

清華大學

中國經濟研究中心



學術論文

中国股市收益率的微观风险因素实证研究

何治国

清华大学经济管理学院

No.200008 2000 年 3 月

Working Paper

National Center for Economic Research

At

Tsinghua University, Beijing

摘 要

通过把 95—97 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 β 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 95、96 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， β 与 BV/MV 严重正相关，而且当 BV/MV 值不变时， β 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：通常收益率 风险因素 二维分组 FM 回归法

中国股市收益率的微观风险因素实证研究

何治国

清华大学经济管理学院

No.200008 2000 年 3 月

作者简介

何治国，清华大学经济管理学院 1999 级金融学硕士生。通讯地址：清华大学 14#600，邮编：100084，E_mail: hezhg@em.tsinghua.edu.cn .

The Empirical Analysis of Micro-risk Proxies in China's Stock Market

Abstract

For 1995 to 1997, we rank 186 stocks in China's security market according to their various risk-proxies, then 5 or 10 equally-weighted portfolios are formed. In contrast to traditional CAPM model, we find that besides of β , there are yet two strong risk-proxies in China's security market which can explain these portfolios' returns satisfactorily. They are earning-price ratios(E/P) and book-to-market equity(BE/ME). Because of the non-linear(U-shape) relation between E/P and portfolio' return rate, this risk-proxy cannot bring explicit guide for investors. However, BV/MV contains very strong positive relation with return rate in 1995-1996. A further analysis tells us that there is a robust positive relation between β and BV/MV. Moreover, when the tests allow for variation in β that is unrelated to BV/MV, the portfolio's yield will not change in the same direction with β ' variation. Therefore, we suggest that BV/MV should be included into the set of risk-proxy indexes in today's China's security market.

Keywords: Ordinary Rates, Risk Proxy, Two-dimension Portfolios, Fama-Macbeth Regressions

中国股市收益率的微观风险因素实证研究

何治国¹

清华大学经济管理学院

第一部分 引言及概述

一、从股价随机游走和有效市场说起

当 50 年代初崇尚技术面分析的图表专家们正在为计算机应用于经济领域而欢欣鼓舞时, Maurice Kendall 在 1975 年的研究结果却让他们陷入了“后院失火”的窘境。他发现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。所以, 如果在股价面前投资者以掷硬币的方式来决定股票的买或卖, 其结果并不会啻于股票分析家的精心预测。

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)。在一个有效市场上, 股价总是能立即反映其所有的信息。由于公司的新信息是完全随机产生的, 所以市场上股价也总是遵循着随机游走的规律。

很显然, 如果市场确实如此, 那么股票的定价即为公平的; 也就是说, 在市场上不可能有很大一部分人能够通过公开信息 (包括股价走势、公司规模及财务数据等等) 的分析而获得长期的超额利润。因此, 股票的收益率 ($\{p_t - p_0\} / p_0$) 亦为公平定价, 它应是反映了所有信息和风险的“通常收益率”。

事实上, 许多经济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; 前者走的是进行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。

二、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相对称的收益率水平。尽管收益率的定义式非常简单而明了, 但是上文中“风险”和“相称”的意义却相当含糊。到目前为止, 所有对此命题的量化分析都建立在定价模型之上。

金融学家们首先从经济学中借鉴了偏好和效用函数, 并对他们进行了严格的数学分析及研究; 然后, 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 CAPM 的基础; 最后, Sharpe (1964), Lintner (1965) 和 Black (1972) 引入了表征每种证券风险的 β 值, 并提出了著名的 CAPM 模型。在 CAPM 模型中, 股票的收益率水平用其收益率的期望表

¹ 衷心感谢朱宝宪副教授在本文写作过程中的悉心指导, 没有老师的点拨, 本文难以顺利的完成。

示，而其风险则用 β 值表示。在模型前提假设成立的条件下，“相称”就是指有下式成立：

$$E(r_p) = \beta E(r_m) + (1 - \beta) r_f$$

式中 r_p 为证券（组合） p 的期望收益率， r_m 为市场收益率； r_f 为无风险利率（设为常数）。 β 表示证券（组合）的收益对市场收益率的敏感度，即

$$\beta = \frac{\text{cov}(\tilde{r}_m, \tilde{r}_p)}{\sigma_{\tilde{r}_m}^2}$$

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。 β 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，80 年代以来，许多金融学家对因素 β 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， β 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、股票市盈率等，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；Stattman（1980）和 Rosenberg、Reid 与 Lanstain（1985）发现公司帐面价值与其市场价值的比值大致与公司股票收益率成正比；等等。本文的一个主要目的就是要找出中国股市中决定股票通常收益率的风险因素，以期能对中国投资者的理性投资提供一定程度上的指导与帮助。

这里需要声明的是，关于通常收益率的研究与市场有效假设有着相当大的依存关系。对证券收益率建立因素模型并进行实证检验，需要有符合市场有效假设的收益率历史数据；也就是说，它们能反映一个均衡的市场。理由很简单，只有当历史样本中的收益率能反映其应有的全部信息与风险，我们才能在统计计量的意义上运用各种方法来消除个别的随机扰动项，从而找出应与收益率匹配的风险因素。而反过来，如果我们已经有了精确的“通常收益率”的定义，那么，我们只要利用历史数据就能对市场有效假设进行检验，并做出肯定或否定的结论。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。”

三、国内关于此问题的研究现状

众所周知，由于我国的证券市场起步很晚，各项硬件设施及法规建设远远落后于发展历史逾百年的西方股市。因此国内对股市的研究方向一般以“规范性”的政策探讨为主。这些文章为我国证券市场的规范化、理性化、成熟化提出了相当有益的建议措施，并从一定程度上保证了我国股市快速、健康的发展（如包士元《现阶段我国证券市场存在的问题及对策》，1995）。但近几年来，随着股市投资者的日渐理性，股市表现也日益成熟，而且因为中国股市的数据积累也达到了一定规模，于是也随之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 β 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。理所当然的，他们认为系统风险所对应的收益率即为“通常收益率”。在考察了股票收益率与

系统风险、非系统风险的关系之后，文章的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， β 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，因为大量的非系统风险正是不成熟市场的标志。

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 β 反推而得的非系统风险并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；由于股市的复杂性与特殊性，千篇一律、并且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，它能把这些 β 不能解释的非系统风险反映出来；于是，有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。这实际上就是本文要做的大致工作。

四、本文研究成果及意义

本文所做的主要工作就是对影响中国股市收益率的各种风险因素进行实证的检验分析。在该领域 80、90 年代文献的指导下，我们运用排序生成资产组合的方法分别对市值规模 Size，股票波动性特征值 β ，每月上市新股数，市盈率倒数 E/P、公司权益比率 Eq/A 和帐面/市值价值比 BV/MV 各风险因素进行了研究。我们发现，在样本期内，只有股票波动性特征值 β ，市盈率倒数 E/P 和帐面/市值价值比 BV/MV 这三个风险因素能够对样本收益率数据大小作出较好的解释。在此基础之上，我们又对这三个风险因素的显著性作了比较，并具体验证了 β 和 BV/MV 之间所存在的相关性。最后，我们运用二维分组和 FM 回归法对二者的解释能力作了较为深入的分析，并得出了因素 BV/MV 的解释能力强于因素 β 的结论。

所以，在刚刚起步、正逐步走向成熟的中国股市，传统的 CAPM 受到了 BV/MV 与 E/P 这两种风险因素强有力的挑战。毫无疑问，本文所得的结果将对各界投资者的具体投资行为产生影响；一旦投资者认识到，在当今的中国股市 BV/MV 这一指标所体现的风险因素比 β 更全面，那么他们在考虑自身的要求收益率时，就应该把 BV/MV 列为一个重要的参考指标。另外，在本文的具体分析过程中，我们也对许多中国股市的有趣现象作了分析与解释，这为考察中国股市整体发展状况提供了多种有实际价值的研究角度。总之，我们希望本文的研究结果能为中国股市投资的理性化乃至中国股市的成熟化作出一定的贡献。

下面，我们就开始对近几年的中国股市收益率及其风险因素之间的关系进行实证研究。

第二部分 1995 年—1997 年中国股市收益率 对各微观风险因素的相关性实证研究

一、准备工作

● 数据：

本文以深市、沪市 95 年 1 月 1 日前挂牌上市的 286 家上市公司作为样本数

据。我们把 95 年作为样本数据选取起点的原因有两个：一是由于 94 年前上市的公司数量少，盘子小；二是在经过近 5 年的起步及发展之后，中国证券市场已经逐步规范化。另外，由于数据来源的条件所限，我们只能对 1995—1997 这 3 年的市场数据进行实证分析。

本文采用大样本而非全样本的原因有很多，其中最重要的一点就是能拉长样本数据的研究时间；另外，大样本数据也能减少“存活效应”(Survivorship)。存活效应指的是在样本中人为加大经历高风险后重又获得生机的存活企业比重，它会影响“收益—风险”均衡分析的科学性。

在这个由 286 家公司组成的大样本中，每支股票以周为单位计算收益率，而且每周的股价取该周 5 个交易日收盘价的平均（若该周交易日少于 5 日，则按实际交易日天数计算平均股价）。这样的处理可以适度降低不成熟的证券市场中股价变化的人为因素。每年应有 52 个周，除去 2 周的春节休市，每支股票每年具有 50 个周均价。

如何选取“市场收益率”是学术界至今尚未完全解决的问题。根据标准的 CAPM，市场收益率应该是“市场组合”的收益率，该组合由市场上所有资产按照其各自的价值为权重来组成。但是在实际研究中，这样的“市场组合”往往难以做到，因此更多的是采用大样本数据（如 S&P500 指数），或者以所有股票简单平均的资产组合来代替市场组合（如 1992 年 Fama 和 French 的论文）。Breedon、Gibbons 和 Litzenberger(1989) 以及 Shanken 和 Sloan(1995)都认为：真正的市场组合应该与市场上其它任何一种资产组合保持最高的相关性。从这个意义上来说，市场组合本身就存在一个实证检验的问题。在本文中，我们选取了深圳证券交易所综合指数与上海证券交易所综合指数，这两项指数都体现了“资产权重加权平均”的原则；但在计算市场总收益率时，我们对这两项指数采用了简单平均的方法。当然，市场收益率仍为周平均意义下的周收益率。至于该市场组合的收益是否能够保证各资产组合的高度相关性，我们将在下一部分“股价波动性系数 β ”中具体讨论。

为了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）。显然，公司 t 年的财务风险因素是由公司 $t-1$ 年的年度报表决定的。在本文中我们选取了权益比率 Eq/A 、市盈率倒数² E/P 、帐面/市场价值比 BV/MV 这 3 个财务风险因素，它们和描述股价波动性大小的 β 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。在上述 3 种财务因素中，权益比率 $(Eq/A)_t$ 从 $t-1$ 年度的财务报表上直接得到；帐面/市场价值比 $(BV/MV)_t$ 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 $(E/P)_t$ 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。描述公司规模 $(Size)_t$ 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。

另外，我们也曾经考虑过上市公司中期报告所披露的财务风险因素，但由于数据来源不够以及中报法律效力的欠缺，本文最后只考察了年度财务报表的数据。

由于中国上市公司所奉行的股利政策多以送、配为主，而且“10 送 10”的

² 因为在以前对此问题的研究文献中都采用了市盈率倒数，为保持一致性，我们在这里也采用这个指标。

大幅度增扩股本现象屡见不鲜，因此在计算各股票收益率之前我们对各除权日所在周的股价进行了调整。由于我们无法得到公司在具体实施配股时的各种必要数据（如成功配股数、国家法人股转配数等），而且往往配股期间会伴随股价的大幅度波动，因此我们删去了配股所在周的平均股价。这样，每一次配股就会使该股票减少 2 周的收益率数据。

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 148 个周收益率数据，以及各公司每年的风险因素数据³。当然单个股票也会因为配股或当周完全停牌交易等种种原因而使收益率数据减少，从总体来看这 286 个样本中收益率数据的平均数为 146.6818，最少为 133 个收益率数据。

● 数据分析方法：

要分析各风险因素对收益率的影响效果，我们可以采用定性和定量这两种研究方法。第一种定性的方法就是把股票按照风险因素的大小进行分组，然后通过考察各资产组合（通常设为各股票的简单平均组合）在样本期内收益率数据的大小趋势，从而得出风险因素与收益率之间的大致关系。第二种“定量”方法就是采用计量经济学中的计量方法，它主要是根据数学计量模型，通过把收益率数据对各风险因素进行回归分析与系数显著性检验，从而使各风险因素对被解释变量，即股票收益率的影响程度得到量化。

但是两种方法都有各自的利弊所在。第一种定性的方法很直观，能够对具体的投资策略产生指导性的意见，但是缺乏严格的数学理论依据，也很难对两种因素直接做出孰优孰劣的取舍判断；第二种计量方法在学术界很流行，它不仅能对不同的风险因素显著性得出量化的检验值，而且也能对模型中决定收益率大小的计量方程得出比较满意的估计，但是纯粹的数学方法会把一些“金融”意义上的因果关系掩盖掉，而且往往会由于几个异常数据而得出“纯数学”上的因果关系。因此，本文在对各种风险因素进行初步筛选时，主要采用的是第一种定性的方法，它能帮助我们考察风险因素与收益率之间是否有明显的相关性；当得出几个较满意的风险因素解释变量后，我们再利用计量的方法对它们进行量化分析。具体的回归拟合方法为 FM 法，即在每周利用各公司的数据进行回归拟合，然后把各因素的系数看作时间序列中的随机量，通过对此时间序列的显著性检验来得出该风险因素的显著性。

在接下来的文章中，我们先对国外文献中涉及最多的“小公司效应”（Size Effect）作以下简单的实证研究，然后对 β 、帐面/市值价值比（BV/MV）、市盈率倒数 E/P、权益比率 Eq/A 这四个因素分别进行具体的定性分析。最后，我们对 β 与 BV/MV 这两个最有解释能力的风险指标进行更深入的定性定量分析。另外，我们还特意对有可能影响已上市股票价格的上市新股因素作了一定的研究。

二、各风险因素对中国股市收益率影响的定性分析

³ 95 年 5 月 1 日至 98 年 5 月 1 日共有 157 周，每年两周的春节休市会损失掉 $(2+1) \times 3=9$ 个收益率数据，即为 148 个。其中 95 年为 49 个，96 年为 49 个，97 年为 50 个。

1、市值规模 (Size)

Banz 在 1980 年利用美国的估价数据发现，股票的市值能够对该股票的收益率变化做出较令人满意的解释。由于他发现低市值小公司的收益率一般都超过其由其 β 值和 CAPM 公式决定的“正常收益”，因此以后学者都把这个现象称为小公司效应 (size effect)。对该效应最有力解释是小公司一般具有较高的风险，因此他们应该获得更多的补偿收益率。但是这个解释仍然与传统的 CAPM 公式相违背：CAPM 认为投资组合的 β 值已经包含了所有的风险信息，收益率只要求对股票的 β 进行补偿；而小公司效应则表明，事实上 β 并不能完全“独霸天下”，如果几十年的美国股市数据是均衡的话，那么市值规模这个风险因素就能够与 β 因素平起平坐。

但是在中国市场上，“市值”却牵涉到了个人流通股与法人国家非流通股这个非常敏感的问题。从市值的定义和其所导致风险的根源来考虑，我们自然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，由公司总股本决定的总市值却是企业整体规模与其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。

我们先对可流通股市值进行研究，因为中国投资者中的大部分对上市公司的总股本采取漠不关心的态度，而且从感觉上来说它应该比总股本更能影响股价。然后我们再对 96 年的总股本数据进行排序分析，并以此说明总股本与收益率的无关性。

● 可流通股市值：

我们首先计算了每家公司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。这样我们就得到了 95—97 年共 12 次市值规模的排序。对于每一次排序，我们都将其从小到大平均分为 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，并分别以 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。注意，每个组合中的公司数目是不变的，但其具体的公司可能不同，因为每季度各上市公司的市值都在发生变化。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。下表就是各季度资产组合的收益率%及相关数据：

表 1：各季度按照市值规模 Size 排序分组所得资产组合的收益率

	Size							季度平均	年平均
	1A	1B	2	3	4	5A	5B		
95---1	1.539	1.735	2.150	1.480	1.435	0.952	1.242	1.557	0.669
95---2	-0.277	-0.126	0.250	0.621	0.450	0.651	0.214	0.306	
95---3	-1.527	-1.933	-1.713	-1.856	-1.694	-1.988	-1.915	-1.791	
95---4	2.387	2.578	2.581	3.130	2.270	2.150	2.959	2.6036	
96---1	0.920	1.675	1.667	2.446	3.261	2.798	3.494	2.363	2.145
96---2	1.014	1.841	2.119	1.559	2.002	2.456	1.646	1.830	
96---3	-0.158	0.199	0.471	0.299	3.587	-0.113	0.149	0.862	
96---4	3.340	4.365	3.394	3.205	3.316	3.751	3.895	3.527	
97---1	-1.619	-1.280	-1.029	-1.076	-1.488	-1.097	-0.914	-1.209	

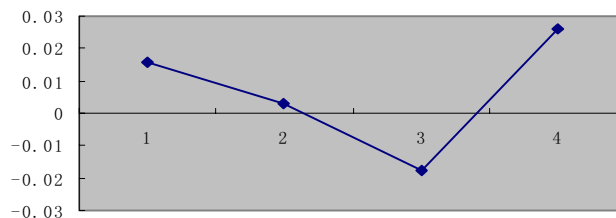
97---2	1.170	0.316	0.438	0.0294	-0.156	0.3573	0.00096	0.249	
97---3	0.808	0.574	0.407	-0.213	-0.499	-0.425	-0.385	-9.4E-06	
97---4	2.550	2.024	1.656	0.880	0.622	0.529	-0.0009	1.143	0.0454
各组平均	0.846	0.994	1.033	0.875	1.092	0.835	0.865	0.953	0.953

从表（1）可以看出，除了 96—1 的收益率数据呈上升趋势，97—4 的收益率数据呈明显的下降趋势以外，其他季度的市值规模排序组合并没有呈现出 Banz (1981)、Fama 和 French (1992) 所得到的“规模越小，收益率越大”的统计结果。这三年的总平均收益率也几乎与市值规模没有任何关系。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。

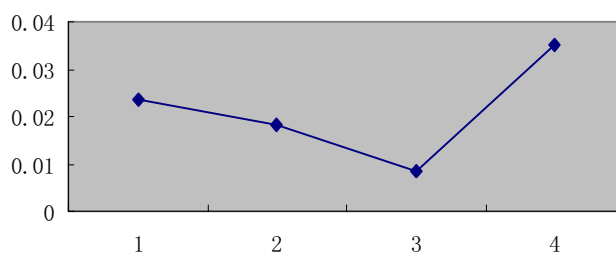
但是，从表 1 最后两列数字中我们却得到了一个非常有意思的结果。最后一列的 12 个数据是 95 至 97 年 286 个样本公司在各季度中的总收益率（简单平均），第二列的 3 个数据是 95 至 97 年 286 个样本公司在 3 年中的总收益率。从第 2 列的各年收益率可以看出，96 年的股市情况要好于 95 年，而 95 年、96 年都大大好于 97 年（注意，“97 年”是指 97 年 5 月至 98 年 5 月）。这正是 97 年下半年开始的东南亚金融危机使中国股市遭受冲击的结果。

让我们再来考虑三年中各季度的收益率情况。我们把各年的四个数据制成图（1）。

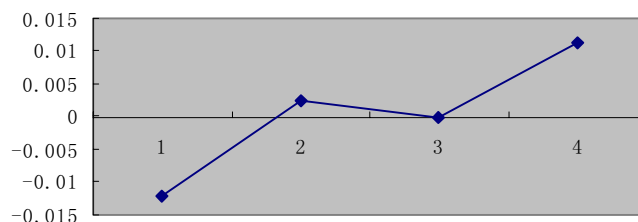
95.5-96.5各季度收益率变化



96.5-97.5各季度收益率变化



97.5-98.5各季度收益率变化



(图 1)

一个很明显的事实是，每年的最后一个季度（即 2 月—5 月）都是一年中收益率最高的季节，就连全年平均周收益率仅为 0.0454% 的 1997 年度，98 年 2 月—98 年 5 月的周收益率也达到了 1.143%。三年中其他季节的变化也有一定的相似性。

这个结果表明，我国股市的股价变化具有很大的季节性（seasonal effect）。Rozeff 和 Kinney(1976)以及 Keim（1983）都已经对该问题做了深入的研究，其中最著名的就是“小公司一月份效应”。也许中国股市也存在一月份效应，只是因为春节代替了圣诞节，于是 1 月就转移到了 2 或 3 月；同时，每年 5 月份前的年报公布也会对股价产生相当大的影响。这个问题的研究超出了本文的研究范围，希望以后能够进行更深入的研究。

● 总股本规模因素

我们仅选取 1996 年 5 月 1 日至 1997 年 5 月 1 日的收益率样本数据进行测算。在 96 年 5 月 2 日我们按照总股本（即总股份数乘以当日股价）排序，并按照上文所述分组。下面就是 96 年 7 个资产组合的平均收益率：

表 2：96 年按照总股本排序分成 7 组的组合收益率

	1A	1B	2	3	4	5A	5B
收益率（%）	2.483	1.466	1.863	2.019	1.788	1.567	1.735
平均规模（百万）	352.7	489.4	641.7	912.9	1421.8	2267.5	6432.5

从这组数字我们也不能得出收益率与总股本规模之间的关系。也许这个结果是一定的：个人流通股的价格并不是非流通股的价格，如果非要按照总股本规模来对股票进行排序，那么这种排序依据就只是一种人为计算的结果，其本身只能体现出公司“大小”的最模糊概念。

2、股价波动性系数 β

根据传统的 CAPM 公式，描述股价波动特征的 β 值应该是个行业股票的唯一风险因素；或者说， β 已经把其他所有的相关风险因素都体现出来了。但是，由 Sharpe（1964），Lintner（1965）和 Black（1972）指出的这一关系却遭到了许多学者实证结果的反对（前文也已多次提及）。尽管学者们在 β 的具体计算方法上出现了分歧，但本文还是先对最常见的 simple- β 计算方法进行分析，然后再和与之相对应的 sum- β 算法作一下比较。

在 simple- β 的计算方法中， β 即为各股票每周收益率对该周市场收益率的

$$r_{i,t} = \beta_i^1 k_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

拟合系数。系数 β_i 即为股票 i 在样本期内的 β 值。

与许多该领域的文献资料一样，我们假设每支股票的 β 值在样本期内都保持不变。尽管这是一个很强的假设，但由于本文的样本研究期较短（3 年），公司的风险变化不会太大，而且所得 β 值只是用于对股票进行分组，因此该假设不会对结果产生很大的影响。

在对 286 家上市公司股票分别进行 simple- β 系数拟合后，我们可以对本文所选取的“市场收益率”进行一定程度上的评价。我们考察各股票收益率回归

拟合中所得的 F 检验值，并对其进行显著性检验。286 个 F 检验值中，均值为 155.7514，最小为 37.0471，最大为 322.4277，都远远大于 $F_{0.01}(1,125)=6.84$ 。这说明，在置信度为 99%的条件下，该市场组合的收益率与 286 家公司股票收益率都保持了良好的线性关系。因此，该市场收益率的选取是合理的。

下面就是 95-97 年 286 家样本公司按 β 分组(分组方式与前文的市值规模 size 一样)后的数据结果：

表 3：按照 β 值排序分成 7 组的组合收益率

	1A	1B	2	3	4	5A	5B
收益率%	0.670	0.525	0.690	0.814	0.942	1.108	1.038
平均市值规模（流通股，百万）	280.6	308.8	341.3	285.1	236.5	257.9	181.0
组合 β 值	0.76	0.87	0.94	1.04	1.14	1.22	1.32

表 2 中的收益率数据确实有上升的趋势(除了 1A 和 5B 这两个极端组以外)。第二行的市值规模数据再次证明了 size 与收益率的无关性。最具有意义的数据是第三行中的组合 β 值，这些分组后的 β 值表现出了与分组前 β 值相同的递增趋势。这说明我们所得 β 估计值的误差较小，与其真实的 β 值很接近。

为了更进一步考察 β 对收益率的影响程度，我们又把 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）。其结果如表 4（见本文第 23 页）所示。

经过排序后的组合 β 值结果依然是那么令人欣慰，因为它仍然与 β 排序的分组次序完全一致。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 2）。

图2 95-97年全样本本期按分组所得组合收益率

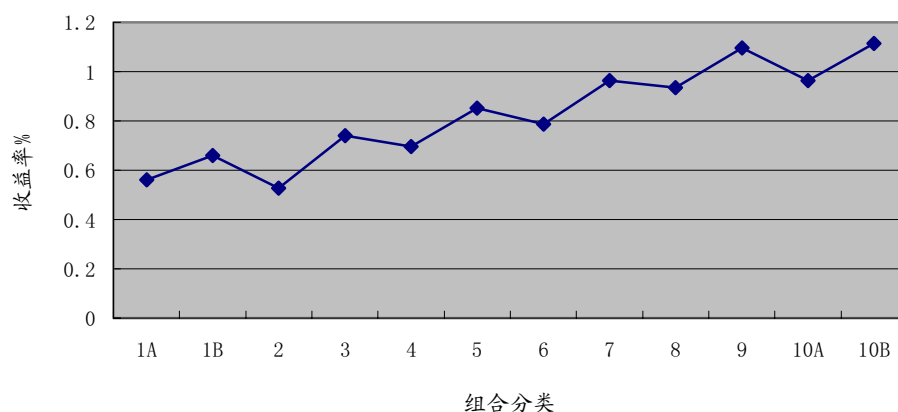


图 2

从“市值规模”这一节的分析可知，由于亚洲金融危机的影响，97 年的中国股市遭受重创，证券市场上的收益率也可能因此而呈现出“非常规”的一面。为了分离 97 年金融危机的影响，我们把样本期分成 95-96 年和 97 年两段时期进行研究。这两个子样本期的数据结果如表 5（见本文第 23 页）所示。很明显，对 95—96 年股市收益率来说， β 的解释能力是很强的，因为具有高 β 值的股票

具有较高的收益率。然而在 1997 年，虽然各组合的 β 值仍逐步上升，但他们的收益率却变得毫无规律。

在 96-96 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 β 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 CAPM 中的理性市场假设相违背的，因为受到市场预期普遍看好的股票价格应该马上被市场所抬高，这样投资者就不能得到持续的高收益率了。但是，如果研究问题的样本期过短，那么该现象似乎也是可以理解的：高价绩优股公司稳定的经营表现使得它们的 β 值并不至于很高，但是在 95-96 年股市对高价绩优股股价的强力吹捧却使其收益率大大增加。

至于 97 年的数据，我们也尝试采用别的 β 值估计法。考虑到在萧条时期股市信息变化所不可避免的滞后效应，我们采用了 sum— β 法对 97 年的数据重新进行分组、计算。

sum— β 估计法假设股票 i 的收益率 r_i 和市场收益率 k_m 服从下述模型方程：

$$r_{i,t} = \beta_i^1 k_{m,t} + \beta_i^2 k_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

式中 β_i^1 为个股收益率对当周市场收益率的敏感度， β_i^2 为个股收益率对上周市场收益率的敏感度。利用 97 年数据对该方程进行全时期拟合，于是得到每支股票的 β_i^1 ， β_i^2 。令

$$\beta_i = \beta_i^1 + \beta_i^2$$

为股票 i 在 97 年的 sum— β 值。

按 sum— β 值对各股票排序并按上文所述分组。所得 12 个资产组合的收益率如表 6（见本文第 23 页）所列。表 6 中还列出了 simple- β 的分组数据。对二者进行比较，发现除了两种 β 值的值域差别较大以外（sum— β 的值域为 simple- β 值域的 1.5816 倍），各组的收益率没有大的差别，趋势也大致相同。这表明，simple- β 和 sum— β 对各股票所作的排序大致相仿， β 计算方法的不同并没有对 97 年的结果产生显著的影响。

那么该怎样来解释 97 年的这个反常现象呢？也许 β 值作为股价波动性特征的本质能回答这个问题。在一个宏观经济低靡、股价全面下跌的大熊市里，由于总的股价变动方向为跌，那么高 β 值的股票只会跌得更加厉害，于是其收益率就有更低趋势。正是由于它对“高风险—高收益”投资理念的干扰，使得原本应该反映股票风险并确定投资者要求收益率的 β 值失去了应有的解释能力。

97 年收益率与 β 值的无关性从一定程度上说明，由于 97 年受宏观经济因素和投资者消极心理的影响太大，当年的数据已经不能很好的揭示出在正常情况下中国股市收益率与风险因素之间所存在的必然联系。

3、当月上市新股数

从 95 年 5 月至 98 年 5 月的三年，正是中国各企业纷纷上市筹资的三年，中国证券市场也因此而急剧扩容。95 年前的上市公司共有 286 家，但到了 98 年 5 月初深沪两地的 A 股上市公司已达 750 家。显然，上市的新股会吸引股市投资者的大量闲散资金，这势必会对股市中原有股票的价格造成向下的压力；但是，

新股上市、价格飞升所带来的泡沫因素也会从一定程度上刺激原上市公司股票价格的上升。基于以上原因，我们认为新股上市数应该能够成为影响股市收益率的一个微观风险因素。下面就是对此因素所进行的数据分析。

我们首先计算从 95 年 5 月至 98 年 5 月之间每月深沪两地上市的新股数。由于收益率数据以周为单位，为了简单起见，我们以 4 周为时间间隔计算一次上市新股数，这样每年就有了 13 个上市新股数的数据（97 年度最后一个数据为 5 周内的上市新股数）。这样的数据处理并不会对结果产生实质性的影响。

然后我们对这 39 个数据进行排序，并按照顺序把 95-97 年的样本期分成了相等时间长度的 5 组。注意，这次排序分组是针对样本期内的时间段进行的，而非针对具体的股票。

分组后的收益率数据如表 7 所示：

表 7：按照每月上市新股数对样本期时间段进行排序并分组后的平均收益率

	1	2	3	4	5
平均新股数	1.125	5.375	8.25	14.25	29.125
沪市收益率%	0.606	0.914	0.110	4.740	0.353
深市收益率%	0.144	1.254	-0.375	6.162	1.724

令人遗憾的是，上表说明在 95-97 年的样本期内，“上市新股数”与收益率之间并不存在明显的相互关系。但是，我们并不能就此认为前者对后者的影响是随机干扰的，因为本文的分析方法存在着很大的问题。原因很明显，由于各不同样本时期内的其他宏观因素可能有很大的差异，而且其作用的显著程度还可能远远大于上市新股数，于是这些显著因素就自然而然地掩盖了我们所须研究的“新股数”因素。例如，在第 4 组样本期中，深沪两市股票价格狂升，收益率明显高于其他样本期，那只是因为该组的 8 个月中有 5 个月属于收益率最高的 96 年度。在第 3 组样本期中也有类似的情况。所以，如果要对这个问题做出更准确、更有力的回答，我们就必须把该项因素与其他的宏观经济因素分开。事件研究方法可以对此进行进一步的研究，但这已经不是本文的讨论范围了。

4、市盈率倒数 E/P

市盈率倒数 E/P 是本文引入的第一个与公司年报数据相关的风险因素，它反映的是投资者在某公司既定的盈利水平下对该公司股票业绩的预期及评价。该风险因素的原身即为市盈率 P/E ，它主要应用于新股上市发行的定价和证券投资的选股等决策过程。这里之所以采用倒数作为风险因素来分析，是为了与早期国外学者的相关研究工作相统一。

在为某一股票进行估价的过程中我们可以看到，如果现在假设该公司的盈利与股权的自由现金流（Equity's Free Cashflow，即从自由现金流中去掉为债权而支付的利息）相等，而且该公司已进入成熟期，即会在今后的经营过程中一直保持这个现金流入不变，那么 E/P 就是该投资者所要求的投资回报率。既然 E/P 就是投资回报率在某些特定假设限制下的表现形式，那么它就应该与股票的真实投资收益率具有正相关的关系。

Ball (1978) 已经指出，股市中的 E/P 值应该包含许多以往在收益率计算过程中被忽略掉的风险因素。他指出，如果现在的公司盈利能够用来对今后公司的发展前景进行预测，那么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。但是好像只有正的 E/P 值才能使上述推

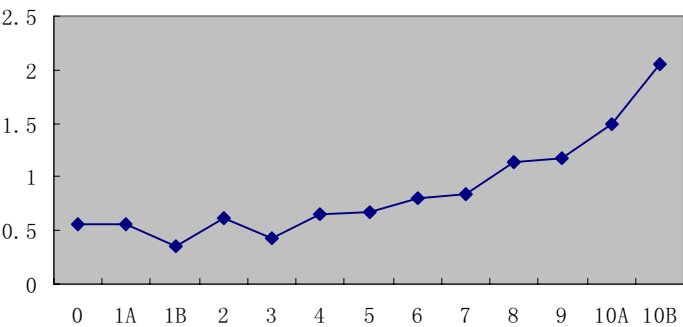
断成立，因为对于持续亏损公司的股票价值来说，也许期权理论的描述会更适合。

在本文中，我们把每家公司 $t-1$ 年度报告中的每股盈利数与 t 年第一交易日的股价之比作为该风险因素的度量数值，然后把该公司股票 t 年 5 月 1 日至 $t+1$ 年 5 月 1 日的收益率与之相匹配。由于中国证券市场年报披露的截止日为 5 月 1 日，因此该公司股票在这个时间段中的收益率应该能够完全体现该风险因素。

每年我们都对每家上市公司的市盈率倒数 E/P 值进行从小到大的排序（包括负 E/P 值），于是得到了三年中各股票的不同排序。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 分组那样从小到大分为 12 组。这样，在每一年中我们都得到了 13 个不同的资产组合。它们在各年的组合收益率数据如表 8（见本文第 24 页）所示。

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 3）。95—97 年组合平均收益率从负 E/P 值的 0.567% 降到了 1B 组的 0.346%，然后逐步攀升，直至 10B 组的 2.05%

图 95-97 全样本期
按市盈率倒数 E/P 分组所得组合收益率%趋势



（只有第 3 组 0.420% 的收益率稍低）。

图 95-96 子样本期
按市盈率倒数 E/P 分组所得组合收益率%趋势

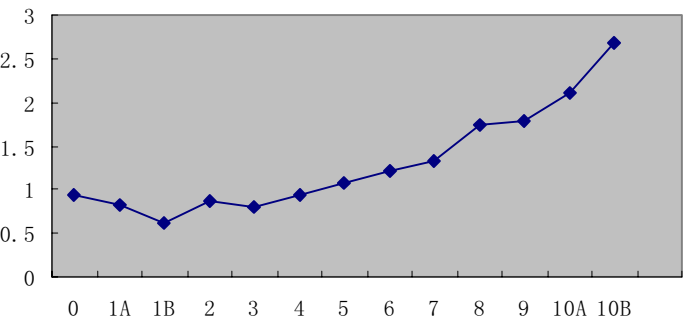


图 3

图 4

我们继续对这两个不对称的 U 状图形进行研究。以 95、96 子样本期的数据

为例，其庞大的右端由 8 个资产组合组成，上下极值的落差达到了 2.060%；而其左端只由 3 个资产组合组成，其上下级值的落差只有 0.318%。令我们感到惊奇的是，在 Fama 和 French（1992）对市盈率倒数 E/P 的研究中，分组情况与本文相同，而其 U 状图形的最低点也出现在 1B 组。所以，几乎可以断定，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。这一点与前文中 Ball（1978）的推断完全一致，因为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。

但是，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，出其不意的低盈利值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。这样，由于负 E/P 值和小 E/P 值预示着不景气的公司未来业绩，也就是预示着更高的风险，因此其资产组合的平均收益率就自然提高了。

该表还能说明一个问题。正如前文“ β 值研究”中的数据结果一样，虽然 95、96 年的收益率表现出较强的总体相关性（它们每年的数据都大致成 U 形，且两年收益率平均值的图形效果要好于加上 97 年后的平均数值，见图 4），但是 97 年与 E/P 值相关联的组合收益率特性却毫无规律可循。由于 97 年的收益率从整体上来说相对较小，因此它没有影响到 95—97 年全样本期平均收益率的 U 状图形。但是，97 年收益率特性确实与 95、96 两年的数据迥然不同，其低迷的宏观经济形势和消极的投资心理使得 97 年收益率呈现出了明显的非常规性。我们在后面账面/市值价值比（ BV/MV ）研究中还会碰到类似的问题，这促使我们不得不对 97 年的数据做出放弃的决定。

5、权益比率 Eq/A ：

上市公司的权益比率 Eq/A 是一个纯粹的财务风险因素，在西方的文献中一般称其为 Leverage（杠杆因素）。它主要用来衡量公司财务杠杆的运用情况，并能从一定程度上反映该公司的破产风险。另外，由于投资者购买股票是以公司“股东”的身份出现的，因此权益比率将直接影响到投资者自身权益的大小，这也是该因素能影响到股市收益率的一个重要原因。

Bhandari（1988）利用美国股市数据说明了权益比率可以作为股市收益率的一个解释因素。当我们着手利用中国股市数据来检验其二者之间的关系时，我们似乎已经预感到等在前方的失败。中国股市投机性、炒作性的严重程度众人皆知，年报中的虚假行为也常有耳闻，那么在这样的投资环境下，投资者会去关心这个陈旧的会计数据，并把它作为一个股票投资的决策依据吗？

不过，我们本文的目的仅在于检验它，而不在于证明它。我们再一次按照 3 年的年报数据对各股票进行排序，然后分成 12 组（还是先平均分成 10 组，然后把极端两组分成 1A、1B 和 10A、10B）。由于上市公司中的金融企业具有与一般企业不同的权益比率，因此在分组时我们事先把 286 家样本公司中的金融企业去掉了。最后，我们把各组股票 t 年 5 月 1 日至 $t+1$ 年 5 月 1 日的周收益率与各次排序的结果相匹配。所得的收益率数据如表 9（见本文第 24 页）所示。

从表 9 中可以看到，不光是在股市全面崩溃的 97 年，就算是在各方面都比

较正常的 95、96 年，以 Eq/A 这个财务杠杆比率排序所得的 12 个资产组合的平均收益率变化趋势没有表现出任何的规律。从直觉上来看，权益比率越大，财务风险就越小，于是其预期的收益率就应该越小。但是在 95-97 年的中国股市，这个关系并不存在。

其实这个结果早在我们的预料之中。正如在数据分析之前我们考虑的那样，中国公司年度报告的虚假性和投资者对财务信息的不关注也许是造成这个现象的直接原因；但是，我们想在这里指出另一个重要的根本原因。近几十年来，最优财务结构成为了各金融学者研究焦点，与之相关的学术成果也大量涌现。虽然对于这个问题还没有形成完全的共识，但是有一点已得到广泛的认可，那就是表征财务结构的权益比率并不是越大越好，也不是越小越好，而应该视不同的行业、不同的投资环境以及不同的收益现金流特性而定。所以，一旦权益比率 Eq/A 越小，风险就越大前提受到最致命的攻击，那么这个实证检验的失败也就情有可原了。

6、帐面/市值价值比 BV/MV

与市盈率倒数 E/P 一样，帐面/市值价值比 BV/MV 是反映股市投资者对该公司市场预期的一个风险因素。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 Stattman (1980)，Rosenberg, Reid 和 Lanstein (1985)，Chan, Hamao 和 Lakonishok (1991) 以及 Fama, French (1992) 在得出收益率与 BV/MV 存在正相关关系后对所得结果所作的解释。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，现时具有高 BV/MV 值从而具有高收益率的股票正是前段时期具有低收益率的“输家”股票，而现在具有低 BV/MV 值的股票却是以前具有高收益率的“赢家”股票。

在上述背景之下，我们开始了对中国股市数据的研究工作。和前两种风险因素的研究方法一样，我们把 $t-1$ 年度报告中的每股权益与 t 年第一个交易日的收盘价进行比较。两者相除的结果即为该股票 t 年度的 BV/MV 值，然后我们把它与该股票在 t 年 5 月 1 日至 $t+1$ 年 5 月 1 日的收益率相匹配。

我们仍然把每年的 286 个 BV/MV 值进行排序并分组。由于在 286 个样本公司中没有一家公司的帐面价值为负数，因此我们没有“0”组资产组合。各年 12 个资产组合的组合收益率如表 10 (见本文第 25 页) 所示。

考察表 10 中 95—97 年样本期的各组平均收益率数据，我们看到随着各组合平均 BV/MV 值的增大，平均收益率也在逐步上升。具体到样本期的各年度，我们看到，除了 97 年的各组合平均收益率变化无常以外，95、96 年的收益率变化也与组合的平均 BV/MV 值表现出高度的正相关性，其中以 96 年尤甚。正是 96 年相当高的周收益率数据以及与 BV/MV 风险指标的高度正相关性，才使得 95、96 子样本期的数据结果与“ BV/MV 值越高，公司业绩的市场预期越差，其要求的收益率也就越高”这一论断符合得很好。

为了验证 Kothari Shanken 和 Sloan (1995) 提出的“特殊期间”效应

(period-specific effect), 我们分别把 95、96 两年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；也就是说，计算 95 年排序所得资产组合在 96 年的收益率，以及 96 年排序所得资产组合在 95 年的收益率。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。这也就是说，排序期和非排序期的收益率结果应该出现相反的趋势；随着排序期组合平均 BV/MV 值的增加，非排序期的收益率将逐步减小。

所得的收益率结果见表 11（见本文第 25 页）。我们根据表 11 做出了图 5。从图中可以看到，除了 95 年排序所得的 8-10B 组组合在 95 年的收益与“特殊期间效应”的预测一致，其它的收益率数据变化都违背该假说。96 年排序所得的资产组合在 95 年的收益率犬牙交错、毫无规律；而值得特别注意的是 95 年排序分组得到的 1A 组至第 6 组资产组合。它们不仅在 95 年的样本排序期内逐步增加，在 96 年所实现的收益率仍然保持着递增的势头。事实上，当所取“期间”的间隔太短、以至于使排序期和非排序期处于同一波段中时，这种现象就会发生。由于“特殊期间效应”是对投资者是否存在心理预期过度反应所提供的最有力实证检验，因此我们至少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。

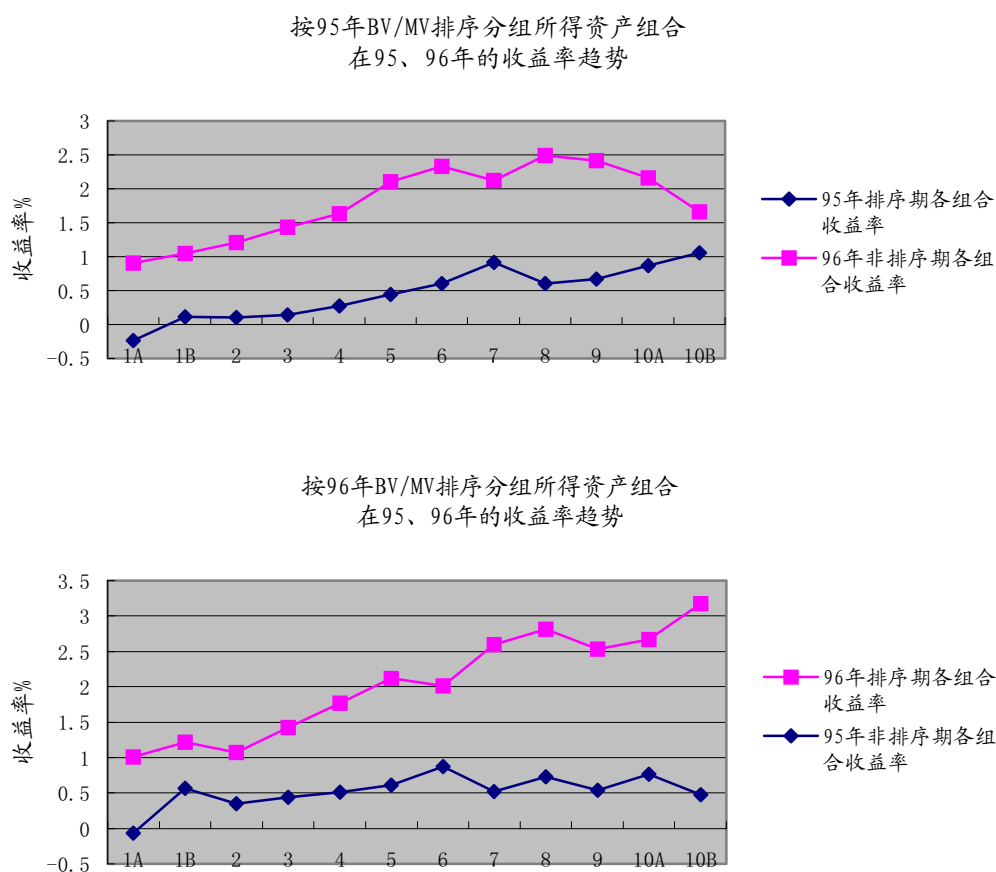


图 5

表 10 中的结果说明了两个问题。一是在 95、96 这两个投资理性色彩加浓、股市逐步规范的年份中，帐面/市值价值比 (BV/MV) 能够对各种股票的收益率大小做出较好的解释。或者说，BV/MV 值至少能够部分地反映出在股票投资过程中所承担的风险。事实上，帐面/市值价值比是一个包含市值规模因素在内的

风险指标，它既反映了市场对该公司前景预期的信息，而且也反映了一部分由公司规模所决定的经营风险和投资风险（如前文“市值规模 Size”中所分析的那样）。因此，它能够比市值规模 size 和市盈率倒数 E/P 这两种风险因素具备更好的解释能力。

另外一点就是 97 年收益率的非常规性。在收益率与组合 BV/MV 值表现出高度相关性的 95、96 年之后，97 年的数据却让人如此的不可思议。前文已经多次提到这个问题，这里不再赘述。

接下来我们将对经过排序分组所得到的三个显著风险因素作进一步的分析，它们是股票波动性系数 β 、市盈率倒数 E/P、帐面/市值价值比 BV/MV。由于在对 BV/MV 值的研究中我们再次看到了 97 年收益率数据与整个样本期强烈的相异性，我们在下面的研究中剔除了 97 年的收益率数据。

二、各风险因素对中国股市收益率的进一步定量分析

1、各显著因素之间的关系

对于一组特定的样本期收益率数据来说，我们也许可以找到两个或两个以上具有较强解释能力的风险因素，按照它们中的任何一个进行排序分组我们都能得到非常好的收益率相关关系。但是，有时我们需要在对多个风险因素进行比较权衡之后才能做出决策。这也就要求我们根据它们的“显著性”来对这些具有相近解释能力的因素分出“优劣”。除了“显著性”这个评价指标以外，我们还要对各显著因素之间存在的高度正相关性进行考察。各显著因素之间存在的高度正相关性也是导致错误估计各风险因素解释能力的重要原因，因为显著性很大的因素可能正是通过一个显著性一般、但高度正相关的因素而对收益率结果产生影响的。所以，在接下来的文章中，我们希望能对各因素的特性进行上述两方面的考察。在这之后，我们试图对 β 和 BV/MV 这两个高度相关的因素进行分离，并利用两种方法来说明因素 BV/MV 比因素 β 更具有解释能力。

1.1 因素显著性

在计量经济学中，某因素的显著性是指该因素对被解释变量的拟合系数，它衡量因素变动对被解释变量变动的的影响程度。对于这个较严格的定义，我们将在“ β Vs BV/MV”中加以应用；而现在我们可以采取另一种简单的近似方法。由于显著性归根到底是一个“斜率”的概念，因此我们可以采用“高低点”法来对斜率进行估计。而且我们在前文的讨论中已经分别对每个因素进行排序、并从小到大分成了 12 个组（除了市盈率倒数 E/P 以外），那么现在我们就可以取分组所得的两组极端资产组合来确定样本的“高低点”，从而定出收益率相对于该风险因素变动的斜率（绝对值）。此即为该风险因素显著性值的大致估计。

现在我们还有一个问题需要解决。一般来说，“高低点”法中因素自变量的变化应由因素的原始度量值来计算得到。但是由于不同风险因素之间存在着很大的差别，其原始度量值的值域及单位也相异迥然。所以，虽然由因素原始度量值计算得到的显著性值具有比较明确的经济意义，而且也能够对股市投资决策提供一定的指导和帮助，但是，当我们希望能利用它来比较各因素之间解释能力的优劣时，这些具有不同衡量标准的显著性指标就显得无能为力了。然而，我们还可以用高低点之间所间隔的资产组合个数来间接衡量风险因素的变化量，并以次来计算该因素的显著性指标。在样本数据相同，分组方法一致的情

况下，这种方法所得到的显著性数据就能够被用来进行各因素之间解释能力的比较。当然，其具体数值的经济意义就大大较小了。在接下来的计算过程中，我们把按照因素原始度量值来计算因素自变量变化而得到的因素显著性值记为 $S_f(\bullet)$ ；如果以高低点间隔资产组合个数来衡量因素自变量变化幅度，那么所得到的显著性值记为 $S_p(\bullet)$ 。

我们先来看 95—96 年样本期的 β 分组收益率。具有最低 β 值组合的 1A 组收益率为 0.895%，其对应 β 值为 0.57；而具有最高 β 值组合的 10B 组收益率为 1.470%，其对应 β 值为 1.55。所以 β 因素的两种显著性估计值为：

$$S_f(\beta) = (1.470\% - 0.895\%) / (1.55 - 0.57) = 2.7193\%$$

$$S_p(\beta) = (1.470\% - 0.895\%) / 12 = 0.04792\%$$

它们的经济意义分别为： $S_f(\beta) = 2.7193\%$ ，表明只要投资者所持有的资产组合 β 值上升 1 个单位，他的平均收益率九月能够增加 2.7193%； $S_p(\beta) = 0.04792\%$ ，表明在本文所建立的排序分组（先均分 10 组，极端两组再进行均分）的前提条件下，投资者每增加一个资产组合的序号，他就能获得约为 0.04792% 的超额收益。

我们再来考察市盈率倒数 E/P 的显著性。前文已经提到，按照 E/P 排序分组所得的资产组合收益率变化趋势成 U 状图形。图形最低点为 1B 组，其 E/P 平均值为 0.004，样本期内收益率为 0.618%。两端的最高点分别为 10B 组和 0 组，其中 10B 组的 E/P 平均值为 0.186，样本期内收益率为 2.678%；0 组的 E/P 平均值为 -0.107，样本期内收益率为 0.936%。故 E/P 因素在 U 状图形两侧的显著性分别为：

右侧上升部分：

$$S_{fu}(E/P) = (2.678\% - 0.618\%) / (0.186 - 0.004) = 11.3187\%$$

$$S_{pu}(E/P) = (2.678\% - 0.618\%) / 11 = 0.1873\%$$

左侧下降部分：

$$S_{fd}(E/P) = |(0.618\% - 0.936\%) / (0.004 + 0.107)| = 2.8649\%$$

$$S_{pd}(E/P) = |(0.618\% - 0.936\%) / 3| = 0.106\%$$

各显著性值的经济意义如上，不再赘述。

接下来是对帐面/市值价值比 BV/MV 的显著性进行研究。具有最低 BV/MV 值的资产组合 1A 实现了 0.384% 的收益率，而其 BV/MV 均值为 0.137；具有最高 BV/MV 值的资产组合 10B 实现了 2.116% 的收益率，而其 BV/MV 均值达到了 1.357。因此， BV/MV 因素的两种显著性值为：

$$S_f(BV/MV) = (2.116\% - 0.384\%) / (1.357 - 0.137) = 1.4197\%$$

$$S_p(BV/MV) = (2.116\% - 0.384\%) / 12 = 0.1443\%$$

如果我们现在要根据各风险因素的变化值来预测手中所持有资产组合的收益率变化，那么上述计算结果中的 $S_f(\bullet)$ 值将会为我们提供很好的信息；如果我们现在需要根据各因素的显著性而对其中某些因素作出取舍，那么从计算结果中的 $S_p(\bullet)$ 值我们就能得出大致的比较结果。 β 值的 S_p 值仅为 0.04792%，也就是说 β 值各不相同的 12 个分组只能使得每个资产组合之间拉开 0.04792% 的收益率；而 E/P 右侧部分及 BV/MV 的 S_p 值都远大于此，表明按照这两种因素所分得的 12 个子产组合能在各族之间拉开 0.1807% 和 0.1443% 收益率差距。所以，从这里可以看出，后面两种因素的解释能力都要强于因素 β 。

虽然 E/P 因素右侧部分的 S_p 值要大于 BV/MV 因素的 S_p 值，但是由于 E/P

因素与收益率并不是始终成成正比关系（存在左侧 0 组至 1B 组的下降部分），因此在我们不能获得关于 U 状图形最低分界点的具体信息之前，我们很难把这个相当显著的因素分析用于实际股市投资的精确指导。也许在对更多不同股市的进行研究之后，我们就可以利用非线性的二次函数模型来对 E/P 因素的 U 状图形做出较精确的描述；但由于本文的目的在于寻找以线性关系为主的简单风险因素，所以对市盈率倒数 E/P 的研究就此告一段落。

前面已经提到，BV/MV 的显著性值 S_p 要大于 β 因素的显著性值 S_p 。但是我们还必须对 BV/MV 与 β 之间的相关性进行检验，只有这样我们才能够对二者的关系及取舍作出正确的判断。

1. 2 BV/MV Vs β

● 相关性的检验

运用概率论的知识，我们应该可以对每个公司的股票进行 BV/MV 值与 β 值的相关性研究。但是这需要许许多多不合理的严格假定。为了使结果更加直观，我们仍然采用资产组合的分析方法。

计算 95、96 年按照 BV/MV 值分组所得资产组合在样本期内的 β 值。注意，由于两年中各公司 BV/MV 值在发生变化，相同的资产组合中可能含有不同的股票。所得的结果如表 12（见本文第 23 页）所示。从表中很明显就能看出，随着各组合平均 BV/MV 值的增加，组合 β 值也在缓慢增大（尽管在高 BV/MV 区出现了反复）。这表明，BV/MV 值与 β 值存在着正相关关系。

再考察 95、96 年按照 β 值分组所得资产组合在样本期内的平均 BV/MV 值。所得的数据结果如表 13（见本文第 25 页）所示。从该表中同样能够强烈的感受到 BV/MV 值与 β 值之间所存在着的正相关关系。

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。不失一般性的，我们可以设回归方程为：

$$[BV/MV]_i = k_0 + k_1\beta_i + \varepsilon_i$$

回归拟合的结果为：

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

$$(-0.37546) \quad (13.54445)$$

括号中的数字为拟合系数的 t 检验值 $>t_{1-0.01}(23)=2.4999$ （单边检验），F 检验值为 $7.643843 > F_{0.05}(1,22)=4.30$ ，但小于 $F_{0.01}(1,22)=7.94$ 。考虑到上式中常数的 t 检验值过小，我们对下式进行回归拟合：

$$[BV/MV]_i = k_1\beta_i + \varepsilon_i$$

回归拟合结果为：

$$[BV/MV]_i = 0.472587\beta_i + \varepsilon_i$$

$$(70.57478)$$

括号中的数字为拟合系数 k_1 的 t 检验值 $>t_{1-0.01}(23)=2.4999$ （单边检验），F 检验值为 $7.98 > F_{0.01}(1,23)=7.88$ 。因此，样本期的 BV/MV 值与 β 值在 99% 的置信度下存在线性正相关。

● 进行二维分组

为了进一步搞清楚 BV/MV 与 β 之间解释能力的相关关系，我们对 286 家样本公司进行二维分组。“二维分组”的思路来自于 Fama 和 French (1992) 的论文，他们试图通过“组中分组”的方法而使两种相关的风险因素得到分离。在样本先根据风险因素 1 排序并分组后，在所得每一组合中的股票大都有大致相同的风险因素 1；然后再对每一组合中的股票根据风险因素 2 进行排序分组，在所得到的这一系列组中之组之间就只存在因素 2 的差别。这样，他们就对两种因素的影响进行了分离。

我们的研究思路也大致如此。在 95、96 两年中，我们每年对 286 家公司的 BV/MV 值进行排序，并平均分成 5 组，然后在这 10 个资产组合中，我们根据组合中每支股票的个体 β 值进行排序，并继续均分为 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，我们计算了这 25 个资产组合在两年中的平均收益率；而且还计算了各组合在两年中的全时期 β 值以及它们的平均 BV/MV 值。它们分别由表 16、表 14 和表 15 列出。

这三张二维表把 BV/MV 与 β 之间解释能力的优劣关系清楚的表现了出来。首先请看 25 个资产组合的 β 值分布表（表 14）。沿着横向的 β 排序方向，排序后的组合 β 值与个体股票 β 值的排序次序完全一致，这又一次说明了 β 值的真实性。而沿着纵向的 BV/MV 排序方向， β 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 14 二维分组后各资产组合的 β 分布表

		β				
		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 15 中列出的是 25 个资产组合的平均 BV/MV 值。容易看到，在横的 β 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 β 值，而 BV/MV 值几乎没有变化，所以我们已经成功地把因素 β 和因素 BV/MV 成功地分离开了。

表 15 二维分组后各资产组合的 BV/MV 分布表

		β				
		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 95、96 年的平均收益率（见表 16）。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 β 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 β 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 β 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；相反的，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， β 因素就几乎没有解释能力可言了。

表 16 二维分组后各资产组合的收益率%分布表

		β				
		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 β 这两个影响 95、96 年中国股市收益的显著因素来说，BV/MV 的解释能力要强于 β 。因此，如果市场是理性的，BV/MV 这个风险指标就应该比 β 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 β 。

下面我们再用 FM 回归法验证这个结论，并希望据此得出收益率与两种风险因素之间的量化关系。

2、FM 回归法

这种对经济中各部门的收益率进行回归拟合方法是由 Fama 和 MacBeth (1973) 提出的。该方法的主要步骤是先在时间截面对各公司股票作横向的线性回归拟合，然后再把各时间截面上对风险因素回归所得的系数视为正态分布的随机时间序列，并对其进行假设检验。下面就是我们具体的工作步骤。

在每一周，我们把样本中所有公司的股票收益率对其个体公司的自身风险因素进行时间截面上的回归拟合。因素 BV/MV 的值就是公司自身的数据；而 β 则取在上一部分“二维分组”中该股票所在资产组合的 β 值。之所以取组合 β 值作为个体股票 β 因素数值，主要是因为考虑到个体股票的原始 β 值可能存在较大的误差，而太大的误差将使最终估计结果的准确性降低。另外，以组合 β 值作为个体股票 β 因素数值的估计方法在以前的文献中也经常出现。请注意，虽然各组合 β 值仍为全时期估计，但由于两年中的资产组合组成情况会发生变化，因此个体股票的 β 值可能也会随着所在组合的不同而发生改变。这种变化所引起的个体股票 β 因素值的变化应该能够很好地反应其股票真实波动性的变化。

在得到所有 98 周的拟合结果之后，我们再把各因素在各周的拟合系数看作是随机的时间序列。假设该时间序列服从 $N(\mu, \sigma^2)$ 的正态分布，现在我们就可以对原假设 $H_0: \mu=0$ 进行 t 统计量的检验了。当然，我们还可以通过各因素 t 检验值的大小比较而对各因素的解释能力优劣作出判断。

● 只有 β 因素

设回归方程形式为：

$$r_{i,t} = k_t^0 + k_t^1 \beta_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

FM 回归法所的结果为：

$$r_{i,t} = 0.003998 + 0.007511 \beta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ (0.591115) \quad (0.901056)$$

查得 $t_{1-0.01}(97) < t_{1-0.005}(60) = 2.6603$ 。因此上述方程不能通过 t 检验。另外，在每周对 286 家公司股票收益率对 β 因素的拟合中，有 38 周不能通过置信度为 0.01 的 F 检验。

● 只有 BV/MV 因素

设回归方程形式为：

$$r_{i,t} = k_t^0 + k_t^1 [BV / MV]_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

FM 回归法所的结果为：

$$r_{i,t} = 0.00183 + 0.019893 [BV / MV]_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ (0.33181) \quad (3.519891)$$

BV/MV 因素的系数 t 检验值 $3.519891 > t_{1-0.005}(60) = 2.6603 > t_{1-0.01}(97)$ 。因此 BV/MV 因素通过了 t 检验。另外，在每周对 286 家公司股票收益率对 β 因素的拟合中，不能通过置信度为 1% 的 F 检验的周数下降为 31。

● β 与 BV/MV 因素

设回归方程形式为：

$$r_{i,t} = k_t^0 + k_t^1 \beta_{i,t} + k_t^2 [BV / MV]_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

FM 回归法所得结果为：

$$r_{i,t} = 0.001041 + 0.000774 \beta_{i,t} + 0.019761 [BV / MV]_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ (0.144403) \quad (0.102061) \quad (3.835667)$$

与(1)中所得结果比较，虽然两次拟合所得 β 因素的 t 检验值都不符合要求，但 BV/MV 因素的引入还是使得 β 因素的 t 检验值急剧下降（从 0.901056 到 0.102061）。而 BV/MV 因素的 t 检验值 $= 3.835667 > t_{1-0.005}(60) = 2.6603 > t_{1-0.01}(97)$ 。因此 BV/MV 因素再一次通过了 t 检验。另外，在每周对 286 家公司股票收益率对 β 因素的拟合中，不能通过置信度为 1% F 检验的周数已经下降为 15。

除了这三种回归，我们还试图去掉拟合方程中的常数项。但是当我们把 t 检验值很小的常数项从方程中除去之后，各因素的 t 检验值也相应减小了。这一部分的结果不再详细列出了。

分清 BV/MV 和 β 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种种检验方法之后，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 β 。

第三部分 结论及启示

如何由风险来决定资产通常收益率是长期以来困扰金融学者的难题。由于著名的 CAPM 模型是由 Sharpe (1964), Lintner (1965) 和 Black (1972) 三人独立得出的, 因此在国外文献中, 该公式也常被称为 SLB 模型。不可否认, 该模型的出现, 尤其是 β 的登场亮相, 不仅使得金融市场研究者进入了崭新的理论时代, 而且还使投资者获得了简单易行的投资准则。但是, 这也自然而然地造成了长期以来的学者和广大投资者们都以 CAPM 的框架来思考资产的收益及风险。当然, 这一领域内的异类声音也不乏其人, 首先是 Merton (1973) 和 Ross (1976), 他们提出了多因素模型; 然后就是从 Stattman (1980) 到 Rosenberg、Reid 与 Lanstain (1985), 再到 Fama 和 French (1992), 他们都从历史数据出发, 以实证检验的方法论证了 β 作为风险因素的不完善性。在承认历史数据完全正确、而且必定能够揭示一定收益风险关系的前提下, 他们提出了许多能代替 β 的风险指标。这些指标大都通俗易懂, 其中就包括本文所研究的市值规模 Size、市盈率倒数 E/P、权益比率 Eq/A 和帐面/市值价值比 BV/MV。

本文是在试图揭示中国股市收益率特征的目的下开始进行研究工作的。由于条件有限, 我们只选取了 95—97 年的中国股市数据, 但这三年的数据已经可见一斑了。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 β 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 β 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 β 值与收益率之间的正相关性大大减弱了。

但是本文的研究成果还是建立在“市场永远是对的”这一假设之下。随着信息技术的进一步发展, 这一假设的前提条件变得越来越容易满足。如果在 95—96 年中国股市投资行为是完全理性的 (rationale), 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 β 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就相应降低了。

如果事实上中国股市在 95—97 年的投资行为是不理性的 (irrational), 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 95、96 年表现出相同的风险特征; 分组后的组合 β 值与排序前的次序完全一致, 说明在样本期内的 β 估计值与股票的真实波动性特征值 β 相差无几。另外, 不理性投资行为中的市场过度反应 (market overreaction) 也可以对 BV/MV 作出解释, 持这种观点的学者认为, 上期末的高 BV/MV 值是由于在上期内市场对该公司的前景预期过于悲观所致, 而本期内市场应该作出调整, 于是本期的股票收益率就提高了。但是从 95、96 年中国股市的数据来看, 一年内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。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 β 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 β 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。

同样在《上海股票市场风险性实证研究》(1996) 中, 作者提到了西方国家以 β 计算的非系统风险在其总风险中的比例要大大小于中国股市的非系统风险比例。这说明, 对于风险因素 β 来说, 它在相对成熟的股市中的解释能力要好于处于发育期的中国股市。也许这正是风险因素动态变化的实证表现; 在不同的股市中, 或者在同一股市的不同发展阶段中, 风险因素的类别、组成及显著性也各不相同。我们应该对现时期股市风险因素进行及时的公布, 这样既能促成市场运作的进一步有效, 而且也能对风险—收益权衡的这个难题积累最有力的市场数据。

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。因为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象 Fama (1960) 在《the behavior of stocks》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 with 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 β 有力的补充。他们不仅摄取了大量股市上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 β 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:

- Ball, Ray, 1977, a note on errors in variables and estimates of systematic risk, *Australian Journal of Management* 2, 79-84
- Banz, Rolf W., 1981, The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3-18
- Bhandari, Lakshmi Chand, 1988, Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence, *Journal of Finance* 43, 507-528
- Chan, Louis K., Yasushi Hamao, and Josef Lakonishok, 1991, Fundamentals and stock returns in Japan, *Journal of Finance* 46, 1739-1789
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 1992, the cross-section of expected returns, *Journal of Finance* 47, 427-465
- Fama, Eugene F., and James MacBeth, 1973, Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy* 81, 606-636
- Keim, Donald B., 1983, Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence, *Journal of Financial Economics* 18, 61-90
- Reinganum, Marc R, 1981, A new empirical perspective on the CAPM, *Journal of Finance and Quantitative Analysis* 16, 439-462
- S. P. Kothori, Jay shanken, and Richard G. Sloan, 1995, Another look at the cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* VOL1, 185-224
- Stattman, Dennis, 1980, Book Values and stock returns, *the chicago MBA: A Journal of Selected Papers* 4, 25-45

施东辉，上海股票市场风险性实证研究，1996，*经济研究*，1996 年第 10 期，44 页-48 页

任燮康，黄杰，1998，深圳股市风险—收益研究，*预测*，1998 年第 1 期，41 页-44 页

通信地址:

北京 清华大学

中国经济研究中心

电话: 86-10-62789695 传真: 86-10-62789697

邮编: 100084

网址: <http://www.ncer.tsinghua.edu.cn>

E-mail: ncer@em.tsinghua.edu.cn

Adress:

National Center for Economic Research

Tsinghua University

Beijing 100084

China

Tel: 86-10-62789695 Fax: 86-10-62789697

Web site: <http://www.ncer.tsinghua.edu.cn>

E-mail: ncer@em.tsinghua.edu.cn