

贝塔系数的均值回归过程

马喜德 郑振龙

(厦门大学, 厦门 361005)

【摘要】 CAPM 中的贝塔系数被认为是证券组合和单个证券风险大小的衡量指标, 近年来理论界对于 CAPM 中的贝塔系数并非常数已经达成了共识, 而且众多迹象表明, 贝塔系数的变化很可能遵循一个均值回归过程。本文的主要目的即以深发展为例, 检验其贝塔系数是否遵循一个均值回归过程。

【关键词】 CAPM 贝塔系数 均值回归

【中图分类号】 F224.12 **【文献标识码】** A

资本资产定价模型 (CAPM) 是资产定价理论的核心, 然而对于其实证检验却一直存在争议。数十年来, 传统的 CAPM 不断遭到质疑, 同时也不断得到补充和扩展。最近的研究表明, CAPM 中的贝塔系数虽然是一个随机系数, 但是它很可能遵循一个均值回归过程, 这使得对贝塔系数的预测变为可能, 也使 CAPM 得以重新焕发生机。

1 文献综述

最早提出单个证券的贝塔系数有可能遵循均值回归过程的是 Blume (1975), 他认为由于上市公司原先极端高 (低) 风险的经营项目在经过一段时间后风险有可能降低 (升高), 或者其新拓展的项目风险比旧项目低 (高), 那么作为衡量单个证券风险的贝塔系数也会发生相应的变化。Blume 证明, 组合贝塔系数的变化出现均值回归并不是组合选择偏差 “order bias” 的缘故, 而是组合中证券贝塔系数自身变化的结果。

Blume 的结论得到了学术界的广泛认可, Brenner 和 Smidt (1977)、Fabozzi 和 Francis (1978)、Francis (1979) 先后都验证了贝塔系数遵循均值回归过程。尽管 Kolb 和 Rodriguez (1989) 提出了一些异议, 但是众多学者还是根据该假设采用贝叶斯技术对贝塔系数进行了成功的预测, 并就如何降低预测误差和处理贝塔系数出现异常值的情况提出了许多建议, 如 Klemkosky 和 Martin (1975)、Eurbank 和 Zumwalt (1979)、Statman (1981)、Frost 和 Savarino (1986) 等。

Gangemi、Robert 和 Robert (1999) 则站在国际投资者的角度, 用摩根斯坦利全球市场指数和英、美等 18 个国家的股票市场指数进行检验, 发现国别贝塔 (country beta) 也遵循均值回归过程, 从而为度量国别风险提供了有用的指标。

由此可见, 如果贝塔系数存在均值回归趋势的话, 那么对贝塔系数进行准确预测将变成可能, 这意味着即使贝塔系数可变, 我们仍然可以利用 CAPM 进行组合投资或业绩评价。否则的话, CAPM 的应用将会受到很大的限制。本文的目的即以深发展为例, 检验贝塔系数是否存在均值回归趋势。

2 均值回归检验的设计

2.1 研究方法

均值回归过程的一般模型为:

$$dx = (p - qx) dt + x dW \quad (1)$$

其中, x 是随机变量, q 是回归速度, p/q 是长期均值, x^2 是方差, dW 是维纳过程的增量,

$$dW = \int_0^t \sqrt{dt} \quad (2)$$

ϵ_t 是均值为零、方差为 1 的标准正态分布随机变量。

当 $q=0$ 时, 就是最简单的均值回归模型:

$$dx = (p - qx) dt + dW \quad (3)$$

写成离散形式为:

$$x_{t+1} - x_t = p - qx_t + \epsilon_t \quad (4)$$

其中, $\epsilon_t = \int_0^t$

为了检验贝塔系数是否遵循均值回归过程, 可以采用两步回归的方法。第 1 步假设贝塔系数在短期内是不变的, 并进行分期, 采用传统的 CAPM 估计出每 1 期的贝塔系数 $\hat{\beta}_t$:

$$Z_{it} = \beta + Z_{mt} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, Z_{it} 是证券 i 在 t 时刻的超额收益率 ($Z_{it} = r_{it} - r_{ft}$), Z_{mt} 是 t 时刻市场的超额收益率 ($Z_{mt} = r_{mt} - r_{ft}$)。

第 2 步即根据 (4) 式, 对下式进行最小二乘回归, 估计出 p 、 q :

$$\beta_{t+1} - \beta_t = p - q\beta_t + \epsilon_t \quad (6)$$

其中, β_t 表示 t 时刻的贝塔系数, β_{t+1} 表示 $t+1$ 时刻的贝塔系数。

如果 $0 < p < 1$, $0 < q < 1$, 那么说明贝塔系数存在均值回归趋势, 而且 p 、 q 越趋近于 1, 均值回归趋势越明显, 其中贝塔系数的长期均值 $\bar{\beta} = p/q$ 。

此外, 贝塔系数的长期均值也可以通过广义最小二乘进行近似估计:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{Z_{mt} Z_{it}}{\epsilon_i^2 + \epsilon_{it}^2}}{\sum_{i=1}^n \frac{Z_{mt}^2}{\epsilon_i^2 + \epsilon_{it}^2}} \quad (7)$$

其中, ϵ_i^2 是证券 i 在 t 时刻的残差 ϵ_{it} 的方差, ϵ_{it}^2 是证券 i 在 t 时刻的贝塔系数 β_{it} 的方差。

2.2 数据说明

本文以深发展为研究对象, 选取的时间段是从 1991 年 7 月 17 日到 2004 年 9 月 1 日, 剔除深发展停牌的交易日, 一共有 3210 个交易日数据, 每 30 个交易日数据为 1

收稿日期: 2005—10—11

基金项目: 本文是教育部优秀青年教师资助计划“中国信用风险度量和控制模型”项目的中期研究成果之一

期, 一共分 107 期, 这主要是因为: (1) 本文为了进行分期, 需要较多的数据量, 而中国股票市场发展历程较短, 满足条件的股票为数不多, 深发展不仅是最早发行上市的股票之一, 而且其又是金融板块的绩优股, 具有一定的代表性; (2) 由于对贝塔系数进行估计时, 数据量太少会导致贝塔系数标准误差过大, 而数据量太多则会相应减少用于均值回归的数据, 因而最后确定为每 30 个交易日数据为 1 期。

在国外的研究当中, 一般以 3 个月的短期国债利率作为无风险利率, 但是我国目前国债大多为长期品种, 因此无法用国债利率作为无风险利率, 所以本文以 1 年期银行定期存款利率作为无风险利率。

深发展的日收益率通过下式计算:

$$r_{it} = \ln(P_{i,t} + D_{i,t}) - \ln(P_{i,t-1}) \quad (8)$$

其中, r_{it} 是 t 时刻的收益率, $P_{i,t}$ 是 t 时刻的收盘价, $P_{i,t-1}$ 是 $t-1$ 时刻的收盘价, $D_{i,t}$ 是 t 时刻的每股红利。

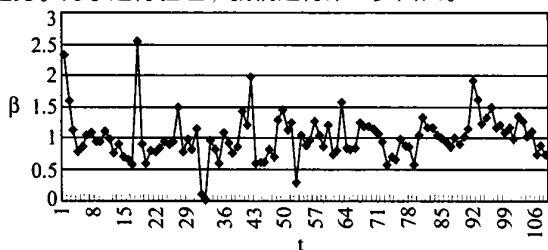
此外, 本文采用深圳成分指数作为市场指数计算市场收益率:

$$r_{mt} = \ln \text{index}_t - \ln \text{index}_{t-1} \quad (9)$$

其中, r_{mt} 是 t 时刻的市场收益率, index_t 是 t 时刻的收盘指数, index_{t-1} 是 $t-1$ 时刻的收盘指数。

3 实证结果和分析

利用 Matlab 编程, 我们首先可以用最小二乘回归估计出每一期的贝塔系数 β_t , 从图中可以看到, 虽然深发展的贝塔系数在某些年份波动较小, 在某些年份波动较大, 但是都大致在 1.0 左右波动, 表现出很明显的均值回归趋势。为了进行验证, 我们进行第 2 步回归。



深发展贝塔系数波动状况

利用 Eviews, 我们对 (6) 式进行最小二乘回归, 可以得到:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + 0.758604 - 0.746862 \beta_t \quad (10)$$

(7.098272) (-7.358318)

$$R^2 = 0.342375 \quad F = 54.14485$$

其中, p 、 q 分别为 0.758604 和 0.746862, 不仅都在 0 和 1 之间, 而且都是高度显著的, t 统计量分别为 7.098272 和 -7.358318。回归方程的拟合优度 R^2 为 34.24%, F 值很显著, 说明该拟合模型有效, 这进一步验证了贝塔系数遵循均值回归过程的结论。从 (10) 式中, 我们可以估算出贝塔系数的长期均值 $\beta = p/q = 1.016$, 我们把它与从 (7) 式估计出来的结果 ($\beta = 0.953$) 进行比较, 发现两者相差不大, 这说明可以利用 (7) 式对贝塔系数进行近似估计。

4 结论

4.1 单个证券的贝塔系数是一个遵循均值回归过程的随机变量。

上市公司股票的贝塔系数在相对短期内会不断地发生变化, 但是从长期来看, 它总是围绕某个均值上下波动。这是由该上市公司的经营性质所决定的, 其所处的行业、业务性质、相对于其他企业的规模在很大程度上决定了贝塔系数的长期均值。从这一点来看, 这一结论

与传统的 CAPM 并不矛盾。但是由于贝塔系数本身存在风险源, 如公司的投资项目的风险发生变化、经历不同的经济时期 (牛市或熊市)、出现重大人事变动等, 均会导致贝塔系数在相对短期内发生波动, 因此这与传统的 CAPM 的假设又不相符。值得注意的是, 在极短期内, 贝塔系数又是不变的, 因为它反映了上市公司的经营特点, 不可能随时发生变化, 因此将它作为系统性风险的衡量指标又未尝不可。

4.2 贝塔系数虽然是可变的, 但是也是可预测的。

根据上述推论, 我们首先可以估计出贝塔系数的长期均值。由于贝塔系数可变, 所以若用最小二乘估计将不是方差最小的, 只能用广义最小二乘进行近似估计, 从等式 (7) 我们就可以得到贝塔系数长期均值的估计量 β 。其次, 我们根据传统的 CAPM 估计出近期的贝塔系数 β_t 。最后, 根据均值回归的速度 q 我们就可以大致估计出下一期的贝塔系数 β_{t+1} 。因此如果能够准确地估计出贝塔系数, 那么 CAPM 仍将是有益的。实证研究表明, 随着证券组合的规模增大和贝叶斯技术的引入, 对组合贝塔系数预测的精确度也不断提高。目前, 国外的最新研究正不断改进对贝塔系数的预测, 条件 CAPM 得到了迅猛发展, 这将是今后进一步研究的方向。

参考文献

1. Blume, E. M. Betas and their Regression Tendencies: Some Further Evidence [J]. *Journal of Finance*, 1975, 30: 785 ~ 795
2. Brenner, M., and S. Smidt. A simple model of non-stationarity of systematic risk [J]. *Journal of Finance*, 1997, 32: 1081 ~ 1092
3. Eubank, A., and J. Zumwalt, 1979. An analysis of the forecast error impact of alternative beta adjustment techniques and risk classes [J]. *Journal of Finance* 30: 761 ~ 776
4. Fabozzi, F., and J. Francis. Beta as a random coefficient [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1978, 13: 101 ~ 116
5. Francis, J.. Statistical analysis of risk surrogates for NYSE stocks [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1979, 14: 981 ~ 997
6. Frost, P., and J. Savarino, . An empirical Bayes approach to efficient portfolio selection [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1986, 21, 293 ~ 305
7. Gangeni, M., B. Robert, and F. Robert. Mean reversion and the forecasting of country betas: a note [J]. *Global Finance Journal*, 1999, 10: 231 ~ 245
8. Klemkosky, R., and J. Martin. The adjustment of beta forecasts [J]. *Journal of Finance*, 1975, 30: 1123 ~ 1128
9. Kolb, R., and R. Rodriguez. The regression tendencies of betas: a reappraisal [J]. *Financial services Review*, 1989, 24: 319 ~ 334
10. Statman, M. Betas compared: Merrill Lynch vs. value line [J]. *Journal of Portfolio Management*, 1981, 7: 41 ~ 44

作者简介 马喜德, 厦门大学金融系金融工程专业博士研究生。研究方向: 风险管理。郑振龙, 经济学博士, 厦门大学研究生院副院长, 教授, 博士生导师, 厦门大学证券研究中心常务副主任。