

基于深市B股市场的CAPM实证检验

李丹 曾繁荣(教授) 夏小伟

(桂林电子科技大学管理学院 广西桂林 541004)

【摘要】 本文以50只净收益排名较好、分布在不同行业的深市B股作为研究样本,运用时间序列回归方法对资本资产定价模型进行实证检验,结果发现资本资产定价模型的假设条件与B股市场严重不符,无风险收益为负,说明B股市场存在明显的投机特征。

【关键词】 CAPM 股权分置改革 股票组合

一、模型介绍

资本资产定价模型(CAPM)的理论基础是现代投资组合理论。CAPM是以风险资产的期望收益均衡为基础的预测模型,它反映单个证券的合理风险溢价,而这取决于单个证券的风险对整个资产组合风险的贡献程度。单个证券的风险是由系统性风险和非系统性风险组成的,非系统性风险是通过增加投资渠道的方法消除的。单个证券对整个资产组合风险的贡献程度用 β 来衡量。CAPM为:

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

其中: $E(R_i)$ 为股票的期望收益率; R_f 为无风险收益率,投资者能以其进行无风险的借贷; $E(R_m)$ 为市场组合的期望收益率。

$$\beta_i = \text{cov}(R_m, R_i) / \text{var}(R_m)$$

其中: $\text{cov}(R_m, R_i)$ 为第*i*种股票收益率与市场组合收益率的协方差; $\text{var}(R_m)$ 为市场组合收益率的方差即 σ_m^2 。

β 系数是单个证券的报酬率与证券市场平均报酬率之间的协方差相对于证券市场平均报酬率的方差的比值,一般用来衡量个别证券的市场风险而不是全部风险。如果 β 等于1,表明该证券与整个证券市场具有同样的系统性风险;如果 β 大于1或小于1,表明系统性风险对该证券的影响大于或小于市场平均水平。

对CAPM的实证检验一般采用历史数据,利用回归方程对CAPM进行时间序列或横截面序列的检验。在验证风险与收益的关系时,通常关心的是实际的回归方程与理论的方程的拟合程度。回归方程应具有以下几个特点:①回归直线向上倾斜即斜率为正,表明收益随风险的增大而增加;② β 与收益率之间存在线性关系,系统性风险在股票定价过程中起决定作用,非系统性风险则不起决定作用;③回归方程的截距应等于无风险利率,回归方程的斜率应等于市场风险贴水。

二、实证检验

(一)样本选择与数据确定

1. 样本选择。本文选择50只净收益率排名较好、分布在不同行业的深市B股作为研究样本对CAPM进行检验。本文的

样本选择期间为2005年4月29日至2008年5月15日,选周收盘价作为样本观测值,交易数据来源于“飞狐交易师”。

2. 收益率的确定。

(1)个股收益率。国外对CAPM的研究多采用月收益率,考虑到我国股市可用于研究的时间段较短,如果采用月收益率会导致样本量不足,因此本文研究采用股票的周收益率。股票的周收益率定义为:

$$R_{i,t} = (P_{i,t} - R_{i,t-1}) / P_{i,t-1}$$

其中: $R_{i,t}$ 表示第*i*种股票第*t*周的收益率, $P_{i,t}$ 与 $P_{i,t-1}$ 分别表示股票在第*t*周和第*t-1*周的收盘价。

(2)市场收益率。本文研究采用深证成份B股指数作为市场投资组合的替代品,计算市场收益率,计算公式如下:

$$R_{m,t} = (W_t - W_{t-1}) / W_{t-1}$$

其中: $R_{m,t}$ 表示第*t*周的市场收益率; W_t 和 W_{t-1} 分别表示第*t*周和第*t-1*周的B股指数。

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表无风险收益率。在本文研究中,将3个月的居民定期储蓄存款利率换算成周收益率来代表无风险收益率,由于我国在不同时期采用的利率标准不同,各个时期计算所得的无风险收益率也不尽相同,具体数据从中国工商银行的官方网站获得。

(二)检验方法

本文采用FM(1973)的横截面回归方程并结合时间序列回归(BJS)方法进行实证检验,具体步骤如下:①划分时期。对采样数据分三段进行检验,每51周作为一个时间段。②利用第一期的股票价格数据进行BJS,计算出个股的 β 系数即 β_i 。③根据第一期个股的 β 系数即 β_i 的大小进行排序分组,构造投资组合,并在第二期对组合再次进行BJS得到组合的 β 系数即 β_p 。④将第二期组合的 β 系数即 β_p 作为自变量,根据第三期的组合周收益率进行横截面回归检验。

(三)检验过程

1. 计算个股的 β 值。首先计算出 $R_{i,t}$ 和 $R_{m,t}$,再计算个股

的β值。计算个股β值的方法有很多种,这里采用单因素模型进行BJS,单因素模型为:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

假定 $E(\varepsilon_{i,t})=0$,根据第一期(前51周)数据计算得出的个股的β系数即β_i如表1所示:

表1

股票名称	α _i 的值	α _i 的t值	显著性	β _i 的值	β _i 的t值	显著性
万科B	1.254	1.677	0.100	0.852	5.365	0.000
南玻B	0.252	0.364	0.717	1.087	7.384	0.000
深康佳B	-0.349	-0.680	0.500	0.816	7.483	0.000
ST中冠B	-0.154	-0.144	0.886	0.039	0.171	0.865
特力B	0.015	0.020	0.984	0.044	0.269	0.789
深赤湾B	0.658	0.729	0.469	0.622	3.247	0.002
招商局B	1.753	2.056	0.045	0.691	5.376	0.000
飞亚达B	0.603	0.819	0.417	0.852	5.444	0.000
一致B	1.149	1.485	0.144	0.087	0.530	0.598

2. 构造股票组合。由于单个股票的非系统性风险较大,对收益与风险的关系易产生偏差,根据第一期数据的值由小到大分成10个组合来分散部分非系统性风险,再作BJS,从而估计R_p的大小。模型为:

$$R_{p,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中:R_{p,t}表示组合的超额收益率,可以采用简单算术平均法计算得出,每5个为一组,数据来源于第二期的单个股票的周收盘价;R_{m,t}和ε_{i,t}分别表示市场组合的超额收益率和回归的残差。对第二期处理过的数据进行回归分析可以得到如表2所示的结果:

表2

	α _i 的值	α _i 的t值	显著性	β _i 的值	β _i 的t值	显著性	R ²
组合1	1.686	3.002	0.004	0.102	0.823	0.414	0.014
组合2	1.895	3.830	0.000	0.168	1.547	0.128	0.047
组合3	2.378	3.613	0.001	-0.069	-0.480	0.633	0.005
组合4	1.947	3.452	0.001	0.201	1.623	0.111	0.051
组合5	1.525	2.063	0.044	0.787	4.845	0.000	0.324
组合6	0.737	1.017	0.314	1.014	6.366	0.000	0.453
组合7	1.388	1.261	0.112	1.069	5.678	0.000	0.397
组合8	0.520	0.996	0.324	0.047	9.731	0.000	0.630
组合9	0.719	0.771	0.444	1.216	5.940	0.000	0.419
组合10	0.083	0.218	0.829	1.062	12.627	0.000	0.765

可见,β值的差异比较明显,大都分布在1的周围,其显著性水平除组合1和组合3外,均比较小,有几个为0,这表明股票收益受证券市场收益的影响较明显。另外,决定系数R²随β值的增大而增大,并且较第一期有所增长,表明系统性风险在总风险中占的比例增加了,系统性风险对股票收益的解释能力有所增强,但并不能完全解释,这说明股票收益受到除系统性风险以外的其他因素的影响。

3. 横截面检验。由第二期分组得到的10个证券组合,用第三期51周的数据计算出每一个组合在观测期内的周超额收益率的平均值:

$$\overline{R_{pt}-r_{ft}} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{51} (R_{pt}-r_{ft})$$

结合第二期的β_p,用模型“ $\overline{R_{pt}-r_{ft}} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + \varepsilon_p$ ”进行横截面回归分析,主要检验:①回归系数γ₀是否显著为零;②高系统性风险是否带来高期望回报率,即: $E(\gamma_1) = E(R_{mt}) - E(R_{ft}) > 0$ 。回归分析结果如表3所示:

表3 横截面回归分析结果

	γ ₀	γ ₁	R ²	F 检验值	P
系数	-0.274	-0.978	0.534	9.129	0.016
t 检验值	-1.147	-3.030			

从表3可知,R²仅为0.534,拟合度一般;常数γ₀显著不为零;γ₁=-0.978;从γ₁的t检验值可看出收益与系统性风险显著负相关,说明收益随风险的增大而减小,与CAPM的结论正好相反。产生这样的结论,一方面有可能与选取的样本数量有关(只选取了50只股票,影响了回归结果);另一方面也说明在现实的市场环境中,系统性风险只是影响收益的因素之一,非系统性风险或其他因素也对股票的预期收益率产生影响。

三、结论

本文检验结果与CAPM的结论截然相反,即收益与风险存在显著的负线性相关关系。产生这种差异的原因有以下三点:一是由于本文选取的数据不够全面,不能代表市场总体情况,样本期间的的时间跨度不大,无法得出市场上风险与收益的实际关系;二是由于我国股市存在严重的波段分布,各期所处的波段时期不同,受到市场因素的影响;三是由于我国当时并没有实现完全意义上的“全流通”,与CAPM的假设条件存在差异。

我国股市与CAPM假设条件不符的地方表现在:①CAPM假设条件的成立是以有效市场假设为前提的,我国证券市场为弱式有效市场;②CAPM计算量较大,因此在实证研究中,很多问题都作了简化处理,例如以上证成份指数代替市场组合,这些简化处理在一定程度上会影响理论的精确性、严密性和计算结果的准确性;③CAPM认为在构建证券组合时,资产是无限可分的,这显然与我国股市的实际不符。由于上述原因的存在,应该对CAPM进行修改,以适应我国特殊的股市环境,从而对资本资产定价进行合理的估计,便于企业和投资者做出正确抉择。

主要参考文献

1. 李剑锋. 资本资产定价模型(CAPM)对上海股市的实证研究. 江苏统计, 2002;6
2. 张阿洁, 吴军玲, 谭学梅. CAPM在上证B股市场的实证检验. 湖北工业大学学报, 2006;6
3. 黎金龙. 资本资产定价模型CAPM对上海股市的实证研究. 社会科学家, 2005;S1