杭州电子科技大学“学生学习成果书籍汇编”资助项目

投资学实证方法及课程论文集

Empirical Methods of Investment Principles and Course Papers

金 辉 编 著

ZHEJIANG UNIVERSITY PRESS
浙江大学出版社

前 言

自1952年马科维茨系统性地提出投资组合理论以来，以数量化方法为主的投资学原理成为投资学中的主流理论，其特征表现为对投资学原理的数学表述、理论推导和实证检验。由于对投资学理论的理解需要一定的数学基础和统计知识，一直以来，在投资学的教学中强调对投资学理论的经济学理解、数学推导和模型应用。

编著者从2007年起讲授“投资学原理”系列课程，在多年的教学实践中深深体会到以理论推导为主的教学方法所带来的不足。一方面，学生不能理解现代投资学理论的精髓和实践意义，甚至把投资学原理当成应用数学类课程来学习；另一方面，也无法培养学生实证分析和实践操作的能力，导致学生把专业知识和实践应用分离开来。自2013年开始，编著者在“投资学原理”的教学过程中除了加强对理论模型的数学推导之外，还强调对模型的经济学理解和实证分析或实践操作，并以课程报告、课程设计等形式贯穿在“投资学原理”的教学要求中。目前，已有近20篇优秀的课程论文公开发表在各类学术期刊上，教学效果评价良好。有些学生通过课程论文的写作，对学术研究产生了浓厚兴趣，并顺利考入理想的大学继续深造。为了对五年来的教学改革实践进行总结，特将投资学的主要实证方法及相关课程论文汇编成册。

本书所选课程论文均出自杭州电子科技大学相关专业学生之手，可在投资学相关的课程设计等实践教学中作为范文。同时，书中还包括了理论概述和研究方法，便于学生进行学习、模仿和体会。本书共收录投资学原理相关课程论文17篇，除2篇为袁桂秋副教授指导之外，其余均在编著者的指导下完成选题、实证、撰写和投稿等工作，曹艳卡、骆永芳、金晓兰和吴盼盼等历届研究生承担了写作规范等方面的辅助工作。张义红、冯红霞、袁亚超和董玉卿等学生在学习之余承担了资料核对和打字等琐碎工作，在此一并表示感谢。本书在编写过程中参考了大量国内外的相关教材及文献，也在此表示衷心的感谢。

由于编著者水平有限，书中可能存在错误和不足，欢迎读者批评指正并提出建议，请不吝致函 jinhui@hdu. edu. cn。

金 辉

2018年9月于下沙江滨

目 录

第一章　资本资产定价模型的实证检验 …… 1

第一节　资本资产定价模型概述 …… 1

第二节　BJS 和 FM 检验方法 …… 2

第三节　β 系数的调整 …… 7

课程论文选编

基于上证 A 股市场的资本资产定价模型实证检验 …… 9

上市公司贝塔系数的影响因素实证分析 …… 15

基于时变 β 系数的股票投资分析 …… 20

第二章　有效市场假说的实证检验 …… 26

第一节　有效市场假说的含义及形式 …… 26

第二节　有效市场假说的检验方法 …… 27

第三节　事件研究法及其应用 …… 32

课程论文选编

基于上海 A 股市场的市场有效性检验 …… 34

基于“沪港通”的我国资本市场有效性实证检验 …… 42

现金股利对股价影响的实证分析 …… 53

利率变动对股价影响的实证分析 …… 60

国有企业并购重组的短期财富效应分析 …… 66

第三章　Fama-French 三因素模型的实证检验 …… 73

第一节　几种典型的投资异象 …… 73

第二节　Fama-French 三因素模型的检验方法 …… 74

第三节　Fama-French 三因素模型的检验结果及模型扩展 …… 76

课程论文选编
修正FF三因素模型下股市流动性定价分析 …… 77
我国环保主题基金绩效及持续性分析 …… 83

第四章 行为金融视角下的投资策略实证研究 …… 90

第一节 基于行为金融学的投资策略 …… 90
第二节 不同投资策略的分析方法 …… 91
课程论文选编
QFII交易策略对股票收益影响的实证分析 …… 94
关于QFII投资羊群效应的实证分析 …… 100

第五章 投资组合业绩评价的实证研究 …… 109

第一节 共同基金的业绩评价方法 …… 109
第二节 对冲基金的业绩评估方法 …… 111
课程论文选编
我国股票型QDII基金的选股择时能力分析 …… 113
我国公募对冲基金业绩评价及风格分析 …… 121

第六章 基于VaR的金融风险评价研究 …… 126

第一节 VaR的概念 …… 126
第二节 常用VaR的计算方法 …… 127
课程论文选编
基于VaR/CVaR的股票型QDII基金评价 …… 132
基于VaR的新三板企业股权质押率分析 …… 145
基于VaR的基金业绩指标修正及基金评价分析 …… 151

参考文献 …… 161

第一章　资本资产定价模型的实证检验

第一节　资本资产定价模型概述

资本资产定价模型(Capital Asset Pricing Model，CAPM)于 20 世纪 60 年代由威廉·夏普(William Sharpe)、约翰·林特纳(John Lintner)和简·莫辛(Jan Mossin)分别独立提出。资本资产定价模型有严格的假设，这些假设的核心是使每个投资者尽可能同质化，尽管他们的初始财富和风险厌恶程度存在差异。

(1) 市场上存在着大量的投资者，每个投资者的财富相对于所有投资者的财富总和而言是微不足道的。投资者是价格接受者，他们的交易行为对证券价格不产生影响。这与微观经济学中对完全竞争市场的假设是一致的。

(2) 所有投资者只考虑一个相同的投资持有期。这种行为是短视的，因为它忽略了在持有期结束的时点上发生的任何事情的影响。短视行为通常不是最优行为。

(3) 投资者的投资范围仅限于市场上公开交易的金融资产，比如股票、债券、无风险借入或贷出等。这一假设排除了不可交易资产[如教育(人力资本)、私有企业等]和政府投资的资产(如市政大楼、国际机场等)。

(4) 不存在交易成本，买卖任何资产都不存在成本(摩擦)。如果交易成本不为零，任何资产的收益率都将是该资产拥有量的函数。因而，在模型中引入交易成本将会使模型变得非常复杂。引入交易成本是否值得，取决于交易成本对投资者决策行为的重要性。考虑到交易成本的大小，它们的重要性可能不大。

(5) 所有投资者都是理性的，都追求资产组合的方差最小化，这意味着他们都运用马科维茨的资产选择模型。

(6) 所有投资者采用相同的方法进行证券分析并对经济前景的看法一致，这使得所有投资者关于有价证券未来收益率的期望分布具有一致性估计。也就是说，无论证券的价格如何，投资者都得到相同的马科维茨模型输入表。依据马科维茨的资产选择模型，给定一系列证券的价格和无风险利率，所有投资者的期望收益率和协方差矩阵相同，从而产生了有效边界和唯一的最优风险资产组合，这一假定也被称为同质期望。

(7) 无限卖空不受任何限制。个人投资者可以卖空任意数量的股票。

(8) 可以无风险利率、不受限制地借款和贷款。投资者可以无风险利率贷出和借入任

意数额的所需资金。

资本资产定价模型反映了市场上任意资产或资产组合的收益与某个共同的因素之间的线性关系。在资本资产定价模型的假设下，当市场达到均衡时，任意一种资产或资产组合的预期收益是其与市场投资组合 M 的收益间协方差的线性函数。具体表达如下：

$$E(r_i) = r_f + \beta_i[E(r_M) - r_f] \tag{1-1}$$

由于在实证检验中用实际收益代替期望收益，对于风险投资组合 P 来说，其实证形式如下：

$$\overline{r_{Pt} - r_{ft}} = \alpha_P + \beta_P \overline{r_{mt} - r_{ft}} + \varepsilon_P \tag{1-2}$$

式中，$\overline{r_{Pt} - r_{ft}}$ 为风险投资组合的超常收益；$\overline{r_{mt} - r_{ft}}$ 为市场超常收益，且大于 0，因为市场投资组合也是风险资产，总体上其收益应大于无风险资产收益。式(1-2)也适用于任意的证券收益。

如果资本资产定价模型成立，那么意味着在式(1-2)中：

(1) 截距项 α_P 在统计意义上与 0 无显著差异。

(2) β_P 是解释风险资产报酬的唯一因素，其他因素(如残值方差、股利收益率、市盈率、公司规模等)对股票报酬没有解释能力。

(3) $\overline{r_{Pt} - r_{ft}}$ 与 β_P 存在线性关系。

(4) β_P 的回归系数应等于 $\overline{r_{mt} - r_{ft}}$，且大于 0。

因此，CAPM 是否有效取决于对以上 4 条所进行的实证设计和检验，其中最著名的有 BJS 和 FM 检验方法。

第二节　BJS 和 FM 检验方法

资本资产定价模型的有效性问题是指现实市场中的风险 β 与证券收益是否具有正相关的关系，是否还有更合理的风险度量工具可用于解释不同证券的收益差别。

一、BJS 检验方法

Black、Jensen 和 Scholes(以下简称 BJS，1972)以 1926 年 1 月至 1966 年 3 月在纽约证券交易所上市的 100 只股票为研究对象，无风险资产报酬的取值：1926—1947 年为交易商商业本票利率，1948—1966 年为美国国库券利率。市场投资组合是由每月月初在纽约证券交易所上市股票构成的等权重的投资组合。BJS(1972)对 CAPM 的检验过程，可以概括为以下两个步骤：

(1)CAPM 的时间序列检验：①估计期单个股票 β 系数的计算和分组；②股票组合在检验期的收益计算；③股票组合 β 系数的计算及有效性检验。

(2)CAPM 的横截面回归(β 系数的横截面检验)：①计算各个股票组合在整个检验期的平均超常收益；②股票组合的风险与收益关系的检验。

BJS 方法的具体检验步骤如下：

第一步，CAPM 的时间序列检验。

(1)确定无风险收益、市场组合月度收益，利用 5 年(形成期：1926—1930 年)的月度数

据估计各个样本股票的 β 系数，β 值通过单只股票月度收益率对市场组合月收益率的回归来估计。回归公式如下：

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{it} \tag{1-3}$$

式中，r_{it} 是 i 股票在 t 时刻的月收益率（$i=1,2,\cdots,100$）；r_{ft} 代表无风险利率；r_{mt} 是市场组合在 t 时刻的月收益率；β_i 是对 i 股票 β 系数的估计；ε_{it} 是误差项。

(2)按照估计的 β 值大小对股票进行排序，将 100 只股票分为 10 个投资组合，每组包含 10 只股票。在进行投资组合分组后，针对每一个投资组合 $P(P=1,2,3,\cdots,10)$，求出其在下一年（检验期：1931 年）共 12 个月的组合收益率。每个投资组合的月度收益取组合内股票收益率的算术平均值。

(3)重复以上步骤，即将形成期递推至 1927—1931 年的月度数据来估计各个样本股票的 β 值，按照估计的 β 值构建 10 个投资组合，计算出每个投资组合在下一年（检验期：1932 年）共 12 个月的组合收益率。以此类推，可以得到 10 个投资组合在 1931 年 1 月至 1966 年 3 月共 423 个月的月度报酬。

以上时间序列方法如图 1-1 所示。

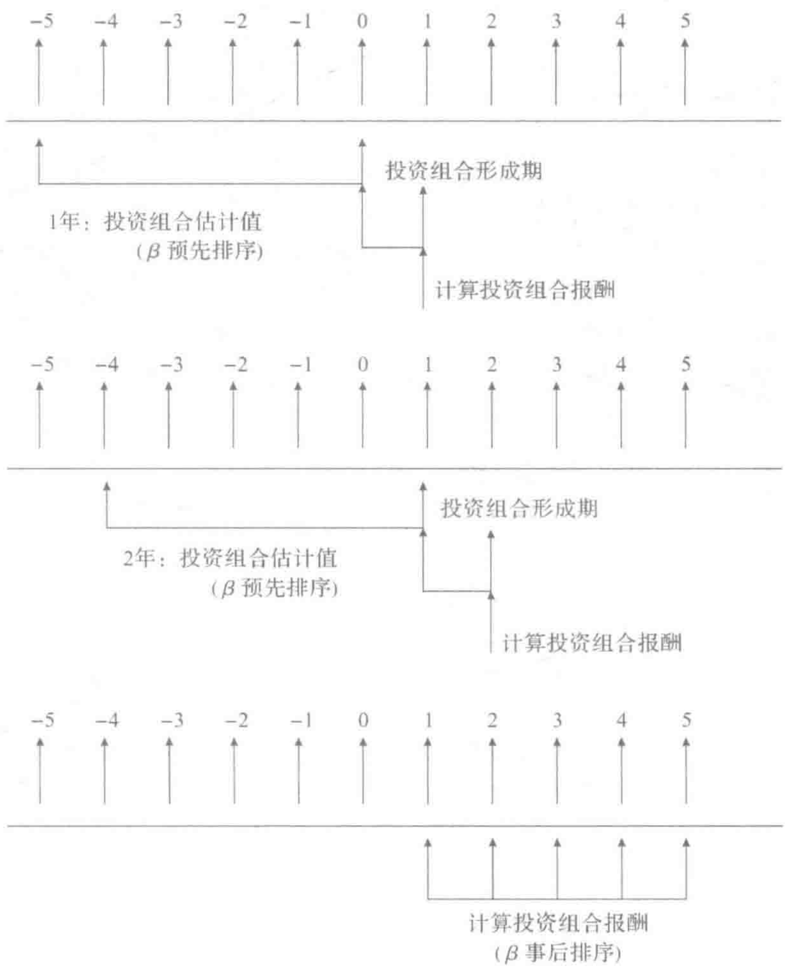

图 1-1　BJS 检验的时间序列方法

(4)利用步骤(1)中所确定的无风险收益、市场投资组合月度收益,可以估计得到在1931—1966年的检验期内各个投资组合的 $\hat{\alpha}_P$ 和 $\hat{\beta}_P$,BJS(1972)的检验结果如表1-1所示。由表1-1可知,除投资组合2和9外,其他投资组合估计的 $\hat{\alpha}_P$ 在5%显著水平下与0无显著差异。BJS(1972)认为,时间序列方法的结果基本符合CAPM的要求。

表 1-1 BJS(1972)的时间序列检验结果

参数	投资组合									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\hat{\beta}_P$	1.5614	1.3838	1.2483	1.1625	1.0572	0.9229	0.8531	0.7534	0.6291	0.4992
$\hat{\alpha}_P$	−0.0829	−0.1938	−0.0649	−0.0167	−0.0543	0.0593	0.0462	0.0812	0.1968	0.2012
$t(\hat{\alpha}_P)$	−0.4274	−1.9935	−0.7597	−0.2468	−0.8869	0.7878	0.7050	1.1837	2.3126	1.8684

第二步,CAPM的横截面回归。

根据以上分组结果,对每一个投资组合求整个区间的超常收益率的平均值 $\overline{r_{Pt}-r_{ft}}$,并对 $\hat{\beta}_P$ 进行估计。估计模型如下:

$$\overline{r_{Pt}-r_{ft}} = \alpha_1 + \alpha_2\hat{\beta}_P + \mu_P, \qquad P = 1,2,\cdots,10 \tag{1-4}$$

若CAPM成立,则应有 $\alpha_1 = 0, \alpha_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(r_{mt} - r_{ft})$ 。

回归结果发现, $\overline{r_{Pt}-r_{ft}}$ 和 $\hat{\beta}_P$ 的拟合效果很好,组合的平均收益与 β 基本存在正相关,但是 α_1 和 α_2 的 t 值都较大,即不显著为0。

为此,Black(1972)提出了零贝塔CAPM。零贝塔CAPM认为,在可行的资产组合中,存在几种收益与市场完全不相关的组合(即与市场组合的贝塔值为零);从这些零贝塔的资产组合中可选择一个方差最小的资产组合,该组合无系统风险,但存在非系统风险。零贝塔资产组合不影响资本市场线(CML),但对证券市场线(SML)有显著影响,如图1-2所示。

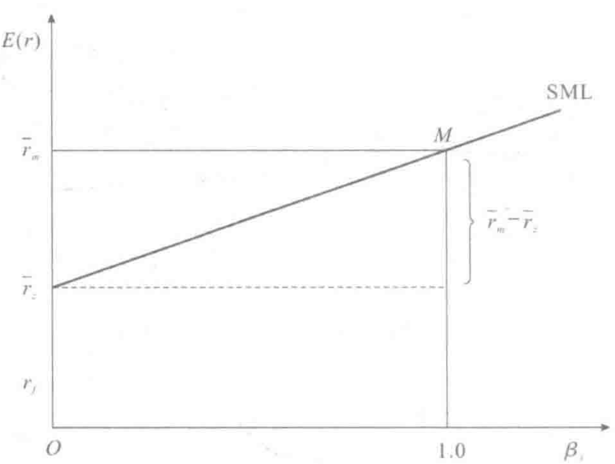

图 1-2 零贝塔资产组合与SML

在该模型中，截距（零 β 的资产组合）与市场组合形成新的资产组合，风险收益也仍然呈线性特征。零贝塔 CAPM 的表达式如下：

$$E(r_i) = E(r_z) + \beta_i[E(r_m) - E(r_z)] \tag{1-5}$$

显然，这时单个资产 i 的风险溢价是单个资产 i 的 β 值和市场风险溢价（$r_m - r_z$）的函数。假设零贝塔资产组合的收益率 r_z 高于无风险资产 r_f，则通过市场组合 M 点的直线不会太陡峭，即市场风险溢价会很小。

二、FM 检验方法

（一）经典方法介绍

与 BJS(1972)不同，Fama 与 MacBech（以下简称 FM，1973）研究了证券市场线的性质，并试图根据前期估计的风险变量来预测股票组合的未来收益率。

FM(1973)的研究区间为 1935—1968 年（所用的数据区间为 1926—1968 年），和 BJS(1972)一样用纽约证券交易所的所有证券作为市场组合。与 BJS(1972)通过滚动分组得到各股票组合的 β 值不同，FM(1973)直接采用股票组合前一期的 β 值作为下一期的该数值。对于每一个月，FM(1973)将组合的月收益率对 β 因子进行回归得到证券市场线的月估计值。图 1-3 为 1935 年 1 月（$J35$）的证券市场线。

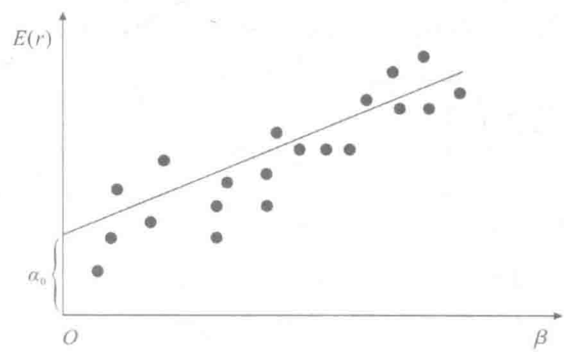

图 1-3　FM(1973)中 1935 年 1 月（$J35$）的证券市场线

图 1-3 中的 20 个点表示 20 个组合的观测值。根据这些观测值组成的证券市场线，组合收益率的公式可以表示为：

$$r_{P,J35} = \alpha_0 + \alpha_1\hat{\beta}_P + \varepsilon_{P,J35} \tag{1-6}$$

式中，$r_{P,J35}$ 为组合 P 在 1935 年 1 月的收益率；$\hat{\beta}_P$ 为 1930—1934 年组合 β 因子的估计值；$\varepsilon_{P,J35}$ 为该月与每一个组合相关的误差项。

为检验证券市场线是否存在非线性，FM(1973)在式(1-6)中加入 β 因子的平方项。这样，这 20 个观测值的最优拟合线的组合收益率等式为：

$$r_{P,J35} = \alpha_0 + \alpha_1\hat{\beta}_P + \alpha_2\hat{\beta}_P^2 + \varepsilon_{P,J35} \tag{1-7}$$

检验结果表明，系数 α_2 并不显著异于零。同时，加入 β 的平方项后，式(1-7)并不能更好地解释组合收益率的变动。

为了进一步检验残差方差是否影响股票价格及其所构成的组合的预期收益率，FM(1973)在式(1-7)中又加入每一个组合中股票的平均残差方差项。股票组合的平均残差方

差变量通过下式计算：

$$RV_P = \frac{\sum_{J=1}^{M} \sigma^2(\varepsilon_J)}{M} \tag{1-8}$$

式中，M 为组合中股票的数量；$\sigma^2(\varepsilon_J)$ 为股票 J 的残差方差。

这样，FM(1973)用三个变量解释 20 个组合月收益率的差异，其关系式为：

$$r_{P,J35} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\beta}_P + \alpha_2 \hat{\beta}_P^2 + \alpha_3 RV_P + \varepsilon_{P,J35} \tag{1-9}$$

FM(1973)根据式(1-6)、式(1-7)和式(1-9)三个方程对区间内 α_0、α_1、α_2 和 α_3 进行估计。FM(1973)的检验结果与理论的假设高度一致，主要结论如下：①当用高于平均的 β 因子进行预测时，在下期将得到高于平均的收益率；② β 因子和收益率之间几乎不存在非线性关系；③不可能根据组合中股票的残差方差来预测未来收益率。这些检验结论对 CAPM 都是有力的支持。

(二)常用的简便步骤

下面以上海股票市场的数据为例来说明 FM 检验方法的检验步骤(张宗新，2008)。研究对象为 2001 年 1 月至 2006 年 4 月上海股票市场上市的 450 只股票，采用日收益率。FM 检验方法的具体步骤如下：

1. 投资组合形成期(2001 年 1 月—2002 年 12 月)

利用公式 $r_i = \alpha_i + \beta_i(r_m - r_f) + \varepsilon_i$ 计算出每只股票的 β 值。按 β 值从小到大的顺序以每 25 只股票为一组，将 450 只股票分为 18 个证券组合。

2. 初始估计期(2003 年 1 月—2004 年 12 月)

用 2003 年 1 月—2004 年 12 月的数据按 $r_P - r_f = \alpha + \beta_P(r_m - r_f) + \varepsilon$ 计算出 18 个证券组合的 β 值。同时，将每一组回归得到的残差和 β 值记录下来，作为非系统性风险和系统性风险的衡量因素。

3. 检验期(2005 年 1 月—2006 年 4 月)

计算 2005 年 1 月—2006 年 4 月间 18 个证券组合的平均月收益率 r_P，并利用此数据和步骤 2 中得到的 β、β^2 和残差进行横截面回归：

$$r_P = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\beta}_P + \alpha_2 \hat{\beta}_P^2 + \alpha_3 \sigma_{Pe} + \varepsilon_P \tag{1-10}$$

式中，$P=1,2,\cdots,18$；r_P 为组合月收益率；$\hat{\beta}_P$ 为组合的 β 值；σ_{Pe} 为估计各组 β 值的回归方程的残差的标准差。

实证检验结果如下：① $\alpha_1 > 0$，即资本市场上风险价格为正，也即风险报酬大于 0；② $\alpha_2 = 0$，即预期报酬与风险之间不存在非线性部分；③ $\alpha_3 = 0$，即非系统风险对预期报酬无影响。

实证结果高度支持 CAPM 的理论形式。即在市场组合有效的前提下，平均来说，风险会带来正的回报，收益率与 β 系数之间几乎没有非线性，而且残差的标准差不会系统性地影响平均收益率。但是，α_0 的均值等于无风险利率的检验结果不成立，总体上它并不为数据所支持。

注意，这里 FM 检验方法与 BJS 检验方法的一个重要区别在于横截面检验中，除了检验方程不同之外，后者回归所用的 β 系数和股票收益率来自同一期数据，而前者回归所用的 β 系数来自前一期数据。

第三节　β系数的调整

CAPM 描述的是一种证券的均衡预期收益率与该证券的β系数之间的正相关关系。早在 20 世纪 70 年代末，有关 CAPM 在投资管理中应用β值的合理性问题就被提出来了。理查德·罗尔(Richard Roll)分别于 1977 年、1978 年、1980 年和 1981 年论证了传统 CAPM 的不可检验性，概括了简单应用该模型可能带来的错误和不正确结果。1992 年，法马(Fama)和弗伦奇(French)又发现预期收益与β值之间没有显著关系。否定派认为，CAPM 尽管提出了一个简单的收益—风险理论关系，但这不是一个准确的表示，所以β系数不能作为衡量资本市场风险的标准。

收益与风险之间的关系显著性能否成立的关键，在于计算β系数的方法不一样。为改善预测能力，需要对过去的β系数进行修正。Blume(1971)的研究表明，预测期的β系数比由历史数据得到的β系数更接近 1，即β系数有一种趋向于 1 的倾向。

对β系数的调整方法主要有三种。

一、β系数相关程度法

第一种方法是 Blume(1971)提出的方法，就是通过直接测定趋向于 1 的调整法来修正过去的β系数，并假定一个时期的调整值是下一个时期调整的确切估计。

图 1-4 显示了时间水平线，时间单位为 1 个月，投资者现在处于t年的最后一个月，要为$t+1$年的第一个月做出投资计划，那么投资者先要估计历史的β系数，即t年的β系数，然后通过考虑时间过程中β系数的相关程度，对β系数的历史估计值进行调整。

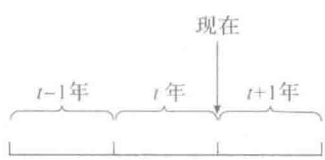

图 1-4　时间水平线

图 1-5 是$t-1$年中 12 个月的β系数和t年中的β系数的相关程度的特征线。如果β系数不随时间发生变化，则t年和$t-1$年的β系数的相关程度的特征线应为 45°线。实际的观察值并非如此，如图 1-5 中的A点所示，在$t-1$年时，其β系数为 0.6，在t年时，则为 0.9。根据不同的观察值，可得一条平均直线$\hat{\beta}_t=\alpha_0+\alpha_1\hat{\beta}_{t-1}$，假设$\beta$系数之间的相关程度的大小不会因为时间发生变化，则进一步可得：

$$\hat{\beta}_{t+1}=\alpha_0+\alpha_1\hat{\beta}_t \tag{1-11}$$

例如，在图 1-5 中，假设$\alpha_0=0.35$，$\alpha_1=0.65$，则可以估计出$t+1$年的β系数：

$$\beta_{t+1}^*=0.35+0.65\beta_t$$

这种修正对股票β系数的影响很值得注意。如果在t年的β系数为 2，那么预测的β系数就是$0.35+0.65\times2=1.65$，而不是 2；如果在t年的β系数为 1.5，那么预测的β系数就是$0.35+0.65\times1.5=1.325$，而不是 1.5；如果在t年的β系数为 0.8，那么预测的β系数就

是 0.35+0.65×0.8=0.87,而不是 0.8;如果在 t 年的 β 系数为 0.5,那么预测的 β 系数就是 0.35+0.65×0.5=0.675,而不是 0.5。可见,式(1-11)使得高的 β 系数变低,低的 β 系数变高,修正的 β 系数有一种趋向于 1 的倾向。

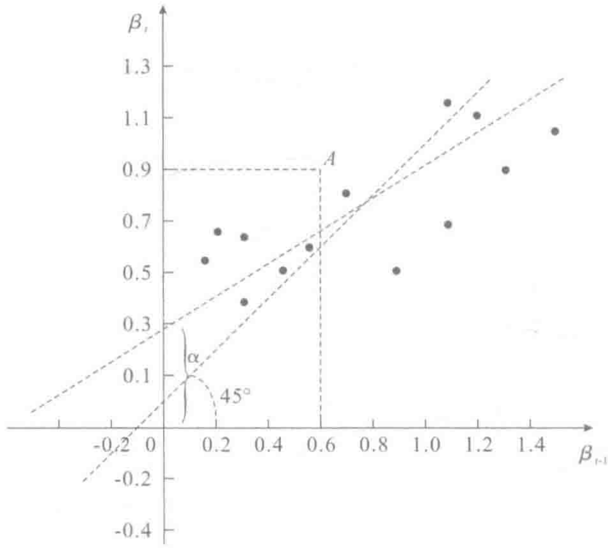

图 1-5 β 系数的相关程度的特征线

同时需要指出的是,由于式(1-11)测度的是两个时期 β 系数的关系,如果第二个时期的平均 β 系数比第一个时期的平均 β 系数大的话,那一定是因为第一个时期的平均 β 系数增加了的缘故。显然,这个性质是不尽如人意的。因此,如果没有理由能预测平均 β 系数具有这种递增趋势的话,我们就应该调整预测的 β 系数,使得 β 系数的均值等于历史 β 系数的均值,以此来进行我们的估计。①

二、贝叶斯估计方法

对 β 系数进行修正的第二种方法叫作贝叶斯估计方法,是由 Vasicek(1973)提出的。这种方法不要求所有股票的 β 系数朝着其均值 $\beta=1$ 的方向调整,而是根据 β 系数的不同样本误差,对不同股票的 β 系数做不同的调整。样本误差越大,调整也就越大。其预测公式为:

$$\beta_{t+1}=\frac{\sigma_{\beta_t}^2}{\sigma_{\beta_{t-1}}^2+\sigma_{\beta_t}^2}\bar{\beta}_{t-1}+\frac{\sigma_{\beta_{t-1}}^2}{\sigma_{\beta_{t-1}}^2+\sigma_{\beta_t}^2}\bar{\beta}_t \tag{1-12}$$

式中,$\bar{\beta}_{t-1}$ 为第 $t-1$ 期股票样本的平均 β 系数;$\bar{\beta}_t$ 为第 t 期股票样本的平均 β 系数;$\sigma_{\beta_{t-1}}^2$ 为第 $t-1$ 期股票样本 β 系数估计值的方差;$\sigma_{\beta_t}^2$ 为第 t 期股票样本 β 系数估计值的方差。

三、基本面 β 系数法

对过去的 β 系数进行修正的第三种方法是在测算过程中考虑一系列基本面的影响因素,如 Beaver 和 Kettler 等(1970)、Bildersee(1975)、Rosenberg 和 McKibben(1973)等。

① 费方域. 现代证券组合理论[M]. 上海:上海三联书店,1994:111.

假设公司规模是影响公司经营的一个重要因素并定义为 S，为了估计 β_t 和 S_{t-1} 的相关关系，可以得到如下等式：

$$\hat{\beta}_t = a_0 + a_1\hat{\beta}_{t-1} + a_2 S_{t-1} \tag{1-13}$$

同样地，假设 β 系数和公司规模间的相关程度的大小不随时间发生变化，则可进一步得到：

$$\hat{\beta}_{t+1} = a_0 + a_1\hat{\beta}_t + a_2 S_t \tag{1-14}$$

除了公司规模外，公司财务杠杆的作用、公司资产的流动性等都会不同程度地影响 β 系数的估计值，式(1-14)也随之增加相应变量：

$$\hat{\beta}_{t+1} = a_0 + a_1\hat{\beta}_t + a_2 S_t + a_3 L_t + a_4 W_t + \cdots \tag{1-15}$$

许多经验研究表明，经过上述三种方法调整的未来 β 系数预测值，要比未经调整的 β 系数预测值准确得多。

课程论文选编

基于上证 A 股市场的资本资产定价模型实证检验

金思宇　李婉婷　李昱希

摘　要：本文以上证 180 中选取的具有代表性的 82 只股票为研究样本，运用简化的 FM 方法对资本资产定价模型进行实证检验。发现资本资产定价模型的假设条件与中国股市的实际情况差距过大，检验结果证明资本资产定价模型并不适应于中国证券市场。

关键词：资本资产定价模型；FM 方法；股票组合

一、研究背景

随着我国证券市场的发展，资本资产的均衡收益率确定一直是学术界和业界关心的问题。

资本资产定价模型(Capital Asset Pricing Model，CAPM)从理论上给出了资本资产定价的依据，得到了证券理论界的普遍认可和运用。CAPM 是由 Sharpe(1964)和 Lintner(1965)等研究者根据 Markowit(1952)的资产组合理论得到的，在当代金融市场价格理论中占据了重要地位。Shih 和 Chen 等(2014)认为，在过去的 40 年里，CAPM 对于多种资产定价模型起着标尺的作用。而随着金融市场的发展，资本资产定价理论遭到了挑战和困难，Mehra 和 Prescott(1985)认为 CAPM 无法解释“股权溢价”和“无风险利率”；Chordia 和 Roll 等(2000)研究发现，分散流动性风险并不能通过资产多元化组合来实现，这与 CAPM 模型的假设相悖。Ferson 和 Nallareddy 等(2013)指出在预测资产这一点上，长期风险模型比短期 CAPM 更加适合；Bod 和 Kanderova(2014)通过对中东地区 1996—2008 年的数据进行有效性检验发现，单个资产的期望收益与 β 系数有时不存在线性相关关系。CAPM 也被用作考察发展较迟的中国证券市场是否完善。陈石清和帅富成(2009)认为，

由于我国股市处于弱式有效市场，不满足CAPM严格的假设，因此不适用我国市场。丁琳和刘文俊(2013)认为，尽管预期收益率和风险度量系数β两者之间的线性关系在中国市场成立，但我国资本市场的现有条件仍无法满足CAPM的其他假设。屠新曙和韦宏(2013)认为，已有CAPM的假设条件无法确保资本市场线的存在，也就无法进一步研究CAPM。大部分的研究显示，CAPM与市场实际结果存在很大差距，并不能完全解释资产定价中遇到的问题。赵清和乌东峰(2015)指出，虽然CAPM并不适合我国的资本市场，但可明显发现CAPM在我国的适用性在逐渐增强，对我国证券市场与投资者的决策仍有重要的指导作用。

2008年金融危机后，中国股市先后经历了几次较大程度的震荡。由于投资、产业振兴等，2008年11月至2009年8月股市大涨，2009年9月至2010年7月以及2010年11月至2011年6月由于受到宏观紧缩政策的影响股市遭遇熊市，2014年7月开始股市又渐入牛市，2015年8月再次步入熊市。在此期间中国股市得到了长足的进步，市场监管更加科学，运行制度更加完善，信息披露更加及时准确，投资者的个人素质也得到了提升。本文希望利用近年的数据，通过实证研究来分析CAPM在新的历史背景下是否适用于中国股票市场，并希望通过检验研究推动该模型不断完善发展，以更好地适用于中国股市。

二、模型简介

CAPM是以风险资产期望收益均衡为前提建立的预测模型，目的是探究证券市场中资产的期望收益率与风险资产之间的联系，并确定均衡价格。CAPM反映某一证券合理的风险溢价，而这是由该证券所面临的风险对资产组合整体风险的贡献程度所决定的。单个证券的风险由非系统性风险(可分散风险)和系统性风险(不可分散风险)组成，可分散风险可以用增加投资渠道的方式消除，而其对市场投资组合风险的贡献程度可以用β衡量。

对CAPM的实证检验，一般是利用回归方程对历史数据进行时间序列或横截面的检验。CAPM的表达式为：

$$E(R_i)-r_f=\beta_i[E(R_m)-r_f] \tag{1}$$

式中，$E(R_i)$为股票的期望收益率；r_f为无风险收益率；$E(R_m)$为市场组合的期望收益率；$\beta_i=\dfrac{\mathrm{Cov}(R_i,R_m)}{\mathrm{Var}(R_m)}$，$\beta$系数是单个证券的收益率与证券市场平均收益率之间的协方差与证券市场平均收益率的方差的比值。

三、实证检验

(一)样本选择与数据确定

1. 样本选择

由于上证180指数的选样方法更为公正客观，能够更加准确地评价市场，我们选择从上证180指数里选取样本股。鉴于2008年9月爆发了全球金融危机，2014年11月开始股市出现了较大程度的震荡，本文以2009年1月1日至2014年10月31日作为样本股的选取时期，并以周收盘价作为样本观测值。本文选取了在2009年1月1日和2014年10月31日两个时间点同时入选上证180指数的87只股票，并剔除数据缺失严重的股票1只、贝塔值异样的股票4只，最终剩余82只股票作为样本股。

2. 收益率的确定

(1)个股收益率的确定。考虑到我国股市年限较短，如果采用月数据会产生数据量不足等问题，因此我们选用周数据进行分析。股票的周收益率计算公式为：

$$R_{i,t}=\frac{P_{i,t}-P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \tag{2}$$

式中，$R_{i,t}$为股票的周收益率；$P_{i,t}$、$P_{i,t-1}$分别为第 t、$t-1$ 周各只股票 5 日收盘价的平均值。

(2)市场收益率的确定。本文是基于上证股票的研究，所以采用上证 180 指数作为市场投资组合收益率。市场的周收益率计算公式为：

$$R_{m,t}=\frac{P_{m,t}-P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}} \tag{3}$$

式中，$R_{m,t}$为市场的周收益率；$P_{m,t}$、$P_{m,t-1}$分别为第 t、$t-1$ 周 5 日上证 180 指数收盘价的平均值。

3. 无风险收益率的确定

国外研究中通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收益率，但由于我国利率尚未市场化，因此无法用国债利率来代替无风险收益率。而人民币定期存款利率最低时限要求是三个月，且其随时间的变化程度不明显，故本文将上海银行间同业拆借利率(SHIBOR)的周数据作为无风险收益率。

(二) 检验方法

本文采用简化的 FM 方法进行实证检验，具体步骤如下：

(1)组合形成期：利用 2009—2010 年各样本股的周收益率回归计算各个股票的 β_i 值，并对其进行排序，将所有股票分成 14 组，构成 14 个投资组合。

(2)估计期：利用 2011—2012 年数据重新计算各个股票的 β_i，并用算术平均法得到各投资组合的 β_P。

(3)检验期：利用 2013 年 1 月 1 日至 2014 年 10 月 31 日的周市场收益率 R_m 对估计期的 β_P 进行横截面回归检验。

(三) 检验过程

1. 计算 β_i

首先计算 2009—2010 年个股的周收益率 R_i 和市场收益率 R_m，再利用公式

$$R_i=\alpha_i+\beta_i R_m+\varepsilon_i \tag{4}$$

回归出个股的 β_i。表 1 列出了部分股票的相关信息及回归得到的 β 值。

表 1 部分股票的 β 值

股票代码	股票简称	β值	股票代码	股票简称	β值
600000	浦发银行	0.6233	600109	国金证券	0.9054
600008	首创股份	0.4391	600111	北方稀土	0.7154
600009	上海机场	0.9389	600123	兰花科创	1.2739
600010	包钢股份	0.8412	600150	中国船舶	1.0070
600011	华能国际	0.4160	600158	中体产业	0.6340
600015	华夏银行	0.5887	600162	香江控股	0.8249
600016	民生银行	0.3047	600177	雅戈尔	0.6364
600018	上港集团	0.8652	600196	复星医药	0.1674
600019	宝钢股份	0.8514	600208	新湖中宝	0.0592
600028	中国石化	0.9502	600221	海南航空	0.5950
600030	中信证券	0.8985	600256	广汇能源	0.3234
600031	三一重工	0.1409	600266	北京城建	0.7292
600036	招商银行	0.3458	600309	万华化学	0.8201
600048	保利地产	0.9443	600325	华发股份	0.5686
600050	中国联通	0.5394	600348	阳泉煤业	1.0078
600085	同仁堂	0.5229	600362	江西铜业	1.5433
600089	特变电工	0.4311	600376	首开股份	0.4810
600100	同方股份	0.2167	600383	金地集团	0.8083
600104	上汽集团	0.7463	600489	中金黄金	0.4256
600108	亚盛集团	0.2144	600497	驰宏锌锗	0.9533

2. 分组

为了分散非系统性风险，需要构建投资组合，将样本按 2009—2010 年计算所得的个股 β_i 进行排序并分为 14 组，构建投资组合。根据 2011—2012 年的个股周收益率 R_i 和市场收益率 R_m 重新计算组合 β_P，依据公式为：

$$R_P - r_f = \alpha_P + \beta_P(R_m - r_f) + \varepsilon_P \tag{5}$$

式中，$R_P = \sum_{i=1}^{n} \frac{R_i}{n}$；$r_f$ 为无风险收益率。

利用 Matlab 回归得到各投资组合的 α_P、β_P，并对其进行 t 检验。其回归结果如表 2 所示。

表 2　回归结果统计

分组	α	α 的 t 值	α 的显著性	β_P	β_P 的 t 值	β_P 的显著性
1	−0.0033	−1.2210	0.2252	0.6102	4.3817	0.0000
2	−0.0002	−0.0833	0.9338	0.3989	3.3527	0.0012
3	−0.0026	−1.4721	0.1444	0.3655	3.9593	0.0001
4	−0.0028	−1.2034	0.2319	0.4498	3.8542	0.0002
5	−0.0015	−0.8053	0.4227	0.4752	4.9934	0.0000
6	−0.0022	−1.1963	0.2346	0.6090	6.5855	0.0000
7	−0.0003	−0.1268	0.8994	0.7995	6.9634	0.0000
8	−0.0002	−0.0758	0.9397	0.6328	4.7655	0.0000
9	−0.0017	−1.0423	0.3002	0.7559	8.8185	0.0000
10	0.0003	0.1134	0.9100	0.6436	5.1122	0.0000
11	−0.0016	−0.9123	0.3640	0.6219	7.2329	0.0000
12	0.0003	0.1743	0.8620	0.5339	5.5145	0.0000
13	−0.0043	−1.8989	0.0606	0.8279	7.2678	0.0000
14	−0.0027	−1.0485	0.2971	1.0228	7.8552	0.0000

由表 2 我们可以看出，α 的显著性都大于 0.05，没有通过检验；β_P 的显著性都小于 0.05，可以通过检验。这说明股票的收益率主要受到市场因素的影响。

3. 横截面检验

结合第二期 β_P 以及 2013—2014 年的 R_P，用 Matlab 对模型

$$R_P=\alpha_0+\alpha_1\beta_P+\alpha_2\beta_P^2+\varepsilon_i \tag{6}$$

进行横截面回归，主要检验常数项系数 α_0 是否显著为零，一次项系数 α_1 是否显著接近 R_m（$R_m=0.0037$），二次项系数 α_2 是否显著为零。该模型可以更准确地考察个股的期望收益率是否依赖于 β_P 。

回归结果如表 3 所示。

表 3　回归结果

各项系数	系数	t 检验	显著性	R^2
α_0	0.0017	0.8368	0.4205	0.0833
α_1	−0.0033	−0.5055	0.6232	
α_2	0.0030	0.6352	0.5383	

从表 3 中可以看出 R^2 只有 0.0833，拟合度非常不好，α_0、α_1、α_2 的显著性都大于 0.05，其结果非常不显著。其中，α_1 的估计值小于 0，说明市场股票收益与系统风险并无正相关关系；α_2 的估计值为正，说明股票收益率与系统风险也不成线性关系，这都与 CAPM 不一致。而且模型的拟合度较低，这说明在现实的市场环境中，系统性风险并不是影响个股收益的