{\epsilon}_t = 1/n \sum_{i=1}^n \epsilon_{it} = 0$;

由(2)式可得:

$$\begin{aligned} \text{corr}(\epsilon_t, \epsilon_{t-1}) &= \left[\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T (\frac{2}{it} - \bar{\epsilon}_i)(\frac{1}{it-1} - \bar{\epsilon}_i)}{\left[\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T (\frac{2}{it} - \bar{\epsilon}_i)^2 \sum_{t=2}^T (\frac{1}{it-1} - \bar{\epsilon}_i)^2 \right]^{1/2}} \right] \\ &= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=2}^T (\frac{2}{it} \frac{1}{it-1}) - (T-1) \sum_{i=1}^n \text{var}(\frac{2}{it}) * (T-1) \sum_{i=1}^n \text{var}(\frac{1}{it-1}) \right]}{\left[\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T (\frac{2}{it} - \bar{\epsilon}_i)^2 \sum_{t=2}^T (\frac{1}{it-1} - \bar{\epsilon}_i)^2 \right]^{1/2}} \right\} \end{aligned}$$

= \sum_{i=1}^n [E(\frac{2}{it} \frac{1}{it-1})] / n = 1/n \cdot \sum_{i=1}^n corr(\frac{2}{it} \frac{1}{it-1}) = 1/n \sum_{i=1}^n corr(it, it-1)

可见,所求的标准化后的增量相关系数是时间序列相关系数的均值。这个系数不仅不受横截面相关性的影响,也消除了不同公司间残值异方差的影响。同时由于样本量的增加,使得杜宾-瓦森检验更为有效。

2. 样本的选取

本文选取了在上海交易所于 1995 年 1 月 1 日前上市的公司作为样本空间,其中包含了 168 家公司 1994—1999 年共 6 年的年度财务报表。但由于曾获得保留意见公司和 ST 公司可能存在不符合规定的会计处理或存在盈余操纵,使得其盈余变动不呈随机性,从而降低其盈利的可预测性。因此,本文将这两类公司从样本总体中剔除掉,另外,我们用肖维耐方法筛掉盈利异常波动的公司 29 家。这样剩下 100 家公司 6 年的年度财务报表。

3. 实证检验与结论

目前中国学术界已开始了某些实证研究工作。许多学者均假设公司利润服从随机游走过程(徐宗宇,1998;赵宇龙,1998;陆建桥,1999),少数学者还运用了带成长因子的随机游走模型(陆建桥,1999)。我们的预期则认为,中国股票上市公司的盈利不遵循随机游走模型(一阶滞后变量 E_{t-1} 的系数不等于 1)或带成长因素的随机游走模型。为了证实我们的预期,我们分别对这两个模型进行检验。

我们分别对盈利(总资产利润率)增量数据进行统计分析,同时按公司分别求增量数据的自相关系数并进行统计分析(见表 1.1 和表 1.2)。从表 1.1 和表 1.2 中可以看出,1997 年是披露应计

表 1.1 1995 年 1 月 1 日之前上市公司盈利额增量(E_t)描述性统计分析

年度	均值	T:Mean = 0	显著水平	偏度	峰度
1995—1994	- 217.274	- 0.19301	0.7644	- 0.14418	27.21031
1996—1995	104.6144	0.08896	0.0001	- 4.89297	52.13749
1997—1996	1747.736	1.50942	0.0001	4.31165	41.49152
1998—1997	- 1481.19	- 1.64118	0.0439	- 4.54114	25.94888
1999—1998	- 839.097	0.51767	0.6173	- 7.32564	70.67932

表 1.2 1995 年 1 月 1 日之前上市公司利润率增量(E_t)描述性统计

年度	均值	T:Mean = 0	显著水平	偏度	峰度
1995—1994	- 0.01939	- 5.5031	0.0001	- 2.13186	9.35447
1996—1995	- 0.00708	- 2.6078	0.0004	1.66112	13.48571
1997—1996	0.00272	0.82097	1.0000	1.41285	6.55177
1998—1997	- 0.01019	- 4.0935	0.0001	0.96568	4.67589
1999—1998	- 0.00506	- 2.2968	0.1933	0.30826	3.30424

利润(如财务状况变动表)为主的财务信息的最后一年,而 1998 年则既是披露现金流量表的第一年,又是执行存货跌价准备和投资跌价准备的第一年。因此,1997 年成为盈利操纵最为严重的一年,盈利额增幅平均比上年增加了 15.7 倍,而 1998 年盈利额增幅平均比上年下降了 1.85 倍。人为因素和政策因素的影响,使得公司盈利不会呈随机变化趋势。

带成长因子的随机游走模型是在随机游走模型 $E_t = E_{t-1} + \epsilon_t$ 中加进上期盈利成长因子,即 $E_t = E_{t-1} + E_{t-1} + \epsilon_t$ 。

表 2 是对盈利额增量和利润率增量的自相关系数所作的描述性分析。从表 2 可以看出,自相关系数的均值在 1% 的水平下显著地为负,盈利额的自相关系数平均是 - 0.16616,而利润率增量的自相关系数平均是 - 0.17444,两者非常接近。图 1 和图 2 是盈利额增量相关系数和利润率增量相关系数的分布图。如果盈利遵循随机游走模型(1)的话,盈利(利润率)增量自相关系数应该大部分集中在零上下,但从图 1 和图 2 看,仅有 23%(20%)的公司其盈利额增量(利润率增量)自相关系数落在 - 0.15 至 0.15 之间。25%(31%)的公司其盈利额增量(利润率增量)自相关系数落在 - 0.45 至 - 1 之间,8%(12%)的公司其盈利额(利润率增量)自相关系数落在 0.45 至 1 之间。因此大部分公司的盈利额(利润率)不遵循随机游过程。

表 2 1995 年 1 月 1 日之前上市公司盈利额增量及利润率增量自相关系数描述性统计分析

项目	均值	T:Mean = 0	显著水平	最大值	中值	最小值
盈利额增量 自相关系数	- 0.16616	- 3.9487	0.0009	0.936558	- 0.22163	- 0.96733
利润率增量 自相关系数	- 0.17444	- 3.75815	0.0001	0.992204	- 0.28205	- 0.92295

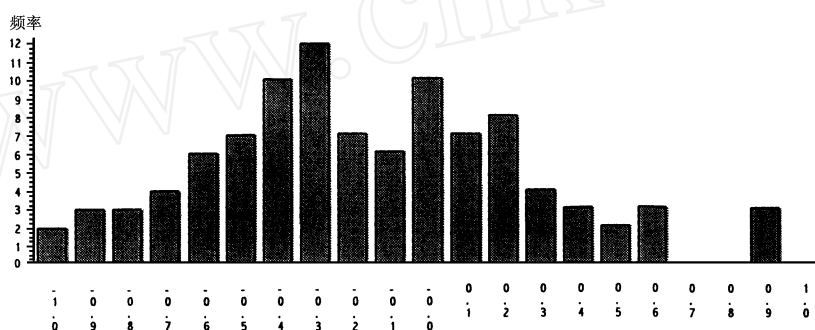


图 1 盈利额增量自相关系数分布

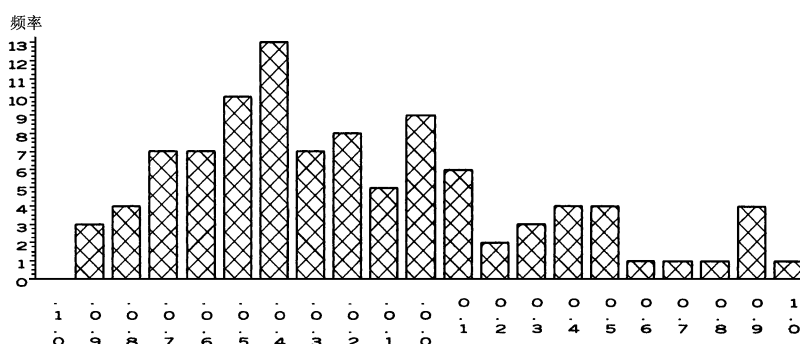


图 2 利润率增量自相关系数分布

表 3.1 和表 3.2 是按式(3)和式(4)对盈利额和利润率增量进行标准化后,所作的描述性统计,以及以 $\frac{1}{it-1}$ 与 $\frac{2}{it}$ 配对成共 400 对盈利额(利润率)增量所求得的相关系数。

表 3.1 和 3.2 的结果显示上市公司盈利增量在 1% 的水平下呈负相关关系(- 0.17218 和 - 0.17444)。这个结果与自相关系数的均值(见表 2)非常接近,这进一步证伪了盈利增量不存在自相关性的假设。可以认为,由于中国上市公司普遍存在上市包装和配股权的盈余管理,以及由于国家会计政策的不稳定,使得大多数上市公司的盈利并不遵循随机游过程。

表 3.1 1995 年 1 月 1 日之前上市公司标准化的盈利额增量描述性统计及相关分析

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
E_t	400	0.0000025	1.001250	- 1.731970	1.731753
E_{t-1}	400	0.003589	1.001246	- 1.731860	1.730376
$\text{Corr}(E_t, E_{t-1})$	- 0.17218(0.0005) *				

*括号内为显著性水平

表 3.2 1995 年 1 月 1 日之前上市公司标准化的利润率增量描述性统计及相关分析

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
E_t	400	0.00000067	1.001252	- 1.726000	1.721840
E_{t-1}	400	0.00000031	1.001252	- 1.728540	1.727047
$\text{Corr}(E_t, E_{t-1})$	- 0.17444(0.0005) *				

*括号内为显著性水平

(三)带成长因子的随机游走模型的检验

以上我们证实了上市公司盈利基本不遵循随机游走过程,公司前后年度间盈利增量存在自相关性。虽然如此,上市公司的盈利也不会遵循带固定成长因子的游走模型。假设我们的样本满足带固定成长因素的游走模型,即 $E_t = E_{t-1} + E_{t-1} + \epsilon_t$ (5)

则有 $E_t = E_{t-1} + \epsilon_t$ 可得到 $E_t = E_1 + \sum_{i=1}^t \epsilon_i$

假设 $E(\epsilon_t) = 0, \text{Var}(\epsilon_t) = \sigma^2$, 则 $E(E_t) = E(E_{t-1}) = u$

$\text{Var}(E_t) = \text{Var}(\sum_{i=1}^t \epsilon_i) = t \sigma^2, \text{Var}(E_{t-1}) = (t-1) \sigma^2$

$\text{Cov}(E_t, E_{t-1}) = E(E_t * E_{t-1}) - E(E_t) * E(E_{t-1}) = (t-1) \sigma^2$

则 $\text{Cov}(E_t, E_{t-1}) = \text{Cov}(E_t, E_{t-1}) / [\text{Var}(E_t) * \text{Var}(E_{t-1})]^{0.5} = (1 - 1/t)^{0.5}$

当 $t=2$ 时, $\text{corr}(E_t, E_{t-1}) = 0.7071$

但从盈利增量的自相关系数的分布看(见表 2、图 1 和图 2),不到 3%(7%)的公司其盈利额(利润率)增量的自相关系数大于 0.7。而自相关系数的均值(- 0.16616 和 - 0.17444)与 0.7071 相差甚远。因此中国上市公司的盈利满足带固定成长因素的随机游走模型的假设是不成立的。

三、进一步的证据—盈利增量的自相关性对盈利预测模型的影响

上述我们证实了,多数上市公司的盈利增量具有自相关性,而自相关性的存在使得随机游走模型的参数 OLS 估计的方差增大,从而不再具有最优性质。而且参数显著性 t 检验失效,预测精度降低。虽然上市公司的盈利增量存在自相关性,自相关的程度却随着不同公司的行为和时期的不同而不同,特别是存在负自相关的情况下,带固定成长因子的游走模型会产生更大的误差。本节将根据自相关程度建立回归模型,并与随机游走模型和带固定成长因子的游走模型加以比较。为此,我们将盈利增量自相关系数处于两个极端的公司组成两个样本组合,来检验盈利增量自相关性对预测模型的影响。

在盈利额指标下,盈利增量自相关系数落入 0.3 至 1 之间的公司组成样本组合 (含 12 个公司),落入 - 0.6 至 - 1 之间的公司组成组合 (含 14 个公司)。在利润率增量指标下,利润率增量自相关系数落入 0.5 至 1 之间的公司组成样本组合 (含 14 个公司),落入 - 0.6 至 - 1 之间的公司组成样本组合 (含 19 个公司)。表 4 是四个样本组合的描述性统计分析。表 4 中的自相关系数是用横截面与时序混合数据求得的,四个组合除组合 在 5%水平下显著外,其余均在 1%水平

下具有较强的自相关性,特别是组合 ,表现得更为明显。可以预见,四个组合的预测模型有较大的差别,这不是单一的随机游走模型或带固定成长因子的游走模型能较好拟合的。为此我们用这四个组合对几个模型进行比较。表 5.1、表 5.2、表 5.3 和表 5.4 是四个组合下随机游走模型、带固定成长因子游走模型和考虑增量因素的回归模型(6)(见表 5.1—5.4)的比较。从四个表来看,考虑了增量因素的回归模型不管从拟合优度看,还是从残差平方和看,比起随机游走模型和带固定成

表 4 盈利增量及利润率增量描述性统计和自相关分析

样本组合	盈利增量均值					自相关系数 (显著水平)
	1995 年	1996 年	1997 年	1998 年	1999 年	
组合 (0.3 < r < 1)	3240.534	4082.617	8125.583	- 4329.296	- 11940.031	0.42792(0.0024)
组合 (- 1 < r < - 0.6)	- 2942.676	2083.496	289.844	929.246	- 246.516	- 0.2703(0.0439)
组合 (0.5 < r < 1)	- 0.02375	- 0.01681	- 0.00606	- 0.00333	- 0.00147	0.62006(0.001)
组合 (- 1 < r < - 0.6)	- 0.03103	0.00533	0.00385	- 0.01120	- 0.00379	- 0.3354(0.0031)

表 5.1 样本组合 (盈利额增量自相关在 0.3 至 1 之间)下随机游走模型、带成长因子模型和回归模型的比较

模型	拟合优度 R-square	残差平方和(RSS)
(1) $E_t = E_{t-1} + \epsilon_t$	0.7364	37204430841
(5) $E_t = E_{t-1} + E_{t-1} + \epsilon_t$	0.7640	33314088004
(6) $E_t = b_1 E_{t-1} + b_2 E_{t-1} + \epsilon_t$	0.8832	16491393016

模型(6)的回归结果为: $E_t = 0.642865(11.338) E_{t-1} + 1.154704(6.885) E_{t-1}$

表 5.2 样本组合 (盈利额增量自相关在 - 0.6 至 - 1 之间)下随机游走模型、带成长因子模型和回归模型的比较

模型	拟合优度 R-square	残差平方和(RSS)
(1) $E_t = E_{t-1} + \epsilon_t$	0.4729	1174677815
(5) $E_t = E_{t-1} + E_{t-1} + \epsilon_t$	0.0000	3908247255
(6) $E_t = b_1 E_{t-1} + b_2 E_{t-1} + \epsilon_t$	0.5571	986916961.38

模型(6)的回归结果为: $E_t = 0.763532(7.742) E_{t-1} + 0.121628(0.859) E_{t-1}$

表 5.3 样本组合 (利润率增量自相关在 0.5 至 1 之间)下随机游走模型、带成长因子模型和回归模型的比较

模型	拟合优度 R-square	残差平方和(RSS)
(1) $E_t = E_{t-1} + \epsilon_t$	0.8989	0.0148584
(5) $E_t = E_{t-1} + E_{t-1} + \epsilon_t$	0.9139	0.012651
(6) $E_t = b_1 E_{t-1} + b_2 E_{t-1} + \epsilon_t$	0.9526	0.00697

模型(6)回归结果为: $E_t = 0.932168(28.876) E_{t-1} + 0.430041(4.745) E_{t-1}$

表 5.4 样本组合 (利润率增量自相关在 - 0.6 至 - 1 之间) 下随机游走模型、带成长因子模型和回归模型的比较

模型	拟合优度 R-square	残差平方和 (RSS)
(1) $E_t = E_{t-1} + \epsilon_t$	0.4406	0.223714
(5) $E_t = E_{t-1} + E_{t-1} + \epsilon_t$	0.0000	0.66033
(6) $E_t = b_1 E_{t-1} + b_2 E_{t-1} + \epsilon_t$	0.4911	0.20354

模型 (6) 回归结果为: $E_t = 0.855439(8.449) E_{t-1} - 0.290832(-1.892) E_{t-1}$

表 6 对样本组合 和组合 的盈利增量进行标准化后模型 (6) 的回归结果

样本组合 模型 (6) $E_t = b_1 E_{t-1} + b_2 E_{t-1} + \epsilon_t$ 的参数 (t-统计值) 及 R-square			
组合	$b_1 = 0.774205(9.070)$	$b_2 = -1511.476738(-2.746)$	R-square = 0.6061
组合	$b_1 = 0.886251(9.199)$	$b_2 = -0.019975(-3.388)$	R-square = 0.5381

长因子的游走模型都有明显的改善。特别是在盈利增量呈负自相关的情况下,带固定成长因子的游走模型其拟合度非常差。可以说,运用带固定成长因子的游走模型将导致错误的结论。

表 5.2 和表 5.4 的结果有些反常。按理说盈利增量变量的参数应该显著,因为在模型中加进盈利增量,显著地提高了回归模型的拟合优度。我们怀疑是盈利变量与盈利增量变量共线性所造成的结果,因为对于盈利呈剧烈波动的公司来说,基本上是由于粗劣的盈余操纵行为的存在,即在某一年度内由于确认了大量的应计利润来提高盈利,在后续年度消化该应计利润时必然带来盈利的下降,从而形成明显的盈利增量负自相关性。为此,我们对这两个样本组合的盈利与盈利增量进行相关性分析,结果证实了两者存在较强的相关关系。样本组合 同年度盈利额与盈利额增量的相关系数在 0.01% 的水平下为 0.54127,样本组合 同年度的利润率与利润率增量的相关系数在 0.01% 的水平下为 0.58163。也就是说这两组合样本公司当年的盈利中有一半以上是由增量所带来的,如果本年是增加一倍的利润的话,下年就是减少六成以上的利润(上年所多确认的应计利润会在以后年度逐渐被消化),这种现象如果不是人为操纵的话,就很难解释了。由此可见中国上市公司盈余操纵之严重。由于变量间存在不完全共线性,其解决的办法是对盈利增量数据加以标准化。表 6 是将盈利增量数据标准化后对模型 (6) 进行回归的结果,结果呈示标准化后的盈利增量系数均达到 1% 的显著性水平,而且回归拟合优度也有显著的提高。

四、总结

西方的多数研究结果表明,个别企业的盈利变化过程大致可由随机游走过程来表述 [Watts and Zimmerman, (1986) 1999], 这为后期的学者利用盈利数据进行实证研究提供了基础。中国的某些学者不加检验地引进了西方的研究成果,即假设企业的盈利遵循随机游走过程,甚至认为企业的盈利应该遵循带成长因素的随机游走过程。实际情况如何呢? 经过检验,我们发现,上市公司盈利额及总资产利润率并不遵循随机游走过程抑或带成长因子的随机游走过程,从而否定了这两个假设。在单变量模型中加进盈利增量变量后,模型的拟合优度得到很大的提高。在盈利率增量自相关水平在 0.5—1 之间的样本组合中,模型拟合优度甚至达到了 95.26% 之高,能够用来对未来盈利进行准确的预测。

我们的实证结果不仅对我国的实证研究有重大的意义,而且有助于财务分析师正确地运用预测模型对公司未来盈利加以检验,同时对鉴别上市公司的盈余操纵有一定的指导作用。我们的分析发现,在盈利增量呈负自相关的情况下,带固定成长因子的游走模型其拟合度非常差;更进一步

地可以说,运用带固定成长因子的游走模型将导致错误的结论。同时,该研究提醒投资者,对盈利增量有较强的负自相关性的公司要特别小心,因为较强的盈利增量负自相关性可能缘于管理当局

的盈余操纵。

值得注意的是,我们只是指出目前中国股票上市公司的盈利并不遵循随机游走模型所描述的水平线发展趋势,这并不意味着将来仍然如此。我们认为,待中国股票市场发展得较为成熟之时,特别是对配股权以及对盈余管理加以严格管制之后,当股票上市公司基本上处于平稳发展阶段时,公司的年度盈利很可能可以由随机游走模型较好地描述。这个过程到底需要多长的时间,估计不会太久。另外,目前中国的股票投资者(或称股民)是如何对盈利进行预测的,我们不得而知。股票市场是否能正确地反映未预期利润,也还需作进一步的研究。

参考文献

- 林舒、魏明海,2000:《中国 A 股发行公司首次公开募股过程中的盈余管理》,《中国会计与财务研究》第 2 期。
- 刘波(主编),1997:《中国证券市场实证分析》,学林出版社。
- 陆建桥,1999:《中国上市公司盈余管理实证研究》,《会计研究》第 9 期。
- 瓦茨,罗斯, L. 齐默尔曼,杰罗尔德, L., 1999:《实证会计理论》,东北财经大学出版社。
- 徐宗宇,1998:《盈利预测及其可靠性》,《证券市场会计问题实证研究》,上海财经大学出版社。
- 赵宇龙,1998:《会计利润的信息含量》,《证券市场会计问题实证研究》,上海财经大学出版社。
- Albrecht, W. S., Lookabill, L. L. and Mckeown J. C., 1977, "The Time Series Properties of Annual Earnings", *Journal of Accounting Research* 15 (Autumn 1977), 216—224.
- Ball, R. J. and brown, P., 1968, "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers", *Journal of Accounting Research* (1968. 6), pp. 159—178.
- Ball, R. J., Lev, B. and Watts, R., 1976, "Income Variation and Balance Sheet Composition", *Journal of Accounting Research* 14 (Spring 1976), 1—9.
- Bartov, Eli, 1992, "Patterns in Unexpected Earnings as An Explanation for Post-Announcement Drift", *The Accounting Review*, (July 1992).
- Beaver, W. H., 1970, "The Time Series Behavior of Earnings, Empirical Research in Accounting", Supplement to Vol. 8 of *Journal of Accounting Research*, 62—99.
- Dechow, Patricia M., Kothari, S. P. and Watts, Ross L., 1998, "The Relation between Earnings and Cash Flows", *Journal of Accounting and Economics* 25 (1998) 133—168.
- Foster, G., 1977, "Quarterly Accounting Data: Time-Series Properties and Predictive-Ability Results", *The Accounting Review* 52 (January 1977), 1—21.
- Griffin, P. A., 1977, "The Time-Series Behavior of Quarterly Earnings: Preliminary Evidence", *Journal of Accounting Research* 15 (Spring 1977), 71—83.
- Lookabill, L. L., 1976, "Some Additional Evidence on the Time Series Properties of Accounting Earnings", *The Accounting Review* 51 (October 1976), 724—738.
- Sloan, Richard G., 1996, "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?", *The Accounting Review* (July 1996), 289—315.
- Watts, R., 1970, Appendix A to "Information Content of Dividends", Unpublished Working Paper, University of Chicago.
- Watts, R., 1975, "The Time Series Behavior of Quarterly Earnings", Unpublished Working Paper, Australia: University of Newcastle.
- Watts, R., 1978, "Systematic Abnormal Returns After Quarterly Earnings Announcements", *Journal of Financial Economics* 6 (June-September 1978), 127—150.
- Watts, R., and Leftwich, R. W., 1977, "The Time Series of Annual Accounting Earnings", *Journal of Accounting Research* 15 (Autumn 1977), 253—271.

(责任编辑:晓 喻)(校对:凌)

Abstracts of Key Papers in English

Information Structure, Interest Group and Public Policy : The Theoretical Problem in the Selection of Present financial Supervision System

Lu Lei

This paper constructs an analytical framework in which issues of current financial supervision policy process could be discussed. The main idea is that the interest group consisting of a few of financial magnates, damages the social welfare and the financial market by colluding with the regulatory authorities during the policy making process. Some policy suggestions are provided as a conclusion. First, the market entry regulation should be liberalized gradually in order to increase the number of institutions. Second, information disclosure requirement should be necessarily applied not only for financial institutions, but also for the regulators.

An Empirical Analysis of Earnings Behavior in Chinese Stock-listed Firms

Huang Zhizhong & Chen Long

Most western studies find that random walk model (RWM) can describe individual firms' earnings approximately. Our findings provide a base for the later researchers who do further empirical studies by taking advantage of these earnings data. Some Chinese scholars take the foreign findings for granted, that is, they assume that earnings also obey RWM in China. They even believed that earnings should obey modified RWM that involves growth variable. But this is not the fact. This paper uses a sample of firms that had listed on the Shanghai Stock Exchange before January 1, 1995, and analyses the earnings reports in the successive 6 years by using different kinds of statistical methods. This empirical analysis generates the following major insights: firstly, neither earnings nor ROA abide by RWM or modified RWM; secondly, from the statistical analysis of two sample portfolio whose earnings' growth is strongly and negatively autocorrelated, the regression's R-square is increased greatly once the variable of earnings' growth is added into the autoregressive model; and finally, with the significant improvements of several statistical indications, the model of $E_t = b_1 E_{t-1} + b_2 \Delta E_{t-1} + \epsilon_t$ can better describe the earnings' behavior of sample firms.