中国股票市场 CAPM 的实证研究

靳云汇 刘 霖
(北京大学光华管理学院, 北京 100872)

摘 要: 本文利用多种方法检验了 CAPM 在中国股票市场上的适用性。本文发现, 无论是否存在无风险资产, 都不能否定用以代表市场组合的市场综合指数的"均值——方差"有效性。但是, 股票收益率不仅与贝塔之外的因子有关, 而且与贝塔之间的关系也不是线性的。这说明 CAPM 并不适用于近年的中国股市。

关键词: 资产定价; 有效; 贝塔系数
中图分类号: F270 文献标识码: A 文章编号: 1002-7246(2001)07-0106-10

一、引 言

资本资产定价模型(CAPM)可以说是现代金融理论的基石之一。一方面, 在市场达到均衡时, 资产的合理价格是什么, 这是所有市场参与者共同关注的一个焦点, 因而也自然成为金融以及经济理论研究的核心。另一方面, 它又与市场有效性问题的研究密不可分。正如 Fama(1991)所指出的, 我们不可能单独检验市场有效性, 任何对市场有效性的检验总是与某种资产定价模型结合在一起的, 即存在所谓"联合检验"问题。CAPM 有两层基本的含义: 第一, 证券的期望收益率是关于β因子的线性函数; 第二, 不同证券在期望收益率上的差异仅仅是由于它们的β因子不同, 也就是说, 与公司特征有关的个别因素不影响证券的期望收益率。自从 Sharp、Lintner 以及 Black 提出 CAPM 以来, 国外学者就该模型在西方成熟资本市场尤其是美国资本市场上的适用性问题做了大量实证研究, 既有支持该模型的实证结果, 也有否定该模型的证据, 比如众多反常现象的存在。

由于中国股票市场的特殊性, 研究 CAPM 在这一市场中的适用性是非常重要的。与西方成熟的市场相比, 中国股票市场的特殊性着重体现在以下两个方面: 其一, 它是一个新兴市场, 存在许多不完善的地方, 如以散户为主体, 投资者的短期投机性动机很强, 禁止卖空等。其二, 它仍然保留了许多计划经济

收稿日期: 2001-04-06
作者简介: 靳云汇(1939.1—), 女, 上海人, 北京大学光华管理学院教授, 研究方向: 管理科学。
刘 霖(1969.1—), 男, 湖北人, 北京大学光华管理学院博士生, 研究方向: 宏观经济运行、金融资产定价。

的特征,如股票发行和上市的审批制度直到 2000 年才逐步改革,市场缺乏退出机制,无法实现上市公司的优胜劣汰;同时,市场受到政府政策的巨大影响。因此,即使 CAPM 在西方成熟市场中是适用的,中国股票市场的这种特殊性也很可能使得 CAPM 所蕴涵的资产的均衡收益率与其β 系数之间的线性关系不复存在。

对于 CAPM 在中国股票市场上的适用性问题。近年来国内一些学者陆续做了研究。国内的有关研究主要围绕标准形式的 CAPM 进行。杨朝军,邢靖(1998)是国内最早系统研究该问题的文献之一。其后还有陈小悦、孙爱军(2000),陈浪男、屈文洲(2000),阮涛、林少宫(2000)和李和金、李湛(2000)。从这些文献的研究结果来看,在 1999 年以前的中国股市,CAPM 基本上是不适用的,而且股票收益率与β 之间的关系随时期的不同而变化。但是,它们都没有单独研究零贝塔形式的 CAPM(即市场中不存在无风险资产时的 CAPM)。

现实的市场中可能并不存在无风险资产。尤其是在现阶段的中国,投资者可以选择的投资机会极其有限,商业银行存款并不是合适的无风险投资渠道,而国债多为中长期的,也不能代表无风险资产。这样,研究零贝塔形式的 CAPM 可能更加重要。

另外,上述文献采用的方法主要是 Black, Jensen, and Scholes(1972)中的方法。然而正如 Miller and Scholes(1972)指出的,这种双程回归方法存在着一个严重问题——变量选择偏差。也就是说,在横截面回归中以β 的估计值代替真值作为回归变量会带来问题。一方面,他们证明,对β 的估计中的任何偏差都将导致在横截面回归中估计的截距项严重偏大,而β 的系数估计值则严重偏小。另一方面,当β 的真值与残差的方差之间存在正相关关系的时候,收益率必然呈现与非β 风险(由残差的方差表示)正相关的关系。这样一来,尽管收益率实际上不依赖于残差的方差,由于残差的方差(部分)代表了β 的真值,在横截面回归分析中残差方差仍然会表现出在统计上与收益率显著相关的特征。

事实上,对 CAPM 进行检验是很困难的,存在许多争议。由于 CAPM 是一个将市场因子与证券的系统风险结合在一起的模型,因而,检验 CAPM 时采用的市场组合应当包含所有的个别资产,既包括可交易的资产,也包括不能进入市场的资产,然而,这是不可能的。这样一来,对 CAPM 检验的结果就可能因所选择的市场组合的不同而不同。Roll(1977)指出,只有找到真正正确的市场组合,CAPM 才具备可检验性;即使如此,唯一可以检验的假设却是——市场组合是否为 Markowitz(1959)意义上的"均值——方差"有效的组合。如果选择的市场组合不是有效组合,那么,CAPM 所蕴涵的关系就不成立。Stambaugh(1982)对 Roll的观点做了进一步的考察。在利用债券、股票、房地产、耐用消费品等构造了一些"市场指数"后,他发现,采用不同市场指数对 CAPM 所做的检验能得到相同的结论。更进一步,他的经验研究支持期望收益率与β 因子之间的线性关系假设。同时他发现,选择不同的资产作为研究样本来检验 CAPM,有可能得到不同的结论;也就是说,检验结果对资产的选择比对市场组合的选择更敏感。

本文既研究标准的 CAPM,也研究零贝塔形式的 CAPM,并采用几种不同的方法进行比较。本文选择沪深两市中在 1996 年 12 月 31 日以前上市的 496 只股票作为研究对象,研究的时期为 1997 年 5 月 1 日至 2000 年 4 月 30 日。为了避免除权、除息造成的数据失真问题,对于被选择的所有股票,我们先将其在这段时期的日收盘价格以 1996 年 12 月 31 日的收盘价格为基础进行复权处理,然后取对数。我们定义"股票组合的对数价格"为其包含的所有股票的对数价格的算术平均值,也就是组合中所有股票价格的几何平均值的对数。"市场指数"则以上海综合指数与深圳综合指数取对数后的算术平均值来代表。本文计算收益率采用对数差分形式,即 $R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$。在本文中,凡需利用无风险收益率的场合,都以三个月定期存款利率代表之,这是百分比形式的收益率。显然,股票收益率与无风险收益率在定义方式上不一致。不过我们发现,以价格的对数差分表示的股票收益率和以价格比例与 1 之差得到的百分比形式的股票收益率差别很小,两者的绝对值都远大于以三个月的定期存款利率代表的无风险收益率。因此,我们认为股票收益率与无风险收益率在定义方式上的不一致基本上不会影响研究结果。

二、标准形式CAPM的一般检验

我们的第一项研究就是对Sharp-Lintner形式的CAPM做一般检验,即在无风险资产存在的情况下分析市场组合的有效性。在研究方法上主要参考Gibbons(1982)。为慎重起见,在统计分析中,我们将分别采用普通最小二乘法、最大似然法以及广义矩方法进行检验,以便比较运用各种方法所得的结果是否一致。

首先构造所有股票及市场指数的日收益率时间序列,每个序列各有727个观测值。然后,对每一只股票利用市场模型估计其在1997/5/1—2000/4/30期间的β系数。再将所有股票按其β系数由小到大排序,分成10个证券组合,构造每个组合的日收益率时间序列。然后,考虑无风险利率,构造每个组合的超额收益率时间序列。

我们要分析的系统为:

$$R_t^e = \alpha + \beta R_{mt}^e + \varepsilon_t,\ t = 1, \cdots, T$$

其中,β是(10×1)的风险因子向量;R_t^e表示各组合在第t期的超额收益率,为(10×1)的向量;R_{mt}^e是市场指数在第t期的超额收益率;α和ε_t分别是(10×1)的截距向量和扰动向量。T为727。

上述模型最基本的假设就是,$\{\varepsilon_{it}, t=1, 2\cdots, T\}$为同方差、无自相关的序列。模型的其它假设为:

$$E[\varepsilon_t] = 0$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$$

$$E[R_{mt}^e] = \mu_m,\ E[(R_{mt}^e - \mu_m)^2] = \sigma_m^2$$

$$Cov[R_{mt}^e, \varepsilon_t] = 0$$

根据Sharp-Linther形式的CAPM,α应当为零向量。如果α确实是零向量,那么,我们就可认为选用市场指数所代表的市场组合是有效的组合。这样,零假设为:

$$H_0: \alpha = 0$$

(一)普通最小二乘法

使用普通最小二乘法估计模型,可利用Wald检验统计量。如果零假设成立,当样本容量很大时该统计量渐近服从自由度为N(即10)的卡方分布。

利用前述样本数据,最后得到的统计量为$J_0 = 19.692$。这表明,在1%的显著性水平上,我们不能拒绝原假设,因而不能否定以市场指数代表的市场组合为"均值——方差"有效的。但是,在5%的显著性水平,我们却可以拒绝原假设,即可以认为以市场指数代表的市场组合不是"均值—方差"有效的。由于这种检验方法依赖于大样本条件,检验结果的可靠性比较差。

(二)最大似然法

1. F检验

采用最大似然方法,不必借助大样本条件也可以进行检验。对系统做最大似然估计,根据Gibbons, Ross and Shanken(1989),可以用如下的统计量进行检验:

$$J_1 = \frac{T-N-1}{N}\left[1+\frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2}\right]^{-1} \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha}$$

在零假设下,该统计量服从自由度分别为N和(T-N-1)的F分布。

利用前述样本数据,最后得到的统计量为$J_1 = 1.3338$。这表明,无论是在1%的显著性水平上还是在5%或10%的显著性水平上,我们都不能拒绝原假设,因而不能否定以市场指数代表的市场组合为"均值——方差"有效的。显然,这里的结论不同于上述采用普通最小二乘法所得结论。

2　似然比检验

下面进一步利用似然比统计量做检验。在无约束及有约束的情况下分别对系统做最大似然估计。根据 Campbell, Lo and MacKinlay(1997), 在零假设为真时, 下面的统计量渐近服从自由度为 N 的卡方分布。

$$J_2 = T[\ln|\sum^*| - \ln|\sum|]$$

其中$\sum^*$代表有约束情况下对扰动向量协方差矩阵的估计。利用前述样本数据, 最后得到的统计量为 $J_2 = 16.7906$。显然, 在 1%或 5%的显著性水平上我们不能拒绝原假设。但是, 在 10%的显著性水平上原假设被拒绝。

在样本有限的情况下, 为了得到更好的统计性质, Campbell, Lo and MacKinlay(1997)提出了修正后的似然比统计量:

$$J_3 = (T - \frac{N}{2} - 2)[\ln|\sum^*| - \ln|\sum|]$$

利用前述样本数据, 最后得到的统计量为 $J_3 = 16.6289$。由该统计量得到的结论同上。

可见采用似然比检验得到的结论又有所不同。

(三) 广义矩方法

如果采用广义矩方法, 我们就可以适当放松模型的假设条件。此时, 在给定市场指数收益率情况下组合超额收益率序列既可以是序列相关的, 也可以是条件异方差的。选择市场指数收益率作为工具变量, 我们得到的参数估计值与采用普通最小二乘法时得到的参数估计值一样, 但是, 此时得到的估计参数的协方差矩阵更合理, 因而由此构造的检验统计量也更好。

利用前述样本数据, 最后得到的 Wald 统计量为 $J_0 = 14.691$。这表明, 无论是在 1%的显著性水平上还是在 5%的显著性水平上, 我们都不能拒绝原假设。事实上, 即使在 10%的显著性水平上我们也不能拒绝原假设, 因而不能否定以市场指数代表的市场组合为"均值－方差"有效的。

综上所述, 采用普通最小二乘法、利用 Wald 统计量, 在 5%的显著性水平上原假设被拒绝; 采用最大似然法、利用似然比检验, 在 10%的显著性水平上原假设被拒绝; 采用最大似然法、利用 F 检验, 即使在 10%的显著性水平上原假设也不能被拒绝; 采用广义矩方法, 利用 Wald 统计量, 即使在 10%的显著性水平上原假设也不能被拒绝。

到底哪一种结果更加可信呢? 就统计量的性质而言, F 检验的结果更可靠, 因为在零假设下统计量 J_1 精确地服从 F 分布, 而似然比检验统计量 J_2 只是渐近服从卡方分布, Wald 统计量则要求大样本条件。就检验方法而言, 采用广义矩方法得到的结果更可靠, 因为它仅仅要求较松的假设条件, 而最大似然法和普通最小二乘法都对模型的假设条件有严格的要求。由此看来, 采用广义矩方法得到的结果最可靠, 其次是采用最大似然法、利用 F 检验得到的结果, 而它们都表明在 10%的显著性水平上原假设不能被拒绝。这样, 我们就认为在 10%显著性水平上不能否认选用市场指数所代表的市场组合是有效的组合。

下面我们进一步考察这里的样本数据是否满足普通最小二乘法或最大似然法对模型假设条件的要求。为此, 我们分析该系统中的十个方程的残差项, 检查它们各自是否存在自相关、异方差或条件异方差。对自相关的检验采用 DW 统计量, 对异方差的检验采用怀特(White)的卡方统计量, 而对条件异方差的检验则采用拉格朗日乘数法。各方程的检验结果汇总如表 1 所示。

表 1　各回归方程残差的检验

	自相关性检验 DW 统计量	异方差性检验 White 统计量	ARCH 检验 LM 统计量
方程 1	1.6149	60.3622 **	34.5860 **
方程 2	1.7462	27.1178 **	3.0048
方程 3	1.8282	6.9903 *	23.6908 **
方程 4	1.7291	5.8997	6.8202 **
方程 5	1.9173	2.9951	11.9734 **
方程 6	1.8742	3.8273	14.0857 **
方程 7	1.8131	4.5258	9.8042 **
方程 8	1.6921	6.8096 *	7.9545 **
方程 9	1.9052	6.7134 *	9.6043 **
方程 10	1.8883	8.8106 *	8.0789 **

注:(1) ARCH 检验取 1 阶滞后;

(2)“ *”表示在 5%的水平上显著,“ * *”表示在 1%的水平上显著。

依据 DW 检验结果我们可以认为,在大多数方程中扰动项不存在自相关问题。White 统计量显示,在 5%水平上,对 6 个方程的扰动项的检验都拒绝无异方差假设。ARCH 检验结果更令人吃惊,在 1%的显著性水平上,有 9 个方程都存在条件异方差现象。这充分显示,普通最小二乘法以及最大似然法对模型假设条件的要求不能得到满足,因而所得结果的可信度也差。

三、零贝塔形式 CAPM 的一般检验

上述研究的是存在无风险资产的情况,我们以三个月的定期存款利率作为无风险资产的收益率。我们的第二项研究要分析不存在无风险资产的情况,即检验零贝塔形式的 CAPM。

首先构造所有股票及市场指数的日收益率时间序列,每个序列各有 727 个观测值。然后,对每一只股票利用市场模型估计其在 1997/5/1—2000/4/30 期间的β 系数。再将所有股票按其 β 系数由小到大排序,分成 10 个证券组合,构造每个组合的日收益率时间序列。

市场模型为:

$$R_t = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t,\ t = 1,\ \cdots,\ T$$

其中β 是(10× 1)的风险因子向量,R_t 表示各组合在第 t 期的收益率,为(10× 1)的向量,R_{mt}是市场指数在第 t 期的收益率,α 和 ε_t 分别是(10× 1)的截距向量和扰动向量。

假设$\{\varepsilon_{it},\ t=1,2,\cdots,T\}$为同方差、无自相关的序列。其它假设包括:

$E[\varepsilon_t] = 0$

$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$

$E[R_{mt}] = \mu_m,\ E[(R_{mt} - \mu_m)^2] = \sigma_m^2$

$Cov[R_{mt}, \varepsilon_t] = 0$

根据 Black 形式的 CAPM 模型,零假设为:

$$H_0: \alpha = (\iota - \beta)\gamma$$

其中ι 代表所有元素都为 1 的列向量,γ 表示零贝塔组合的收益率。如果接受零假设,就表示 CAPM 在没有无风险收益资产的市场中适用。

分别就无约束和有约束情况对市场模型进行最大似然估计。根据 Gibbons(1982)和 Shanken(1985),可以利用下面的似然比统计量来检验零假设:

$$J_4 = T[\ln|\sum^*| - \ln|\sum|]$$

在零假设下,该统计量渐近服从自由度为(N－1)的卡方分布。

利用前述样本数据,最后得到的统计量为 $J_4 = 10.1208$。可见,在 10%的显著性水平上,原假设不能被拒绝。

同样,由于样本容量有限,为了得到更好的统计性质,我们计算修正的似然比统计量:

$$J_5 = (T - \frac{N}{2} - 2)[\ln|\sum^*| - \ln|\sum|]$$

利用前述样本数据,最后得到的统计量为 $J_5 = 10.0233$。由该统计量得到的结论同上。

在上面的检验中,似然比统计量只是渐近地服从卡方分布。

Zhou(1991)提出了一种精确的小样本检验方法——特征值检验。我们也采用他的方法对模型做了检验。但不能得到明确的结论。

从上面的检验结果来看,我们不能否定零贝塔形式的 CAPM;或者说,在无风险资产不存在的情况下,我们不能否认用市场综合指数代表的市场组合是"均值——方差"有效的。

四、CAPM 具体含义的检验

我们的第三项研究就是检验 CAPM 的几条基本含义是否成立,所运用的方法则基本上参考传统的 Fama-MacBeth(1973)的回归分析方法。这里的分析采用周收益率。

第一步,将观测时期(1997/5/1—2000/5/1)划分为三段;对每一只股票,利用市场模型分别估计其在 1997/5/1—1998/4/30 期间的β系数、在 1998/5/1—1999/4/30 期间的β系数及回归残差之标准差,同时计算其在 1999/5/1—2000/4/30 期间的平均周收益率。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

其中 R_{it} 表示股票 i 在第 t 期的收益率, R_{mt} 表示市场组合在第 t 期的收益率, ε_{it} 为随机扰动项。

第二步,将所有股票按其在 1997/5/1—1998/4/30 期间的β系数由小到大排序,依次构造 20 个证券组合,计算这些证券组合在 1998/5/1—1999/4/30 期间的β系数($\beta_{p,t-1}$)、平均标准差($S_{p,t-1}$),在 1999/5/1—2000/4/30 期间的平均周收益率(R_{pt})。

第三步,利用上一步得到的各组合周收益率与β系数,分别就以下各模型做回归分析:

模型一:

$$R_{pt} = \gamma_{ot} + \gamma_{1t}\beta_{p,t-1} + \eta_{pt}, \qquad p = 1, 2, \cdots, 20$$

模型二:

$$R_{pt} = \gamma_{ot} + \gamma_{1t}\beta_{p,t-1} + \gamma_{2t}\beta^2_{p,t-1} + \eta_{pt}, \qquad p = 1, 2, \cdots, 20$$

模型三:

$$R_{pt} = \gamma_{ot} + \gamma_{1t}\beta_{p,t-1} + \gamma_{3t}S_{p,t-1}(\varepsilon_i) + \eta_{pt}, \qquad p = 1, 2, \cdots, 20$$

模型四:

$$R_{pt} = \gamma_{ot} + \gamma_{1t}\beta_{p,t-1} + \gamma_{2t}\beta^2_{p,t-1} + \gamma_{3t}S_{p,t-1}(\varepsilon_i) + \eta_{pt}, \qquad p = 1, 2, \cdots, 20$$

其中 η_{pt} 为随机扰动项。

值得指出的是,我们这里的回归与分析方法是对 Fama-MacBeth(1973)所采用方法的简化。因为我们所取的样本时期比较短,只有第二年的数据用来计算组合的β系数,只有第三年的收益率数据用来与

第二年的β 系数相匹配，这样，我们就不在每一个时期分别做回归分析，而是用第三年的平均周收益率与β 系数相匹配，仅做一次回归。可以证明，在这里，这一简化方法完全等价于 Fama-MacBeth（1973）所采用的方法。

依据 Fama-MacBeth（1973）的解释，期望收益率与β 因子之间的线性体现在 $E(\gamma_{2t})$为零上；β 因子是影响证券收益率的唯一因子，这一点则体现在 $E(\gamma_{3t})$为零上。进一步，如果投资者是规避风险型的，那么较高的风险应当与较高的期望收益率相对应，这一点会体现在 $E(\gamma_{1t})$为正上。

利用前述样本数据，我们得到以下结果：

模型一：

$$R_{pt}=0.005086+0.004592\beta_{p,t-1}+\eta_{pt}$$

（t）　（1.222）　（1.227）

$R^2=0.0259$，　F 统计量$=1.505$

模型二：

$$R_{pt}=-0.009484+0.032971\beta_{p,t-1}-0.012452\beta^2_{p,t-1}+\eta_{pt}$$

（t）　（−0.831）（1.563）　（−1.366）

$R^2=0.0707$，　F 统计量$=1.722$

模型三：

$$R_{pt}=0.005141+0.004602\beta_{p,t-1}-0.001518S\ p,t-1(\varepsilon_i)+\eta_{pt}$$

（t）　（−0.836）（1.168）　（−0.012）

$R^2=0.0772$，　F 统计量$=0.711$

模型四：

$$R_{pt}=-0.010553+0.03338\beta_{p,t-1}-0.012696\beta^2_{p,t-1}+0.021755S_{p,t-1}(\varepsilon_i)\eta_{pt}$$

（t）　（−0.801）（1.529）　（−1.339）　（0.180）

$R^2=0.0146$，　F 统计量$=1.094$

在 10%的显著性水平上，各个方程中的回归系数都是不显著的；而且所有系数也不是联合显著的。综合起来看，以上四个模型的检验都是失败的，也就是说，它们都不适合于我们的样本数据。

问题的根源很可能在于股票以及股票组合的β 系数都不稳定。为此，我们分别计算出各组合在各年的β 系数、这三年总的β 系数以及第三年的平均周收益率，制成表 2。贝塔系数是利用周收益率对市场模型回归得到的。

因为我们是依照各股票在第一年的β 系数排序构造组合的，所以各组合在第一年的β 系数也遵循严格的顺序。从表中我们可以看到，各组合第二年的β 系数和第三年的β 系数呈现杂乱无章的状况，根本不存在由小到大的顺序。各组合这三年总的β 系数也基本不存在由小到大的顺序。这表明，不仅股票的β 系数确实是不稳定的，而且证券组合的β 系数也是不稳定的。

表 2　各组合的β 系数与收益率

组　合	第一年贝塔值	第二年贝塔值	第三年贝塔值	三年总贝塔值	第三年平均周收益率
1	0.473107085	1.076450614	0.782434609	0.728553438	0.008552282
2	0.659740336	1.104513671	0.936108945	0.878603604	0.013137952
3	0.711996901	1.07215454	0.939719168	0.885396067	0.010183139
4	0.757847997	1.020455236	0.845997652	0.84836363	0.009510784
5	0.809183129	1.060003331	0.968693601	0.928967092	0.01008796

组　　合	第一年贝塔值	第二年贝塔值	第三年贝塔值	三年总贝塔值	第三年平均周收益率
6	0.863156759	1.016571409	0.931550587	0.925886029	0.011246732
7	0.900261856	0.960639949	0.923783131	0.917067472	0.00952861
8	0.932584048	0.931519719	0.86936507	0.891731818	0.006265687
9	0.965491769	1.093174823	1.023225068	1.011067129	0.009518475
10	0.99564938	0.990471493	0.85801259	0.923157968	0.00904185
11	1.031321122	1.232876171	0.999576779	1.049208155	0.00844491
12	1.057326908	0.989033065	1.016194666	1.02593496	0.0122578
13	1.083777074	1.130284377	0.923321499	1.014339517	0.009953244
14	1.129593813	1.185205089	0.977214746	1.066508922	0.012704675
15	1.175016356	1.178755358	1.005359934	1.09254703	0.01060957
16	1.231651294	1.241384688	1.028454408	1.139245982	0.012705359
17	1.285633216	1.187709625	0.908007908	1.085099063	0.009977511
18	1.329660213	1.253439158	1.023686022	1.166176796	0.010410895
19	1.3975912	1.196603249	0.954031584	1.149786063	0.010687895
20	1.648221513	1.228388506	1.046719926	1.275262944	0.00859544

鉴于以上情况，我们考虑直接采用第三期的收益率来估计股票的β系数，并将这一β系数与当期的收益率相对应来检验CAPM。具体来说，我们将所有股票按其在1999/5/1—2000/4/30期间的β系数由小到大排序，依次构造20个证券组合（除最后一个组合包含21只股票外，其余组合均含25只股票），计算这些证券组合在这段时期的β系数、β系数的平方、平均标准差以及平均周收益率。然后分别就以上四个模型再做回归分析，结果如下（其中 R^2 为依自由度调整后的）。

模型一：

$$R_{pt}=0.006914+0.003440\beta_{pt}+\eta_{pt}$$

（t）　（5.626）　（2.781）

$R^2=0.2616$，　$F=7.7330$

模型二：

$$R_{pt}=0.015485-0.015320\beta_{pt}+0.009394\beta_{pt}^2+\eta_{pt}$$

（t）　（8.197）　（−4.001）　（5.012）

$R^2=0.6845$，　$F=21.6104$

模型三：

$$R_{pt}=-0.005643+0.001783\beta_{pt}+0.257583Spt(\varepsilon_i)+\eta_{pt}$$

（t）　（−1.988）（1.941）　（4.633）

$R^2=0.6545$，　$F=18.994$

模型四：

$$R_{pt}=0.006529-0.009184\beta_{pt}+0.005938\beta_{pt}^2+0.119030Spt(\varepsilon_i)+\eta_{pt}$$

（t）　（0.914）　（−1.521）　（1.835）　（1.298）

$R^2=0.6967$，　$F=15.547$

由上述模型可以清楚地看出:

(1) 如果仅仅使用β作为解释变量, 在5%的显著性水平上其系数是显著的, 而且股票收益率与β之间呈现正相关关系。不过, R^2 很低(仅为0.2616)。

(2) 当使用β和β^2 作为解释变量时, 它们的系数在1%水平上都是显著的, R^2 有了大幅度的提高(达到0.6845), 这说明该模型的解释能力明显增强。然而我们看到, 股票收益率与β之间呈现负相关关系, 股票收益率与β^2 之间则呈现正相关关系。

(3) 当使用β和回归残差的标准差作为解释变量时, R^2 也有了大幅度的提高(达到0.06545), 而且回归残差标准差的系数在1%水平上是显著的, β的系数在10%水平上显著。股票收益率与β之间呈现正相关关系, 股票收益率与回归残差的标准差之间则呈现正相关关系。

(4) 当同时使用β、β^2 和回归残差的标准差作为解释变量时, R^2 提高的幅度最大(达到0.6967), 此时在10%的显著性水平上, 只有β^2 的系数是显著的, 其他因子的系数都不显著; 但在1%的水平上, 这些因子是联合显著的。同时我们看到, 股票的收益率与β之间呈现负相关关系, 股票收益率与β^2 之间则呈现正相关关系。

综合起来我们可以认为, 股票收益率不仅与β之外的因子有关, 而且它与β之间的关系也不是线性的。

五、结　论

对CAPM做实证检验是一项具有重要的理论与实际意义的工作, 但是, 这一工作在理论上就存在重重困难, 目前也没有非常有效的检验方法。尤其是在中国这个新兴股票市场中, 由于市场规模不大但扩容速度很快, 同时历史数据又很有限, 这方面的研究更面临着诸多实际困难。但是, 仅就本文选取最近三年约500只股票所做的研究而言, 我们仍然可以得到两个重要的结论:

1. 无论是否存在无风险资产, 我们不能否认用市场综合指数代表的市场组合是"均值——方差"有效的。

2. 股票收益率不仅与β之外的因子有关, 而且它与β之间的关系也不是线性的。这表明CAPM在目前我国股票市场并不适用。其主要原因可能还是在于市场不完善、过度投机、以及政府政策对市场的巨大影响等方面。另外, 股票或股票组合的β系数不稳定也可能是一个重要原因。相应地, 我们不能严格遵循Fama-MacBeth(1973)的方法来做检验。

此外, 通过对普通最小二乘法、最大似然法和广义矩方法应用效果的比较以及对不同统计量的比较, 我们还可看出, 当模型实际上并不能完全满足普通最小二乘法或最大似然法的严格假设时, 就不应当使用这些方法; 如果不顾前提条件而使用这些方法, 在某些显著性水平上可能得到完全不同的结论。不同的统计量在对样本容量的要求上以及统计性质上存在重大的差别, 因此也会给出不同的统计结论。可见, 选择合适的分析方法和统计量是非常重要的。

参 考 文 献

[1] Black, F., Jensen, M. C., and Scholes, M., "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests," in Jensen (ed.), Studies in the Theory of Capital Markets (New York: Praegr, 1972).

[2] Campbell, J. Y., Lo, A. W., and Mackinlay, A. C., The Econometrics of Financial Markets, Princeton University Press. 1997.

[3] Fama, E. F., 1991 "Efficient Capital Markets: II", Journal of Finance, 46(5), pp. 1575-1617.

[4] Fama, Eugene F., and J. MacBeth, 1973, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", Journal of Political Econo-

my 71, 607—636.

[5] Gibbons, Michael R., 1982, "Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach", Journal of Financial Economics, X, No. 1, pp. 3—28.

[6] Gibbons, Michael R., Stephen A. Ross, and Jay Shanken, 1989, "A Test of the Ffficiency of a Given Portfolio", Econometrica 57, pp. 1121—1152.

[7] Markowitz, H. M., Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment. Yale University Press, New Haven, 1959.

[8] Miller, M.H., and Scholes, M., " Rates of Return in Relation to Risk: A Re-Examination of Some Recent Findings, " in Jensen(ed.), Studies in the Theory of Capital Markets (New York: Praeger, 1972).

[9] Roll, R., 1977, "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests (Part 1): On Past and Potential Testability of the Theory", Journal of Financial Economics, 4, pp. 129—176.

[10] Shanken, Jay, 1985, "Multivariate Tests of the Zero-Beta CAPM", Journal of Financial Economics, 14, 327—348.

[11] Stambaugh, Robert F., 1982, "On the Exclusion of Assets for Tests of the Two-parameter Model: A Sensitivity Analysis", Journal of Financial Economics, 10, 237—268.

[12] Zhou, G., 1991, "Small Sample Tests of Portfolio Efficiency", Journal of Financial Economics 30, pp. 165—191.

[13] 杨朝军, 邢靖, 1998, "上海股票市场CAPM 实证检验",《上海交通大学学报》, 第 32 卷第 3 期。

[14] 陈小悦, 孙爱军, 2000"CAPM 在中国股市的有效性检验",《北京大学学报》2000 年第 4 期。

[15] 陈浪南、屈文洲, "资本资产定价模型的实证研究",《经济研究》2000 年第 4 期。

[16] 阮涛、林少宫, "CAPM 模型对上海股票市场的检验",《数理统计与管理》2000 年第 4 期。

[17] 李和金、李湛, 2000, "上海股票市场资本资产定价模型实证检验",《预测》2000 年第 5 期。

Abstract: The main purpose of the paper is to study CAPM in China's Stock markets. Utilizing several methods, we find that the market portfolio represented by the index is effective whether there is riskless asset or no. But there are other factors affecting the return of stock and there is no direct relation between stock return and the Beta. Thus we think that CAPM doesn't apply to China's stock markets.

Key words: CAPM, effectiveness, beta

(特约编辑: 王素珍) (校对: FY)