

不同态势下 β 特征及其与收益关系研究^①

陈 收, 曹雪平

(湖南大学工商管理学院, 长沙 410082)

摘要: 分析了中国证券市场中不同态势下各行业 β 值的不同表现特征, 检验了中国证券市场成立以来至 2003 年 12 月 13 年间 β 与收益的关系, 发现引入市场态势后, 条件 CAPM 的解释能力显著增强; 当市场处于牛市(熊市)时, β 与收益呈显著正(负)相关; 得出了 β 仍然是度量资产风险的重要方法的结论。

关键词: CAPM; β ; 市场态势

中图分类号: F830

文献标识码: A

文章编号: 1007-9807(2007)01-0071-08

0 引 言

作为现代金融理论的三大基石之一, 资本资产定价模型(CAPM)已经成为资本市场中最重要的均衡模型, 在资本成本的估算, 基金绩效的评价, 投资组合管理等方面均有广泛运用, 其中心含义是资产对市场组合方差的贡献, 即资产的系统性风险是度量资产风险的重要方法, 也是决定资产收益唯一的系统性因素。

学术界对 CAPM 的检验一直没有间断, 早期的验证多为支持 CAPM, 其中最著名的当属 Fama 和 MacBeth 利用二步回归方法对 NYSE(纽约证券交易所)1969 年之前的数据进行的检验, 发现正如 CAPM 所预言的那样, 股票期望收益与 β 之间存在正相关关系^[1]。然而, 20 世纪 80 年代以来, 负面的验证结果接踵而至, Fama 和 French 使用了 NYSE1962 年至 1989 年之间的数据, 却证明了即使在 β 为唯一解释变量的情况下, CAPM 所预言的关系也不存在, 他们将其归因为不同样本周期的影响^[2]。与此同时, 更多实证研究发现, 在同时包括 β 的检验中, 公司规模、财务杠杆比率、公司收益的账面值与市值之比等非系统性因素对股票收益具有更显著的解释能力(Banz, Berk, Chan 等,

Lakonishok 和 Shapiro)^[3~6]。这些研究对 CAPM 的有效性以及 β 度量系统风险的作用提出了不容回避的质疑和挑战。

Pettengill 等通过研究认为 Fama 和 MacBeth 运用的二步回归方法才是 Fama 和 French 得出 β 和收益无关结论的真正原因^[7]。因为该方法及随后对采用月或周数据回归对方程系数均值的检验可以解释为由 CAPM 推导出来的两个假设的联合, 即 β 和收益之间存在系统相关和市场平均风险溢价为正。Affleck-Graves 和 Bradfield 用 monte carlo 模拟的结果也表明在原联合假设条件下的传统二步回归方法的解释能力相当低, 他们认为影响检验 CAPM 效果的因素, 一是样本期长度, 一般不短于 30 年; 二是市场风险溢价及其标准差^[8]。

支持上述分析的一个有力佐证是实证中市场风险溢价通常为负值。因此, 根据证券市场线, 当市场平均收益高于无风险资产收益时, 高 β 值的股票应有较高的收益; 而当市场平均收益低于无风险利率时, 高 β 值的股票则只应获得较低收益。基于以上假设, Pettengill 等修正了 Fama 和 MacBeth 的二步回归方法, 建立了一个 β 和收益的条件关系模型。实证结果表明在考虑 β 和收益的条件关系后, 两者之间在统计上出现了显著的

① 收稿日期: 2004-08-02; 修订日期: 2006-08-28。

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(05BJY010); 高等学校博士点基金资助项目(20030532012)。

作者简介: 陈 收(1956—), 男, 广东龙川人, 博士, 教授, 博士生导师, Email: chenshou@hnu.edu.cn。

相关性^[7]。

本文首先运用一个非参数市场转折点检测程序,系统分析中国证券市场自成立以来13年间态势的变化,同时进一步修正了Pettengill等的条件关系模型,以行业指数组合为研究对象,分析了行业 β 的一些表现特征,验证了 β 与收益在不同态势下的条件关系。

1 不同态势下 β 研究综述

对 β 的研究重点集中于稳定性、差异性、有效性和可预测性等方面。依据Levy提出的应分别计算牛市和熊市 β 的建议,Fabozzi和Francis最早研究了牛市和熊市中 β 的稳定性,指出当股市态势由牛市转向熊市时, β 值不具有稳定性^[9]。Kim和Zumwalt则通过使用一个阈值模型确定牛市和熊市后,发现虽没有证据支持 β 的不稳定性,但是投资者会因为承担下方风险而要求得到一个正的风险溢价,负的风险溢价则往往与牛市中的 β 相关。他们认为,较之于单项资产,用 β 度量投资组合在熊市中的风险更有效^[10]。

Pettengill等对CAPM的评论是由于市场收益可能会低于无风险收益,则当市场处于熊市时, β 与收益可能是负相关的。他们因此提出了一个修正的CAPM,分别计算有正市场风险溢价时期的 β (当市场收益高于无风险利率)以及负市场风险溢价时期的 β (当市场收益低于无风险利率)。通过对美国证券市场1936—1990年间的月度数据分析,比较整个样本期间,他们发现在1951—1970年和1971—1990年两个子区间, β 与收益相关性的解释能力显著提高^[7]。此后,Fletcher,Hodoshima等,Ho,Isakov分别对英国,日本,香港地区以及瑞士股票市场检验后均得出与Pettengill等相同的结论^[11~14]。

中国学者靳云汇和李学在对中国股市 β 值的实证研究中,也曾涉及到牛市和熊市转换中 β 系数的表现,发现占60%以上的股票其 β 值在牛市和熊市中表现不一致^[15];陈浪南、屈文洲和刘永涛通过对上海证券市场的实证均得出了证券市场在上升段和下跌段的 β 具有显著的差异^[16,17];郭多祚和徐占东也利用了Pettengill的条件模型以及Fama的二步回归方法发现在上海股票市场中当市场收益大于无风险收益时,个股 β 和收益显著正相关;当市场收益低于

无风险收益时, β 和收益显著负相关^[18]。但他们研究的不足之处在于只截取股票市场某一个上升或下降阶段作为检验期间,没有考虑在整个股市发展周期中是否具有一般性。

β 的差异性主要体现在行业特征方面,King的研究表明,行业差异可以解释个股收益变动的10%^[19]。Francis的研究指出,基础产业、杠杆型企业、高科技小企业具有较高的 β 系数,而消费性产业具有较低的 β 系数^[20]。国内学者吕长江、赵岩和刘永涛分别对深圳和上海股票市场基于五行行业分类标准的研究后,均得出了 β 系数没有显著行业特征的结论,并主要归因于中国行业发展的不成熟^[17,21]。

2 条件CAPM及修正

Pettengill等修正CAPM的出发点主要是基于现实中市场风险溢价通常为负,因此有必要根据风险溢价的不同检验风险与收益的关系^[7]。其具体思路是:假定投资者能够以无风险利率借贷,CAPM则有人们最为熟知的形式

$$E(r_i) = r_f + \beta_i [E(r_m) - r_f] \quad (1)$$

其中, r_i 、 r_f 和 r_m 分别为资产 i 的收益率、无风险资产收益率和市场组合收益率, β 是资产 i 的系统风险, $\beta_i = \sigma_{i,m} / \sigma_m^2$,也可由式(1)中收益的时间序列回归估计。再用截面回归方程

$$r_{i,t} = r_{0,t} + r_{1,t} \beta_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

估计出样本期每月或每周的 $r_{0,t}$ 、 $r_{1,t}$ 值,验证 β 是否是收益的唯一解释变量。在CAPM中实际隐含了对式(2)的参数估计值 $r_{0,t} = r_f$ 和 $r_{1,t} = (r_m - r_f)$ 的假设,在传统实证检验中,与原假设 $r_1 = 0$ 对应的只有 $r_1 > 0$,拒绝原假设便意味着 β 和收益之间存在一个显著的正相关关系。该检验可具体解释为对两个假设的联合检验:

- ① 系统风险和收益之间存在显著统计相关;
- ② 市场平均风险溢价为正。

如果CAPM成立,那么这两个假设自然是成立的。但实际上市场风险溢价通常为负,根据系统风险的定义,式(1)中收益的期望方程意味着当市场风险溢价为负时,高 β 风险的资产只能取得低于无风险收益率的收益。上述传统实证方法依

赖于对样本系数均值的估计,这个均值其实可视作为正市场风险溢价月份和负市场风险溢价月份系数的平均值.如果负风险溢价月份的部分足够多,那么 β 与收益不相关的假设就可能不会拒绝.这个问题可通过分别检验具有正和负市场风险溢价月份的数据而巧妙地解决.将样本分割成两部分,市场收益大于无风险收益的部分称为扩张市场,即牛市;市场收益小于无风险收益的部分称为收缩市场,即熊市.设定虚拟变量 D_t ,如果考察月份市场风险溢价为正(或负),则 D_t 值为 1(或 0),从而得到可替换式(2)的新的截面回归

$$r_{i,t} = r_{0,t} + r_{1,t}D_t\beta_i + r_{2,t}(1 - D_t)\beta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $r_1 = E[(r_m - r_f) | r_m > r_f]$; $r_2 = E[(r_m - r_f) | r_m < r_f]$. 系数 r_1 (或 r_2) 应等于市场风险溢价的期望值,相应的值为正(或负).对估计参数 $r_1 = 0$ 和 $r_2 = 0$ 假设检验对应的是 $r_1 > 0$ 和 $r_2 < 0$. 此时条件关系应该是在牛市 β 与收益正相关;在熊市 β 与收益负相关.修正后的回归方程避免了联合假设的问题,而仅仅检验 β 和收益的相关性假设.

在 Pettengill 等的研究^[7] 基础之上,作了如下修改:

$$r_{i,t} = r_{0,t}D_t + r_{0,t}(1 - D_t) + r_{1,t}D_t\beta_i + r_{2,t}(1 - D_t)\beta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式(3)和式(4)的不同之处在于截距项,式(4)中截距允许变动,虽然不同市场态势下斜率项的差异在说明条件关系方面比截距的变化重要,不过,本文采用式(4)主要是基于以下的两个原因:第一个原因是包括 R^2 和调整 R^2 在内的拟合度统计指标不能在截面回归方程式(3)中准确估计.而在式(4)中,可分别得到牛市和熊市两组回归统计拟合度指标.第 2 个原因是本文认为式(4)比式(3)更合理,与实际更吻合,不同市场态势下资产和组合的价格或者说收益的表现具有不对称性,其截距项应作相应调整.

3 市场态势判断

3.1 市场态势判断模型

对股市态势的判断方法多借鉴于对经济增长周期状态和转折点的判断程序,诸如 Niemira 的序

贯分析法;Hamilton 的 Markov 链制度转换模型;Birchenhall 的 logistic 分类模型.但最常用且较有效的方法是 NBER(National Bureau of Economic Research)使用的 BB 非参数检测法,这种方法虽然用的是关于现代经济活动的宽基度量法,在很大程度上凭直觉观察就能得到,但算法简单明晰易于运用,且其转折点概念,无论它是如何选取的,在概括一个时间序列的周期运动方面,并不比其它纯统计技术的效果差.

BB 转折点规则选取周期转折点时间的主要步骤如下:

1) 时间序列经初步调整以后再作平滑处理,以剔除特异值.

2) 从平滑后的序列中选取初步转折点,然后回到原始序列中,在初步转折点周围寻找实验性转折点.序列最前及最后 6 个月的数据不在选取范围.

3) 做周长检验.周长至少 15 个月,既可从峰到峰,也可从谷到谷.

4) 确定一系列转折点时间.

本文借鉴 Pagan 和 Sossounov 对 BB 法修正后的股票市场态势判断处理方法^[22].为了体现牛市或熊市持续性规定一个阶段(从峰到谷,从谷到峰)必须有累计 10% 的资本收益(或损失).股市中局部的峰(谷)定义为在前后各 8 个月的时间窗口中的最高(最低)点,一个完整的周期至少要求有 16 个月,除非期间股指升(降)幅达 20%,对股指时间序列 Y_t ,通过对数平滑处理,即设 $y_t = \ln(Y_t)$,相应态势转折点的确认程序如下:

$$\text{峰}_t = \{y_t \mid \{y_{t-8}, \dots, y_{t-1}\} < y_t > \{y_{t+1}, \dots, y_{t+8}\}\} \quad (5)$$

$$\text{谷}_t = \{y_t \mid \{y_{t-8}, \dots, y_{t-1}\} > y_t < \{y_{t+1}, \dots, y_{t+8}\}\} \quad (6)$$

3.2 市场态势判别结果

修正的 BB 转折点检测法结果如表 1 所示,可以看出沪深两市态势转折点基本一致,整个股票市场的发展历史可划分两个半周期.本文试图通过划分不同市场态势,分别进行实证研究并对得出的结果进行比较.

表1 沪深两市态势转折点

Table 1 States turning points in Shanghai and Shenzhen stock markets

	峰	谷	峰	谷	峰
沪市	1993 - 02	1994 - 07	1997 - 05	1999 - 05	2001 - 06
深市	1993 - 02	1996 - 01	1997 - 05	1999 - 05	2001 - 04

以转折点为界限,本文把沪深两市分为六个区间,如表2所示.分别考察沪深两市的代表性指

表2 沪深两市波动周期*

Table 2 Fluctuate periods of Shanghai and Shenzhen stock markets

	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_6
沪市	1990 - 12—1993 - 02	1993 - 03—1994 - 07	1994 - 08—1997 - 05	1997 - 06—1999 - 05	1999 - 06—2001 - 06	2001 - 07—2003 - 12
深市	1991 - 04—1993 - 02	1993 - 03—1996 - 01	1996 - 02—1997 - 05	1997 - 06—1999 - 05	1999 - 06—2001 - 04	2001 - 05—2003 - 12

* 其中 T_1 、 T_2 为第1周期, T_3 、 T_4 为第2周期, T_5 、 T_6 为不完整的第3周期.

表3 市场各态势期间长度

Table 3 Spans of different market states

	全样本(月)	牛市期(月)	熊市期(月)
上证综合指数	158	86	72
深证成分指数	152	62	90

表4 市场各态势收益率统计分析

Table 4 Descriptive statistics of stock returns in different market states

	全样本		牛市期		熊市期	
	均值	标准偏差	均值	标准偏差	均值	标准偏差
上证综合指数	0.003 9	0.159 2	0.012 6	0.168 3	- 0.014	0.110 5
深证成分指数	0.002 2	0.130 3	0.011 8	0.161 1	- 0.006 4	0.090 3

4 条件 CAPM 检验

4.1 数据选择和来源

本文以中国股票市场成立以来即1990年12月28日至2003年12月26日为样本时期,以上海和深圳股票市场为研究对象,分别选用上证指数和深证成分指数为市场有效代表,由于两指数均是价值加权指数,本文采用它们作为市场组合符合CAPM组合构造的要求.对CAPM的总体性检验是检验风险与收益的关系,由于单个股票的非系统性风险较大,用于收益和收益的关系的检验易产生偏差.因此,通常构造股票组合来分散掉大部分的非系统性风险后进行检验.本文数据来源于“天软”金融分析终端所选样本的周收盘价.

上市公司行业分类对于市场参与者对公司股票进行定价和投资决策都有着直接的影响.在中国证券市场建立之初,对上市公司没有统一的分

数,从表3、4可看到沪市从1990年12月到2003年12月间熊市期有72个月,占整个样本期的45.57%,而深市从1991年4月到2003年12月间熊市期更是长达90个月,占整个样本期的59.21%.虽然两市场收益全样本均值为正,但区分态势后,熊市期间市场收益均值显著为负,表明有必要区分市场态势来检验 β 风险与收益的关系.

类,上海交易所将上市公司分为工业、商业、公用事业、地产和综合等五类;深圳交易所则分为工业、商业、公用事业、金融和综合等五类.2001年4月中国证监会对上市公司的行业类别进行了重新划分,制订了《上市公司行业分类指引》,简称CSRC分类法,该分类方法将上市公司分为13大类,并对制造业细分为9小类.与传统先计算个股 β 值,然后根据 β 值的大小分成等样本量的不同组合,最后检验组合 β 与收益相关性的方法不同,本文尝试直接按照行业分类组合以及数据的可获得性,分别检验以上海股票市场5行业,深圳股票市场13行业及9类制造业行业指数为组合的 β 相关特征及其与收益的关系.

4.2 收益率的确定

本文所采用的行业组合和上证综合指数和深圳成分指数的计算原则中,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

$$R_{mt} = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \quad (8)$$

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

4.3 无风险收益率的定义

传统方法为了完全符合 CAPM 而机械地给出资本市场无风险收益率是存在弊端的。本文认为 CAPM 中的资本市场无风险收益率的定义是一个

表 5 部分行业 β 值统计分析

Table 5 Descriptive statistics of Betas in several industries

行业	成分股数	β 均值	标准偏差	行业	成分股数	β 均值	标准偏差
上证地产	22	0.658 7	0.573 1	上证综合	133	1.047 9	0.026 2
上证商业	55	0.874 7	0.401 0	深证水电	20	0.948 8	0.051 7
深证批零	20	1.052 4	0.289 4	上证工业	550	0.987 3	0.053 7
深证农林	12	0.972 2	0.255 8	深证电子	22	1.015 1	0.076 4
深证造纸	10	0.970 5	0.220 3	深证木材	1	0.991 3	0.082 1
深证纺织	27	0.922 0	0.208 7	深证地产	23	1.037 6	0.088 5

4.4 检验结果

4.4.1 行业 β 特征分析

从各行业 β 系数的整体走势分析，表 5 简单比较了沪深两市中部分行业 β 的均值及标准偏差，相对于均值而言，沪市中地产、商业类，深市中批零、农林、造纸、纺织类 β 值在各态势间波动较大，而沪市中的综合、工业类，深市中的水电、电子、木材、地产类 β 值表现则相对稳定。

另外，从各行业指数的成分股数来看，与许多文献研究结果不同，从深证木材类指数的单只成分股到上证工业类指数的 550 只成分股的 β 其稳定性并未表现大的差异，未发现组合规模的大小对 β 值及其稳定性产生影响。这从另一个方面验证了在中国证券市场中组合规模对分散非系统风险的有限性。

表 6 深圳行业 13 分类各周期牛市和熊市 β 系数配对样本 t 检验

Table 6 T tests of Beta counterpart sample in thirteen industries of Shenzhen market in different market states

	β 均值	β 差异均值	T 检验	自由度	显著性检验 (双尾)
T_1^-	1.139 4	- 0.183 7	- 2.972	5	0.031
T_2	1.194 1				
T_3^-	1.049 3	0.106 2	2.928	10	0.015
T_4	0.943 1				
T_5^-	0.866 0	- 0.049 2	- 2.395	10	0.038
T_6	0.915 2				

理想的参数，它是建立在一系列严格的假设条件基础上的。在中国这样一个新兴的资本市场中很难能得到真实合理的数值。在某些研究过程中使用国债利率或银行定期存款利率来代替市场无风险收益率也存在问题。原因是国债利率并不能保证完全排除通货膨胀的影响，同时资本市场也不能保证不同期的国债利率或银行定期存款利率之间保持稳定性和一致性。本文认为无风险收益率应视宏观经济发展状况，所处不同经济周期而定。

表 7 深圳制造业 9 分类各周期牛市和熊市 β 系数配对样本 t 检验

Table 7 T tests of Beta counterpart sample in nine manufacturing industries of Shenzhen market in different market states

	β 均值	β 差异均值	T 检验	自由度	显著性检验 (双尾)
T_1^-	1.057 2	- 0.100 4	- 2.803	4	0.049
T_2	1.157 5				
T_3^-	1.000 5	0.783	3.527	8	0.008
T_4	0.922 2				
T_5^-	0.766 0	- 0.071 8	- 1.868	8	0.097
T_6	0.837 8				

表 6, 7 给出的是深圳 13 行业指数以及制造业 9 分类行业指数 β 在每一周期中的不同态势下所作的配对样本 t 检验，与上海五行业 β 值检验不显著的结果不同的是深圳股市中剔除金融、建筑行业后，发现除制造业 9 分类 β 系数在 T_5, T_6 的双尾显著性概率为 9.7% > 5% 外，其它各期的显著性概率均小于 5%，说明由于市场态势的不同， β 值有显著差异，即市场态势对 β 值有显著影响。该结论进一步论证了区分不同市场态势来检验收益与 β 的关系的必要性。

另外值得一提的是，从表 6, 7 给出的配对样本数据差异的均值数据可以看出，股市发展的第一和第三周期，即 T_1, T_2 和 T_5, T_6 中 β 差异的均值小于 0，这说明总体上在熊市下证券的系统性风险要比牛市下的大。这种显著的差异揭示了股

票在市场上升阶段相对于市场指数的上涨幅度与在市场下挫阶段相对于市场指数的下跌幅度是不一致的.而在股市的第二个周期中配对样本 β 差异的均值大于0,出现了牛市下 β 风险系数比熊市下的大,且在 T_3 之前,各行业 β 均值大于1,而此后各行业系统风险系数均值均小于1的现象,这可能是受1996年12月国家实施涨跌停板限制政策以及市场扩容政策的影响,股票市场发生了结构性变化,在此之前,市场供不应求,股市波动比较剧烈,股票反映普遍领先于大盘,所以此前 β 系

数明显大于1;实施涨跌停限制等一系列政策以后,对抑制当时的投机和风险发挥了一定作用,各行业 β 系数明显小于1,说明较态势变化而言, β 更易受交易制度和宏观经济政策影响.至于更深层次的原因有待进一步研究.

4.4.2 条件与非条件 CAPM 检验结果

为验证条件 CAPM 的检验效果,表8,9同时给出了包含传统二步回归在内的沪深股市的实证检验结果.

表8 上海股票市场检验结果比较

Table 8 Comparison in test results of Shanghai stock markets

态势	变量	系数	标准差	t -值	P 值	R^2	调整 R^2
牛市	r_0	0.010 1	0.003 0	3.353 2	0.044 0	0.866 0	0.821 3
	r_1	0.015 2	0.003 4	4.030 4	0.021 7		
熊市	r_0	-0.012 3	0.003 4	-3.417	0.038 3	0.656 9	0.542 6
	r_1	-0.008 4	0.003 5	-2.397 0	0.096 1		
全样本	r_0	-0.003 3	0.002 2	-1.467 1	0.238 6	0.286 4	0.248 5
	r_1	0.005 2	0.002 5	2.062 4	0.131 2		

表9 深圳股票市场检验结果比较

Table 9 Comparison in test results of Shenzhen stock markets

态势	变量	系数	标准差	t -值	P 值	R^2	调整 R^2
牛市	r_0	0.007 6	0.010 0	0.754 5	0.116 4	0.474 2	0.399 1
	r_1	0.014 5	0.009 5	1.523 3	0.095 9		
熊市	r_0	0.001 7	0.004 9	0.355 8	0.078 7	0.557 7	0.517 5
	r_1	-0.017 9	0.004 8	-3.724 1	0.003 4		
全样本	r_0	0.005 2	0.003 5	1.472 6	0.168 9	0.083 6	0.000 2
	r_1	-0.003 4	0.003 4	-1.111 4	0.338 1		

可以看出,在传统全样本非条件二步回归结果中,在10%的显著性水平上,沪深两市的参数回归系数都不显著,且方程拟合度指标 R^2 和调整 R^2 都较低,综合起来看,两市场全样本的检验都是失败的.这个结果与众多实证检验一致:CAPM 在中国证券市场的成立.而当考虑市场不同态势后,沪深两市条件回归方程的 R^2 和调整 R^2 指标均显著提高, β 与收益相关性增强; P 值均在0.1以内,说明区分熊市和牛市条件之后,在置信度10%以内,回归系数显著, β 值存在充分的差异,可解释不同市场态势下的风险程度.

在沪深市场的牛市回归结果中, $r_0 > 0$,表明当市场处于扩张或上升期时,两市投资者的投资需求大于投机需求,投资者关注的是资本的时间

价值,这同时也是一个市场成熟的标志. $r_1 > 0$ 表明股市系统性风险 β 与收益存在正相关关系,回归的拟合系数较高,说明股票系统性风险在股票的定价中起着不可忽视的作用.该结果验证了 CAPM.

但在熊市下的回归结果中,沪深两市表现出不同特点,上海市场 $r_0 = -0.012 27 < 0$,表明在熊市期间,上海股票市场上,投资者的投机需求大于投资需求.投资者关注的不是资本的时间价值,而是追求高风险所带来的高收益.一旦市场处于萧条期时,则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.相比深圳股市而言,上海股市似乎尚欠成熟.两市在熊市期间的 $r_1 < 0$ 表明市场处于下调或收缩时,股市的系统性风险

与收益存在负相关关系. 该结果验证了条件 CAPM 的假设.

5 结 论

市场态势对 β 有显著影响, 不同态势下 β 有显著差异. 通过对 CSRC13 类行业指数和制造业 9 类细分行业指数的估计, β 表现出了一定的行业差异, 表明行业划分标准的不同是决定 β 是否带有行业烙印的重要因素, 行业细分对市场参与者

对公司股票定价, 投资决策以及风险管理有着直接的影响.

Pettengill 等的条件检验方法提出了单独检验 β 与收益关系的思路, 本文验证了在中国股票市场当市场处于牛市时, β 与收益正相关, 而当市场为熊市时, β 与收益负相关. 本文认为 β 仍然是测量资产系统风险的重要手段, 系统性风险在资产定价中起着决定作用, β 与股票收益的关系随市场风险溢价信号变化而变化, 投资者应根据态势变化灵活修正其投资策略.

参 考 文 献:

- [1] Fama E, MacBeth J. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests[J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81: 607—636.
- [2] Fama E F, French K R. The cross-section of expected stock returns[J]. *Journal of Finance*, 1992, 4: 427—465.
- [3] Banz RW. The relationships between return and market value of common stocks[J]. *Journal of Financial Economics*, 1981, 9: 3—18.
- [4] Berk J. A critique of size related anomalies[J]. *Review of Financial Studies*, 1995, 8: 275—286.
- [5] Chan L, Hamao Y, Lakonishok J. Fundamentals and stock returns in Japan[J]. *Journal of Finance*, 1991, 46: 1739—1789.
- [6] Lakonishok J, Shapiro A C. Stock returns, Beta, variance and size: An empirical analysis[J]. *Financial Analysts Journal*, 1984, 40: 36—41.
- [7] Pettengill G N, Sundaram S, Mathur I. The conditional relation between Beta and returns[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1995, 30: 101—116.
- [8] Affleck-Graves J F, Bradfield D J. An examination of the power of univariate tests of the CAPM: A simulation approach[J]. *Journal of Economics and Business*, 1993, 45: 17—33.
- [9] Fabozzi F J, Francis J C. Stability tests for Alphas and Betas over bull and bear market conditions[J]. *Journal of Finance*, 1977, 32: 1093—1099.
- [10] Kim M K, Zumwalt J K. An analysis of risk in bull and bear markets[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1979, 14: 1015—1025.
- [11] Fletcher J. An examination of the cross-sectional relationship between Beta and return: UK evidence[J]. *Journal of Economics and Business*, 1997, 49: 211—221.
- [12] Hodoshima J, Garza-Gomez X, Kunimura M. Cross-sectional analysis of return and Beta in Japan[J]. *Journal of Economics and Business*, 2000, 52: 515—533.
- [13] Ho R Y W. The Conditional Relations Between Risks and Returns: An Empirical Study of the Hong Kong Equity Market[R]. Working Paper, City University of Hong Kong, 2000.
- [14] Isakov D. Is Beta still alive? Conclusive evidence from the Swiss stock market[J]. *European Journal of Finance*, 1999, 5: 202—212.
- [15] 靳云汇, 李 学. 中国股市 β 系数的实证研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2000, 1: 18—23.
Jin Yunhui, Li Xue. An empirical research on Beta in China stock market[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2000, 1: 18—23. (in Chinese)
- [16] 陈浪南, 屈文洲. 资本资产定价模型的实证研究[J]. *经济研究*, 2000, 4: 26—34.
Chen Langnan, Qu Wenzhou. An empirical research on CAPM[J]. *Economic Research Journal*, 2000, 4: 26—34. (in Chinese)
- [17] 刘永涛. 上海证券市场 β 系数相关特征的实证研究[J]. *管理科学*, 2004, 1: 29—35.
Liu Yongtao. An empirical study on Beta coefficient and its related characteristic in Shanghai stock market[J]. *Management Sciences*, 2004, 1: 29—35. (in Chinese)

- [18]郭多祚, 徐占东. 中国股票市场 Beta 和收益关系的实证分析[J]. 财经问题研究, 2002, 11: 50—52.
Guo Duozuo, Xu Zhandong. The empirical analysis on conditional relationship between Beta and returns in stock market of China [J]. Research on Financial and Economic Issues, 2002, 11: 50—52. (in Chinese)
- [19]King B F. Market and industry factors in stock price behavior[J]. Journal of Business, 1966, 39: 139—190.
- [20]Francis J C, Archer S H. Portfolio Selection[M]. Nova Jersey: Prentice-Hall, 1979.
- [21]吕长江, 赵 岩. 中国证券市场中 Beta 系数的存在性及其相关性研究[J]. 南开管理评论, 2003, 1: 35—43.
Lv Changjiang, Zhao Yan. Study on the existence of Beta coefficient and its related characteristic in securities market[J]. Nankai Business Review, 2003, 1: 35—43. (in Chinese)
- [22]Pagan A R, Sossounov K A. A simple framework for analyzing bull and bear markets[J]. Journal of Applied Econometrics, 2003, 18(1): 23—46.

Research on Beta characteristics and the relationship between Beta and stock returns in different market states

CHEN Shou, CAO Xue-ping

College of Business Administration, Hunan University, Changsha 410082, China

Abstract: This paper analyses the characteristics of Beta in different industries under different market states and tests the relationship between returns and Beta using the data of Chinese stock market. When market states are introduced, the explanation power of conditional CAPM improved significantly. The conditional CAPM predicts a positive [negative] relation between Beta and returns when the market state is bull [bear]. Beta is still an important measure of risk.

Key words: CAPM; β ; market states