

资本资产定价模型的实证研究^{*}

陈浪南 屈文洲

(厦门大学财金系 361005)

本文试图运用上海股票市场的数据,对资本资产定价模型进行实证检验,尤其注重在CAPM模型中举足轻重的 β 值的分析和测量上,并根据股市中的三种市场格局(上升、下跌和横盘)划分了若干的时间段进行分析,进而检验 β 的解释力。

一、CAPM 实证检验述评

(一)传统实证研究对CAPM的支持

Black、Jensen 和 Scholes (1972)把注意力集中在证券市场线上。我们知道,如果市场投资组合是高效的,那么,意味着一个线性、正斜率的关系应该存在于 β 值与期望收益率之间。Black、Jensen 和 Scholes (1972)的经验检验被用来证明证券市场线的这些性质。

另一个对CAPM的经典实证研究是由Fama和MacBeth (1973)进行的。他们的研究与Black、Jensen 和 Scholes (1972)最根本的不同之处是他们试图在前一时期估计的风险变量基础上预测投资组合未来的收益率。

(二)对CAPM的挑战

Banz (1981)对CAPM的检验中加入了公司规模这个因子,并对CAPM提出批评。他发现在适当调整股票的风险后,CAPM中那些市值较小公司的股票平均收益率比那些大公司高出许多。这就是著名的公司股本规模效应。

Fama 和 French (1992)考虑了是否存在其他因素能够解释横截面上的差异。除了加入公司股本因素外,他们还将公司收益的账面值与市值之比(BE/ME)作为解释因素。他们发现这个比率能解释平均收益率在横截面上的大部分变动。

但是,Fama 和 French (1992)采用与Fama 和 MacBeth (1973)相同的实证方法进行研究,却得到了完全相反的结论:后者的研究表明收益率与风险存在正的相关关系,而前者的研究却发现两者根本不存在任何关系。Fama 和 French (1992)把产生不同结果的原因归于他们采用了不同的样本周期。

上述几个著名的实证研究表明: β 值无法解释平均收益率在横截面上的变动。

(三)近期实证研究对CAPM的支持

Kothari, Shanken 和 Sloan (1995)对Fama 和 French (1992)研究结果的分析主要集中在 β 值的系数上。他们认为这个估计值具有较大的标准差。这说明,在较大的置信区间上 β 值的系数有较大的取值范围,统计上不能认为其只能是负值。Amihud, Christensen 和 Mendelson (1992)进一步发现如果使用更有效的统计方法,那么平均收益率和 β 值关系的估计值是正的而且是显著的。

Black (1993)认为,Banz (1981)提出的公司规模效应只是在某个样本时期内才能出现。这个结果也被Jagannathan 和 McGrattan (1995)的研究所证实。

^{*} 本文系国家自然科学基金课题《我国开放型市场经济条件下货币和财政政策的协调机制》、《国债管理系统研究》、国家教委社科基金课题《市场经济条件下财政政策和货币政策研究》、中加教育合作课题《公开信息与市场活动相关性研究》的成果之一。

至于权益的账面值与市值之比 (BE/ME), Fama 和 French (1992) 发现其能有效地解释收益率在横截面回归中产生的差异。但是 Kothati Shanken 和 Sloan (1995) 指出, 在 Fama 和 French (1992) 从 Compustat 公司所获得的数据中存在着某些问题。

现在大部分经济学家对 Fama 和 French (1992) 实证结果的反应是力图寻找另一个资本资产定价模型。但是 Jaganathan 和 Wang (1993) 并不这样认为。他们认为, 缺乏对 CAPM 的实证支持应归于那些为了使实证检验方便而设立的不适当的假设条件。

二、上海股票市场 CAPM 实证研究的设计

(一) 研究方法

采用双程回归技术, 第一程是用时间序列回归求 β 值, 第二程回归在性质上是横断面的, 通过观察值的最佳拟合线就是证券市场线的估计, 最后构造相应的模型, 并进行统计检验分析。

(二) 数据的选取

1. 研究对象(股票市场)

本文选取上海股市为研究对象主要基于以下两个原因: (1) 资料可得性。上海股市尽管于 1996 年 7 月 1 日正式发布了上证 30 指数, 但其综合指数依旧发布至今, 因而为计算市场收益率提供了基本数据。(2) 国内已有的关于 CAPM 实证研究的论文多是以上海股市为研究对象, 故为本文的结果提供了对照比较的对象。

2. 时间段的确定

本研究中, 选取 1994 年 1 月 4 日到 1998 年 12 月 31 日作为研究的时间段; 再根据股市中的三个市场格局(上升、下跌和横盘)划分为若干子时间段。时间段的划分如图 1 所示。

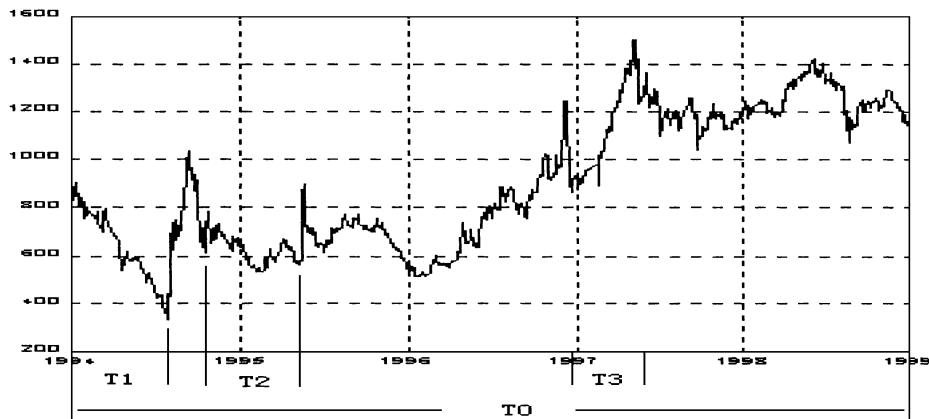


图 1

(全时间段) T0: 1994 年 1 月 4 日至 1998 年 12 月 31 日 (下跌段) T1: 1994 年 1 月 4 日至 1994 年 7 月 29 日
(横盘段) T2: 1994 年 10 月 14 日至 1995 年 5 月 12 日 (上升段) T3: 1996 年 12 月 27 日至 1997 年 5 月 9 日

3. 市场指数的选择

本研究选择上证综合指数作为市场指数, 因为上证综合指数能够比较准确地反映整体行情的变化和股票市场的整体发展趋势, 并包括了上海股市中各种证券, 比较符合 CAPM 中所描述的市场组合。而且上证综合指数是一种价值加权指数, 符合 CAPM 市场组合构造的要求。

4. 无风险利率的确定

在国外研究中, 常以一年期的短期国债利率或银行同业拆借利率来代替无风险利率。但是我国目前利率还没有市场化, 且国债以长期品种为多, 因此无法用国债利率来代表无风险利率。在本

研究中，决定采用三个月的定期储蓄存款利率为无风险利率。

(三)股票收益率的确定

本研究在综合衡量后决定在 T0、T1、T2、T3 时间段选取日、周、月的收益率来分别进行实证研究并对得出的结果进行比较。本文所采用的股票收益率的计算公式如下：

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{i(t-1)} + D_{it}}{P_{i(t-1)}} \quad (i = 1, 2, \dots, 100) \quad (1)$$

其中 R_{it} 是第 i 种股票在 t 时刻的收益率； P_{it} 是第 i 种股票在 t 时刻的收盘价； $P_{i(t-1)}$ 是第 i 种股票在 $t-1$ 时刻的收盘价； D_{it} 是第 i 种股票在 t 时刻每股红利、股息等收入。

因为目前国家股、法人股不能上市流通，社会股东对它们的配股转让并不热心，因此国家股、法人股的转配股可忽略不计。

(四)上证指数收益的计算

在上证综合指数计算原则中，对股票的分割、送配以及股票新上市等情况已分别做了相应的调整，因此，可以直接按下列公式计算指数收益率 R_{mt} ：

$$R_{mt} = \frac{\text{Index}_t - \text{Index}_{t-1}}{\text{Index}_{t-1}}$$

式中： R_{mt} 表示市场组合 m 在 $t-1$ 时刻到 t 时刻的收益率； Index_t 表示市场组合 m 在 t 时刻的收盘指数； Index_{t-1} 表示市场组合 m 在 $t-1$ 时刻的收盘指数。

(五)股票系数(β 值)的估计

$$\text{估计单个股票的 } \beta \text{ 系数采用单指数模型: } R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it} \quad (2)$$

其中： R_{it} 表示股票 i 在 t 时间的收益率； R_{mt} 表示上证指数在 t 时间的收益率；

α_i, β_i 为估计的系数； e_{it} 为回归残差。

利用(2)式，进行一元线性回归，得出 β 系数的估计值 β_i 。

(六)组合的构造与收益率计算

按 β 值大小划分了 10 个股票组合后就可以计算组合的收益率。由于在现实股票市场中，投资者一般多采取等额的数量来进行投资并组成投资组合，因此在本文中对股票组合的收益率采用“简单算术平均法”，以此来更加接近现实股票市场的状况。

$$\text{简单算术平均法: } \bar{R}_{pit} = \frac{\sum R_{it}}{N}$$

其中： \bar{R}_{pit} 是第 i 个投资组合在 t 时刻的收益率； R_{it} 是第 i 只股票在 t 时刻的收益率； N 是组合中所包含的股票数。

(七)组合系数(β 值)的估计

组合 β 值的估计，采用下面时间序列的 CAPM 模型：

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt}$$

其中： R_{pt} 表示 t 时期组合的收益率， R_{ft} 表示 t 时期的无风险利率， R_{mt} 表示 t 时期的市场组合的收益率， e_{pt} 为回归的残差， α_p, β_p 为估计参数。

(八)对 β 值进行估计的其它方法

本文试图通过不同的 β 值估计方法来计算 β 值并对 CAPM 进行实验研究，最后比较各个不同 β 值的估计是否有利于提高 CAPM 的精确度。 β 值的其它估计描述如下：

1. 上升 β 值和下降 β 值的计算

许多股票在指数上升阶段相对指数的上升幅度与指数下跌阶段相对指数的下跌幅度是不一致的。如绩优股是投资者追捧的热点，股票指数处于上升阶段时，其涨幅大于指数的涨幅；股票指数

处于下跌阶段时,其跌幅小于股票指数的跌幅。这种情况表明,应用不同的 β 值来度量在股票指数上升时期和下跌时期的表现。由此引出了上升 β 系数和下降 β 系数。

某股票的上升 β 系数是指在一段时期内,选出所有指数上涨的日期,求出的该股票在这些时期内收益率对股票指数收益率作线性回归的 β 系数。某股票的下降 β 系数是指在所有指数下跌的日期,求出的该股票在这些日期内收益率对于股票指数的收益率作线性回归的 β 系数。

$$\text{上升 } \beta_i = \frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{mt}^+)}{\text{Var}(R_{mt}^+)} \quad \text{下降 } \beta_i = \frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{mt}^-)}{\text{Var}(R_{mt}^-)}$$

其中: R_{mt}^+ 表示在 t 时期指数收益率大于零的收益率; R_{mt}^- 表示在 t 时期指数收益率小于零的收益率; R_{it} 表示在 t 时期第 i 只股票的收益率。

2 运用休尔斯-威廉姆斯(Scholes-Williams)法估计 β 值

用休尔斯-威廉姆斯法对 β 值进行的一致估计得出估计量 $\hat{\beta}_i$ (以下简称 S & W- β),估计量 $\hat{\beta}_i$ 表述如下:

$$\hat{\beta}_i = \frac{b_i^0 + b_{i+1}^0 + b_{i-1}^0}{1 + 2b_{m+1}^0}$$

$$\text{其中: } b_{m+1}^0 = \frac{\text{Cov}(R_{m,t+1}, R_{m,t})}{\text{Var}(R_{m,t})} \quad \text{时期内市场 } \beta \text{ 观察值(指数自相关)}$$

$$b_i^0 = \frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{m,t})}{\text{Var}(R_{m,t})} \quad \text{证券 } \beta \text{ 理想值}$$

$$b_{i+1}^0 = \frac{\text{Cov}(R_{i,t+1}, R_{m,t})}{\text{Var}(R_{m,t})} \quad \text{证券超前一期 } \beta \text{ 观察值}$$

$$b_{i-1}^0 = \frac{\text{Cov}(R_{i,t-1}, R_{m,t})}{\text{Var}(R_{m,t})} \quad \text{证券滞后一期 } \beta \text{ 观察值}$$

休尔斯-威廉姆斯针对非同步交易(nonsynchronous trading)现象提出以上 $\hat{\beta}_i$ 估计量,他们用单个证券的收益率对同步和非同步市场指数收益率做回归。本文试图通过以沪股市为研究对象来进行 S & W- $\hat{\beta}_i$ 估计,以此来进一步检验 CAPM。

(九)模型设计

本文主要是以上海股票市场为对象进行 CAPM 实证研究,并对 β 估计运用不同的方法,以此来区分 β 值在 CAPM 中的解释能力究竟有多大,并根据上海股票市场不同的市场格局分别进行 CAPM 的实证研究。其回归模型主要有四种:

$$\bar{R}_p = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + e_p \quad (M1)$$

$$\bar{R}_p = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{\text{上升}} + e_p \quad (M2)$$

$$\bar{R}_p = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{\text{下降}} + e_p \quad (M3)$$

$$\bar{R}_p = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{s \& w} + e_p \quad (M4)$$

M1 是经典模型

M2 是以上升 β 为解释因子的回归模型

M3 是以下降 β 为解释因子的回归模型 M4 是以 s & w- β 值为解释因子的回归模型

以上回归模型中的参数为: \bar{R}_p 为组合的算术平均收益率; β_p 为组合的普通 β 系数; $\beta_{\text{上升}}$ 为上升的 β 值; $\beta_{\text{下降}}$ 为下降的 β 值; $\beta_{s \& w}$ 为休尔斯-威廉姆斯(Scholes-Williams)法估计出来的 β 值。

三、实证结果与分析

(一) β 值的分析

通过对 100 家样本股收益率进行处理,可以得到在四个时间段(T0、T1、T2 和 T3)内 100 家样本股不同的 β 值,由于数据量庞大,在本文中仅给出了四个时间段内普遍 β 的频数分布图。

表(1)		表(2)		表(3)		表(4)	
组限	频率	组限	频率	组限	频率	组限	频率
0. 176663	1	— 0. 11555	1	— 0. 15507	1	0. 310434	1
0. 322782	0	0. 054966	0	0. 135744	4	0. 471106	2
0. 468902	1	0. 225479	1	0. 426554	3	0. 631779	4
0. 615022	0	0. 395993	0	0. 717365	10	0. 792451	14
0. 761141	5	0. 566506	2	1. 008175	17	0. 953123	20
0. 907261	9	0. 73702	0	1. 298986	16	1. 113795	35
1. 053381	21	0. 907533	7	1. 589796	20	1. 274467	19
1. 199501	27	1. 078047	26	1. 880606	13	1. 43514	2
1. 34562	23	1. 24856	35	2. 171417	7	1. 595812	1
1. 49174	11	1. 419074	22	2. 462227	5	1. 756484	1
其他	2	其他	6	其他	4	其他	1

T0 时期(1994. 1. 4—1998. 12. 31)内 100 家样本股票以时间间隔为月计算出来的, 普通 β 值的频率分布情况如表(1)所示。T1、T2、T3 由于所选取的样本期间较短, 如果时间间隔为月, 计算 β 值会造成回归数据较少的情况, 故采用以周为时间间隔。T1 时期(1994. 1. 4—1994. 7. 29)内 100 家样本股票, 普通 β 值的频率分布情况如表(2)所示。T2 时期(1994. 10. 14—1995. 5. 12)内 100 家样本股票, 普通 β 值的频率分布情况如表(3)所示。T3 时期(1996. 12. 27—1997. 5. 9)内 100 家样本股票, 普通 β 值的频率分布情况如表(4)所示。在本文所研究的 T0 时间中, 样本股 β 值主要集中在 1. 05—1. 35 这个区域内, 占样本股的 71%。在 T1 时间中, 样本股 β 值主要集中在 1. 07—1. 42 这个区域内, 占样本股的 83%。在 T2 时间中, 样本股 β 值主要集中在 1. 30—1. 88 这个区域内, 占样本股的 49%。在 T3 时间中, 样本股 β 值主要集中在 0. 79—1. 27 这个区域内, 占样本股的 88%。从上述分析中, 我们可以看出样本股在上海股票市场上是一组比较活跃的股票, 具有较高的系统风险。在股票市场处于下降的格局时, 样本股的系统风险会增大。在横盘的市场格局中, 样本股的系统风险得到较大地分散。而在上升市场格局中, 样本股表现出最大的系统风险, 有些股票的 β 值甚至达到 2. 46。这说明在三种格局中, 上升格局股票的系统风险最大, 下降格局次之, 横盘格局最小。因此, 样本股 β 值的变动在一定程度上反应出股票市场不同市场格局的风险状态。为了更好地说明这个问题, 本研究还对股票市场的三种格局(上升、下降、横盘)的 β 值情况作了方差分析。其结果如下:

方差分析结果: 单因素方差分析

T1、T2 和 T3 三个时期的方差分析

差异源	Df	F	P-value
组间	2	12. 65	5. 34E-06
组内	297		
总计	299		

T2 和 T3 二个时期的方差分析

差异源	Df	F	P-value
组间	1	19. 17	1. 93E-05
组内	198		
总计	199		

T1 和 T2 二个时期的方差分析

差异源	Df	F	P-value
组间	1	19. 1	2. 05E-05
组内	198		
总计	199		

T1 和 T3 二个时期的方差分析

差异源	Df	F	P-value
组间	1	4. 5	0. 03495
组内	198		
总计	199		

查表得: $F_{2, 297, 0.05} \approx 1.70$ $F_{1, 198, 0.05} \approx 1.74$

从方差分析的结果来看, 各时期 β 值的方差检验 F 值均大于其检验统计量。因此我们可以有充分的理由来推翻原假设 H_0 , 说明在 T1、T2 和 T3 时期, β 值存在充分的差异, 能解释不同市场格局的风险程度。

(二)回归散点图分析

通过对 100 家样本股 β 值的排序, 得到 10 个股票投资组合, 并求得各组合的 β_P 值。然后对 10 个组合进行回归分析。由于数据量较大, 回归模型数较多, 在此只给出了四个回归统计表(见表 5 一表 8), 全部回归模型将在下一部分列表表示。

表(5) T0 时期内模型(M1)的回归统计表(时间间隔为月)

	Coefficients	标准误差	T Stat	P-value	回 归 统 计	
Intercept	0.005089	0.006347	0.801845	0.445805	R Square	0.670384
X Variable 1	0.022658	0.005617	4.033689	0.003769	标准误差	0.39696

表(6) T1 时间内模型(M3)的回归统计表(时间间隔为周)

	Coefficients	标准误差	T Stat	P-value	回 归 统 计	
Intercept	-0.04971	0.003448	-14.4141	5.25E-07	R Square	0.012265
X Variable 1	-0.00086	0.002722	-0.31518	0.760693	标准误差	0.003905

首先查表得 $T_{1-0.05/2}(8)=1.8595$ $F_{1-0.05/2}(1,8)=5.32$

表(7) T2 时间内模型(M4)的回归统计表(时间间隔为周)

	Coefficients	标准误差	T Stat	P-value	回 归 统 计	
Intercept	-0.01402	0.004564	-3.07149	0.015313	R Square	0.283939
X Variable 1	0.008205	0.004607	1.781074	0.112766	标准误差	0.002831

表(8) T3 时间内模型(M2)的回归统计表(时间间隔为周)

	Coefficients	标准误差	T Stat	P-value	回 归 统 计	
Intercept	0.036671	0.003821	9.597251	1.15E-05	R Square	0.066063
X Variable 1	-0.00176	0.002344	-0.75226	0.473448	标准误差	0.006732

从表(5)可观察到, 在上海股市中系统性风险 β 与收益存在一定的正相关关系。再从回归方程的估计系数中看, β 系数的估计值大于零而且检验值 $T=4.033689 > T_{1-0.05/2}(8)=1.8598$, 即该估计值显著地不为零, $F=16.27065 > F_{1-0.05/2}(1,8)=5.32$, 即收益率(Y)与系统风险(β 值)存在显著线性相关, $R^2=0.670384$, 可见 β 值在这个时间对股票组合的收益率具有较强的解释能力。

从表(6)分析, β 的系数的估计值为-0.00086, 其 T 值为-0.31518 $< T_{1-0.05/2}(8)=1.8595$, 而且 $F=0.099336 < F_{1-0.05/2}(1,8)=5.32$, $R^2=0.012265$ 。因此, 在 T₁ 时期内下降 β 值对股票组合的收益率几乎没有解释能力。而无风险收益 $R_f=-0.04974$ ($T=-14.4141 > T_{1-0.05/2}(8)=1.8595$), 说明在下降格局中 β 值的作用较小。从上述情况可看出, 上海股票市场中投资者的行为投机性较大, 在大势下跌时, 不管手中的股票是绩优股还是垃圾股, 都非理性地大量抛售。

表(7)所描绘的收益率与系统风险的关系, 具有较高的相关性, 但回归结果 $R^2=0.283939$ 效果

较差, 很明显受到异常值(第一个组合)的影响。在这种情况下, 偏离程度很大的“异常值”一般为交易数据中的强影响观察值, 反映了股市运作中的重大信息, 将其强行删去虽可使数据和其理论模型符合得更好, 但不利于客观地分析股票市场的实际运行状况。所以有必要同时采用有和无“异常值”的两套数据进行对比分析, 以作参考。

表(9) 回归结果

	Coefficients	标准误差	T Stat	P-value	回 归 统 计	
Intercept	- 2 66219592	0 225221	- 11. 82033	7. 03531E-06	R Square	0. 922648
X Variable 1	2 003785201	0 219289	9. 137617	3. 86438E-05	标准误差	0. 097263

从表(7)删去异常值后得到回归分析结果(见表9), 其中 $R^2=0. 922648$, 有了较大幅度地提高。这说明在横盘时期, 股票交易较为清淡, $S \ \&W-\beta$ 值对这种非同步交易能进行适当地调整, 这样 $S \ \&W-\beta$ 值对 T2 时期的股票组合收益率有了较高的解释能力。

从表(8)分析, T3时期内上升 β 值也同样象T1时期内下降 β 值一样, 对股票组合收益率没有很好的解释。系统风险 β 值在此时无法成为显著的收益率的解释因素。

(三)回归估计方程的分析

以下将列出各时期内用不同时间间隔计算出来的四个模型(M1, M2, M3, M4)共有48个回归估计方程, 列示如下(T0时期回归结果略去):

T1 时期内不同时间间隔的回归模型

时间间隔为日的四个回归模型

模型类型	γ_0	T 值	γ_1	T 值	拟合系数	F 值
M1	- 0. 005031	- 3. 238869	- 0. 000705	- 0. 51717	0. 032351	0. 267462
M2	0. 0130879	8. 62008	0. 0064454	5. 656649	0. 799988	31. 99768
M3	- 0. 017272	- 9. 637802	- 0. 003641	- 2. 27852	0. 393556	5. 191662
M4	- 0. 004273	- 1. 80487	- 0. 001387	- 0. 66502	0. 052385	0. 442251

时间间隔为周的四个回归模型

模型类型	γ_0	T 值	γ_1	T 值	拟合系数	F 值
M1	- 0. 018667	- 3. 271631	- 0. 00944	- 1. 8906	0. 308817	3. 574363
M2	0. 0268162	13. 847195	0. 0076714	6. 603342	0. 844974	43. 60412
M3	- 0. 049707	- 14. 41413	- 0. 000858	- 0. 31518	0. 012265	0. 099336
M4	- 0. 027782	- 4. 216039	- 0. 001343	- 0. 23145	0. 006651	0. 053567

时间间隔为月的四个回归模型

模型类型	γ_0	T 值	γ_1	T 值	拟合系数	F 值
M1	- 0. 133032	- 13. 41386	0. 0156144	1. 801424	0. 288581	3. 245128
M2	NaN ^①	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN
M3	- 0. 154117	- 15. 41165	0. 0180349	2. 11462	0. 358544	4. 471619
M4	- 0. 11917	- 14. 79695	- 0. 004564	- 0. 61033	0. 044491	0. 372505

T2 时期内不同时间间隔的回归模型

时间间隔为日的四个回归模型

① 用此方程进行回归统计时在样本期内没有符合要求的数据存在

模型类型	γ_0	T 值	γ_1	T 值	拟合系数	F 值
M 1	-0.002119	-2.426443	0.0021155	2.560881	0.450478	6.558109
M 2	0.0055008	2.4318081	0.0159823	7.671931	0.880344	58.85853
M 3	-0.002839	-1.67772	-0.01613	-9.91976	0.924813	98.40159
M 4	-0.002681	-2.830596	0.0026482	2.949634	0.520968	8.70034

时间间隔为周的四个回归模型

模型类型	γ_0	T 值	γ_1	T 值	拟合系数	F 值
M 1	-0.011651	-3.400292	0.0057942	1.685942	0.262156	2.8424
M 2	0.0273613	12.011179	0.0183015	8.256887	0.89498	68.17619
M 3	-0.029714	-8.28561	-0.00487	-1.4438	0.206708	2.084565
M 4	-0.014018	-3.071486	0.0082047	1.781074	0.283939	3.172225

时间间隔为月的四个回归模型

模型类型	γ_0	T 值	γ_1	T 值	拟合系数	F 值
M 1	-0.070136	-6.544832	0.0336363	3.292768	0.575424	10.84232
M 2	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN
M 3	-0.082447	-9.578854	-0.015755	-1.81441	0.29154	3.292091
M 4	-0.073122	-2.661852	0.0359222	1.328155	0.180663	1.763995

T3 时期内不同时间间隔的回归模型(包括 M 1、M2、M3、M4)

时间间隔为日的四个回归模型

模型类型	γ_0	T 值	γ_1	T 值	拟合系数	F 值
M 1	0.0064108	1.9915112	-0.000152	-0.04933	0.000304	0.002433
M 2	0.0151695	6.2407383	0.0014899	0.675445	0.053952	0.456226
M 3	-0.009757	-3.352951	-0.004771	-1.63634	0.250769	2.677619
M 4	-0.003798	-0.943578	0.009808	2.521256	0.44277	6.356734

时间间隔为周的四个回归模型

模型类型	γ_0	T 值	γ_1	T 值	拟合系数	F 值
M 1	0.0272047	10.65402	0.0025263	1.385621	0.193544	1.919946
M 2	0.0366713	9.5972513	-0.001763	-0.75226	0.066063	0.565888
M 3	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN
M 4	0.0236557	5.0398885	0.0057226	1.670342	0.258576	2.790042

从上述回归方程中,我们可以发现在四个样本时期(不同的股票市场格局中)普通 β 值对组合收益率横截面上的解释能力较为稳定,而上升 β 值和下降 β 值的解释能力有时较高,而有些时段又很低,不是十分稳定。S &W- β 值最不稳定,但从 T3 时期可以发现, S &W- β 值比普通 β 值具有更高的解释能力,这说明在上升格局中,股票交易较为火爆,容易产生非同步交易现象,而 S &W- β 对这种现象进行了适当的调整,使 β 值的解释能力有了一定的提高。

在 T1 时期(下降市场格局中), 下降 β 值比普通 β 值具有更强的解释能力, 其判定系数及 F 值都较高。但在下降市场格局中, 在以日和周为时间间隔的情况下, 其 β 系数的估计值小于零, 这说明收益与风险成反比, 收益高的组合其风险却很小, 这种情况比较符合现实股票在下降格局中的情况, 即在下降市场格局中股票组合的收益率与其风险测量 β 成反比。

而在 T3 时期(上升市场格局中), 上升 β 值与普通 β 值的解释能力差不多, 这可能由于所选取的样本期有关。因为在 1996. 12. 27—1997. 5. 9 这段时期内, 上海股票市场连续攀升, 这样就使用于计算普通 β 值与上升 β 值的数据基本上相同, 因此从整体来看 M1 和 M2 在 T3 时期内没有显著差别, 其回归方程的拟合程度基本上是相同的。

从上述对 T1、T2、和 T3 三个时期的分析, 可以看出在上海股市中普通 β 值(模型 M1)的作用还是比较大的。因为其较为稳定, 而且也具有对收益一定的解释能力, 总体上能反映收益与风险成正比。其它三个模型(M2、M3、M4), 笔者主要是抱着尝试和创新的意图想找出上海股票市场上的一些新规律, 但从实证结果来看这三个模型在不同时期与不同时间间隔上的回归结果较不稳定。还有待以后选取较长的样本时期进行进一步的研究。

四、结 论

通过上述实证研究可以得到如下结论:

1. β 值对市场风险的度量有较为显著的作用。在三种格局中, β 的均值具有显著的差异。 β 值在上升格局中最大, 在下降格局中次之, 在横盘格局中最小。

2. 普通 β 值、上升 β 值、下降 β 值以及 S &W- β 值对股票组合的平均收益率的解释能力都不很稳定。其中普通 β 值在这四种 β 值中较为稳定, 对平均收益率具有 30%—50% 的解释能力。在大部分时期内下降 β 值与收益率成反比, 即风险越大, 收益率越低, 这符合现实股票市场的情况。上升 β 值对收益率的解释没有表现出比其他 β 值更强的能力。而 S &W- β 值随着回归时间间隔的扩大, 其解释能力也逐渐下降, 因此 S &W- β 值在排除非同步交易而产生的误差上有一定的作用。总的来讲, β 值与股票收益率的相关性较不稳定, 说明上海股票市场存在较大的投机性。

3. 从各样本期的回归方程可以发现, 无风险收益率在大部分时间内是负值(即 $r_f < 0$)。这表明在上海股票市场上投资者具有较强的投机性, 追求高风险所带来的高收益, 而不关心资本的时间价值。这符合 Black (1972) 提出的 CAPM 的零 β 模式。本研究也可以证明: CAPM 的零 β 模型比标准 CAPM 能更好地描述资产收益。

参考文献

- Scholes Myron, and Joseph Williams. "Estimating Betas from Non-Synchronous Data." *Journal of Financial Economics*, Vol. 5(December 1977), PP. 309—327.
- Banz Rolf W. 1981. The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics* 9 (March): 3—18.
- Jagannathan, Ravi, and Ellen R. McGrattan. "The CAPM Debate", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* Vol. 19, No. 4. Fall 1995. PP. 2—17.
- Fama, Eugene F., and French, Kenneth R. 1992, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance* 47(June): 427—65.
- Fama, Eugene F., and MacBeth, James D. 1973, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical tests", *Journal of Political Economy* 81 (May-June): 607—36.

(责任编辑: 王利娜)(校对: 水)