

# 中国股市风险因素实证研究

何治国

**摘要:** 通过把 1995—1999 年中国股市收益率数据按照各种风险因素进行排序、分组,我们发现除了  $\beta$  可以对资产组合收益率高低做出解释以外,还存在另两个具有很强解释能力的风险因素: 市盈率倒数 ( $E/P$ ) 和帐面/市值价值比 ( $BV/MV$ )。这个结果与 CAPM 相去甚远。由于  $E/P$  与收益率之间的关系并非线性 (U 状图形), 故不能给投资者提供简便易行的指导; 但  $BV/MV$  却在 1995、1996 两年中与收益率保持了很好的正相关性。进一步分析研究表明,  $\beta$  与  $BV/MV$  严重正相关, 而且当  $BV/MV$  值不变时,  $\beta$  的变化并不能引起收益率的同向变动。因此, 今后中国股市的风险度量指标应当包括  $BV/MV$  值在内。

**关键词:** 市场有效 通常收益率 风险因素 二维分组

## 一、引言

### 1. 从股价随机游走和有效市场说起

Kendall 在 1975 年的研究结果发现, 他几乎确定不出任何股价的可预测形式, 股价的变化几乎是随机的。在这种似乎无理性的股价运动方式背后, 存在着一个完全理性、直至精确的投资行为假设: 市场有效假设 (efficiency market hypothesis)。

事实上, 许多统计学者和图表分析家们都在寻找反驳这种市场有效假设的证据。前者走的是数据相关性分析的道路, 而后者则通过寻找一个可长期稳定获利的投资手段来推翻此假设。金融学者们虽然与统计学者们同为实证检验, 但他们大都从股票收益率入手, 运用“收益- 风险”的匹配关系来找出某一风险水平下应有的通常收益率, 从而对市场有效性假设进行分析。

### 2. 关于“通常收益率”的研究

所谓“通常收益率”, 在一般的意义上是指与证券风险对称的收益率水平。Markowitz (1953) 在一定的经济模型假设下得出了均值- 方差的有效市场模型, 并初步建立了资本资产定价模型 CAPM (Capital Asset Pricing Model) 的基础; 然后, Sharpe (1964), Lintner (1965) 和 Black (1972) 引入了表征每种证券风险的  $\beta$  值, 并提出了著名的 CAPM 模型。

随着因素模型的引进, 金融学家们对通常收益率的研究也进入了计量统计的新领域。  $\beta$  与 GDP 增长率、利率、公司规模等经济变量一起, 成为了通常收益率的解释因素。但是, 20 世纪 80 年代以来, 许多金融学家对因素  $\beta$  的检验结果却出人意料。在 Fama 和 French (1992) 的研究中, 他们发现当其他因素保持不变时,  $\beta$  的变化根本不能引起收益率的变化。与之相反的是, 一些显而易见的风险因素 (如公司规模等) 却与证券的收益率保持了很好的相关性。其中较著名的文献有 Banz (1981) 提出“小公司效应”, 即股票收益率与公司规模成反比; Bhandari (1988) 提出公司杠杆比与公司股票收益率之间存在着相关关系; 等等。但是, 正如 Banz (1980 年) 在《股票

收益率与其市场规模的关系》一文中所指出的, “以前我们总是用某些貌似反常的收益率现象来驳斥市场有效性假设, 但其实它们更可能是由于定价模型的不完善所致。”

### 3. 国内对此问题的研究

随着股市投资者的日渐理性, 股市表现也日益成熟, 中国股市的数据积累也达到了一定规模, 于是也出现了一些关于股市收益的实证研究。其中就有一部分是关于证券市场风险- 收益相关关系的研究文章, 如《上海股票市场风险性实证研究》(1996) 和《深圳股市风险- 收益研究》(1998) 等。

在这两篇文章中, 作者都按照传统的 CAPM 公式把股票的风险分为以  $\beta$  反映的系统风险部分和仅代表公司个体风险特征的非系统风险部分。在考察了股票收益率与系统风险、非系统风险的关系之后, 文章作者发现股票收益率与非系统风险的正相关程度远远超过了其与系统风险的正相关性。特别的, 当引入非系统风险作为收益率的解释变量后,  $\beta$  与收益率之间竟为显著地负相关。于是他们据此认为中国股市数据对 CAPM 的背离是由于中国股市的非有效性所致。

但是事实上并没有那么简单。以上两篇文章的作者只是计算出了 CAPM 中所定义的系统风险, 而对与收益率高度相关的非系统风险并没有进一步的实证研究。实际上, 根据  $\beta$  得到的系统风险并不能不加论证地认为就是市场风险, 于是由此反推而得的非系统风险也就不一定是真正意义上的, 可以通过分散投资而完全规避的风险。由于股市的复杂性, 带有大量人为假设的定价模型并不能做到永远完美。在中国股市上, 完全有可能存在一种风险指标, 它能把那些  $\beta$  不能解释的系统风险反映出来, 于是, 由这些风险因素所联系的那部分补偿收益率就应该从“非系统”中剔除出去, 从而对传统 CAPM 意义下的通常收益率做出修正。这实际上就是本文的目的。

### 4. 本文的结构

在本文的第二节中, 我们对中国股市 1995 年 5 月—1999 年 5 月中的各风险因素与股票资产组合收益率进行了实证分析, 并得出了  $\beta E/P$  和  $BV/MV$  三个具有相当解释能

力的风险指标,接下来的第三部分我们对  $\beta$  和  $BV/MV$  这两个具有自相关性的风险因素进行了分离,从而得出了  $BV/MV$  对风险的解释能力高于  $\beta$  的结论。最后一部分是结论和启示。

## 二、1995年5月-1999年5月中国股市收益率对各微观风险因素的相关性实证

### 1 准备工作

本文以深市、沪市 1995 年 1 月 1 日前挂牌上市的 286 家上市公司在 1995 年 5 月- 1999 年 5 月这 4 年的市场数据作为样本数据。

为保证各会计年度的信息对该年度的股市收益率产生完全的影响,我们把  $t$  年 5 月 1 日至  $t+1$  年 5 月 1 日的收益率数据与其公司  $t$  年的财务风险因素相对应(因为 4 月 30 日是中国各上市公司年报披露的最后截止日)。也就是说,1996 年是指 1996 年 5 月 1 日到 1997 年 5 月 1 日收益情况,其对应 1995 年年报的财务状况。

在本文中我们选取了权益比率( $E_q/A$ )、市盈率倒数( $E/P$ )、帐面/市场价值比( $BV/MV$ )这 3 个与财务有关的风险因素,它们和描述股价波动性大小的  $\beta$  值及该公司市值规模  $Size$  一起成为了本文所讨论的 5 种股价收益率决定因素。其中,权益比率( $E_q/A$ ) <sub>$t$</sub>  从  $t-1$  年度的财务报表上直接得到;帐面/市场价值比( $BV/MV$ ) <sub>$t$</sub>  为  $t-1$  年度财务报表中每股净权益与  $t-1$  年 12 月末的股价之比;市盈率倒数( $E/P$ ) <sub>$t$</sub>  为  $t-1$  年度财务报表中的每股净收益与  $t-1$  年 12 月末的股价之比。公司规模为纯市场数据,即每股股价与公司股数的乘积,其与公司的财务报表无关。

这样我们就得到了 286 家公司(其中 117 家为深市上市公司,169 家为沪市上市公司)的样本数据。其中每支股票有 198 个周收益率数据和各公司 4 年中的风险因素数据。

### 2. 各风险因素对中国股市收益率影响的实证分析

#### (1) 市值规模

Banz 在 1980 年利用美国的股价数据发现,低市值小公司的收益率一般都超过其由其  $\beta$  值和  $CA PM$  公式决定的“正常收益”。但是在中国市场上,“市值”却牵涉到了个人流通股与非流通股这个问题。从市值定义和其所导致风险的根源来看,我们应该选择股价与可流通股的乘积作为市值的衡量标准。但是,由总股本决定的总市值却是企业整体规模和经营风险的可靠度量。在西方国家中,可流通股的市值能够同时较好地反映上述两种风险,但在中国的股市上,两者却很难得到统一。

我们首先计算每支股票可流通股市值在样本期内的周平均值,然后,从 1995 年 5 月 1 日开始,我们每隔 13 周(即一个季度)对 286 家样本公司进行流通股市值的排序(有些国内文章对全样本期值进行 1 次排序,这显然不恰当)。这样我们就得到了 1995- 1998 年共 16 次市值规模的排序。对于每一次排序,我们将其从小到大大平均分为 5 组,而且,我们把具有最小市值的第 1 组和具有最高市值的第 5 组再各一分为二,分别以 1A、1B、5A、5B 表示。于是我们在每个季度都得到了 7 个按市值划分的资产组合。假定这些资产组合都是由其中的股票简单平均而得到的,那么该资产组合的收益率就是其组成股票收益率的简单平均。对各组 16 个季度的周收益率进行平均,我们得到了各资产组合的收益率% (见表 1)。

表 1 各季度按照市值规模  $Size$  排序分组所得资产组合的周收益率

	Size						
	1A	1B	2	3	4	5A	5B
各组平均	0.846	0.994	1.033	0.875	1.092	0.835	0.865

从表 1 可以看出,中国按市值规模排序组合的收益率并没有呈现出如 Fama & French (1992) 所得到的“规模越小,收益率越大”的统计结果。造成此现象的原因可能有三方面:第一,流通股市值并不能完全反映小公司所具有的高营业风险;第二,在中国股市,投资者可能并没有把公司的规模作为其投资风险的一部分;最后,流通股市值小的股票更易被股市庄家所操纵,于是其价格不能很好地反应市场风险。

同样我们可以得到“总市值并不能解释收益率大小”的实证证据。

#### (2) 股价波动性系数 $\beta$

$\beta$  为各股票每周收益率对该周市场收益率的拟合系数。

$$r_{i,t} = \beta_{km,t} r_{m,t} + \epsilon_{i,t}$$

系数  $\beta$  即为股票  $i$  在样本期内的  $\beta$  值。

我们把 286 个样本分为 12 组(先平均分为 10 组,然后再分别把第 1 组和第 10 组一分为二)。经过排序后的组合  $\beta$  值结果依然是那么令人欣慰,因为它仍然与  $\beta$  排序的分组次序完全一致,这表明  $\beta$  值的准确性。而收益率却并不那么令人满意,形成了一个向上攀升,但又跌宕起伏的有趣图形。(见图 1)。

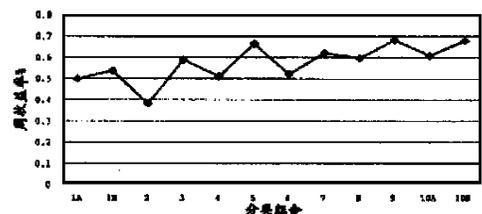


图 1 1995- 1998 年全样本期按  $\beta$  分组所得组合收益率

由于亚洲金融危机的影响,1998、1999 两年的中国股市遭受重创,证券市场中的收益率也可能因此而呈现出“非常规”的一面。为了分离金融危机的影响,我们把 1995- 1996 年与后面两年进行分别研究。对 1995- 1996 年股市收益率来说, $\beta$  的解释能力是很强的,因为具有高  $\beta$  值的股票具有较高的收益率。但是在中国股市遭受亚洲金融危机的影响时, $\beta$  就不能很好地解释收益的变化了。

在 1995- 1996 年的收益率中也存在一个异常数据,那就是 1B 组高达 1.332% 的周收益率(位于组合 9 和组合 10A 的收益率之间)。经过分析其组合的具体组成成分,发现该低  $\beta$  值的资产组合居然包含了象四川长虹(600839)、深发展(000001)那样的高价绩优股,而它们的平均周收益率都在 1.5% 以上。这个现象是与  $CA PM$  中的理性市场假设相违背的。但是,如果样本期过短,那么该现象可以这样解释:高价绩优股公司稳定的经营表现使得它们股价的波动并不大,但是在 1995- 1996 年股市对高价绩优股的强力吹捧却使其收益率大大增加。

#### (3) 市盈率倒数 ( $E/P$ )

Ball (1978) 指出,  $E/P$  值应该包含许多被忽略掉的风险

因素。如果现在的公司盈利能够反映今后公司的发展前景,那么在一一定的盈利水平下,那些高风险从而应具有高收益的股票就会具有较低的价格,因而也就具有了高的E/P值。(然而只有正的E/P值才能使上述推断成立,对于持续亏损公司的股票价值来说,也许期权理论的描述会更适合)。

现在我们根据市盈率倒数(E/P)值进行排序(包括负E/P值)。对于每一个排序,我们先把具有负E/P值的股票归为一组,以号码“0”记之;然后再把剩下的具有正E/P值的股票按照β分组那样分为12组。这样,在每一年中我们都得到了13个不同的资产组合。

正如Jaffe, Keim, Westerfield(1989)所研究的美国股市数据和Chan, Hamao以及Lakonishok(1991)所研究的日本股市数据一样,组合平均收益率与市盈率倒数(E/P)之间呈现出了熟悉的U形(见图2)。

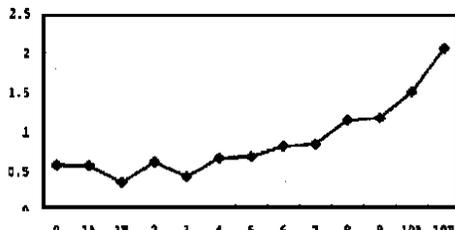


图2 1995-1998全样本期按市盈率倒数E/P分组所得组合收益率趋势

在正的E/P值不至于太小的情况下,股票的收益率应该与其E/P值成正相关关系。在公司上年度盈利为正常的情况下,市场对该股票价格的下压意味着对该股票风险预期的增大,从而使股票的收益率增大。

在负E/P值和具有最小E/P值的资产组合中,组合的收益率却明显出现了上升的趋势。这两种资产组合大都由当年经营业绩过差的股票组成,出其不意的低盈利加上未来得及做出调整的股价使得该股票的E/P值急剧下降,甚至跌为负值。结果,极差的经营业绩使得投资者对该公司的前景预期大打折扣,从而大大提高了投资者对该公司股票的要求收益率。

#### (4) 权益比率(Eq/A)

我们再一次按照4年的年报数据对各股票进行排序,然后分成12组。所得的收益率数据结果表明,收益率与权益比率(Eq/A)毫无关系。

#### (5) 帐面/市值价值比(BV/MV)

BV/MV是反映股市投资者对该公司市场预期的一一个风险因素。从直观上来看,如果一个公司的股票具有较高的BV/MV值,那么其市值相对于帐面价值来说就比较低,市场对该公司的前景预期就比较差,于是该股票的风险就相对较高。这也就是说,对该公司股票的要求收益率也应该比较高。这是Statman(1980), Rosenberg, Reid和Lanstein(1985), Chan, Hamao和Lakonishok(1991)以及Fama, French(1992)在发现收益率与BV/MV存在正相关关系后所作的解释。后来, Kothari, Shanken和 Sloan(1995)在对Fama和French(1992)的研究工作提出质疑时,认为BV/MV与收益率之间存在的负相关关系只是一种“特殊期间”(period specific)效应,其原因正是市场上投资者的心理预期过度反应(market overreaction)。他们发现,当时具有高BV/MV

MV值从而具有高收益率的股票正是以前具有低收益率的“输家”股票,而当时具有低BV/MV值的股票却是以前具有高收益率的“赢家”股票。

我们仍然根据每年的286个BV/MV值进行排序并分组,随着各组合平均BV/MV值的增大,平均收益率也在逐步上升。

为了验证Kothari Shanken和Sloan(1995)提出的“特殊期间”效应,我们分别把1995、1996两年(受市场大盘下跌影响较小)分组得到的资产组合在各自的非排序期间计算平均收益率。如果上述效应存在,那么在排序期中获得高收益的组合将得到低收益,而在排序期中业绩不好的组合将提高收益率业绩。

所得的收益率结果见图3。从图3中可以看到,1996年排序所得的资产组合在1995年的收益率犬牙交错,毫无规律,而1995年排序分组得到的1A组至第6组资产组合不仅在1995年的样本排序期内逐步增加,在1996年的收益率也保持着递增的势头。因此我们可以得出这样的结论:在1年的检验期内,中国股市的投资者并不存在心理预期过度反应的迹象。

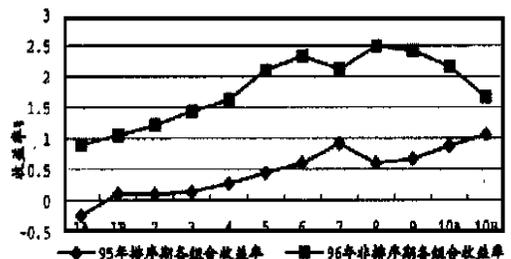


图3a 按1995年BV/MV排序分组所得资产组合在1995、1996年的收益率趋势

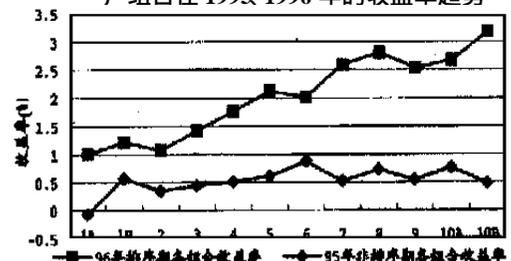


图3b 按1996年BV/MV排序分组所得资产组合在1995、1996年的收益率趋势

### 三、对账面/市值价值比和β解释能力的进一步分析

我们在下面的分析过程中剔除了1997、1998两年的非常规收益率数据。

#### 1. BV/MV和β的相关性检验

计算1995—1996年按照BV/MV值分组所得资产组合在样本期内的β值。所得的结果表明BV/MV值与β值存在着正相关关系。再考察1995、1996年按照β值分组所得资产组合在样本期内的平均BV/MV值。所得的数据结果同样能得到BV/MV值与β值之间所存在的正相关关系。

我们现在把所得到的24个样本资产组合的BV/MV值与β值进行线性回归拟合。回归拟合的结果为:

$$[BV/MV]_i = -0.01438 + 0.485806\beta_i + \epsilon_i$$

$$(-0.37546) (13.54445)$$

括号中的数字为拟合系数的  $t$  检验值。 $\beta$  的系数  $t$  检验值 = 13.54445 >  $t_{0.05}(23) = 2.4999$  (单边检验),  $F$  检验值为 7.643843 >  $F_{0.05}(1, 22) = 4.30$ , 但小于  $F_{0.01}(1, 22) = 7.94$ 。这表明  $BV/MV$  值与  $\beta$  值之间确实存在着很强的正相关关系。

## 2. 进行二维分组

为了分清  $BV/MV$  与  $\beta$  之间解释能力的强弱, 我们对 286 家样本公司进行二维分组。在 1995、1996 年中, 我们每年对 286 家公司的  $BV/MV$  值进行排序, 并平均分成 5 组, 然后在每年 5 个资产组合中, 我们对其中每个组合中每支股票的个体  $\beta$  值进行排序, 并继续把该组股票均分为 5 组。该 5 组资产组合应具有大致相同的平均  $BV/MV$  值。于是我们在每年都得到了 25 个资产组合。接下来, 我们计算了各组合在两年中的全时期  $\beta$  值以及它们的平均  $BV/MV$  值, 而且还计算了这 25 个资产组合在两年中的平均收益率。它们分别由表 2、表 3 和表 4 列出。

这三张二维表把  $BV/MV$  与  $\beta$  之间解释能力的优劣关系清楚地表现了出来。首先请看 25 个资产组合的  $\beta$  值分布表 (表 2)。沿着纵向的  $BV/MV$  排序方向,  $\beta$  值也呈现出了递增的趋势, 但在高  $BV/MV$  区时递增趋势并不明显, 有时还大幅下降。这与前一部分的相关性检验结果相当吻合。

表 2 二维分组后各资产组合的  $\beta$  分布表

		$\beta$				
		1	2	3	4	5
$BV/MV$	1	0.72	0.82	0.89	0.94	1.14
	2	0.78	0.97	0.98	1.14	1.24
	3	0.85	1.01	1.07	1.16	1.24
	4	0.92	0.99	1.15	1.24	1.33
	5	0.87	0.99	1.11	1.21	1.32

表 3 中列出的是 25 个资产组合的平均  $BV/MV$  值。容易看到, 在横的  $\beta$  排序方向上,  $BV/MV$  的变化幅度很小, 而且几乎毫无规律。正因为在该方向上具有递增的  $\beta$  值, 而  $BV/MV$  值几乎没有变化。这说明我们已经成功地把因素  $\beta$  和因素  $BV/MV$  分离开了。

表 3 二维分组后各资产组合的  $BV/MV$  分布表

		$\beta$				
		1	2	3	4	5
$BV/MV$	1	0.193	0.233	0.208	0.257	0.238
	2	0.331	0.343	0.335	0.336	0.365
	3	0.466	0.455	0.471	0.477	0.465
	4	0.594	0.589	0.598	0.595	0.588
	5	0.797	0.879	0.882	0.818	0.801

现在来看这 25 个资产组合在 1995、1996 年的平均收益率 (见表 4)。沿着纵向的  $BV/MV$  因素变化方向, 组合的收益率体现出很强的递增性 (除了第 3 列的最后两个数字)。但这个结果并不能说明什么问题, 因为在这个方向上不仅是  $BV/MV$  值在逐步增加, 而且  $\beta$  值也在缓慢的增加。这两方面的原因都会使得收益率逐步提高。

该表最关键的信息就是沿着  $\beta$  因素变化方向 (横向) 的收益率数据。在  $BV/MV$  值大致相同的情况下, 虽然组合的  $\beta$  值在有力的上升, 可是组合的平均收益率却丝毫没有上升的迹象; 相反地, 我们还能感受到收益率正在下降的趋势 (尽管并不明显)。所以, 在去除掉  $BV/MV$  因素的干扰之后,  $\beta$  因素就几乎没有解释能力可言了。

表 4 二维分组后各资产组合的周收益率 % 分布表

		$\beta$				
		1	2	3	4	5
$BV/MV$	1	0.581	0.514	0.314	0.443	0.493
	2	1.130	0.735	0.543	0.984	1.085
	3	1.445	1.137	1.078	1.282	1.115
	4	1.621	1.803	1.541	1.562	1.732
	5	1.830	1.956	1.507	1.653	1.803

二维分组的数据结果表明, 对于  $BV/MV$  和  $\beta$  这两个影响 1995、1996 年中国股市收益的显著因素来说,  $BV/MV$  的解释能力要强于  $\beta$ 。因此, 如果市场是理性的,  $BV/MV$  这个风险指标就应该比  $\beta$  包含了更多难以量化的风险因素, 这样, 当市场对各种风险因素进行收益率补偿时, 补偿的收益率与  $BV/MV$  这个指标的联系就会比较紧密, 而非 CAPM 中唯一的  $\beta$ 。

分清  $BV/MV$  和  $\beta$  这两种显著因素解释能力的优劣是本文最后一部分的主要内容所在。在我们为此而采取了有力的检验方法之后, 我们几乎可以肯定地作出以下结论: 对于样本期内的中国股市收益率来说,  $BV/MV$  的解释能力要强于  $\beta$ 。

## 四、结论及启示

本文试图揭示中国股市收益率的风险特征。研究结果比较令人满意: 由于中国股市市值规模的衡量标准不明确, 由公司市值规模决定的小公司效应在研究的样本期内不存在, 而市盈率倒数 ( $E/P$ )、帐面/市值价值比 ( $BV/MV$ ) 和  $\beta$  一起同时成为了具有较强解释能力的风险因素。最后, 我们又对  $\beta$  的实际解释能力提出了质疑, 因为在  $BV/MV$  大致相同的情况下, 组合  $\beta$  值与收益率之间的正相关性大大减弱了。

如果在 1995-1996 年中国股市投资行为是完全理性的, 那么本文的研究结果就能确实反映出中国股市的投资规律, 从而对中国股票的投资者提供指导和帮助。既然市场对公司股票的  $BV/MV$  值表现出如此强的“前景预期”效应, 那么投资者 (包括机构投资者) 就应该重新审视他们手中现在还以  $\beta$  来衡量风险的资产组合。具有高  $BV/MV$  值的公司就是当今不被市场所看好的公司, 那么它的风险就应该比较大, 投资者于是就应索取较高的收益率; 而对于具有低  $BV/MV$  值的公司而言, 投资者的要求收益率也应该相应降低。

如果事实上中国股市在 1995-1997 年的投资行为是不理性的, 那么也许本文在样本期内所得的结果并不十分可靠了。但是这个巧合的发生概率其实相当小。12 个资产组合收益率的逐步递增实属不易, 而且 1995、1996 年表现出相同的风险特征, 分组后的组合  $\beta$  值与排序前的次序完全一致, 说明在样本期内的  $\beta$  估计值与股票的真实波动性特征值  $\beta$  相差无几。另外, 本文还说明了在 1995、1996 年的中国股市, 非理性投资行为中的市场过度反应并不存在。

在《上海股票市场风险性实证研究》(1996) 和《深圳股市风险-收益研究》(1998) 中据以认为现阶段中国股市为严重非有效性的依据似乎已经不成立了。就连在法规高度完善、投资者高度理性的美国, 股市数据都有可能长时期地违背 CAPM, 那么我们就不能因为  $\beta$  在中国的失败而推断出中国股市的无效性。在这里, 我们认为与系统风险相联系的通常收益率应该不仅包括用以补偿  $\beta$  的收益率, 而且还应包括用以补偿其他风险因素 (如  $BV/MV$ ) 的收益率。

另外,虽然本文的工作是由“市场有效性”假设得来的,但是本文的结果却并不能够对中国市场的有效性做出支持或者反对的论断。由于“通常收益率”如何计算的问题尚未完全解决,因此试图从该角度来对市场有效性做出评价是不可靠的。其实,既然市场有效性的直接表现是股价随机游走,那么对其最有力的实证检验就应该是 Fama (1960) 在《The Behavior of Stock - Market Prices》中那样对股价收益率的时间序列进行自身相关性的检验,而无须考虑任何风险因素。这些研究方法与本文研究方法的差别体现了统计学者与金融学者在理论工具上的差别。

总之,对于中国股市的投资者来说,本文研究得到的市盈率倒数( $E/P$ )和帐面/市值价值比( $BV/MV$ )这两个风险因素应该成为 $\beta$ 有力的补充。他们不仅摄取了许多其他风险指标未能量化的风险信息,而且在这方面的解释能力可能要胜过 $\beta$ 值。也许在今后按风险特征来划分中国股市投资者及各项基金时,我们就会把 $E/P$ 和 $BV/MV$ 应用于此。

#### 参考文献:

1. Ball, Ray, 1977. A Note on Errors in Variables and Estimates of Systematic Risk. Australian Journal of Management 2: 79~ 84
2. Banz, Rolf W., 1981. The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. Journal of Financial Economics 9: 3~ 18
3. Bhandari, Lakshmi Chand, 1988. Debt/Equity Ratio and

Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. Journal of Finance 43: 507~ 528

4. Chan, Louis K., Yasushi Hamao, and Josef Lakonishok, 1991. Fundamentals and Stock Returns in Japan. Journal of Finance 46: 1739~ 1789

5. Fama, Eugene F., 1965. The Behavior of Stock - Market Prices. Journal of Business: 34~ 105

6. Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 1992. The Cross - Section of Expected Returns. Journal of Finance 47: 427~ 465

7. Fama, Eugene F., and James MacBeth, 1973. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. Journal of Political Economy 81: 606~ 636

8. Keim, Donald B., 1983. Size- Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence. Journal of Financial Economics 18: 61~ 90

9. Kothari, S., Jay Shanken, and Richard G. Sloan, 1995. Another Look at the Cross - Section of Expected Stock Returns. Journal of Finance VOL 1: 185~ 224

10. Reinganum, Marc R., 1981. A New Empirical Perspective on the CAPM. Journal of Finance and Quantitative Analysis 16: 439~ 462

11. Statman, Dennis, 1980. Book Values and Stock Returns. The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers 4: 25~ 45

12. 施东辉:《上海股票市场风险性实证研究》,载《经济研究》,1996(10),44~ 48页。

13. 任彦康、黄杰:《深圳股市风险-收益研究》,载《预测》,1998(1),41~ 44页。

(作者单位:清华大学经济管理学院 北京 100084)  
(责任编辑:金萍)

(上接第 65 页)

说明:  $M$  取值为 $M_1$ ,其中 1978—1985 年的数字按 $M_2$ ——储蓄存款计算,未分离出企业定期存款。 $M$ 的单位(以及其他金融资产的单位)为亿元。

银行对公众发行的除货币( $M_1$ )以外的一切金融负债,按 $M_2 - M_1$ 计算,未包括金融债券。

贷款为对非金融部门贷款数字。1984 年以前按国家银行贷款+农村信用社贷款计算,1985—1993 年来自货币概览,1994 年后数字来自存款货币银行资产负债表。

中央银行发行的现金以外的金融资产总额由(准备金+中央政府存款)×(2-通货)简化计算而得。

非银行金融机构对非银行部门所发行的金融资产未含保险公司、证券公司等,只包括金融信托投资公司、金融租赁公司。1996 年后含国家开发银行、中国进出口银行。统计口径为国内信贷十对非金融部门负债。1993 以前缺乏汇总的统计数字。

金融机构所持有的其他金融机构发行的金融资产总数,统计口径为存款货币银行对非银行金融机构的债权债务,1993 年以前缺乏汇总的统计数字

债券数值均按发行价格计算,1981—1984 年数字来自《中国金融年鉴(1990)》,1985 年后数字来自《中国证券期货统计年鉴(1998)》。两者重合年份的数字稍有出入,本文采用后者。1997 年数字系根据 1997 年资金流量表计算。

股票 1992 年后为总市值,1992 年前因按面值计算,且不能转让,故统计数字为面值,且未含国有股与法人股。

再来看 D。中国的期货成交额从无到有,增长迅速。1993 年,全国期货成交额为 521.99 亿元,1997 年则达到 6117.06 亿元,增长超过 10 倍。中国目前尚无期权交易。鉴于将衍生产品工具汇总入金融资产技术上比较复杂,本文的金融资产总量统计未包括 D。

对于表中的各年度各系数取值,我们都可以看作是制度原因对于当年金融资产增长的贡献。比如,1997 年  $\epsilon_1$  为

1.61,我们可以理解为,假如不存在此种金融制度,即银行不得发行非货币( $M_1$ )的金融工具,则  $\epsilon_1$  应为 0。因而,这一制度原因在当年的贡献即是使金融资产获得了 1.61 倍  $M_1$  的增长。

总之,中国的经验表明,我们关于金融制度变迁是金融资产供给增长的根本原因观点是正确的。

#### 参考文献:

1. Robert Barro, J., 1990. Macroeconomics, John Wiley & Sons, Inc. Third Edition

2. R. W. Goldsmith, 1969. Financial Structure and Development, Yale University Press, 1969.

3. J. G. Gurley, & E. S. Shaw, 1960. Money in a Theory of Finance. The Brookings Institution, Washington D. C.

4. Ronald McKinnon, 1973. Money and Capital in Economic Development. Washington D. C., Brookings Institute

5. Ronald McKinnon, 1993. The Order of Financial Liberalization, Baltimore, Johns Hopkins

6. E. S. Shaw, 1973. Financial Deepening in Economic Development, Oxford University Press

7. 黄教学、陈松林:《从国民经济运行看社会资金走势》,载《财经经济》,1997(11)。

8. 特尼鲍姆、乔纳森:《世界金融体系走向崩溃的历史进程》,载《国际金融研究》,1998(7)。

9. 谢平:《中国金融资产结构分析》,载《经济研究》,1992(11)。

10. 周业安:《金融抑制对中国企业融资能力影响的实证研究》,载《经济研究》,1999(2)。

(作者单位:北京大学光华管理学院 北京 100871)  
(责任编辑:金萍)