

# 上海股票市场β系数稳定性的实证研究

厦门大学 高鸿桢 郭济敏

β系数是衡量证券(或证券组合)系统性风险大小的指标。它在现代金融投资领域如证券资产定价以及证券组合管理中发挥着重要的作用。但是,人们所能获得的仅是依历史数据估计的β历史值。因此,β系数的稳定性成为投资实践中的一个关键问题。本文将对上海股票市场单个股票以及股票组合的β系数的稳定性进行实证研究,以便为β系数在我国证券投资中的科学运用提供依据。

## 一、β系数及其测定的理论背景

按照威廉·夏普的资本资产定价模型,在证券市场上,由于非系统风险可以通过投资分散化加以消除,所以市场参与者对该种风险不会获得收益补偿,而对预期收益产生影响的只能是无法分散的系统性风险,在均衡条件下

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f]$$

其中, $E(R_i)$ 表示股票*i*的预期收益率,

$R_f$ 代表无风险利率,

$E(R_M)$ 为市场组合的预期收益率,

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(R_i, R_M)}{\sigma^2(R_M)}$$

是股票*i*的β系数,表示收益率变动对市场组合收益率变动的敏感度,因此β可用于衡量该股票的系统性风险的大小。在其它变量保持不变情况下,β越大,该证券的系统性风险也越大,其预期的收益也越高。

但是,资本资产定价模型是一个理想化的模型,在实证研究中,常用单指数模型来估计证券的β值。单指数模型为:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + e_{it}$$

其中: $R_{it}$ 表示股票*i*在时间*t*时的收益率

$R_{Mt}$ 表示市场组合在时间*t*的收益率

$\alpha_i$ ,  $\beta_i$ 为待估计的系数,而β正是CAPM模型中的β, $e_{it}$ 为回归残差。对该模型利用一元线性最小二乘回归,得出的β值即是证券*i*的β系数的估计值。证券组合的β系数等于单个证券β值的加权平均值。

$$\beta_p = \sum_{i=1}^n W_i \beta_i$$

其中, $W_i$ 为第*i*个证券在证券组合市场价值中所占的比例; $n$ 为证券组合中包含的证券个数。

## 二、样本的选取及数据来源

上海股票市场于1990.12.19日开市,但股市规范化始于1993年。截至1993年1月1日,

仅有 23 家 A 股上市交易。考虑到样本容易的充分性，我们把研究的时间段定在 1994.1.1—1997.12.31，并且从中选取 100 只 A 股作为样本。本文所用的原始数据取自 (1)《中国证券市场年报》，(2) 上海证券交易所《市场统计月报》，(3)“钱龙”软件静态资料。

在实证研究中，常用股票市场指数代替市场组合。由于本文研究对象为上海股市中所有的 A 股股票。因此，选取上证 A 股指数作为市场组合。

在确定收益率时，必须考虑以下两个问题：(1) 收益率计算的时间距的选择。由于时间间隔越短，产生的样本数量也就越多，回归有效性越好。在本研究中，对每只股票来讲，最多有 47 个月收益率数值，而周收益率有 202 个样本值，因此，采用以周为时间间隔计算收益率。(2) 收益率计算的完整性。为了正确反映在计算期内股票的收益率，必须考虑计算期内股票分割、股息发放、送红股以及配股对收益率的影响。因此，本文采用下式计算股票收益率：

$$R_{it} = \frac{P_{i,t+1} - \frac{P_{it} + n_{i1}P_{it}}{1 + n_{i1} + n_{i2}} + d_i}{\frac{P_{i1} + n_{i1}P_{i1}}{1 + n_{i1} + n_{i2}}}$$

其中， $P_i$  为股票  $i$  配股价格， $P_{it}$  为  $t$  期的周收盘价， $n_{i1}$  为相应的配股比例， $n_{i2}$  为送股比例， $d_i$  为股息；另外，由于上证 A 股指数的计算已对股票的分割、送配以及股票新上市等情况作了相应的调整，因此，A 股指数收益率公式为：

$$R_{Mt} = \frac{I_{t+1} - I_t}{I_t}$$

其中， $I_t$  为  $t$  期 A 股收盘指数。

### 三、实证检验

(一) 检验方法：邹氏检验法。

“邹氏检验法”是方差分析的应用之一。它用于判断结构在预先给定的时点是否发生了变化。其原理是：设容量为  $n_1, n_2, \dots, n_k$  的  $k$  个预测样本，相应的回归方程为：

$$y_i = \alpha_i + \beta_i X_i + \epsilon_i \quad (i=1, 2, \dots, k)$$

$$x^{(i)} = \begin{bmatrix} x_{i1} \\ \vdots \\ x_{in} \end{bmatrix} \quad y^{(i)} = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ \vdots \\ y_{in} \end{bmatrix} \quad x^{(i)} = \begin{bmatrix} 1 & X_{i1} \\ \vdots & \vdots \\ 1 & X_{in} \end{bmatrix}$$

$$\alpha^{(i)} = \begin{bmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{bmatrix} \quad (i=1, 2, \dots, k)$$

零假设为  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k$ ；那么引建立(1)无约束模型

$$\begin{bmatrix} y^{(1)} \\ \vdots \\ y^{(k)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^{(1)} & 0 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & X^{(2)} & 0 & \dots & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & X^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_k \end{bmatrix},$$

(2)有约束模型

$$\begin{bmatrix} y^{(1)} \\ \vdots \\ y^{(k)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I & 0 & 0 & \cdots & \cdots & X^{(1)} \\ 0 & I & 0 & \cdots & \cdots & X^{(2)} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & I & X^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_k \\ \beta^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_k \end{bmatrix}, \text{其中: } I = \begin{bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}_{(n_1 \times 1)}$$

对上述两个模型用线性最小二乘法产生残平方和分别记为  $RSS_2$ 、 $RSS_3$ 。则检验统计量为

$$F = \frac{(RSS_3 - RSS_2) / (k - 1)}{RSS_2 / (n - 2k)}$$

其  $F < F_\alpha$ 。说明  $\beta$  之间的差异在  $\alpha\%$  的置信水平下是不显著的，因此可以接受零假设，即

$$\beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_k。$$

本文利用该法检验单个股票以及股票组合的  $\beta$  系数的稳定性。

### (二) 单个股票 $\beta$ 系数的稳定性。

我们把四年时间分成三组进行研究。第一组：以 1994 年、1995 年为研究时间段，检验单个股票的  $\beta$  系数在 1994、1995 年间是否发生变化；第二组：以 1996、1997 年为研究时间段，检验单个股票的  $\beta$  系数在 1996、1997 年间是否发生变化；第三组以四年为研究时间段，检验单个股票的  $\beta$  系数在四年内是否稳定。

首先，检验单指数模型的拟合情况。结果表明：在每一组中，所有样本股票对应的单指数模型拟合度都很好。无论是  $\beta$  的  $t$  统计量值，回归方程的可决系数  $R^2$  还是  $F$  统计量值都顺利通过相应的统计检验。表 1 为稳定性检验结果简表。表中列出了在不同的置信水平下，各组满足  $F < F_\alpha$  的样本比例值。

表 1 稳定性检验

置信水平	第一组	第二组	第三组
$\alpha = 0.01$	58%	98%	56%
$\alpha = 0.05$	47%	92%	43%

表 1 显示：无论在何种置信水平下，第二组  $\beta$  系数稳定的个股比例超过 90%，由此我们可认为上海股市的  $\beta$  系数在 1996、1997 年间是稳定的。而第一组在  $\alpha = 0.01$  时， $\beta$  系数稳定的股票比例为 58%，而在  $\alpha = 0.05$  下，仅为 47%，可见 1994、1995 年间上海股市整体而言  $\beta$  系数的稳定性弱于 1996、1997 年。从样本股票每年  $\beta$  系数的均值指标看（表 2），1994 年、1995 年两年样本的  $\beta$  的平均值相差 0.15043； $\beta$  的中值相差 0.18657；大于 1996、1997 年的相应值（0.031956、0.018311）。导致这一现象的原因主要是：（1）中国股市从 1990 年至 1994 年基本上处于“放手发展”的初步阶段，有效的监管措施尚未建立，上市流通的股票远小于投资者的需求，因此股市的投机气氛相当浓厚。另外，1994 年的股票交易制度与随后三年不同，采用“T+0”制度，投资者可当天买卖同一只股票。该制度对股市的投机起到推波助澜的作用。投机气氛的过度浓厚导致 1994 年个股相对指数的波幅大于随后三年。1994 年样本平均  $\beta$  系数为 1.11639，在四年中高居首位。经过几次大的狂升和暴跌之后，从 1995 年开始，无论是市场参与者还是管理者逐渐进入较为稳健时期，股市的发展迈入“治理规范”的阶段，各项监管规范措施相继出台，“T+1”的交收制度取代了过去的“T+0”，同时，随着时间的推移，股票的供需缺口也在逐渐缩小。结果，各股股价相比指数的波动渐趋平缓。从 1995 年开始，平均  $\beta$  系数在“1”上下窄幅波动，即平均而言，各股收益率波动基本上与大市持平。（2）进一步深入分析  $\beta$  系数不稳定的个股可发现它们曾经都是“热门股”。“热门股”的特点是它的活

跃是不可能持久的，往往是“今年明星，明年黄花”。个股一旦成为“热门股”，则该股股价的波幅强于大盘，一旦沦为“冷门股或一般股”，那么其股价的波幅弱于大盘或仅与大盘持平。

因此，“热门股”的 $\beta$ 系数多不稳定。

1994、1995年，整个大市除了几次短暂的暴涨外，基本上处于“低迷阶段”。此时的市场特征是：热门股极度活跃，不仅题材多样；“小盘股”、“购并板块”、“纺织概念股”、“老牌庄股”、“新股”、“异地股”等异彩纷呈；而且热门股的炒作持续的时间也较长或时有反复，因此这一段期间 $\beta$ 系数不稳定的个股比例较高。表3为部分热门股1994、1995年间的 $\beta$ 系数一览表。1996、1997年，大市进入“逐步上升”的阶段，虽然也存在“热门股”的炒作，但是题材的多样性有所减弱，而且炒作持续时间也较短，个股活跃的主线主要是绩优股。大部分股票在这两年内随大市波动的幅度变化不大。因此，1996、1997年间 $\beta$ 系数不稳定的股票明显减少。虽然1994、1995年间上海股市 $\beta$ 系数稳定的个股比例小于1996、1997年。但是表1显示，在 $\alpha=0.01$ 下，三组中稳定的个股比例超过50%。即使是在 $\alpha=0.05$ 下，稳定个股的比例也超过了40%。而且，从表2可知，四年 $\beta$ 系数的均值的波动幅度最大仅为0.15043。因此，可以认为上海股市无论是在较短的两年内，还是较长的四年内， $\beta$ 系数都具有一定的稳定性。

表2  $\beta$ 系数估计值的统计指标

时间	均值	方差	中值
94.1.1—94.12.31	1.116397	0.050886	1.140683
95.1.1—95.12.31	0.965967	0.043045	0.954109
96.1.1—96.12.31	1.039337	0.031641	1.042356
97.1.1—97.12.31	1.061292	0.067241	1.060667

表3 部分热门股1994、1995年 $\beta$ 系数

股票名称	题材类型	1994年	1995年
联合	小盘、纺织	1.2225	0.9263
嘉丰	小盘、纺织	1.5630	0.9074
联合化纤	小盘、纺织	1.3534	0.8314
广电	老牌庄股	1.0063	1.3419
飞乐	购并股	1.419138	1.0857
浙凤凰	异地、庄股	1.1971	0.4028
鞍山合成	购并、小盘	1.4201	1.0055
天津磁卡	异地、庄股	1.5119	0.7611
龙头	小盘纺织股	1.4839	0.8776
棱光	购并	1.2088	0.6697
广华	外资购并	1.3435	0.9870

### (三) 股票组合的 $\beta$ 系数的稳定性试验。

在证券组合理论中，经常提及的一点是通过适当的组合可以达到分散风险的目的。那么，通过适当的组合能否提高 $\beta$ 系数的稳定性呢？我们以在置信水平5%下，1994、1995年间 $\beta$ 系数不稳定的股票为样本试验了若干组合。我们在53个样本中选取了52个，先按照每4个一组的方式检验了13个组合；再按照13个一组的方式检验了4个组合；再按照26个一组的方式检验了2个组合；最后再将全部53个样本合成一组用“邹氏检验法”对每一个组合的 $\beta$ 系数的稳定性进行检验。结果显示：在5%的置信水平下，所有组合的 $\beta$ 系数都不稳定。由于类似的组合方式很多，无法一一列举，所以由以上试验的结果尚不足以得出“通过组合的方式无法达到稳定 $\beta$ 系数的目的”这样的结论，但至少可以说“想通过组合的方式来稳定 $\beta$ 系数是不容易的”。

本文运用“邹氏检验法”对单个股票以及股票组合的 $\beta$ 系数的稳定性进行研究。结果表明：  
(1) 在上海股市，无论是较短的两年内，还是较长的四年内都存在相当比重的个股的 $\beta$ 系数是稳定的。(2)  $\beta$ 系数的稳定性与股市所处的发展阶段有关。当股票市场由不规范的发展初期向规范成熟期过渡时，会导致 $\beta$ 系数的不稳定。而当股市进入规范成熟期时， $\beta$ 系数的稳定性就会增强。(3)  $\beta$ 系数的稳定性也与股票的市场特性有关。股性活跃的个股， $\beta$ 系数多不稳定，而股性一般的个股， $\beta$ 系数相对稳定。(4) 利用股票组合的方式不足以提高 $\beta$ 系数的稳定性。在上海股市发展进入相对规范、成熟时期，投资者可结合个股的特性，利用历史的 $\beta$ 值进行短期的投资决策。但是，在得出上述结果时，应该强调的是“邹氏检验法”是一种统计检验方法。检验结果表明 $\beta$ 系数稳定的个股，并不意味着各期的 $\beta$ 系数绝对的相等。因此，若用历史 $\beta$ 系数值进行有关的投资决策，会产生一定的误差。为了缩小决策误差，需在历史 $\beta$ 值的基础再进行更深入的分析以获得更准确的 $\beta$ 值。

作者单位：厦门大学统计学系

邮 编：361005

书讯：

詹 虹 编著 《组织行为学》

厦门大学出版社出版发行

组织行为学作为当代管理理论和管理实践的一个重要组成部分，其发展已有将近一个世纪的历史。在这门学科的形成与发展过程中，“系统观”和“权变观”始终贯穿其中。系统的思想方法给人们提供一种从整个组织（系统和子系统）及其环境（超系统）的相互作用中分析组织的心理和行为的方法，为系统与管理理论的汇合及分析组织内部各分系统之间的关系提供了基础。权变的思想方法则打破了对管理中“最佳模式”、“普遍原则”的追求，主张根据不同的情景、不同的组织类型、不同的目标和价值，采取不同的管理策略。

基于以上这两个主要特点，本书作者在长期教学实践的基础上，吸收了国内外有关著作的长处，引用和概括了许多国内外专家学者的管理思想与观点，将组织行为按照个体行为、群体行为、领导行为、整个组织的行为这样的层次分别进行了系统分析。

（金燕）