

---

---

**中国股市资产定价及 B/M、SIZE 异象的实证研究**  
**Asset Pricing, Firm Size and Book-to-Market Equity: Evidence**  
**from Stock Market in China**

作者姓名                     刘晓霞                    

专          业                     金融学                    

指导教师姓名  
专业技术职务                     胡金焱 教授

## 中文摘要

资产定价理论是金融理论的一个重要内容，自资本资产定价模型提出以来，受到了广泛的关注，这些年来对资产定价的研究一直非常活跃。随着资产定价理论的发展，传统的 CAPM 受到了质疑，出现了异象的研究文献，相关研究表明，股票的平均收益与公司财务特征相关。于是，围绕对 CAPM 的更多的检验、质疑，国外许多学者尝试改进资本资产定价模型，从理性资产定价、非理性资产定价等角度来对异象进行解释，三因素模型与特征模型就是其中的代表。

中国股票市场起步较晚，但自建立以来发展迅速，随着上市公司的增多，股票市场的逐步发展，越来越多的学者将中国股市的发展情况纳入到资产定价的相关实证研究中，广泛展开了验证，本文就是在这些研究的基础上，利用 1995 年 1 月-2006 年 6 月深沪两市 A 股上市公司的样本财务数据，构造投资组合，对中国股市的账面市值比效应、规模效应，以及 CAPM、三因素模型、特征模型在中国股市的适用性进行验证和分析。

全文分为五部分。第一部分是资产定价及其异象的研究综述，介绍了资本资产定价理论的提出，国内外关于资产定价及异象的研究情况，并引出本文的研究目的。第二部分是研究设计，介绍了本文采用的资产定价及账面市值比、规模异象的检验方法，特别是对处理方法与检验依据进行了详细的介绍。第三部分是对中国股市资产定价及账面市值比、规模异象的实证分析，结果表明，中国股市存在显著的账面市值比效应和规模效应，而且后者比前者更为显著，三因素模型比 CAPM 能更好的解释中国股市的收益状况。第四部分通过三因素模型与特征模型的对比检验对账面市值比、规模如何作用于股票收益进行了解释，并围绕对比检验，对检验前提进行了考察，并对检验效果进行了动量影响与流动性影响分析，总体上看，中国股市支持三因素模型，股市收益的变化主要取决于风险因素，但同时公司特征也会对收益体现出一定的影响。第五部分，在本文实证研究的基础上，分析中国股市资产定价的特点并进行相关讨论。

**关键词：**账面市值比；公司规模；三因素模型；特征模型

---

---

## ABSTRACT

Asset pricing theory is one of the key contents of financial theory. More than 4 decades before, the capital asset pricing model (CAPM) of William Sharp (1964) and John Lintner (1965) marks the birth of asset pricing theory. From then on, it draws great attraction and is still widely used in applications until now. With the development of asset pricing theory, unfortunately, the empirical record of Sharp-Lintner CAPM is poor. Evidence mounts that much of the variation in expected return is unrelated to market beta while related to firm characteristic which we called it anomaly. So many researches on how to improve CAPM and try to explain the stock average returns especially anomaly from various aspects, such as rational asset-pricing stories and irrational asset-pricing stories. Among those, three-factor model and characteristic model is the prominent representation.

China established two securities exchanges in the early 1990s, the Shanghai Stock Exchange in December 1990 and the Shenzhen Stock Exchange in July 1991. These markets have since expanded very rapidly. With the increasing of the number of listed firms, research of asset pricing are widely used in applications concentrated on China Stock Market. Based on the sampling A-share listed firms from the Shanghai and Shenzhen Stock Markets for the period from January 1995 to June 2006, this thesis sort portfolios, examine the book-to-market equity effect, size effect, and compare three asset pricing models-CAPM, three-factor model and characteristic model.

This thesis is organized into five sections. Section one covers a brief literature review of asset pricing and anomaly. It mainly introduces the birth of asset pricing theory and the study contents in different period at home and abroad, including the conclusions of empirical analyses. Section two introduces the test methods of CAPM, book-to-market, size anomaly, especially the definition of variables and test standards which are used in this article. Section three empirically analyzes the book-to-market effect, size effect, and CAPM. Empirical results suggest that the three-factor model is better than CAPM in China. Section four empirically analyzes the three-factor model and characteristic model. Beyond this, it also examines the pre- and post-formation return standard deviations of the portfolios, and whether the momentum and liquidity are the important predictors of stock returns or not in this thesis. It finds that the cross-sectional variation in stock returns is mainly determined by risk factors, rather than characteristics. Section five concludes the characteristics of asset pricing in China and proposes corresponding discussion.

**Key words:** Book-to-Market; SIZE; Three-Factor Model; Characteristic Model.

---

---

# 第一章 资产定价及其异象的研究综述

## 一、资本资产定价理论的提出与实证研究

资本资产定价模型 (The Capital Asset Pricing Model, 即CAPM) 是现代金融理论的重要组成部分, 研究的是资本市场均衡中资产收益和风险的关系, 可用于风险分析、资本预算、投资业绩评估和利用率控制等, 为资本市场的健康运行提供了一个有力的理论方法与工具支持。

Markowitz (1952)<sup>①</sup> 资产组合选择理论是CAPM的基础, 其最大贡献在于构建了一个均值方差有效的资产组合集, 即“Markowitz有效前沿”。假定投资者在进行投资组合选择时是风险厌恶的, 他们在t-1时刻进行投资组合选择, 只关心t时刻的投资收益。结果, 投资者会按均值——方差标准最大化其预期效用 (即在既定的期望收益下组合方差最小化, 在既定的方差下期期望收益最大化)。

在此基础上, Sharpe (1964)<sup>②</sup>、Lintner (1965a)<sup>③</sup> 和Mossin (1966)<sup>④</sup> 分别独立地提出了CAPM, 相对Markowitz (1952)<sup>⑤</sup>, 他们增加了两个假设: 第一, 在t-1时刻市场资产价格是出清的, 投资者在t-1到t时刻对资产收益分布的认识一致; 第二, 对所有的投资者而言, 都可以进行无风险借入和贷出, 这一点不受借入或贷出数量的影响。

他们定义了资产 (或组合) 收益与风险  $\beta$  之间的关系:  $E(R_i) = R_f + \beta_{iM}[E(R_M) - R_f]$ ; 其中,  $\beta_{iM} = \text{cov}(R_i, R_M) / \sigma^2(R_M)$ 。通常称为 Sharpe-Lintner CAPM。实证检验通常采用超额收益的表达形式。即令  $Z_i = R_i - R_f$ , 则有:  $E(Z_i) = \beta_{iM}E(Z_M)$ , 其中,  $\beta_{iM} = \text{cov}(Z_i, Z_M) / \sigma^2(Z_M)$ 。这里,  $Z_M$  代表市场组合的超额收益。由于  $R_f$  是非随机的, 所以两个  $\beta_{iM}$  的定义是等价的。

Black (1972)<sup>⑥</sup> 取消了Sharpe-Lintner CAPM关于允许无风险资产借入和贷出的假设, 以允许对风险资产无限制的卖空来替代, 发展了  $R_f$  不存在时的零  $\beta$  资本资产定价模型。他用市场组合的零  $\beta$  资产组合的收益  $R_{ZC(M)}$  (即  $\text{cov}(R_{ZC(M)}, R_M) = 0$ ) 作为  $R_f$  的

---

① Markowitz H., 1952, “Portfolio selection”, Journal of Finance 7, pp 77-99.

② Sharpe, W. F., 1964, “Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk”, Journal of Finance 19, pp 425-444.

③ Lintner, J., 1965a, “The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets”, Review of Economics and Statistics 47, pp 13-37.

④ Mossin, J., 1966, “Equilibrium in a capital asset market”, Econometrica 35, pp 768-783.

⑤ Markowitz H., 1952, “Portfolio selection”, Journal of Finance 7, pp 77-99.

⑥ Black, F., 1972, “Capital market equilibrium with restricted borrowing”, Journal of Business 45, pp 444-454.

---

---

替代，于是有： $E(R_i) = E(R_{ZC(M)}) + \beta_{iM} [E(R_M) - E(R_{ZC(M)})]$ ；其中， $\beta_{iM} = \text{cov}(R_i, R_M) / \sigma^2(R_M)$ 。Black模型是对实际收益的检验，检验模型为： $E(R_i) = \alpha_{iM} + \beta_{iM} E(R_M)$ ，对任意的 $i$ ，有 $\alpha_{iM} = E(R_{ZC(M)})(1 - \beta_{iM})$ 。<sup>①</sup>

根据上述研究提供的方程，我们可以看出以下两个特点：第一，所有资产的期望收益与其 $\beta$ 值线性相关， $\beta$ 充分刻画了截面层上预期收益的波动，没有其他的变量具有边际解释力度；第二，对于市场风险溢价的考察，要视它是Sharp-Lintner CAPM还是Black CAPM而定，对于Sharp-Lintner CAPM，市场风险溢价是市场期望收益与 $R_f$ 的差额，依赖于两者数值的比较；而对于Black CAPM，市场风险溢价则是市场组合的期望收益超出与市场收益无关的资产期望收益的部分， $\beta$ 溢价为正。以此为检验依据，自20世纪60年代开始，关于CAPM的实证研究广泛地开展起来。

最初的CAPM检验一般是采用双程回归法<sup>②</sup>对个股进行检验，Lintner (1965b)<sup>③</sup>和Douglas (1968)<sup>④</sup>就是这种方法的突出代表。他们运用个股的超额收益形式进行检验，发现截距项的值比 $R_f$ 大的多， $\beta$ 系数统计显著但值很小，并且残差风险对证券收益率有影响。显然与CAPM模型相矛盾。

但是，这种检验方法存在以下两个问题：第一，在时间序列回归时，对不同的数据来源进行OLS估计容易产生误差，这会使某些资产的 $\beta$ 值被高估，某些资产的 $\beta$ 值则被低估，当这些存在误差的 $\beta$ 的估计值 $\hat{\beta}$ 被用于横截面检验时，测量误差往往会减弱平均收益和 risk 的关系；第二，有些股票可能来源于相同的行业，而同一行业容易受到相同波动的影响，这会使回归残差具有相同的方差来源，对检验结果造成一定影响。如果考虑到这两方面的影响，对他们的研究结果自然不是十分可靠。

为了解决上述变量误差问题，改进 $\beta$ 估计的不精确性，Black, Jensen和Scholes (1972)<sup>⑤</sup>用资产组合而非单个证券对超额收益进行双程检验。通过把证券分为若干具有相似 $\beta$ 值的组合，单个股票 $\beta$ 值的误差会相互抵消，这样证券组合的 $\beta$ 值得度量就会更加精准。研究发现，截距不为0，低 $\beta$ 值的资产截距为正，高 $\beta$ 值的资产截距为

---

① 实证检验时假定收益关于时间是独立同分布的，联合分布是多变量正态。这个假定在Sharp-Lintner CAPM中适用于分析超额收益，而在Black CAPM中适用于分析实际收益。

② 双程回归法，即首先进行时间序列回归估计 $\beta$ 值，然后以估计的 $\beta$ 值为解释变量进行横截面回归检验，辨别该估计值的特征是否与CAPM的预测一致。

③ Lintner, J., 1965b, "Security prices, risk and maximal gains from diversification", *Journal of Finance* 20, pp 587-615.

④ Douglas, F., 1968, "Risk in the equity markets: An empirical appraisal of market efficiency", An Arbor, Michigan: University Microfilms, Inc.

⑤ Black, F., M. Jensen, and M. Scholes., 1972, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", in Jensen, M. (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York: Praeger.

---

负；同时，市场风险溢价比CAPM预测的平均超额市场收益小， $\beta$ 和平均收益之间的正向关系过于平缓。拒绝了Sharp-Lintner CAPM。

Fama和MacBeth (1973)<sup>①</sup>进行了实际收益的双程检验。对于风险溢价的解释，他们摒弃了过去平均月收益对 $\beta$ 的单个横截面回归估计，取而代之以月收益对 $\beta$ 的逐月横截面回归估计。在进行对市场 $\beta$ 能否充分解释期望收益的检验中，他们增加了两个新的解释变量<sup>②</sup>： $\hat{\beta}_{pt}^2$  (以检验收益率与 $\beta$ 间的线性关系) 和  $\sigma_{ep}$  (以检验非系统风险的解释力)。结果发现，附加变量没有增加对平均收益的解释力度，截距项也比 $R_f$ 大得多，市场风险溢价低于CAPM对平均超额市场收益的预测，并且统计不显著；可以说，基本拒绝了Sharp-Lintner CAPM，但无法拒绝Black CAPM。

由于上述方法仍不能完全消除变量误差问题，Gibbons, Ross和Shanken (1989)<sup>③</sup>又探求了新的方法，他们假定收益分布和 $R_f$ 固定不变，在最大似然估计基础上，避免步骤的分离，直接对截距为0进行F检验，认为“既然CAPM理论相当于说市场组合是均值方差有效的，则可以检验任何特定的资产组合是否是均值方差有效的”。通过市场替代和最优资产组合构造一个切点投资组合，检验市场替代是否是切点投资组合。但最后的结果仍拒绝了CAPM。

基本上，上述讨论最重要的结论是横截面回归、时间序列回归以及最大似然法都不能检验CAPM。事实上，根据Roll (1977)<sup>④</sup>，由于市场替代的问题，CAPM从来就没有被检验过而且永远不可能被检验。我们进行的CAPM检验实际上拒绝的只是市场替代量的均值——方差有效性，这与CAPM本身的错误有本质区别。尽管Stambaugh (1982)<sup>⑤</sup>扩大市场替代范围进行检验得出了市场替代在最小方差前沿上，统计推断对市场替代的误差不敏感的结论，但我们需要注意的是这只说明了市场替代从包括市场证券组合的小部分扩大到更大但仍然较小的部分时，检验结果不会发生太大的变化。Kandel和Stambaugh (1987)<sup>⑥</sup>以及Shanken (1987)<sup>⑦</sup>估计市场替代与真实市场收益相关度的做法倒是从一定程度上解释了市场替代问题，但是这又产生了另一个问题，我们

---

① Fama, E.F. and J. MacBeth, 1973, "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests", *Journal of Political Economy* 81, pp 607-636.

② 如果市场 $\beta$ 可以完全解释截面收益，附加变量的斜率应该不会显著异于0。

③ Gibbons, M.R., S.A. Ross, and J. Shanken, 1989, "A test of the efficiency of a given portfolio", *Econometrica* 57, pp 1121-1152.

④ Roll, R., 1977, "A critique of the asset pricing theory's tests: Part one", *Journal of Financial Economics* 4, pp 129-176.

⑤ Stambaugh, R. F., 1982, "On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model", *Journal of Financial Economics* 10, pp 235-268.

⑥ Kandel, S., R. Stambaugh, 1987, "On correlations and inferences about mean variance efficiency", *Journal of Financial Economics* 18, pp 16-90.

⑦ Shanken, J., 1987, "Multivariate proxies and asset pricing relations: Living with the roll critique", *Journal of Financial Economics* 18, pp 91-110.

---

要判断多大才是一个合理的相关系数显然是存在困难的。

总体上看，对Sharp-Lintner CAPM关于市场风险溢价与平均超额市场收益一致的含义基本都被拒绝了。而Black CAPM关于市场 $\beta$ 可以充分解释期望收益，其风险溢价为正的含义还是基本成立的。

## 二、资产定价异象的提出与实证研究

Sharp (1964)<sup>①</sup>、Lintner (1965a)<sup>②</sup> 和Black (1972)<sup>③</sup> 所揭示的CAPM的基本思想<sup>④</sup> 在很长一段时间内一直是资产定价的主要依据，如前文所述引发了许多学者对其进行实证检验。但是从检验结果来看，Sharp-Lintner 模型从来没有在检验上得到肯定，Black 模型虽然在早期取得了一定的成功，但到了20世纪70年代末，即使是Black 模型也被拒绝了，而且许多实证显示期望收益与市场 $\beta$ 不相关。

正是在对传统单 $\beta$ 资产定价模型的挑战与质疑下，出现了异象 (Anomaly) 的研究文献。异象可以被认为是公司的特征。实证研究表明，股票的平均收益与上市公司的财务特征相关，公司特征对截面收益提供的解释要比传统单 $\beta$ 资产定价模型的 $\beta$ 系数有力。“由于传统的CAPM对它们无法解释，通常称之为异象” (Davis, Fama和French, 2000)<sup>⑤</sup>。

### (一) 资产定价异象的提出

异象的研究始于Basu (1977)<sup>⑥</sup>，他提出了盈余价格比效应 (E/P Effect)，高盈余价格比 (或低市盈率，P/E) 的股票比低盈余价格比的股票赚取明显高的收益率。Basu (1983)<sup>⑦</sup> 进一步提出盈余价格比对股票截面收益的解释可以吸收规模和市场 $\beta$ 的影响。Banz (1981)<sup>⑧</sup> 提出了规模效应 (SIZE Effect)，小公司股票的平均收益率要大于公司股票高。Stattman (1980)<sup>⑨</sup> 以及Rosenberg, Reid和Laustein (1985)<sup>⑩</sup> 提出了账面市值比效应

---

① Sharpe, W. F., 1964, "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of Finance* 19, pp 425-444.

② Lintner, J., 1965a, "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *Review of Economics and Statistics* 47, pp 13-37.

③ Black, F., 1972, "Capital market equilibrium with restricted borrowing", *Journal of Business* 45, pp 444-454.

④ 即资本市场均衡中资产的期望收益与风险 $\beta$ 之间呈正向的线性关系，而且 $\beta$ 可以充分刻画截面上期望收益的波动，没有任何其他变量具有边际解释力度。

⑤ Davis, J., E. F. Fama, and K. R. French., 2000, "Characteristics, covariances, and average returns: 1929-1997", *Journal of Finance* 55, pp 389-406.

⑥ Basu, S., 1977, "The investment performance of common stocks in relation to their price to earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis", *Journal of Finance* 32, pp 663-682.

⑦ Basu, S., 1983, "The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence", *Journal of Financial Economics* 12, pp 129-156.

⑧ Banz, R., 1981, "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics* 9, pp 3-18.

⑨ Stattman, D., 1980, "Book values and stock returns", *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers* 4, pp 25-45.

---

(B/M Effect, 或BE/ME Effect), 高账面市值比的股票比低账面市值比的股票具有显著高的收益率。Bhandari (1988)<sup>②</sup> 发现高债务权益比 (D/E) 的股票比低债务权益比的股票赚取明显高的收益率, 即杠杆效应 (Leverage Effect)。

DeBondt 和 Thaler (1985)<sup>③</sup> 称在过去3-5年里低收益率的股票为“失败者” (Losers), 而同期高收益率的股票是“胜利者” (Winners); 发现在随后3-5年里过去失败者的平均收益比胜利者高, 称为长期收益反转效应 (Long-Term Return Reversals Effect)。而Jegadeesh和Titman (1993)<sup>④</sup> 发现股票收益率具有短期收益惯性效应 (Short-Term Return Effect, 或Momentum Effect 动量效应), 在前12个月表现良好的股票在随后的短期内继续具有高收益率, 反则反是。可见, 短期收益惯性效应与长期收益反转效应具有显著区别, 反转效应中长期失败者优于长期胜利者, 而惯性效应中短期胜利者优于短期失败者。

特别注意的是, Fama和French (1992)<sup>⑤</sup> 利用1963-1990年间的NYSE、AMEX和NASDAQ股票样本, 修正并合成了大部分异象对股票收益的影响。他们运用横截面回归法研究市场  $\beta$  与收益率的关系, 发现不论是单变量检验还是结合其他变量的联合检验, 二者的关系均不显著。而股票收益对SIZE, E/P, D/E和B/M的单变量检验表明, 他们都有很强的解释力度。特别是多变量联合检验发现, SIZE和B/M联合起来可以很好的吸收包括市场  $\beta$ 、E/P、D/E、SIZE、B/M等变量对股票收益的影响, 期望收益与B/M的共变要超过被市场收益所解释的共变。这一发现打破了长期以来CAPM运用市场  $\beta$  作为基本风险衡量指标的标准模式, 提供了资产定价实证问题的综合证据, 从此研究开始转向对B/M与SIZE异象的解释阶段。当然, 由于B/M所表示的分母股票市值ME部分就是SIZE所反映的内容, 所以对异象的解释主要集中于对B/M异象的解释。

在Fama和French (1992)<sup>⑥</sup> 提出后受到了部分学者的质疑。Black (1993)<sup>⑦</sup> 认为CAPM存在问题可能受到数据挖掘 (Data Mining, Lo 和MacKinlay (1990)<sup>⑧</sup> 称之为Data Snooping) 的影响, 研究者试图寻找那些与平均收益相关的变量, 这使其看似显著的结

---

① Rosenberg, B., K. Reid, and R. Lanstein, “Persuasive evidence of market inefficiency”, *Journal of Portfolio Management* 11, pp 9-16.

② Bhandari, L.C., 1988, “Debt/equity ratio and expected common returns: Empirical and evidence”, *Journal of Finance* 43, pp 507-528.

③ Debondt, W., and R. H. Thaler, 1987, “Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality”, *Journal of Finance* 42, pp 557-582.

④ Jegadeesh, N. and S. Titman, 1993, “Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency”, *Journal of Finance* 48, pp 65-91.

⑤ Fama, E. F. and K. R. French, 1992, “The cross-section of expected stock returns”, *Journal of Finance* 47, pp 427-465.

⑥ Fama, E. F. and K. R. French, 1992, “The cross-section of expected stock returns”, *Journal of Finance* 47, pp 427-465.

⑦ Black, F., 1993, “Beta and return”, *Journal of Portfolio Management* 20, pp 8-18.

⑧ Lo, Andrew W., and C. A. MacKinlay, 1990, “Data snooping in tests of financial asset pricing models”, *Review of Financial Studies* 10, pp 431-467.

---

果实际上只是偶然现象，只在特定的样本中出现。他也认为受到数据挖掘影响的B/M效应在将来可能消失，但是它可能部分的来自非理性定价的结果，可能很大程度上来自市场的非有效性而非Fama和French (1992)<sup>①</sup>所偏好的价格因素的影响。

Kothari, Shanken 和 Sloan (1995)<sup>②</sup>则认为B/M和收益的关系显著是由于使用COMPOSTAT数据库会受到生存偏差 (Survivorship Bias) 的影响，高B/M的公司股票由于经营失败将不被收入到数据库，数据库中可能只包括了生存下来的B/M低而且安全度过困境的公司，因此Fama和French (1992)<sup>③</sup>所发现的B/M与股票收益的正相关关系可能受到样本选择偏差 (Sample-Selection Bias) 的影响，从而提供了B/M效应存在的间接证据，而有效的资产定价模型必须在一个广泛的条件下得到验证而不是局限于有限的样本。

基本上，数据挖掘主要归因于研究者的人为处理，而样本选择偏差侧重于样本数据库的局限性；但总体上，二者都存在这样一个共识，认为B/M效应的显著性主要存在于特定样本，是偶然现象，一旦离开这些特定样本可能会得到B/M效应可能会小很多，甚至会消失。

但Davis (1994)<sup>④</sup>构造了美国大公司在1940-1963年间的新数据库，包括了原来Fama和French (1992)<sup>⑤</sup>采用的COMPOSTAT数据库中没有的公司，他对新样本股票和样本区间的检验肯定了B/M效应；而且Fama和French (1998)<sup>⑥</sup>从国际股票市场的角度进行了考察，发现B/M效应在覆盖亚欧澳美四大洲的13个主要国家或地区市场的股票收益中同样出现了，证明了这一现象不仅局限于美国股市。上述证据基本上否定了对B/M效应是否存在的质疑。

## (二) 从风险角度解释资产定价异象

B/M异象凸现出来后，传统金融学者从资产理性定价的角度出发解释了这一现象，肯定了有效市场假说。

Merton (1973)<sup>⑦</sup>，Ross (1976)<sup>⑧</sup>认为根本就不存在异象，B/M高的股票具有高的价

---

① Fama, E. F. and K. R. French, 1992, "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance* 47, pp 427-465.

② Kothari, S., J. Shanken, and R. Sloan, 1995, "Another look at the cross-section of expected returns", *Journal of Finance* 50, pp 85-224.

③ Fama, E. F. and K. R. French, 1992, "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance* 47, pp 427-465.

④ Davis, J., 1994, "the cross-section of realized stock returns: The pre-COMPUSTAT evidence", *Journal of Finance* 49, pp 1579-1593.

⑤ Fama, E. F. and K. R. French, 1992, "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance* 47, pp 427-465.

⑥ Fama, E. F. and K. R. French., 1998, "Value versus growth: The international evidence", *Journal of Finance* 53, pp 1975-1999.

⑦ Merton, R.C., 1973, "An intertemporal capital asset pricing model", *Econometrica* 41, pp 867-887.

⑧ Ross, S., 1976, "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory* 13, pp 341-360.

---

值溢价是对其所具有的较高风险的补偿。事实上，市场投资组合应该是多因素有效的，也就是说期望收益与市场 $\beta$ 之间具有相关性，但除了市场 $\beta$ 外，还需要代表其它风险的附加 $\beta$ 来进行解释。

Fama 和 French (1992<sup>①</sup>, 1993<sup>②</sup>) 基本肯定并发展了上述观点，认为异象之所以出现是由于CAPM被错误的设定了，它忽略了其他必要的风险因素。股票收益受到风险的影响 (包括市场风险、B/M风险和SIZE风险)，任何投资策略都不能获得经过风险调整后的超常收益，这与有效市场假说是一致的。

同时，他们指出股票价格是理性的，B/M代表财务困境风险，可以对相关的公司前景体现出直接反映，不同B/M水平的公司对基础经济变量的衡量可以彻底的剥离开来。陷入困境的公司比金融状况好的公司，对特定的商业周期因素的改变更加敏感，风险更高，要求的风险补偿就高；显然，高B/M的公司通常是财务表现脆弱的公司，而低B/M的公司的财务表现则一贯很好。

特别指出的是，Fama 和 French (1993)<sup>③</sup> 在Fama 和 French (1992)<sup>④</sup> 得出的股本市值和账面市值比可以更好的解释股票平均收益横截面差异的结论的基础上，以1963-1991年间的NYSE、AMEX和NASDAQ股票为研究样本，提出并证实了CAPM异象可以通过三因素模型 (Three-Factor Model) 来解释。

如果用期望收益形式表示，方程可以表示为  $E(R_i) - R_f = b_i[E(R_M) - R_f] + s_i E(SMB) + h_i E(HML)$ ；如果用实证检验形式表示，形式变成  $R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{ft}) + s_i SMB_{it} + h_i HML_{it} + \varepsilon_{it}$ 。

其中， $(R_M - R_f)$  是市场替代与无风险资产的收益差，代表市场超额收益；SMB是剔除B/M因素后小SIZE与大SIZE组合的等权重的平均收益差，代表股本规模因素；HML是剔除SIZE因素后高B/M与低B/M组合的等权重的平均收益差，代表账面市值比因素。为了保证SMB和HML的剔除效果良好，要求二者的相关系数很小，样本结果是-0.08，符合要求。

三因素模型秉承收益是对风险的补偿的思想，认为代表风险的 $b$ 、 $s$ 、 $h$ 为0时，资产的超额收益应该为0，也就是说截距  $a$  对于所有资产  $i$  都是0。结果发现，三因素模型的截距估计值比CAPM更接近于0，更加符合实际；认同高收益是对高系统风险的补

---

① Fama, E. F. and K. R. French, 1992, "The cross-section of expected stock returns", Journal of Finance 47, pp 427-465.

② Fama, E. F. and K. R. French, 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", Journal of Financial Economics 33, pp 3-56.

③ Fama, E. F. and K. R. French, 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", Journal of Financial Economics 33, pp 3-56.

④ Fama, E. F. and K. R. French, 1992, "The cross-section of expected stock returns", Journal of Finance 47, pp 427-465.

---

偿。

三因素模型提出后，在实证检验中得到了广泛的应用，其截距的估计可以用来校准怎样使股价尽快对新信息作出反应，也用于估计资本成本，对混合基金的表现作出评价等等。

当然，模型也存在不足，例如股票收益的短期惯性影响无法消除，这一点在Fama和 French (1996)<sup>①</sup>中也提到了，不过既然惯性影响是短期的，它与估计股票的资本成本应该基本上是不相关的。另一方面，高期望现金流的股票具有较高的收益也无法得到解释，但是，作为一个抽象出来的模型很难做到尽善尽美，从这个角度来考虑，也是可以理解的。

Fama和 French (1996)<sup>②</sup>以1963-1993年间的NYSE、AMEX和NASDAQ股票为研究样本，作了进一步检验，发现除短期收益 (Short-Term Past Return) 具有惯性外，其他异象 (E/P, Cash Flow/Price, Past Sales Growth, Long-term Past Return) 大都在三因素模型中消失了。这与ICAPM和APT的理性资产定价思想是一致的。

Davis, Fama和 French (2000)<sup>③</sup>则以1929-1997年间的NYSE、AMEX和NASDAQ股票为研究样本，得到了类似的结果，认为三因素的风险定价模型提供了一个B/M对期望收益得很好的解释，同时拒绝了后面会介绍的特征模型，得出了“与支持特征模型相关的证据只在较短检验期才会存在”的结论。

### （三）从非理性定价角度解释资产定价异象

行为金融学家并不完全认同上述观点，他们承认三因素模型指出了CAPM没有解释的平均收益受到了规模和账面市值比的影响，但是三因素模型与B/M相联系的平均超额收益相对于CAPM并没有很大改进。他们认为如果投资者对信息和价格变化过于敏感，根据过去的收益增长推断未来，对好坏消息的反应过于敏感，或者对价格高低不作过多考虑而投资于运营良好的公司等等，一旦出现这类现象，投资者的反映不是理性的，市场试图建立CAPM价格的行为反而导致了错误定价。也就是从非理性资产定价的角度出发对进行了解释。

DeBont和 Thaler (1987)<sup>④</sup>，Lakonishok, Shleifer 和 Vishny (1994)<sup>⑤</sup> 以及Haugen

---

① Fama, E. F. and K. R. French., 1996, "Multifactor explanations of asset pricing anomalies", Journal of Finance 51, pp 55-84.

② Fama, E. F. and K. R. French., 1996, "Multifactor explanations of asset pricing anomalies", Journal of Finance 51, pp 55-84.

③ Davis, J., E. F. Fama, and K. R. French., 2000, "Characteristics, covariances, and average returns: 1929-1997", Journal of Finance 55, pp 389-406.

④ Debondt, W., and R. H. Thaler, 1985, "Does the stock market overreact", Journal of Finance 40, pp 793-805.

---

(1995)<sup>②</sup> 认为不同B/M水平的股票的平均收益的差异很大，是无法通过理性定价来解释的，B/M效应的出现是由于投资者对公司情况的过度反应造成的，而且会形成一个正的溢价，相当于存在一个套利机会。低B/M的公司往往是收入或销售量等实际经济变量状况表现较好的公司，称为“成长型”公司；而高B/M的公司由于实际经济变量状况往往表现不好，称为“价值型”公司。投资者会对不同类型公司的过去收益状况表现出过度的外推反应——投资者对过去表现好的公司过度乐观，而对过去表现不好的公司过度悲观——这会造成投资者偏好低B/M (成长型) 公司的股票，相对厌恶高B/M (价值型) 的股票。显然会有低B/M (成长型) 公司的股票定价过高，高B/M (价值型) 的股票则定价过低的情况发生。当这种过度反应得以纠正后，高B/M的股票 (价值型) 就会比低B/M (成长型) 的股票有更高的收益。

Daniel和Titman (1997)<sup>③</sup> 基本肯定了上述观点，认为B/M异象的存在不是由于风险因素，而是因为特征因素，代表投资者偏好，决定收益的高低。股票收益与 $\beta$ 无关，与特征相关 (与B/M正相关，与SIZE负相关)，这与投资者由于过度反应造成高B/M公司的股票具有较高收益的观点是一致的。同时，针对三因素模型，他们以1963-1993年间的NYSE、AMEX和NASDAQ股票为研究样本，提出并证实了特征模型 (Characteristic Model) 对B/M异象的解释更为恰当。

特别的是，组合的收益平稳性分析 (即对斜方差矩阵平稳性的考察) 是特征模型检验的前提。如果因素结构是稳定的，可以用过去的 $\beta$  (市场风险、B/M风险和SIZE风险三方面反应的 $\beta$ ) 来预测将来的 $\beta$ ，并区分究竟是 $\beta$ 还是特征来决定收益；反之，如果因素结构是不稳定的，就很难判断公司将来如何运作，也就很难辨别公司的类型。检验结果发现，样本前后5年的组合标准差和0期平均相差0.1，符合收益平稳性要求。

他们首先检验了 $R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon$ 这一方程，事实上，除了表示符号略有不同，它与三因素模型的实证检验方程是一致的。当然，他们的解释与三因素模型截然不同，认为截距 $\alpha$ 不为0，这才会有不论风险程度如何相同特征的股票有相同的收益，或者不同特征的股票有不同的收益。其检验结果截距 $\alpha$ 大都不为0，拒绝三因素模型关于截距为0的假定，支持特征模型。

然后他们进行了对特征均衡投资组合 (Characteristic-Balanced Portfolio) 的检验。

---

① Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny., 1994, "Contrarian investment, extrapolation, and risk", Journal of Finance 49, pp 1541-1578.

② Haugen, R., 1995, "The new finance: the case against efficient markets", Englewood Cliffs, N.J.: Prentice Hall.

③ Daniel, K., and S. Titman., 1997, "Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in common stock returns", Journal of Finance 52, pp 1-33.

---

特征均衡投资组合是通过上一检验过程中具有类似特征的组合持有高 $\beta$ 组合的多头和低 $\beta$ 组合的空头得到的，也就是用高 $\beta$ 组合的超额收益减去低 $\beta$ 组合的超额收益。这一方法的显著特点是可以将公司差异对股票收益的影响有效地剔除出来，只留下 $\beta$ 的大小对股票收益的影响。检验方程为 $R_{CB} = ER_{H\beta} - ER_{L\beta} = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon$ 。如果是三因素模型，由于股票收益是对风险的补偿， $\beta$ 值的大小与股票收益正相关，因此截距 $\alpha = 0$ ，收益 $R_{CB} > 0$ 。如果是特征模型，由于股票收益由特征决定与 $\beta$ 无关，因此截距 $\alpha \neq 0$ ，收益 $R_{CB} = 0$ 。其结果基本符合特征模型的要求，认为价值型公司的股票比成长型公司的股票具有更低的价格和更高的期望收益，与风险无关，同样拒绝了三因素模型。

特征模型与三因素模型正好相对，为异象的解释提供了一个新的思路。这一模型提出后，受到了广泛关注，大量学者进行了对比检验。当然，由于研究样本和研究细节的不同，检验结果会有所差别，不过这并不妨碍这一检验方法的重要性。

当然特征模型也不是完美的，也受到了来自理论界质疑，前面提及的Davis, Fama 和 French (2000)<sup>①</sup>就是主要的代表。另外，Berk (2000)<sup>②</sup>认为数据分组的过程会减少解释力度使检验偏向于拒绝资产定价模型；他们提出了变量误差问题，在样本内部确定的分组变量中一部分可能是错误的，而且在用收益估计贝塔值时可能出现变量误差上升的问题，用有误的贝塔值与平均收益进行回归，可能会错误拒绝本来正确的定价模型。

针对上述质疑，Daniel, Titman 和Wei (2001)<sup>③</sup>采用与Daniel和Titman (1997)<sup>④</sup>采用的美国股票市场数据时间区间类似的1975-1997年间的日本股票市场数据，来考查三因素模型与特征模型的对比检验，是否在美国股票市场以外的其它国家存在同样的结果。

特别的，除了对特征均衡投资组合的检验外，他们还提出了因素均衡投资组合 (Factor-Balanced Portfolio) 的概念，因素均衡投资组合可以通过持有特征均衡投资组合的多头和HML, SMB, Mkt投资组合的空头来构造。不过由于因素均衡投资组合的检验可以通过截距是否不等于0的t检验得到相同的效果，因此他们仍然采用了Daniel和

---

① Davis, J., E. F. Fama, and K. R. French., 2000, "Characteristics, covariances, and average returns: 1929-1997", Journal of Finance 55, pp 389-406.

② Berk, J., 2000, "Sorting out sorts", Journal of Finance 55, pp 407-427.

③ Daniel, K., S. Titman, and J. Wei., 2001, "Explaining the cross-section of stock returns in Japan: Factors or characteristics", Journal of Finance 56, pp 743-766.

④ Daniel, K., and S. Titman., 1997, "Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in common stock returns", Journal of Finance 52, pp 1-33.

---

Titman (1997)<sup>①</sup> 时所进行的第一步的做法。结果他们得到了类似的结论，认为可以拒绝三因素模型，却不能拒绝特征模型。同时他们认为在理性定价模型中，由于远期的现金流会以较高的利率贴现，因此价格高的因素具有高的  $\beta$  会导致他们具有较低的价格，这会促使  $\beta$  与特征之间具有相关性。

可以看出，20世纪90年代以来，许多金融经济学家对资产定价的背离做了大量的分析和解释，但是现有关于异象的解释存在诸多不完善之处，我们无法得出一个明确一致的结论。

近几年来，三因素模型越来越受到了欢迎，并已开始尝试于基金业绩的评价。但是，它仍然受到了质疑。Daniel和Titman (1997)<sup>②</sup> 从与三因素模型相对的全新角度进行了解释，引发了一番争论。近年来双方对自己的模型都进行了进一步的验证，各自得出了有利于自身模型的结论。应该指出，两个模型对股票市场价值溢价的解释都是非常根据的。

另外，还有许多其他学者采用不同的样本对两个模型的适用性以及Sharp-Lintner-Black CAPM的效果比较进行了研究，研究大都得出了模型优于Sharp-Lintner-Black CAPM的结论。至于两个模型的适用性对比，除了与上述类似的比较肯定的支持其中一个模型的结论外，还有部分学者直接提出了二者难以辨别的观点。

Jagannathan, Kubota 和Takehara (1998)<sup>③</sup> 对日本股票市场进行了类似于两个模型的对比检验，他们添加了劳动因素承载 (Labor-Factor Betas) 的影响，发现与SIZE和B/M类似的变量可以很好的解释平均横截面收益。同时，劳动因素承载可以剔除SIZE承载的影响却无法剔除B/M承载的影响。即使控制了B/M特征，B/M因素承载仍然会对定价产生影响，认为B/M的因素承载可能是SIZE的代表，风险因素和公司特征都会影响股票收益。Pastor 和 Stambaugh (2000)<sup>④</sup> 通过调查投资者寻求均值方差有效投资组合的选择，对两个模型进行了检验与反驳。指出即使投资者偏好一个既定的模型，他也不会坚信它是完全正确的，在一定程度上他会增加一些附加要求，这些特点会使投资者认为的不同资产定价模型重要性的差异变小，因此即使这两个模型认为的影响期望收益的主要经济决定量的视角不同，在投资过程中都会导致类似的投资选择，三因

---

① Daniel, K., and S. Titman., 1997, "Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in common stock returns", *Journal of Finance* 52, pp 1-33.

② Daniel, K., and S. Titman., 1997, "Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in common stock returns", *Journal of Finance* 52, pp 1-33.

③ Jagannathan, R., K. Kubota, and H. Takehara, 1998, "Relationship between labor-income risk and average return: Empirical evidence from the Japanese stock market", *Journal of Business* 71, pp 319-347.

④ Pastor, L. and R.F. Stambaugh, 2000, "Comparing asset pricing models: An investment perspective", *Journal of Financial Economics* 56, pp 335-381.

---

素模型和特征模型在本质上是沒有区别的。

### 三、相关理论在中国的适用性及本文的研究目的

#### (一) 资产定价及异象在中国的适用性

由于中国证券市场起步较晚，中国研究检验 CAPM 的时间相对较短。基本上，1996-2001 年主要进行的是对中国股市 CAPM 的分析与检验，2001 年后陆续出现了对中国股市 CAPM 异象的分析与检验。与国外成熟的股票市场相比，中国股市还存在许多不完善的方面，股票被人为分割，市场缺乏机构投资者，市场机制受政府影响较大等，因此，这使得中国的实证检验结果与国外存在一些不同。

国内关于CAPM的实证研究最早开始于施东晖 (1996)<sup>①</sup>，对个股收益进行了检验， $\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \gamma_2s^2(e_i) + \gamma_3\beta_i^2 + e_i$ ，结果发现系统风险与预期收益之间存在非线性的负相关关系，非系统风险对股票收益产生重要影响，拒绝了CAPM模型。

朱文晖和汪前明 (2002)<sup>②</sup>进行了与施东晖 (1996)<sup>③</sup>类似的检验，通过不放回的随机抽样方法，构造等比例的股票组合，分别进行个股与组合的检验。发现期望收益与  $\beta$  系数的关系呈J型曲线，而非CAPM揭示的线性关系。

陈浪南和屈文洲 (2000)<sup>④</sup>对组合收益进行双程检验，发现  $\beta$  值对市场风险的度量有比较显著的作用，同时  $\beta$  与股票收益率的相关性较不稳定； $R_f$  大多小于 0，Black CAPM比Sharp-Lintner CAPM能更好的描述资产收益。

以上都是对实际收益的检验，而靳云汇和刘霖 (2001b)<sup>⑤</sup>，对组合超额收益分别采用OLS、最大似然法和广义矩方法进行综合检验，除 5%显著水平上的OLS检验拒绝了Sharp-Lintner CAPM，其他方法基本不能拒绝Sharp-Lintner 和Black CAPM，不能否认以市场综合指数代表的市场组合是均值方差有效的；而采用Fama-MacBeth (1973)<sup>⑥</sup>方法的检验发现股票收益不仅与  $\beta$  之外的因子有关，而且与  $\beta$  之间也不是线性关系。

2001 年后，国内陆续出现了对中国股市 CAPM 异象的分析与检验，最初研究者对大部分异象都进行了检验。马静如 (2001)<sup>⑦</sup>分别检验了个股超额收益与  $\beta$ 、 $\beta^2$ 、SIZE、P/E的

---

① 施东晖, 1996:《上海股票市场风险性实证研究》,《经济研究》第 10 期,第 44-48 页。

② 朱文晖 汪前明, 2002:《CAPM 模型与股票投资风险:对上海证券市场的实证研究》,《世界经济文汇》第 6 期,第 27-37 页。

③ 施东晖, 1996:《上海股票市场风险性实证研究》,《经济研究》第 10 期,第 44-48 页。

④ 陈浪南 屈文洲, 2000:《资本资产定价模型的实证研究》,《经济研究》第 4 期,第 26-34 页。

⑤ 靳云汇 刘霖, 2001b:《中国股票市场 CAPM 的实证研究》,《金融研究》第 7 期,第 106-115 页。

⑥ Fama, E.F. and J. MacBeth, 1973, "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests", Journal of Political Economy 81, pp 607-636.

⑦ 马静如, 2001:《资本资产定价模型与深圳股票市场的实证研究》,《南开经济研究》第 2 期,第 13-16 页。

关系，大都拒绝了CAPM，发现深圳股市存在小公司效应，但市盈率对股票收益没有显著影响。罗林 (2003)<sup>①</sup> 发现  $\beta$ 、SIZE、净市值比、收入价格、惯性和换手率都对个股超额收益有一定的解释力，其GLS多变量回归也通过了检验。贾权和陈章武 (2003)<sup>②</sup> 发现  $\beta$  与收益呈负相关关系，而且SIZE、P/E、B/M对组合收益有很强的解释能力，呈负相关关系。

另一些人则集中于B/M、SIZE的研究。陈信元，张田余和陈冬华 (2001)<sup>③</sup> 以及范龙振和余世典 (2002)<sup>④</sup> 验证了Fama和French (1992)<sup>⑤</sup>，前者发现在不同模型中，财务杠杆、E/P始终没有通过显著性检验，SIZE和B/M可以解释与上述变量有关的股票收益；后者认为股票市场有显著的SIZE效应、B/M效应、市盈率效应和价格效应， $\beta$  不能对其完全解释，再加上SIZE和B/M可以很好的解释这些效应。汪炜和周宇 (2002)<sup>⑥</sup> 对中国股市的规模效应和时间效应进行了检验，发现中国股市规模效应显著。朱宝宪和何治国 (2002)<sup>⑦</sup> 发现B/M比  $\beta$  对股票收益有更强的解释力。

特别的，王晋斌(2004)<sup>⑧</sup> 通过对包含市场溢价、B/M、SIZE 的两因素、三因素方程的考察，证实了中国股市存在显著的价值溢价。他们的研究证实了中国股市具有B/M效应和SIZE效应，也为后来的三因素模型和特征模型的对比检验提供了基础。靳云汇和刘霖 (2001a)<sup>⑨</sup> 则对区分是否存在  $R_f$  的包含市场溢价、SIZE的两因素模型进行了检验，发现零  $\beta$  两因素模型比CAPM更适用于中国股市。而杨忻和陈展辉 (2003)<sup>⑩</sup> 直接对三因素模型进行了检验，它可以完全解释股票收益的截面差异。范龙振和余世典 (2002)<sup>11</sup> 也肯定了三因素模型在中国是适用的。

2003 年以来，对三因素模型与特征模型的对比检验广泛展开了。Drew, Naughton和Veeraraghavan (2003)<sup>12</sup> 以及Bailey, Cai, Cheung和Zheng (2003)<sup>13</sup> 发现中国

① 罗林, 2003: 《中国股票市场风险模型》，《金融研究》第4期, 第32-43页。

② 贾权 陈章武, 2003: 《中国股市有效性的实证分析》，《金融研究》第7期, 第86-92页。

③ 陈信元 张田余 陈冬华, 2001: 《预期股票收益的横截面多因素分析: 来自中国证券市场的经验证据》，《金融研究》第6期, 第22-35页。

④ 范龙振 余世典, 2002: 《中国股票市场的三因子模型》，《系统工程学报》第6期, 第537-546页。

⑤ Fama, E. F. and K. R. French, 1992, "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance* 47, pp 427-465.

⑥ 汪炜 周宇, 2002: 《中国股市“规模效应”和“时间效应”的实证分析》，《经济研究》第10期, 第16-30页。

⑦ 朱宝宪 何治国, 2002: 《 $\beta$ 值和账面市值比与股票收益关系的实证研究》，《金融研究》第4期, 第71-79页。

⑧ 王晋斌, 2004: 《价值溢价: 中国股票市场 1994-2002》，《金融研究》第3期, 第79-89页。

⑨ 靳云汇 刘霖, 2001a: 《中国股票市场的双因子定价模型》，《经济科学》第5期, 第92-99页。

⑩ 杨忻 陈展辉, 2003: 《中国股市三因子资产定价模型实证研究》，《数量经济技术经济研究》第12期, 第137-141页。

11 范龙振 余世典, 2002: 《中国股票市场的三因子模型》，《系统工程学报》第6期, 第537-546页。

12 Drew M. E., T. Naughton, and M. Veeraraghavan, 2003, "Firm SIZE, book-to-market equity and security returns: Evidence from the shanghai stock exchange", *Australian Journal of Management* 28, pp 119-140.

13 Bailey, W., J. Cai, Y.L. Cheung, and Z. Zheng, 2003, "The cross-sectional determinants of stock returns in China: Further evidence on characteristics, factors, and momentum", Working Paper, Cornell University.

---

股市存在显著的B/M效应和SIZE效应，支持特征模型，拒绝三因素模型。而Wang和Xu(2003)<sup>①</sup>，吴世农和许年行(2004)<sup>②</sup>的检验支持三因素模型而拒绝特征模型。

## （二）本文的研究目的

从目前的研究情况可以看出，不论是国内还是国外的研究，由于CAPM理论本身的缺陷以及现有CAPM背离各种解释存在诸多不完善之处，我们无法得出一个明确一致的结论。作为对CAPM经验失败的最主要的解释方向，非理性定价思想与理性风险理论发生了冲突，三因素模型与特征模型的论争就是其典型代表。

尽管中国的股票市场成立时间不长，但整体发展迅速，上市公司数目明显增长，而且随着中国市场经济的逐步发展，不论是对中国经济的发展还是对中国股市的运作的关注都越来越多。尤其是，近年来国内外学者开始采用中国股票作为样本进行三因素模型与特征模型的对比研究。

鉴于出现的不同的结论，笔者采用1995年1月-2006年6月深沪两市A股上市公司的样本财务数据，在回顾与借鉴国外实证研究的基础上，进行研究设计，进行二维、三维分组，构造投资组合，考察组合的收益平稳性，系统的分析中国股市的账面市值比效应与规模效应状况，B/M、SIZE异象是否显著，并进一步对CAPM与三因素模型，以及三因素模型与特征模型进行对比检验，结合对动量效应和流动性效应的考察分析检验效果，以期探究中国股市的资产定价特点。

通过对中国股市异象、以及CAPM、三因素模型、特征模型的比较分析，可以作为代表来考察理性资产定价和非理性资产定价两个角度的理论发展，对资本资产定价模型在近年来的研究进展作一个比较系统的梳理和论证，有助于更好的理解相关理论在中国的适用性。

而且，CAPM、三因素模型、特征模型本身就是应用型的模型，对它们进行实证检验，不仅可以作为判断中国股市是否有效的有力论证，加深对中国股市收益行为的认识，也进一步增加了对市场有效性的认识，可以更好的进行风险分析、投资业绩评估和资本成本计算，研究资本市场的运行效率，为资本市场的健康运行提供一个有力的监督机制。

---

<sup>①</sup> Wang, F., and Y. Xu, 2003, "What determines Chinese stock returns", Working Paper, University of Texas at Dallas.

<sup>②</sup> 吴世农 许年行, 2004: 《资产的理性定价模型和非理性定价模型比较研究——基于中国股市的实证分析》，《经济研究》第6期, 第105-116页。

---

---

## 第二章 资产定价及 B/M、SIZE 异象的检验方法

### 一、数据来源与变量定义

#### (一) 数据来源与处理工具

本文样本数据来自中国股票市场研究数据库(CSMAR)，选取深沪两市上市的A股的B/M、SIZE和股票收益作为研究对象，以1995年1月-2006年6月为样本区间。<sup>①</sup>

构造投资组合时，剔除了B/M为负或停牌的股票，为了避免残存偏差的存在，我们只选择市场中连续出现两年以上的公司，同时，在计算 $R_{SMB}$ 和 $R_{HML}$ 的过程中，为了在检验中保留t年6月的数据，公司必须有(t-1)年12月和t年6月的股票价格和(t-1)年的普通股账面价值。而且，为了满足估计个股 $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$ 和 $\beta_{Mkt}$ 的需要，剔除了在样本估计期之前连续交易数据不足30个月的样本股票。

本文数据处理主要采用的统计软件为Eviews 4.0版。

#### (二) 基础变量的定义

##### 1、账面市值比 B/M 和公司规模 SIZE 的定义

B/M (Book-to-Market Equity) 表示的是公司权益资产账面市价比。考虑到中国流通股和非流通股并存，而对于非流通股定义合适的指标具有一定的困难，因此，本文定义t年度 $B/M = (t-1)$ 年末每股权益/ $(t-1)$ 年末收盘价。

SIZE 则用t年度6月末的流通市值来度量。

##### 2、个股收益率 $R_i$ 和市场收益率 $R_{Mkt}$ 的定义

$R_i$  表示的是单支股票的月收益率，本文定义  $R_i =$  考虑现金红利再投资的月个股回报率。

$R_{Mkt}$  在现实中是一个不可观测的变量，本文采用以流通市值比为权重的考虑现金红利再投资的深沪两市综合月市场回报率。

##### 3、无风险收益率 $R_f$ 的定义

$R_f$  的度量，国外大多数研究是采用一月期的短期国库券利率，考虑到我国国债市

---

<sup>①</sup> 我们选取1995年1月-2006年6月的样本数据，这段期间上市公司的数量较多，最少的一年都已达到了311家，基本上与Davis, Fama和French(2000)采取的上市公司的最小数量相似，他们以1929年美国股票市场作为检验的起始年份，当时有339家上市公司。另一方面，中国在1993年12月颁布了《公司法》，1994年有一系列的关于信息披露与财务公开的政策法规出台，经过这些发展，1995年以后上市公司相对规范，会计规则比较完备，更有利于提高检验效果。

场形成不久，而且历年来国债发行的票面利率大于同期银行利率。因此，本文用金融机构三个月期定期存款利率折算的月收益率来替代  $R_f$ ，当利率发生变化时，要通过利率变化时间的天数在相应月份中的权重进行调整。

## 二、处理方法与检验依据

根据Fama和French (1998)<sup>①</sup>，Davis, Fama和French (2000)<sup>②</sup>以及Daniel和Titman (1997)<sup>③</sup>，Daniel, Titman和Wei (2001)<sup>④</sup>的检验思想，我们对股票样本进行多维分组等数据处理，对CAPM与三因素模型的对比检验是在三维分组的基础上采用如下方程进行的，

$$\text{CAPM 检验方程: } R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \varepsilon,$$

$$\text{三因素模型检验方程: } R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon,$$

而对三因素模型和特征模型的对比检验，则采用相同的回归方程，

$$(1) R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon,$$

$$(2) R_{CB} = ER_{H\beta} - ER_{L\beta} = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon,$$

分别进行以下两种检验——三维分组的检验和特征均衡组合的检验，然后根据各自的特征结合 B/M、SIZE 以及所代表的因素承载分析其对股票市场超额收益的解释侧重与解释力度，具体进行辨别与探讨。

### (一) 模型基础：分组说明

模型检验过程中，需要多次构造投资组合，因此为了准确的理解模型，首先需要熟悉模型的分组方法。在样本检验期内，根据(t-1)年末的 B/M 和 t 年 6 月的 SIZE 分别对样本股票进行 3×2 二维分组，3×3 二维分组和 3×3×3 三维分组。

#### 1、3×2 二维分组

将样本股票按 B/M 高低分成高、中和低三组，即 H(30%)、M(40%)、L(30%)；按 SIZE 小大分成小、大两组，即 S(50%)、B(50%)；。B/M 和 SIZE 交叉分组，形成 t 年 7 月到 (t+1) 年 6 月的 SL, SM, SH, BL, BM 和 BH 共 6 个投资组合 (例如，SL 表示

<sup>①</sup> Fama, E. F. and K. R. French., 1998, "Value versus growth: The international evidence", Journal of Finance 53, pp 1975-1999.

<sup>②</sup> Davis, J., E. F. Fama, and K. R. French., 2000, "Characteristics, covariances, and average returns: 1929-1997", Journal of Finance 55, pp 389-406.

<sup>③</sup> Daniel, K., and S. Titman., 1997, "Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in common stock returns", Journal of Finance 52, pp 1-33.

<sup>④</sup> Daniel, K., S. Titman, and J. Wei., 2001, "Explaining the cross-section of stock returns in Japan: Factors or characteristics", Journal of Finance 56, pp 743-766.

SIZE 在样本中值之下和最后 30% 的 B/M 的股票形成的投资组合)，然后以每只股票流通市值占所在组合总流通市值的比例为个股权重，计算每个组合价值加权的月收益率  $R_{SL}$ ， $R_{SM}$ ， $R_{SH}$ ， $R_{BL}$ ， $R_{BM}$ ， $R_{BH}$ 。

在此基础上形成如下两个解释变量： $R_{SMB}$  和  $R_{HML}$ ，其中， $R_{SMB} = \frac{1}{3}(R_{SL} + R_{SM} + R_{SH} - R_{BL} - R_{BM} - R_{BH})$ ，表示剔除 B/M 因素后小 SIZE 与大 SIZE 组合的等权重的平均收益差； $R_{HML} = \frac{1}{2}(R_{SH} + R_{BH} - R_{SL} - R_{BL})$ ，表示剔除 SIZE 因素后高 B/M 与低 B/M 组合的等权重的平均收益差。

## 2、3×3 二维分组

样本股票按 B/M 高低三等分，形成低、中和高三组，即 1(33.3%)、2(33.3%)、3(33.3%)；按 SIZE 大小三等分，形成小、中、大组，即 1(33.3%)、2(33.3%)、3(33.3%)。B/M 和 SIZE 交叉分组，形成 t 年 7 月到 (t+1) 年 6 月的 9 个投资组合，然后以每只股票流通市值占所在组合总流通市值的比例为个股权重，计算每个组合价值加权的月收益率  $R_p$ 。

## 3、3×3×3 三维分组

在 3×3 二维分组形成的 9 个组合的基础上，每个组合内再按照估计的个股  $\beta_{HML}$  值的大小三等分，形成小、中、大 3 组，即 1(33.3%)、2(33.3%)、3(33.3%)，从而形成根据 B/M、SIZE、 $\beta_{HML}$  三维分组的 27 个投资组合，然后以每只股票流通市值占所在组合总流通市值的比例为个股权重，计算每个组合价值加权的月收益率  $R_p$ 。

同理，按照上述方法可以对样本股票分别按照 B/M、SIZE、 $\beta_{SMB}$  以及 B/M、SIZE、 $\beta_{Mkt}$  进行三维分组，分别形成另外两组三维分组的 27 个投资组合，并求出各组合价值加权的月收益率  $R_p$ 。

其中，三维分组所需的  $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$  和  $\beta_{Mkt}$  的估计方法如下：以每年 6 月的前 30 月至前 7 个月 (t=-30~-7) 为样本估计期，将每年 6 月底每支股票流通市值占所在组合总流通市值的比例为个股权重，并进一步将它作为同支股票在 t=-30~-7 期间的权重，进而计算 t=-30~-7 共 24 个月的  $R_{SMB}$  和  $R_{HML}$  的大小，然后用每支股票在样本估计期内的个股超额月收益率与  $R_{SMB}$  和  $R_{HML}$  及市场溢价 ( $R_{Mkt} - R_f$ ) 进行回归，得到每支股票的  $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$  和  $\beta_{Mkt}$ 。

## 4、特征均衡组合

在  $3 \times 3 \times 3$  三维分组形成的 27 个组合的基础上，对每个组合持有  $\beta_{HML}$  大的组合的多头和  $\beta_{HML}$  小的组合的空头，即将  $\beta_{HML}$  大的组合的超额收益减去  $\beta_{HML}$  小的组合的超额收益后形成 9 个套利组合，称之为“特征均衡组合”；然后，将 9 个特征均衡组合按照相等权重构建一个新的组合，即总套利组合，并求出各组合价值加权的月收益率  $R_{CB}$ 。

同理，可以对按照 B/M、SIZE、 $\beta_{SMB}$  以及 B/M、SIZE、 $\beta_{Mkt}$  进行三维分组的样本股票按照上述方法进行同样的操作，形成相应的特征均衡组合及总套利组合，并求出对应组合的价值加权的月收益率  $R_{CB}$ 。

## (二) 模型对照：检验依据

本文所进行的 CAPM 与三因素模型的对比检验是在根据 B/M、SIZE  $3 \times 3$  二维分组的基础上进行的，而三因素模型与特征模型的对比检验则是基于 B/M、SIZE、 $\beta$  ( $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$  和  $\beta_{Mkt}$ ) 进行的  $3 \times 3 \times 3$  三维分组，其具体检验依据分别见表 3.1，表 3.2。

表 2.1 CAPM 和三因素模型理论特征与模型检验

CAPM 检验方程： $R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \varepsilon$		三因素模型检验方程： $R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon$		
理论特征		模型检验		
模型	组合超额收益与 $\beta_{Mkt}$ 的相关性	组合超额收益与 $\beta_{HML}$ $\beta_{SMB}$ 的相关性	截距 $\alpha$ 系数 $\beta_{Mkt}$	系数 $\beta_{HML}$ 系数 $\beta_{SMB}$
CAPM	正相关	-	$\alpha = 0$ $\beta_{Mkt}$ 统计显著	-
三因素模型	正相关	不相关	$\alpha = 0$ $\beta_{Mkt}$ 统计显著	统计显著

表 2.2 三因素模型和特征模型的理论特征与模型检验<sup>①</sup>

<sup>①</sup> Daniel, Titman 和 Wei (2001) 提到构造两个检验的投资组合，特征均衡的投资组合和因素均衡的投资组合，但对后者没有具体应用。本文也直接采用了特征均衡投资组合的构造与检验方法，但没有构造因素均衡的投资组合。因素均衡的投资组合是通过持有特征均衡组合的多头和 HML, SMB, Mkt 投资组合的空头来构造的，它可以使因素承载  $\beta$  等于 0。由于因素均衡的投资组合可以通过截距是否为 0 的 t 检验得到相同的效果，因此本文中直接

$$(1) R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon$$

$$(2) R_{CB} = ER_{H\beta} - ER_{L\beta} = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon$$

模型	理论特征		模型检验	
	组合超额收益与因素承载 $\beta$ 的相关性	组合超额收益与特征(B/M、SIZE)的相关性	根据 B/M、SIZE 和 $\beta$ 分组的组合的检验模型(1)	根据 B/M、SIZE 和 $\beta$ 分组形成的特征均衡组合的检验模型(2)
三因素模型	正相关	不相关	$\alpha = 0$	$\alpha = 0$ $R_{CB} > 0$
特征模型	不相关	与 B/M 正相关 与 SIZE 负相关	$\alpha \neq 0$	$\alpha \neq 0$ $R_{CB} = 0$

### (三) 模型对比的辅助检验

#### 1、应用前提的检验

根据Daniel和Titman (1997)<sup>①</sup>，斜方差矩阵的平稳性是特征模型的应用前提，对此前提进行检验是模型对比分析的首要步骤，也就是对组合收益的平稳性进行检验。

1997年7月-2006年6月，设FY (Formation Years) 为组合形成期 (FY=3~-3)，计算8个组合 (SL, SM, SH, BL, BM, BH, SMB 和 HML) 收益的标准差，分析组合形成前后3年收益的平稳性。计算方法见表4.1。

表 2.3 组合形成期与平稳收益分析依据

FY	收益区间	分组依据时间		权重
		B/M	SIZE	
0	t年7月-(t+1)年6月	(t-1)年底	t年6月底	t年6月底 SIZE 的大小
非0	t年7月-(t+1)年6月	(t-1+FY)年底	(t+FY)年6月底	(t+FY)年6月底 SIZE 的大小

#### 2、其他影响的检验

根据Jegadeesh和Titman (1993)<sup>②</sup> 以及Amihud和Mendelson (1986)<sup>③</sup>，投资组合中股票的因素承载与过去相近几个月的收益和每月的交易量有密切的关系，会对股票收益的预测带来产生重要的影响。对此影响进行检验是模型对比分析的必要补充，也就是

在三维分组的基础上进行了检验，这种方法与 Daniel 和 Titman(1997)，Daniel, Titman 和 Wei (2001) 一致。

① Daniel, K., and S. Titman., 1997, "Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in common stock returns", Journal of Finance 52, pp 1-33.

② Jegadeesh, N. and S. Titman, 1993, "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", Journal of Finance 48, pp 65-91.

③ Amihud, Y. and H. Mendelson, 1986, "Asset pricing and the bid-ask spread", Journal of Financial Economics 17, pp 223-249.

---

---

对动量影响 (Momentum Effect) 和流动性影响 (Liquidity Effect) 进行分析。

1997 年 7 月-2006 年 6 月, 计算投资组合形成前组合内每支股票过去 12 个月的收益率, 并以每支股票的流通市值占组合总流通市值的比值为权重, 得出投资组合形成前 12 个月的平均收益, 以此来分析动量对模型对比检验带来的影响。

计算投资组合内每支股票的每月交易量与月初股本数的比值并以其 1000 倍作为换手率, 然后以每支股票的流通市值占组合总流通市值的比值为权重, 得出投资组合的换手率 (Turnover), 以此来分析流动性对模型对比检验带来的影响。

### 三、研究步骤

第一, 考察中国股市 B/M、SIZE 异象: 在  $3 \times 2$  二维分组的基础上分析  $(R_p - R_f)$ ,  $R_{SL}$ ,  $R_{SM}$ ,  $R_{SH}$ ,  $R_{BL}$ ,  $R_{BM}$ ,  $R_{BH}$ ,  $R_{SMB}$  和  $R_{HML}$ , 判断是否存在市场溢价、B/M 效应和 SIZE 效应, 同时, 计算  $R_{SMB}$  和  $R_{HML}$  的相关系数, 通过相关系数的大小说明  $R_{SMB}$  和  $R_{HML}$  分别度量剔除对方的 B/M 影响的 SIZE 的有效性和剔除对方 SIZE 影响的 B/M 的有效性;

第二, CAPM 与三因素模型对比检验: 在  $3 \times 3$  二维分组的基础上, 根据 CAPM 的检验方程  $R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \varepsilon$  和特征模型的检验方程  $R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon$  对两模型进行对比检验, 考察其截距是否为零, 系数是否显著, 并结合  $\bar{R}^2$  分析其在中国股市的适用性;

第三, 特征模型的应用条件分析: 考察 8 个组合收益 ( $R_{SL}$ ,  $R_{SM}$ ,  $R_{SH}$ ,  $R_{BL}$ ,  $R_{BM}$ ,  $R_{BH}$ ,  $R_{SMB}$  和  $R_{HML}$ ) 的标准差在组合形成前后 3 年的变化, 分析组合收益是否平稳;

第四,  $\beta$  ( $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$  和  $\beta_{Mkt}$ ) 的估计: 采用“固定权重因素组合”计算  $R_{SMB}$  和  $R_{HML}$  两个因素, 并用市场溢价和个股月收益率的数据, 以三因素模型来估计个股的  $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$  和  $\beta_{Mkt}$ ;

第五, 投资组合的形成: 将样本股票按 B/M、SIZE 和  $\beta$  ( $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$  和  $\beta_{Mkt}$ ), 进行  $3 \times 3 \times 3$  三维分组, 考察每次三维分组后 27 个组合的规模, 以及各组合超常收益与风险因素和特征因素的关系;

第六, 三因素模型与特征模型的对比检验: 构建根据 B/M、SIZE 和  $\beta$  ( $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$  和  $\beta_{Mkt}$ ) 构建的“三维分组的组合”和据此形成的“特征均衡的组合”, 分别根据

---

检 验 方 程  $R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon$  和

$R_{CB} = ER_{H\beta} - ER_{L\beta} = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon$  进行对比检验，并考

察动量和流动性对模型对比检验带来的影响。

### 第三章 中国股市资产定价及 B/M、SIZE 异象检验

#### 一、中国股市 B/M、SIZE 异象的考察

根据  $\ln B/M$ 、 $\ln SIZE$  以及估计得出的  $\beta$ ，对 1997 年 7 月-2006 年 6 月深沪两市 A 股 B/M、SIZE 对股票收益的影响进行单因素和多因素回归。

由表 3.1 可知，从单个因素对股票收益的影响来看， $\ln B/M$  对股票收益的影响是正的， $\ln SIZE$  对股票收益的影响是负的，而且都统计显著；从多因素的回归来看，也符合上述规律， $\beta$  系数不能拒绝零假设，而  $\ln B/M$ 、 $\ln SIZE$  的系数统计显著，这部分是无法通过市场  $\beta$  值进行解释的。

显然，B/M、SIZE 异象存在，并符合我们的估计，股票收益随着 B/M 的增加而提高，随 SIZE 的增加而降低。

表 3.1 B/M、SIZE 对股票收益回归的系数及 t 检验值：1997.7-2006.6

回归方程	$\beta$	$\ln B/M$	$\ln SIZE$
$R_i = \alpha_0 + \alpha_1 \beta + \varepsilon$	0.1355 (1.1433)		
$R_i = \alpha_0 + \alpha_2 \ln B/M + \varepsilon$		0.2904 (2.4575)	
$R_i = \alpha_0 + \alpha_3 \ln SIZE + \varepsilon$			-0.1258 (-2.4941)
$R_i = \alpha_0 + \alpha_1 \beta + \alpha_2 \ln B/M + \alpha_3 \ln SIZE + \varepsilon$	0.1967 (1.1133)	0.3351 (2.5382)	-0.1542 (-2.6239)

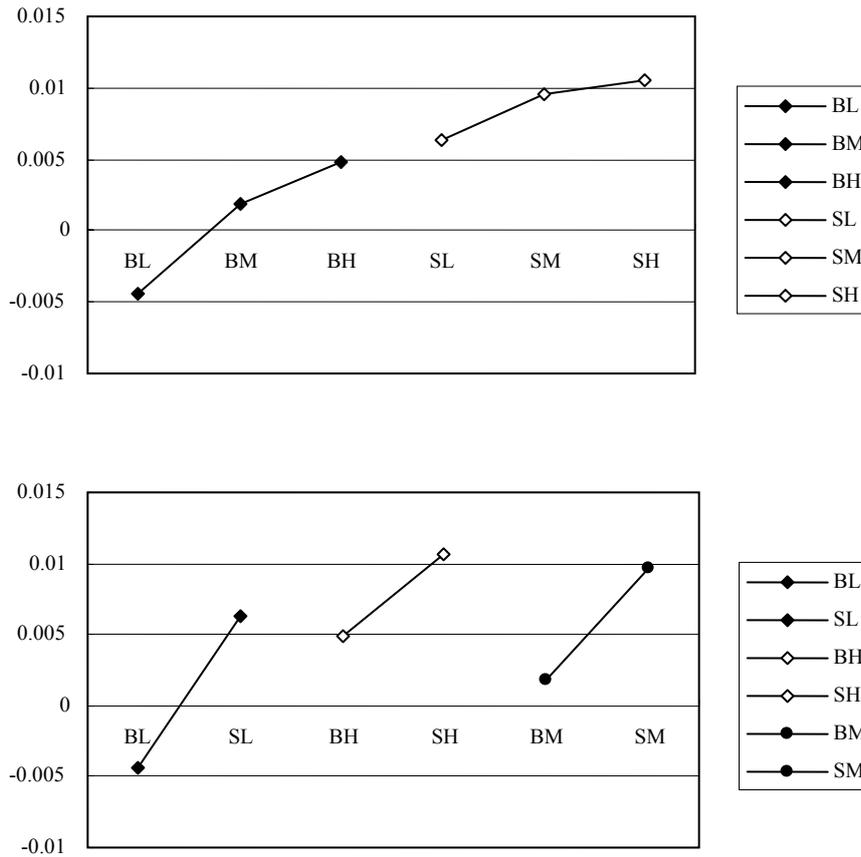
注：( ) 内为 t 检验值。

我们可以再通过 3×2、3×3 二维分组的数据以及结合图形作进一步说明。

由于 3×2 二维分组中，S、B 分别代表较小的和较大的 SIZE，H、M、L 则分别代表依次递减的 B/M，根据经验，应该有 SIZE 小的股票收益大于 SIZE 大的股票收益，B/M 低的股票收益小于 B/M 高的股票收益。

根据图 3.1，有  $R_{BL} < R_{SL}$ ， $R_{BH} < R_{SH}$ ， $R_{SM} < R_{BM}$ ， $R_{SL} < R_{SM} < R_{SH}$ ， $R_{BL} < R_{BM} < R_{BH}$ ；显然，这符合 B/M 与股票收益正相关、SIZE 与股票收益负相关的特点。

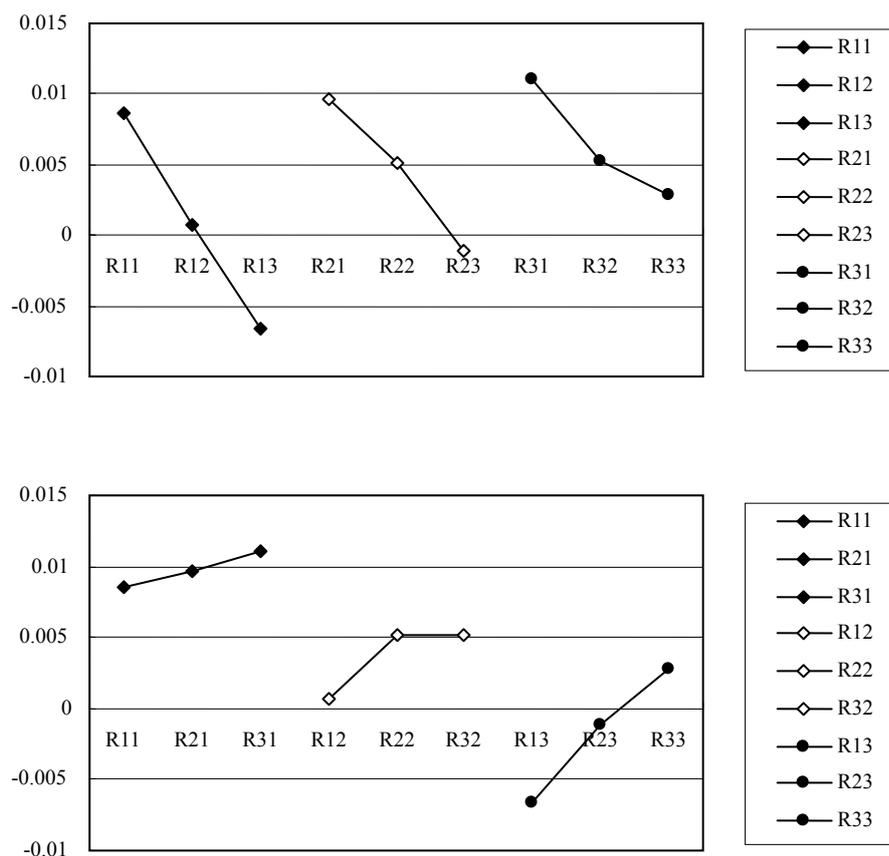
图 3.1 3×2 二维分组 6 个投资组合的平均月收益：1997.7-2006.6



数据来源：表 3.2 模型解释变量的统计特征：1997.7-2006.6。

同理，根据图 3.2，从根据 B/M、SIZE 二维分组的 9 个投资组合的平均月超常收益来看，随着 SIZE 的增大，股票收益呈现出如下关系， $R_{13} < R_{12} < R_{11}$ ， $R_{23} < R_{22} < R_{21}$ ， $R_{33} < R_{32} < R_{31}$ ；随着 B/M 的增大，股票收益呈现出如下关系， $R_{11} < R_{21} < R_{31}$ ， $R_{12} < R_{22} < R_{32}$ ， $R_{13} < R_{23} < R_{33}$ ；而且最高的 B/M 与最小的 SIZE 的组合的收益  $R_{31}$  与最低的 B/M 与最大的 SIZE 的组合的收益  $R_{13}$  之间的差高达 0.0177；更是充分反映了 B/M 与股票收益正相关、SIZE 与股票收益负相关的特点。

图 3.2 3×3 二维分组 9 个投资组合的平均月收益：1997.7-2006.6



数据来源：表 3.3 CAPM 和三因素模型的对比检验：1997.7-2006.6 的 Panel A: 根据 B/M、SIZE 二维分组的 9 个投资组合的平均月超常收益。

## 二、市场溢价、B/M 效应和 SIZE 效应分析

Daniel, Titman 和 Wei (2001)<sup>①</sup> 认为，三因素模型和特征模型对比检验效果的好坏，与 B/M 和 SIZE 溢价的大小均成正比关系，而且，溢价越高检验效果越好。

从表 3.2 可知，在 108 个月的样本区间内，中国股票市场平均的  $(R_{Mkt} - R_f)$  约为 0.14%，这说明中国股市市场溢价处于较低的水平，明显低于美国股市平均超额市场收益。<sup>②</sup>

特别的，中国股市的大公司比小公司的价值溢价要高，与 Loughran (1997)<sup>③</sup> 大公司的股票收益价值溢价不大的结论恰好相反，与 Davis, Fama 和 French (2000)<sup>④</sup> 对

① Daniel, K., S. Titman, and J. Wei., 2001, "Explaining the cross-section of stock returns in Japan: Factors or characteristics", Journal of Finance 56, pp 743-766.

② 1929-1997 年，美国股市的  $(RMkt - Rf) = 0.67\%/月$  (Davis, Fama 和 French, 2000)。

③ Loughran, T, 1997, "Book-to-market across firm size, exchange, and seasonality", Journal of Financial and Quantitative Analysis 32, pp 249-268.

④ Davis, J., E. F. Fama, and K. R. French., 2000, "Characteristics, covariances, and average returns: 1929-1997", Journal of Finance 55, pp 389-406.

1929-1963 年美国股票子样本的检验相似。<sup>①</sup>

另外,  $R_{HML}$  平均约为 0.68%/月, 这表明剔除SIZE因素后高B/M组合比低B/M的组合具有明显的B/M溢价, 中国股市的B/M效应的显著程度为于美国和日本股市之间。<sup>②</sup> 而  $R_{SMB}$  平均约为 0.81%/月, 这表明剔除B/M因素后小SIZE组合比大SIZE组合具有明显的SIZE溢价, 中国股市的SIZE效应比美国和日本股市更加显著。<sup>③</sup> 因此, 中国股市存在明显的B/M溢价和SIZE溢价, 这从侧面印证了表 3.1 的分析结论; 另外, 从数值上也可以看出中国股市的SIZE效应比B/M效应更加显著。

1997 年 7 月-2006 年 6 月,  $R_{SMB}$  和  $R_{HML}$  的相关系数只有 0.1373。因此,  $R_{SMB}$  的确可以提供一个剔除 B/M 影响的 SIZE 效应的有效度量, 而  $R_{HML}$  同样的确可以提供一个剔除 SIZE 影响的 B/M 效应的有效度量。

表 3.2 模型解释变量的统计特征: 1997.7-2006.6

投资组合		各组加权月收益的统计量		
B/M	SIZE	均值 Ave	标准差 Std	检验值 t(Ave)
L	S	0.0063	0.0834	0.7856
M	S	0.0096	0.0827	1.2060
H	S	0.0106	0.0836	1.3158
L	B	-0.0044	0.0787	-0.5825
M	B	0.0019	0.0727	0.2660
H	B	0.0049	0.0769	0.6562
$R_{Mkt} - R_f$		0.0014	0.0734	0.2008
HML		0.0068	0.0266	2.6490
SMB		0.0081	0.0363	2.3061
Corr ( $R_{HML}, R_{SMB}$ )			0.1373	

### 三、CAPM 与三因素模型的对比检验

在 3×2 二维分组计算的  $R_{SMB}$ 、 $R_{HML}$  以及 3×3 二维分组形成的 9 个投资组合的基础上, 分析 3×3 二维分组形成的各组合的股票平均收益, 并对 CAPM 与三因素模型进行对比检验 (见表 3.3)。

前面我们已经对 Panel A 进行了分析, 3×3 二维分组形成的 9 个投资组合的股票平均收益符合 B/M 与股票收益正相关、SIZE 与股票收益负相关的特点, 而且最高的

① 中国股市的 (RBH-RBL) 显著高于 (RSH-RSL), 0.93%对 0.43%, 比 Davis, Fama 和 French (2000) 的 0.59 对 0.40 更明显。

② 1929-1997 年, 美国股市的 B/M 溢价=0.46%/月 (Davis, Fama 和 French, 2000); 1975-1997 年, 日本股市的 B/M 溢价=0.74%/月 (Daniel, Titman 和 Wei, 2001)。

③ 1929-1997 年, 美国股市的 SIZE 溢价=0.20%/月 (Davis, Fama 和 French, 2000); 1975-1997 年, 日本股市的 SIZE 溢价=0.54%/月 (Daniel, Titman 和 Wei, 2001)。

---

---

B/M 与最小的 SIZE 的组的收益  $R_{31}$  与最低的 B/M 与最大的 SIZE 的组的收益  $R_{13}$  之间的差高达 0.0177，更是这一特点的突出代表。

这里，主要对 Panel B、Panel C 的检验结果进行说明。

根据 Panel B，CAPM 检验的 9 个组合模型的  $\alpha$  估计值  $\hat{\alpha}$  中 5 个显著不为 0，且 9 个组合的  $\beta_{Mkt}$  显著不为 0；而根据 Panel C，三因素模型检验的 9 个组合模型的  $\alpha$  估计值  $\hat{\alpha}$  中只有 2 个显著不为 0，且 9 个组合的  $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$ 、 $\beta_{Mkt}$  均显著不为 0；同时，可以看出各组合三因素模型检验的  $\bar{R}^2$  明显高于 CAPM 检验的  $\bar{R}^2$ 。

可见，加入  $R_{SMB}$ 、 $R_{HML}$  的三因素模型比 CAPM 能更好的解释中国股市股票收益的变化。

表 3.3 CAPM 和三因素模型的对比检验：1997.7-2006.6

Panel A: 根据 B/M、SIZE 二维分组的 9 个投资组合的平均月超常收益				
投资组合		各组平均月收益的统计量		
B/M	SIZE	均值 Ave	标准差 Std	检验值 t (Ave)
1	1	0.0086	0.0909	0.9881
1	2	0.0007	0.0778	0.0890
1	3	-0.0066	0.0795	-0.8601
2	1	0.0096	0.0848	1.1730
2	2	0.0051	0.0800	0.7611
2	3	-0.0011	0.0726	-0.1510
3	1	0.0111	0.0866	1.3284
3	2	0.0052	0.0812	0.6631
3	3	0.0028	0.0763	0.3811

Panel B: 根据 B/M、SIZE 二维分组的 CAPM 检验				
投资组合		$R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \varepsilon$		
B/M	SIZE	$\hat{\alpha}$ 估计值 $\hat{\alpha}$	$\hat{\alpha}$ 的检验值 $t(\hat{\alpha})$	$\bar{R}^2$
1	1	0.0073	1.2986	0.5919
1	2	-0.0008	-0.3421	0.9109
1	3	-0.0080	-3.3730	0.9039
2	1	0.0081	2.2817	0.8128
2	2	0.0044	1.9391	0.9147
2	3	-0.0024	-1.6853	0.9579
3	1	0.0096	2.4059	0.7730
3	2	0.0037	1.4526	0.8949
3	3	0.0014	0.7466	0.9382

Panel C: 根据 B/M、SIZE 二维分组的三因素模型检验				
投资组合		$R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon$		
B/M	SIZE	$\hat{\alpha}$ 估计值 $\hat{\alpha}$	$\hat{\alpha}$ 的检验值 $t(\hat{\alpha})$	$\bar{R}^2$
1	1	-0.0021	-0.5150	0.7995
1	2	-0.0035	-2.6369	0.9717
1	3	-0.0012	-1.0173	0.9782
2	1	0.0009	0.8353	0.9844
2	2	-0.0004	-0.3408	0.9787
2	3	-0.0014	-1.0551	0.9668
3	1	-0.0009	-0.6211	0.9719
3	2	-0.0034	-2.4821	0.9734
3	3	-0.0005	-0.4289	0.9810

注：表中依次用 1-3 来代表分类指标由小到大的数值。

## 第四章 中国股市 B/M、SIZE 异象解释的实证分析

### 一、三维分组规模与收益平稳性的考察

#### (一) 3×3×3 三维分组的效果分析

根据Daniel和Titman (1997)<sup>①</sup>，他们在构建投资组合时由于组合规模太小的问题造成了 1963-1973 年数据的剔除，在样本处理时每个组合的股票每年的规模至少超过 10 支才能使三维分组有效。由于中国股票市场存在时间较短，所以采用 3×3×3 的方法进行分组要比采用 3×3×5 或是 5×5×5 的方法更能达到规模要求。

从表 4.1 可知，1997 年 7 月-2006 年 6 月，通过 3×3×3 三维分组形成的 27 个组合的每年的平均规模在 10 支以下的只有 5 组，而且很多非常接近 10 支，表明 3×3×3 三维分组可以满足回归所具备的样本容量的需要，验证了这样的三维分组方式可以具有良好的效果。

表 4.1 根据  $\beta$  三维分组后 27 个组合的平均规模（支/年）：1997.7-2006.6

投资组合		分别分组的 27 个组合 7 年的平均规模								
		$\beta_{HML}$			$\beta_{SMB}$			$\beta_{Mkt}$		
B/M	SIZE	1	2	3	1	2	3	1	2	3
1	1	12	13	23	29	22	12	23	19	19
1	2	12	14	14	23	13	10	18	11	12
1	3	26	13	10	28	14	10	20	12	14
2	1	8	14	23	14	18	15	13	14	15
2	2	11	17	16	13	16	14	13	14	15
2	3	28	15	10	13	17	15	17	14	15
3	1	7	13	20	9	16	16	12	16	13
3	2	12	24	19	9	16	27	13	21	21
3	3	29	21	12	9	14	27	19	22	20

注：表中依次用 1-3 来代表分类指标由小到大的数值。

#### (二) 组合收益平稳性分析

根据Daniel和Titman (1997)<sup>②</sup>，斜方差矩阵的平稳性对于特征模型的检验是非常重要的。如果因素结构是稳定的，我们可以用过去的因素承载来预测将来的因素承载，并区分究竟是因素承载还是特征决定的收益率；反之，如果因素结构不稳定，就很难

<sup>①</sup> Daniel, K., and S. Titman., 1997, "Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in common stock returns", Journal of Finance 52, pp 1-33.

<sup>②</sup> Daniel, K., and S. Titman., 1997, "Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in common stock returns", Journal of Finance 52, pp 1-33.

判断公司将来是怎么运作的，也就很难辨别到底是价值型公司还是成长型公司。因此，组合的收益平稳性分析是进行特征检验的前提。

从表 4.2 可知，在组合形成期FY=3~-3，8 个组合标准差的数值都较小，而且前后三年组合标准差和 0 期的差距非常接近于 0。因此，中国股市各组收益在组合形成前后具有较好的收益平稳性，这为后面的特征模型的检验提供前提支持。<sup>①</sup>

表 4.2 组合形成前后 3 年组合收益的标准差：1997.7-2006.6

Panel A: 组合形成期 (FY ≥ 0)				
按 B/M 和 SIZE	向后看：1997.7-2004.6			
大小交叉分组	FY=3	FY=2	FY=1	FY=0
SL	0.0730	0.0775	0.0749	0.0797
SM	0.0589	0.0704	0.0783	0.0793
SH	0.0633	0.0691	0.0783	0.0798
BL	0.0792	0.0843	0.0885	0.0814
BM	0.0699	0.0696	0.0746	0.0742
BH	0.0671	0.0688	0.0796	0.0782
SMB	0.0291	0.0307	0.0408	0.0336
HML	0.0236	0.0277	0.0473	0.0293

Panel B: 组合形成期 (FY ≤ 0)				
按 B/M 和 SIZE	向前看：2000.7-2006.6			
大小交叉分组	FY=0	FY=-1	FY=-2	FY=-3
SL	0.0795	0.0771	0.0765	0.0761
SM	0.0785	0.0782	0.0765	0.0762
SH	0.0797	0.0768	0.0754	0.0755
BL	0.0618	0.0707	0.0778	0.0777
BM	0.0628	0.0648	0.0686	0.0688
BH	0.0646	0.0651	0.0657	0.0692
SMB	0.0338	0.0260	0.0218	0.0211
HML	0.0194	0.0193	0.0230	0.0214

## 二、三因素模型与特征模型的对比检验

### (一) 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{HML}$ 分组的模型检验

#### 1、对模型的被解释变量：三维分组后 27 个组合的平均月超常收益的分析

根据表 4.3 Panel A 可知，在相同的 B/M 和 SIZE 水平下，随着  $\beta_{HML}$  依次增加，从组合来看，9 个交叉组合中 3 个组合的超常收益随之呈递增趋势；从平均值来看，各

<sup>①</sup> 根据 Daniel 和 Titman (1997)，特征模型的一个重要假设是组合收益率的协方差矩阵是平稳的，这是三维分组的前提。根据他们的统计结果，1963 年至 1989 年美国股市的组合形成前后 5 年组合的标准差和 0 期相比非常接近于 0，平均大约在 0.1，其中 HML 组合略微大一点。而对于中国股市，组合形成前后 3 年的标准差的差距要小得多，而且 HML 组合也很正常。可见，中国股市的收益平稳性可以满足特征模型的假设条件。

组合的超额收益平均值没有明显关系。即  $\beta_{HML}$  与超额收益之间的关系不明显，不能就此判定符合三因素模型的特征。

在相同的 B/M 和  $\beta_{HML}$  水平下，随着 SIZE 依次增加，从组合来看 9 个组合中 4 个组合的超额收益随之呈递减趋势；从平均值来看各组合的平均值呈现依次递减的关系。而在相同的 SIZE 和  $\beta_{HML}$  水平下，随着 B/M 依次增加，从组合来看 9 个组合中 3 个组合的超额收益随之呈递增趋势；从平均值来看各组合的平均值只有 1 组呈现依次递增的关系。即 SIZE 与超额收益、B/M 与超额收益之间的关系均不明显，不能就此判定符合特征模型的特征。

同时，由于将  $\beta_{HML}$  固定，对于符合条件的组合的 B/M 和 SIZE 效应可以比较，从变化幅度来看，SIZE 引起的超额收益的变动大于 B/M 引起的超额收益的变动，而且从符合条件组合的个数上也可以从侧面呼应前面从表 3.2 得出的中国股市 SIZE 效应比 B/M 效应更加显著的结论。

但是，由于风险因素和公司特征对股票收益的影响都不明显，不能据此辨别三因素模型和特征模型哪一个模型更能反映中国股市的情况。

## 2、三因素模型和特征模型的对比检验

根据 Panel B，27 个组合的截距项中只有 4 个统计显著，可知  $\alpha=0$ ；另外，从贝塔系数的估计值来看，27 个组合中  $\hat{\beta}_{Mkt}$  均显著异于 0，22 个组合的  $\hat{\beta}_{SMB}$  显著异于 0，16 个组合的  $\hat{\beta}_{HML}$  显著异于 0，符合三因素模型的特征。

表 4.3 超额收益与时间序列回归——根据  $\beta_{HML}$  三维分组投资组合：1997.7-2006.6

Panel A: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{HML}$ 三维分组的 27 个投资组合的平均月超额收益						
投资组合		$\beta_{HML}$				
B/M	SIZE	1	2	3	平均值	
1	1	0.0169	0.0028	0.0040	0.0079	
1	2	-0.0018	0.0070	-0.0002	0.0017	
1	3	-0.0077	-0.0012	0.0020	-0.0023	
2	1	0.0099	0.0055	0.0112	0.0089	
2	2	0.0075	0.0092	-0.0018	0.0050	
2	3	-0.0038	0.0042	0.0048	0.0017	
3	1	0.0001	0.0093	0.0110	0.0068	
3	2	0.0082	0.0071	0.0008	0.0054	
3	3	0.0034	0.0026	-0.0014	0.0015	

平均值		0.0036	0.0052	0.0034	-		
Panel B: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{HML}$ 三维分组的 27 个投资组合的模型检验							
投资组合		$\beta_{HML}$					
		$\hat{\alpha}$ 估计值 $\hat{\alpha}$			$\hat{\alpha}$ 的检验值 $t(\hat{\alpha})$		
B/M	SIZE	1	2	3	1	2	3
1	1	0.0103	-0.0043	-0.0017	1.2383	-0.7391	-0.4981
1	2	-0.0080*	0.0082	-0.0058	-1.8261	1.2994	-1.3836
1	3	-0.0013	0.0020	0.0003	-0.5467	0.5122	0.0357
2	1	0.0024	-0.0037	0.0025	0.3165	-1.1335	1.0585
2	2	0.0033	0.0033	-0.0100**	0.6989	1.0200	-3.3778
2	3	-0.0041*	0.0007	0.0015	-1.8174	0.1952	0.2747
3	1	-0.0106	-0.0026	-0.0032	-1.2306	-0.5484	-1.1766
3	2	0.0017	-0.0024	-0.0079**	0.4145	-0.9684	-3.0628
3	3	0.0010	-0.0040	-0.0016	0.3895	-1.5489	-0.2704
平均值		-0.0006	-0.0003	-0.0029	-	-	-

Panel C: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{HML}$ 三维分组的构建的 9 个特征均衡组合模型检验							
投资组合		特征均衡组合: 平均收益 ( $\overline{R_{CB}}$ ) 和回归系数					
B/M	SIZE	$\overline{R_{CB}}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_{Mkt}$	$\hat{\beta}_{SMB}$	$\hat{\beta}_{HML}$	$\overline{R^2}$
1	1	0.0129	0.0120	-0.0597	0.2595	0.4267	0.0275
1	2	0.0015	0.0022	0.0542	0.1192	0.2523	0.0215
1	3	0.0096	0.0016	0.2252**	0.6161**	0.4076	0.1334
2	1	0.0013	0.0001	0.2236**	0.2601	0.1826	0.0680
2	2	0.0093*	0.0133**	-0.1796**	0.5699**	0.0395	0.1785
2	3	0.0087	0.0056	0.3046**	0.5939**	0.3236*	0.2238
3	1	0.0109	0.0018	0.3925**	0.9657**	0.0996*	0.4038
3	2	0.0074	0.0096*	0.1658**	0.4380**	0.2332*	0.1565
3	3	0.0047	0.0026	0.1883**	0.1355	0.5242**	0.1094
9 个均衡组合的等权重组合		0.0073 (2.0928)	0.0054 (1.3095)	0.1461** (5.0398)	0.4398** (7.4414)	0.1639** (2.0305)	0.4547 -

注：表中依次用 1-3 来代表分类指标由小到大的数值；( ) 内为 t 检验值；\*\*和\*分别表示 t 检验值在 5%和 10%的水平上统计显著。

根据 Panel C，9 个特征均衡组合的截距项中有 7 个显著为 0，而且构建的 9 个特征均衡组合的等权重组合的截距项也显著为 0，可知  $\alpha=0$ ；同时，9 个特征均衡组合的平均收益均为正，而且等权重组合的平均收益体现出统计显著的特征，可知  $\overline{R_{CB}} > 0$ ，以上两点符合三因素模型的特征，同时也就拒绝了特征模型。

而且，从 Panel C 体现的因素承载的情况来看，9 个特征均衡组合的  $\hat{\beta}_{Mkt}$  中有 7 个统计显著，构建的 9 个特征均衡组合的等权重组合的  $\hat{\beta}_{Mkt}$  也显著异于 0；9 个特征均衡组合的  $\hat{\beta}_{SMB}$  中有 5 个统计显著，构建的 9 个特征均衡组合的等权重组合的  $\hat{\beta}_{SMB}$  也显著异于 0；9 个特征均衡组合的  $\hat{\beta}_{HML}$  中有 4 个统计显著，构建的 9 个特征均衡组合的

等权重组合的  $\hat{\beta}_{HML}$  也显著异于 0；这些都表明贝塔系数的估计值显著不等于 0，支持三因素模型。

综合之，表 4.3 的检验结果支持三因素模型，拒绝特征模型。

## (二) 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{SMB}$ 分组的模型检验

1、对模型的被解释变量：三维分组后 27 个组合的平均月超常收益的分析

根据表 4.4 Panel A 可知，在相同的 B/M 和 SIZE 水平下，随着  $\beta_{SMB}$  依次增加，从组合来看，9 个交叉组合中 4 个组合的超常收益随之呈递增趋势；从平均值来看，各组合的超额收益平均值没有明显关系。即  $\beta_{SMB}$  与超常收益之间部分的体现出三因素模型的特征。

在相同的 B/M 和  $\beta_{SMB}$  水平下，随着 SIZE 依次增加，从组合来看 9 个组合中 5 个组合的超常收益随之呈递减趋势；从平均值来看各组合的平均值有 2 组呈现依次递减的关系。而在相同的 SIZE 和  $\beta_{SMB}$  水平下，随着 B/M 依次增加，从组合来看 9 个组合中 6 个组合的超常收益随之呈递增趋势；从平均值来看各组合的平均值有 2 组呈现依次递增的关系。即 SIZE 与超常收益、B/M 与超常收益之间部分的体现出特征模型的特征。

表 4.4 超额收益与时间序列回归——根据  $\beta_{SMB}$  三维分组投资组合：1997.7-2006.6

Panel A: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{SMB}$ 三维分组的 27 个投资组合的平均月超常收益						
投资组合		$\beta_{SMB}$			平均值	
B/M	SIZE	1	2	3		
1	1	0.0029	0.0012	0.0004	0.0015	
1	2	0.0006	0.0043	-0.0066	-0.0006	
1	3	-0.0079	-0.0070	-0.0063	-0.0071	
2	1	0.0075	0.0115	0.0073	0.0088	
2	2	0.0075	0.0053	0.0026	0.0051	
2	3	-0.0036	-0.0011	-0.0003	-0.0016	
3	1	0.0132	0.0111	0.0123	0.0122	
3	2	-0.0002	0.0015	0.0075	0.0030	
3	3	0.0089	0.0123	0.0038	0.0083	
平均值		0.0032	0.0043	0.0023	-	

Panel B: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{SMB}$ 三维分组的 27 个投资组合的模型检验		
投资组合	$\beta_{SMB}$	
	$\hat{\alpha}$ 估计值	$\hat{\alpha}$ 的检验值 $t(\hat{\alpha})$

B/M	SIZE	1	2	3	1	2	3
1	1	-0.0035	-0.0077	-0.0056	-1.1891	-1.6516	-0.8265
1	2	0.0001	-0.0044	-0.0133**	0.0257	-0.8685	-2.7077
1	3	-0.0015	-0.0022	-0.0085	-0.6146	-0.4449	-1.6341
2	1	-0.0015	0.0033	-0.0019	-0.3945	1.1943	-0.5156
2	2	-0.0020	0.0011	-0.0038	-0.4141	0.3287	-1.0055
2	3	-0.0045	-0.0009	-0.0013	-1.4358	-0.2608	-0.3847
3	1	0.0075	-0.0012	-0.0004	0.9145	-0.2886	-0.1172
3	2	-0.0068	-0.0055*	-0.0020	-1.3266	-1.8555	-0.8548
3	3	0.0073	0.0087	-0.0007	1.5265	2.0309	-0.2837
平均值		-0.0005	-0.0010	-0.0042	-	-	-

Panel C: 根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{SMB}$  三维分组的构建的 9 个特征均衡组合模型检验

投资组合		特征均衡组合：平均收益 ( $\overline{R_{CB}}$ ) 和回归系数					
B/M	SIZE	$\overline{R_{CB}}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_{Mkt}$	$\hat{\beta}_{SMB}$	$\hat{\beta}_{HML}$	$\overline{R^2}$
1	1	0.0025	0.0021	0.1282	-0.0686	0.0036	0.0190
1	2	0.0072	0.0134**	-0.3415**	0.3350	0.5837**	0.2006
1	3	0.0016	0.0071	-0.0325	0.4449**	0.7637**	0.2043
2	1	0.0002	0.0004	0.0073	-0.0987	0.1566	0.0104
2	2	-0.0049	-0.0018	0.0651	-0.3076*	-0.1052	0.0382
2	3	0.0033	0.0031	-0.0625	-0.2116	0.2906	0.0511
3	1	0.0009	0.0079	0.1016	0.1349	0.8496**	0.0804
3	2	0.0077	0.0048	0.0250	0.2339	0.1419	0.0351
3	3	-0.0050	-0.0081	0.1822**	0.2574*	0.1069	0.0844
9 个均衡组合的等权重组合		0.0015 (0.8748)	0.0036 (1.5595)	0.0081 (0.2658)	0.0800 (1.2851)	0.3101** (3.6498)	0.1381 -

注：表中依次用 1-3 来代表分类指标由小到大的数值；( ) 内为 t 检验值；\*\*和\*分别表示 t-检验值在 5%和 10%的水平上统计显著。

但是，由于风险因素和公司特征都部分的对股票收益产生影响，三因素模型和特征模型的支持力度都不是很强，因此，难以辨别三因素模型和特征模型哪一个模型究竟哪一个更能反映中国股市的情况。

## 2、三因素模型和特征模型的对比检验

根据 Panel B，27 个组合的截距项中只有 2 个统计显著，可知  $\alpha=0$ ；另外，从贝塔系数的估计值来看，27 个组合中  $\hat{\beta}_{Mkt}$  均显著异于 0，25 个组合的  $\hat{\beta}_{SMB}$  显著异于 0，20 个组合的  $\hat{\beta}_{HML}$  显著异于 0，符合三因素模型的特征。

根据 Panel C，9 个特征均衡组合的截距项均显著为 0，而且构建的 9 个特征均衡组合的等权重组合的截距项也显著为 0，可知  $\alpha=0$ ；同时，9 个特征均衡组合的平均收益 7 个为正，但包括等权重组合的平均收益在内都没有体现出统计显著的特征，不能认定  $\overline{R_{CB}} > 0$ ，因此不能拒绝三因素模型，也不能拒绝特征模型。

而且，从 Panel C 体现的因素承载的情况来看，9 个特征均衡组合的  $\hat{\beta}_{Mkt}$  中有 2 个

统计显著；9个特征均衡组合的 $\hat{\beta}_{SMB}$ 中有4个统计显著；9个特征均衡组合的 $\hat{\beta}_{HML}$ 中有3个统计显著，构建的9个特征均衡组合的等权重组合的 $\hat{\beta}_{HML}$ 也显著异于0；这些都表明贝塔系数的估计值异于0的特征不是很明显，只能说部分的支持三因素模型。

综合之，表4.4的检验结果对三因素模型的支持力度更强一些，但对特征模型也不能完全拒绝。

### (三) 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{Mkt}$ 分组的模型检验

#### 1、对模型的被解释变量：三维分组后27个组合的平均月超常收益的分析

根据表4.3 Panel A可知，在相同的B/M和SIZE水平下，随着 $\beta_{Mkt}$ 依次增加，从组合来看，9个交叉组合中3个组合的超常收益随之呈递增趋势；从平均值来看，各组合的超额收益平均值没有明显关系。即 $\beta_{Mkt}$ 与超常收益之间的关系不明显，不能就此判定符合三因素模型的特征。

表4.5 超额收益与时间序列回归——根据 $\beta_{Mkt}$ 三维分组投资组合：1997.7-2006.6

Panel A: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{Mkt}$ 三维分组的 27 个投资组合的平均月超常收益						
投资组合		$\beta_{Mkt}$			平均值	
B/M	SIZE	1	2	3		
1	1	-0.0004	0.0036	0.0042	0.0025	
1	2	0.0033	0.0088	-0.0026	0.0032	
1	3	-0.0057	-0.0060	-0.0069	-0.0062	
2	1	0.0104	0.0074	0.0102	0.0094	
2	2	0.0061	0.0078	0.0059	0.0066	
2	3	-0.0022	0.0001	0.0013	-0.0003	
3	1	0.0079	0.0111	0.0150	0.0114	
3	2	0.0063	0.0079	0.0054	0.0065	
3	3	0.0050	-0.0006	-0.0035	0.0003	
平均值		0.0034	0.0045	0.0032	-	

Panel B: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{Mkt}$ 三维分组的 27 个投资组合的模型检验							
投资组合		$\beta_{Mkt}$					
		各组模型 $\hat{\alpha}$ 估计值 $\hat{\alpha}$			各组模型 $\hat{\alpha}$ 的检验值 $t(\hat{\alpha})$		
B/M	SIZE	1	2	3	1	2	3
1	1	-0.0072**	-0.0068	-0.0031	-2.1516	-1.3185	-0.8542
1	2	0.0019	0.0066	-0.0081*	0.4416	1.2923	-1.7643
1	3	0.0004	-0.0024	-0.0026	0.0867	-0.5568	-0.6789
2	1	0.0024	-0.0023	0.0009	0.7378	-1.2896	0.3663
2	2	0.0029	-0.0017	0.0001	0.6769	-0.5997	0.0339
2	3	-0.0038	-0.0008	-0.0012	-0.8595	-0.2248	-0.3548
3	1	-0.0050	-0.0015	0.0020	-1.2063	-0.4516	0.5060

3	2	-0.0033	-0.0001	-0.0017	-0.8121	-0.0450	-0.5161
3	3	0.0032	-0.0058*	-0.0057**	0.9679	-1.9334	-2.3569
平均值		-0.0009	-0.0017	-0.0022	-	-	-

Panel C: 根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{Mkt}$  三维分组的构建的 9 个特征均衡组合模型检验

投资组合		特征均衡组合：平均收益 ( $\overline{R_{CB}}$ ) 和回归系数					
B/M	SIZE	$\overline{R_{CB}}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_{Mkt}$	$\hat{\beta}_{SMB}$	$\hat{\beta}_{HML}$	$\overline{R}^2$
1	1	0.0046	0.0041	0.0172	0.0919	-0.0422	0.0105
1	2	0.0059	0.0100	-0.1292	0.3481*	0.2171	0.0604
1	3	0.0012	0.0030	0.2268**	0.2225	-0.0501	0.0976
2	1	0.0002	0.0015	0.0444	0.0657	0.1077	0.0179
2	2	0.0002	0.0027	0.0867	0.1645	0.1531	0.0323
2	3	0.0035	0.0026	0.1183*	0.0016	0.1075	0.0299
3	1	0.0071	0.0070	0.0657	0.1053	-0.1304	0.0140
3	2	-0.0009	0.0016	0.0943	-0.0494	-0.3293*	0.0455
3	3	-0.0085	-0.0081	0.1822**	0.2574*	0.1069	0.0844
9 个均衡组合的等权重组合		0.0015	0.0012	0.0779**	0.1362**	-0.0295	0.1243
		(0.0946)	(0.5738)	(2.8300)	(2.4258)	(-0.3842)	-

注：表中依次用 1-3 来代表分类指标由小到大的数值；( ) 内为 t 检验值；\*\*和\*分别表示 t-检验值在 5%和 10%的水平上统计显著。

在相同的 B/M 和  $\beta_{Mkt}$  水平下，随着 SIZE 依次增加，从组合来看 9 个组合中 6 个组合的超常收益随之呈递减趋势；从平均值来看各组合的平均值有 2 组呈现依次递减的关系。而在相同的 SIZE 和  $\beta_{Mkt}$  水平下，随着 B/M 依次增加，从组合来看 9 个组合中 4 个组合的超常收益随之呈递增趋势；从平均值来看各组合的平均值均呈现依次递增的关系。即 SIZE 与超常收益、B/M 与超常收益之间部分的符合特征模型的特征。

但是，由于风险因素和公司特征对股票收益的影响都不是非常突出，不能据此辨别三因素模型和特征模型哪一个模型更能反映中国股市的情况。

## 2、三因素模型和特征模型的对比检验

根据 Panel B，27 个组合的截距项中只有 4 个统计显著，可知  $\alpha=0$ ；另外，从贝塔系数的估计值来看，27 个组合中  $\hat{\beta}_{Mkt}$  均显著异于 0，21 个组合的  $\hat{\beta}_{SMB}$  显著异于 0，18 个组合的  $\hat{\beta}_{HML}$  显著异于 0，符合三因素模型的特征。

根据 Panel C，9 个特征均衡组合的截距项中均显著为 0，而且构建的 9 个特征均衡组合的等权重组合的截距项也显著为 0，可知  $\alpha=0$ ；同时，9 个特征均衡组合的平均收益 7 个为正，但是包括等权重组合在内的 10 个组合的平均收益均没体现出统计显著的特征，不能认为  $\overline{R_{CB}} > 0$ ，因此，既不能拒绝三因素模型，也不能拒绝特征模型。

而且，从 Panel C 体现的因素承载的情况来看，9 个特征均衡组合的  $\hat{\beta}_{Mkt}$  中有 3 个

---

统计显著，构建的 9 个特征均衡组合的等权重组合的  $\hat{\beta}_{Mkt}$  也显著异于 0；9 个特征均衡组合的  $\hat{\beta}_{SMB}$  中有 2 个统计显著，构建的 9 个特征均衡组合的等权重组合的  $\hat{\beta}_{SMB}$  也显著异于 0；9 个特征均衡组合的  $\hat{\beta}_{HML}$  中有 1 个统计显著；这些都表明贝塔系数的估计值并非显著异于 0。

综合之，表 4.3 的检验结果既不能拒绝三因素模型，也不能拒绝特征模型。

### 三、动量影响与流动性影响分析

有些股票它们具有类似的股本和 B/M，但它们的承载因素却很不相同，这需要我们进一步进行分析。如果投资组合的因素承载与过去相近几个月的收益和每月的交易量显著相关，会对股票收益的预测带来产生重要的影响。

我们分别根据  $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$ 、 $\beta_{Mkt}$  进行分组，通过考察组合形成前 12 个月的平均收益和组合的换手率，来分析动量或流动性是否对三因素模型与特征模型的对比检验的结论造成影响。

#### （一）动量影响的分析

一部分最近刚刚进入高 B/M 投资组合的股票可能是过去几年收益状况不好的低因素承载的股票，如果过去收益与因素承载呈正相关关系，由于动量的影响，会使得这部分股票在将来可能会呈现出低收益的态势，这就会使我们前面的检验过度的支持因素模型；反之，如果过去收益与因素承载呈负相关关系，动量的影响会使这部分股票在将来具有比较高的收益，这就会人为的降低了我们前面的检验对三因素模型的支持力度。

根据表 4.6 的 Panel A，根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{HML}$  三维分组的 27 个投资组合过去 12 个月的平均收益，9 个组合中有 3 个组合的股票过去 12 个月的平均收益随着  $\beta_{HML}$  的提高增加，1 个组合的股票过去 12 个月的平均收益随着  $\beta_{HML}$  的提高增加降低，另外 5 个组合没有明显特征，平均值也没有次序性，也就是说低  $\beta_{HML}$  的股票与高  $\beta_{HML}$  的股票在过去 12 个月的平均收益没有明显的规律，过去收益与  $\beta_{HML}$  之间没有体现出明显的关系；因此，在进行模型对比检验时没有受到动量的影响。

根据表 4.6 的 Panel B，根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{SMB}$  三维分组的 27 个投资组合过去 12

个月的平均收益，9个组合中有2个组合的股票过去12个月的平均收益随着 $\beta_{SMB}$ 的提高增加，2个组合的股票过去12个月的平均收益随着 $\beta_{SMB}$ 的提高增加降低，另外5个组合没有明显特征，平均值也没有次序性，也就是说低 $\beta_{SMB}$ 的股票与高 $\beta_{SMB}$ 的股票在过去12个月的平均收益没有明显的规律，过去收益与 $\beta_{SMB}$ 之间没有体现出明显的关系；因此，在进行模型对比检验时没有受到动量的影响。

表 4.6 动量影响：1997.7-2006.6

Panel A: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{HML}$ 三维分组的 27 个投资组合过去 12 个月的平均收益						
投资组合		$\beta_{HML}$				
B/M	SIZE	1	2	3	3-1	
1	1	0.0459	0.0275	0.1634	0.1175	
1	2	-0.0463	0.0894	0.0340	0.0803	
1	3	-0.0528	0.0114	0.0697	0.1224	
2	1	0.1429	0.0359	0.2027	0.0598	
2	2	0.0532	0.1058	-0.0136	-0.0668	
2	3	-0.0604	0.0932	0.1068	0.1672	
3	1	0.0029	0.1269	0.2015	0.1986	
3	2	0.1061	0.1889	-0.0148	-0.1209	
3	3	0.0646	0.0257	-0.0509	-0.1155	
平均值		0.0285	0.0783	0.0776	0.0492	

Panel B: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{SMB}$ 三维分组的 27 个投资组合过去 12 个月的平均收益						
投资组合		$\beta_{SMB}$				
B/M	SIZE	1	2	3	3-1	
1	1	0.0756	0.0554	0.1096	0.0340	
1	2	0.0070	-0.0030	-0.0550	-0.0620	
1	3	-0.0289	-0.0026	-0.0589	-0.0300	
2	1	0.2879	0.1976	0.1187	-0.1693	
2	2	0.0590	-0.0039	0.0174	-0.0416	
2	3	-0.1133	0.0928	0.0258	0.1390	
3	1	0.2161	0.1583	0.1952	-0.0209	
3	2	-0.0588	0.0704	0.1387	0.1975	
3	3	-0.0324	0.2216	0.0808	0.1132	
平均值		0.0458	0.0874	0.0636	0.0178	

Panel C: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{Mkt}$ 三维分组的 27 个投资组合过去 12 个月的平均收益						
投资组合		$\beta_{Mkt}$				
B/M	SIZE	1	2	3	3-1	
1	1	0.0119	0.0607	0.1500	0.1381	
1	2	0.1033	0.0813	-0.1072	-0.2105	
1	3	0.0124	-0.0687	-0.0416	-0.0540	
2	1	0.1789	0.1201	0.2691	0.0902	
2	2	0.1113	0.0798	0.0537	-0.0576	
2	3	-0.0086	0.0050	0.0448	0.0534	
3	1	0.0973	0.1616	0.3319	0.2346	

3	2	0.0906	0.1001	0.1798	0.0892
3	3	0.1234	-0.0262	-0.0700	-0.1934
平均值		0.0801	0.0571	0.0901	0.0100

注：表中依次用 1-3 来代表分类指标由小到大的数值；表格最右边一列“3-1”表示的是  $\beta$  最高的各个组合列 3 与  $\beta$  最低的各个组合列 1 的过去 12 个月的平均收益之差。

根据表 4.6 的 Panel C，根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{Mkt}$  三维分组的 27 个投资组合过去 12 个月的平均收益，9 个组合中有 4 个组合的股票过去 12 个月的平均收益随着  $\beta_{Mkt}$  的提高增加，2 个组合的股票过去 12 个月的平均收益随着  $\beta_{Mkt}$  的提高增加降低，另外 3 个组合没有明显特征，平均值也没有次序性，也就是说低  $\beta_{Mkt}$  的股票与高  $\beta_{SMB}$  的股票在过去 12 个月的平均收益没有明显的规律，过去收益与  $\beta_{Mkt}$  之间没有体现出明显的关系；因此，在进行模型对比检验时没有受到动量的影响。

综合之，根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$ 、 $\beta_{Mkt}$  三维分组进行的三因素模型与特征模型的对比检验效果均没有受到动量的影响。

## （二）流动性影响的分析

一些流动性低的股票，由于它们的收益滞后于投资组合中流动性高的股票的收益，可能会使它们的因素承载被低估了，从而低的因素承载是流动性低的股票，一旦有一个流动性溢价，那么人们可能会认为与低因素承载相联系的低的期望收益会被与低流动性相联系的收益利差抵消。如果因素承载与换手率呈现出正相关的关系，表明由于被抵消了一部分，对三因素模型的支持力度降低了；反之，如果因素承载与换手率呈现出负相关的关系，表明一旦流动性真的影响到收益，模型对比检验可能会过度的倾向支持三因素模型。

根据表 4.7 的 Panel A，根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{HML}$  三维分组的 27 个投资组合的换手率，9 个组合中有 6 个组合的股票的换手率随着  $\beta_{HML}$  的提高增加，3 个组合没有明显特征，换手率的平均值也随着  $\beta_{HML}$  的提高增加，也就是说低  $\beta_{HML}$  的股票比高  $\beta_{HML}$  的股票的换手率要低，过去收益与  $\beta_{HML}$  之间呈现正相关的关系；因此，在进行三因素模型与特征模型的对比检验时收到了流动性的影响，这方面的原因使得对比检验在一定程度上降低了对三因素模型的支持力度。如果剔除流动性的影响，对比检验的结果对三因素模型的支持力度应该会更大一些。

表 4.7 流动性影响：1997.7-2006.6

Panel A: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{HML}$ 三维分组的 27 个投资组合的换手率					
投资组合		$\beta_{HML}$			
B/M	SIZE	1	2	3	3-1
1	1	115.7517	95.6244	104.5589	-11.1928
1	2	90.4821	92.9965	95.9836	5.5016
1	3	80.4101	116.2416	128.1079	47.6979
2	1	83.3459	98.4353	99.1167	15.7708
2	2	97.9729	101.4559	112.3146	14.3417
2	3	80.4623	118.5763	163.9491	83.4868
3	1	100.6807	113.2639	107.7346	7.0539
3	2	86.3633	110.7954	110.0485	23.6852
3	3	96.2805	105.4356	111.1938	14.9132
平均值		92.4166	105.8694	114.7786	22.3620

Panel B: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{SMB}$ 三维分组的 27 个投资组合的换手率					
投资组合		$\beta_{SMB}$			
B/M	SIZE	1	2	3	3-1
1	1	99.3913	116.1170	95.9338	-3.4575
1	2	107.1224	111.0112	138.8522	31.7298
1	3	97.3473	136.2065	98.3598	1.0124
2	1	97.3473	136.2065	108.2178	10.8705
2	2	120.5812	99.8255	121.9515	1.3703
2	3	119.8570	108.6006	88.3696	-31.4874
3	1	116.0439	101.0279	115.8394	-0.2045
3	2	88.2864	113.5124	112.1075	23.8210
3	3	73.2405	115.4661	104.5035	31.2631
平均值		102.1353	115.3304	109.3483	7.2131

Panel C: 根据 B/M、SIZE 和 $\beta_{Mkt}$ 三维分组的 27 个投资组合的换手率					
投资组合		$\beta_{Mkt}$			
B/M	SIZE	1	2	3	3-1
1	1	115.2433	99.9973	108.5634	-6.6799
1	2	118.4411	96.4951	104.7191	-13.7220
1	3	112.9263	85.8264	102.2526	-10.6737
2	1	98.0942	92.7844	105.9773	7.8830
2	2	117.4109	88.4773	120.1189	2.7080
2	3	81.4160	106.1116	113.7819	32.3659
3	1	10619.8602	107.5472	116.9765	-10502.8837
3	2	116.1796	108.7549	105.1721	-11.0074
3	3	109.7256	105.0700	95.1025	-14.6231
平均值		1276.5886	99.0071	108.0738	-1168.5148

注：表中依次用 1-3 来代表分类指标由小到大的数值；表格最右边一列“3-1”表示的是  $\beta$  最高的各个组合列 3 与  $\beta$  最低的各个组合列 1 的换手率之差。

根据表 4.7 的 Panel B，根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{SMB}$  三维分组的 27 个投资组合的换手

---

---

率，9 个组合中有 2 个组合的股票的换手率随着  $\beta_{SMB}$  的提高增加，1 个组合 的股票的换手率随着  $\beta_{SMB}$  的提高降低，6 个组合没有明显特征，换手率的平均值也没有明显特征，也就是说低  $\beta_{SMB}$  的股票与高  $\beta_{SMB}$  的股票的换手率没有明显的规律，换手率与  $\beta_{SMB}$  之间没有显著的关系，股票流动性并没有对模型对比检验造成明显的干扰。

根据表 4.7 的 Panel C，根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{Mkt}$  三维分组的 27 个投资组合的换手率，9 个组合中有 1 个组合的股票的换手率随着  $\beta_{Mkt}$  的提高增加，3 个组合 的股票的换手率随着  $\beta_{Mkt}$  的提高降低，5 个组合没有明显特征，换手率的平均值也没有明显特征，也就是说低  $\beta_{Mkt}$  的股票与高  $\beta_{Mkt}$  的股票的换手率没有明显的规律，换手率与  $\beta_{Mkt}$  之间没有显著的关系，股票流动性并没有对模型对比检验造成明显的干扰。

综合之，根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{HML}$  三维分组进行的三因素模型与特征模型的对比检验由于流动性的影响降低了对三因素模型的支持力度，而根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{SMB}$ 、 $\beta_{Mkt}$  三维分组进行的三因素模型与特征模型的对比检验效果没有受到流动性的影响。

---

---

## 第五章 结论

### 一、中国股市资产定价的特点

中国股市存在显著的 B/M 效应和 SIZE 效应，而且 SIZE 效应比 B/M 效应更为显著，B/M 溢价和 SIZE 溢价分别为 0.68%/月和 0.81%/月；同时中国股市的市场溢价不是很高，平均在 0.14%。

市场风险是影响股票收益变动的最主要的因素，但是，除了市场风险  $\beta_{Mkt}$  外，代表 B/M 和 SIZE 风险的  $\beta_{HML}$  和  $\beta_{SMB}$  对股票收益的影响也非常重要，三因素模型比 CAPM 能更好的解释中国股市股票收益状况。

对三因素模型和特征模型的检验则需要从以下三方面来解释：

第一，根据  $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$  和  $\beta_{Mkt}$  三维分组对超常收益的检验结果均表明风险因素和公司特征对股票收益都有部分的影响，三因素模型和特征模型的特点体现的都不是非常明显，不能就此辨别中国股市更适合于三因素模型还是特征模型；对三维分组的组合的对比检验结果无论从截距或是贝塔系数的估计值来看都支持三因素模型，拒绝特征模型。

第二，根据  $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$  和  $\beta_{Mkt}$  分组构建的特征均衡组合的对比检验结果有所不同：根据  $\beta_{HML}$  三维分组，本文的检验结果支持三因素模型，拒绝特征模型，即股票横截面收益是由风险因素而非特征因素决定的；根据  $\beta_{SMB}$  三维分组的检验结果对三因素模型的支持力度更强一些，但对特征模型也不能完全拒绝；根据  $\beta_{Mkt}$  三维分组的检验结果既不能拒绝三因素模型，又不能拒绝特征模型。

第三，从对动量影响与流动性影响的考察来看，根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{HML}$ 、 $\beta_{SMB}$  和  $\beta_{Mkt}$  三维分组进行的三因素模型与特征模型的对比检验效果均没有受到动量的影响。而根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{HML}$  三维分组进行的三因素模型与特征模型的对比检验由于流动性的影响降低了对三因素模型的支持力度，而根据 B/M、SIZE 和  $\beta_{SMB}$ 、 $\beta_{Mkt}$  三维分组进行的三因素模型与特征模型的对比检验效果没有受到流动性的影响。

综上所述，从总体上看本文的检验结果还是倾向支持三因素模型，但同时也不能否定公司特征对股票收益也有一定的影响。

---

---

## 二、中国股市资产定价特殊性的原因

中国股市资产定价存在上述特殊性，除了可以从中国股市发展时间比较短，整体上还不成熟这一比较宏观的角度去解释之外，需要进一步探求其具体原因，主要从以下几方面进行分析：

首先，中国股市连续相当长的时间处于持续低迷的状态，造成了总的市场溢价相对比较低的情况出现，尽管 2006 年以来股市的收益比较好，但是处于分组的考虑本文只考察了上半年的收益，在整个检验中所占的比重比较小，所以对整体的作用不是很大，也就不能改变总的市场溢价低的状态。

其次，中国股市存在显著的 B/M 效应和 SIZE 效应，这说明公司财务特征可以部分的作为我们考察股票收益的一个思路，但是根据本文的检验结果，我们无法对这些效应产生的原因得出一个统一的结论，这可能是由于中国股市除了流通股外还有非流通股，由于对非流通股的度量存在困难，本文只考虑了深沪两市的 A 股股票，没有考虑其他部分，因此会对模型的检验造成一定的偏差。

而且，我们发现，有时候两个模型难以辨别，这一方面可能是由于流动性影响部分的降低了对三因素模型的支持力度所造成的；而另一方面，相对于国外几十年的大样本研究来说，本文的样本区间较短，可能是由于受到短期内非理性因素显著 (Davis, Fama 和 French, 2000)<sup>①</sup> 带来的干扰造成了特征均衡组合的对比检验中  $R_{CB} = 0$  的情况，在一定程度上削弱了三因素模型的支持力度。

总体上中国股市更适合三因素模型可能是由于中国股市不够成熟，受市场大势影响较大，相反地，受本公司的财务状况的影响相对要小一些，但是，我们也不能忽视本公司财务指标与发展状况，这是公司股票价值的依靠之所在。

## 三、结语

根据本文的检验结果，三因素模型比特征模型更适用于中国股市，除了市场风险因素之外，B/M 风险、SIZE 风险都对股票收益有非常重要的影响；这意味着，中国股市的特点呼应了理性资产定价理论与有效市场假说，从这个角度来说，中国股市应该是有效的，尽管现阶段仍不成熟，有效程度有待商榷，但不能否认其有效性。

中国股票市场随着不断的发展，会逐步从不成熟走向成熟，有效性逐渐提高，而且，根据本文的检验，如果剔除股票流动性的影响，对三因素模型的支持力度还会强

---

<sup>①</sup> Davis, J., E. F. Fama, and K. R. French., 2000, "Characteristics, covariances, and average returns: 1929-1997", *Journal of Finance* 55, pp 389-406.

---

一些。如果考虑Davis, Fama和French (2000)<sup>①</sup>提及的样本容量的影响, 伴随股票市场发展繁荣的样本区间和样本股票的增加, 也会进一步肯定理性资产定价及有效市场假说。

除了风险因素 (包括市场风险、B/M 风险、SIZE 风险) 外, 公司特征对股票收益也有一定的影响; 而且深沪两市的股票收益是存在 B/M、SIZE 溢价的, 股票收益随着 B/M 的增加而提高, 随 SIZE 的增大而降低, 因此, 在考虑股票收益大体情况时可以根据公司财务指标列示的 B/M、SIZE 作粗略估测。

可以看出, 方程  $R_p - R_f = \alpha + \beta_{Mkt}(R_{Mkt} - R_f) + \beta_{SMB}R_{SMB} + \beta_{HML}R_{HML} + \varepsilon$  对中国股市收益可以做一个较好的解释, 作为一个模型, 已经可以起到风险分析、投资业绩评估、资本成本计算等作用, 可以分析资本市场的股票收益, 考察市场运行效率。至于究竟是支持三因素模型还是支持特征模型, 这只是具体细节怎样解释的问题, 并不会太过妨碍其对股票收益判断的准确性。

实际上, 我们辨别一个资产定价模型的好坏, 是看它能否说明股票的价格变化、股票收益状况, 只要能衡量准确, 不一定必须归类到理性资产定价或是非理性资产定价, 因此, 我们对于资产定价及其异象的考察的初衷在于提供一种解释的思路, 而非一定拘泥于对其解释做出两者必选且只选其一的抉择。

从长远的角度来看, 三因素模型、特征模型以及它们背后的传统金融学与行为金融学不应是相互排斥甚至对峙的, 反而应该相互促进、共同发展。事实上, 能用这样的一个方程对三因素模型和特征模型这两个模型进行鉴别本身就是共同发展的表现, 模型检验在对立中的相互促进就是个很好的开始。可以想见, 未来的资产定价及其异象的研究应该是结合多门学科思想和多种计量方法展开的, 对股票市场收益的解释与预测也会随之愈加精准且科学, 从而更好的指导于我们的实践操作与市场发展。

---

<sup>①</sup> Davis, J., E. F. Fama, and K. R. French., 2000, "Characteristics, covariances, and average returns: 1929-1997", *Journal of Finance* 55, pp 389-406.

---

---

## 参考文献

1. Amihud, Y. and H. Mendelson, 1986, "Asset pricing and the bid-ask spread", *Journal of Financial Economics* 17, pp 223-249.
2. Bailey, W., J. Cai, Y.L. Cheung, and Z. Zheng, 2003, "The cross-sectional determinants of stock returns in China: Further evidence on characteristics, factors, and momentum", Working Paper, Cornell University.
3. Banz, R., 1981, "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics* 9, pp 3 -18.
4. Basu, S., 1977, "The investment performance of common stocks in relation to their price to earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis", *Journal of Finance* 32, pp 663-682.
5. Basu, S., 1983, "The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence", *Journal of Financial Economics* 12, pp 129-156.
6. Berk, J., 2000, "Sorting out sorts", *Journal of Finance* 55, pp 407-427.
7. Bhandari, L.C., 1988, "Debt/equity ratio and expected common returns: Empirical and evidence", *Journal of Finance* 43, pp 507-528.
8. Black, F., 1972, "Capital market equilibrium with restricted borrowing", *Journal of Business* 45, pp 444-454.
9. Black, F., 1993, "Beta and return", *Journal of Portfolio Management* 20, pp 8-18.
10. Black, F., M. Jensen, and M. Scholes., 1972, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", in Jensen, M. (ed)., *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York: Praeger.
11. Daniel, K., and S. Titman., 1997, "Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in common stock returns", *Journal of Finance* 52, pp 1-33.
12. Daniel, K., S. Titman, and J. Wei., 2001, "Explaining the cross-section of stock returns in Japan: Factors or characteristics", *Journal of Finance* 56, pp 743-766.
13. Davis, J., 1994, "the cross-section of realized stock returns: The pre-COMPUSTAT evidence", *Journal of Finance* 49, pp 1579-1593.
14. Davis, J., E. F. Fama, and K. R. French., 2000, "Characteristics, covariances, and average returns: 1929-1997", *Journal of Finance* 55, pp 389-406.
15. Debondt, W., and R. H. Thaler, 1985, "Does the stock market overreact", *Journal of Finance* 40, pp 793-805.
16. Debondt, W., and R. H. Thaler, 1987, "Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality", *Journal of Finance* 42, pp 557-582.

- 
17. Douglas, F., 1968, "Risk in the equity markets: An empirical appraisal of market efficiency", Ann Arbor, Michigan: University Microfilms, Inc.
  18. Drew M. E., T. Naughton, and M. Veeraraghavan, 2003, "Firm SIZE, book-to-market equity and security returns: Evidence from the shanghai stock exchange", *Australian Journal of Management* 28, pp 119-140.
  19. Fama, E. F. and K. R. French, 1992, "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance* 47, pp 427-465.
  20. Fama, E. F. and K. R. French, 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, pp 3-56.
  21. Fama, E. F. and K. R. French., 1996, "Multifactor explanations of asset pricing anomalies", *Journal of Finance* 51, pp 55-84.
  22. Fama, E. F. and K. R. French., 1998, "Value versus growth: The international evidence", *Journal of Finance* 53, pp 1975-1999.
  23. Fama, E.F. and J. MacBeth, 1973, "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests", *Journal of Political Economy* 81, pp 607-636.
  24. Gibbons, M.R., S.A. Ross, and J. Shanken, 1989, "A test of the efficiency of a given portfolio", *Econometrica* 57, pp 1121-1152.
  25. Haugen, R., 1995, "The new finance: the case against efficient markets", Englewood Cliffs, N.J.: Prentice Hall.
  26. Jagannathan, R., K. Kubota, and H. Takehara, 1998, "Relationship between labor-income risk and average return: Empirical evidence from the Japanese stock market", *Journal of Business* 71, pp 319-347.
  27. Jegadeesh, N. and S. Titman, 1993, "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", *Journal of Finance* 48, pp 65-91.
  28. Kandel, S., R. Stambaugh, 1987, "On correlations and inferences about mean variance efficiency", *Journal of Financial Economics* 18, pp 16-90.
  29. Kothari, S., J. Shanken, and R. Sloan, 1995, "Another look at the cross-section of expected returns", *Journal of Finance* 50, pp 85-224.
  30. Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny., 1994, "Contrarian investment, extrapolation, and risk", *Journal of Finance* 49, pp 1541-1578.
  31. Lintner, J., 1965a, "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *Review of Economics and Statistics* 47, pp 13-37.
  32. Lintner, J., 1965b, "Security prices, risk and maximal gains from diversification", *Journal of Finance* 20, pp 587-615.

- 
- 
33. Lo, Andrew W., and C. A. MacKinlay, 1990, "Data snooping in tests of financial asset pricing models", *Review of Financial Studies* 10, pp 431-467.
  34. Loughran, T, 1997, "Book-to-market across firm size, exchange, and seasonality", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 32, pp 249-268.
  35. Markowitz H., 1952, "Portfolio selection", *Journal of Finance* 7, pp 77-99.
  36. Merton, R.C., 1973, "An intertemporal capital asset pricing model", *Econometrica* 41, pp 867-887.
  37. Mossin, J., 1966, "Equilibrium in a capital asset market", *Econometrica* 35, pp 768-783.
  38. Pastor, L. and R.F. Stambaugh, 2000, "Comparing asset pricing models: An investment perspective", *Journal of Financial Economics* 56, pp 335-381.
  39. Roll, R., 1977, "A critique of the asset pricing theory's tests: Part one", *Journal of Financial Economics* 4, pp 129-176.
  40. Rosenberg, B., K. Reid, and R. Lanstein, "Persuasive evidence of market inefficiency", *Journal of Portfolio Management* 11, pp 9-16.
  41. Ross, S., 1976, "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory* 13, pp 341-360.
  42. Shanken, J., 1987, "Multivariate proxies and asset pricing relations: Living with the roll critique", *Journal of Financial Economics* 18, pp 91-110.
  43. Sharpe, W. F., 1964, "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of Finance* 19, pp 425-444.
  44. Stambaugh, R. F., 1982, "On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model", *Journal of Financial Economics* 10, pp 235-268.
  45. Stattman, D., 1980, "Book values and stock returns", *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers* 4, pp 25-45.
  46. Wang, F., and Y. Xu, 2003, "What determines Chinese stock returns", Working Paper, University of Texas at Dallas.
  47. 陈浪南 屈文洲, 2000: 《资本资产定价模型的实证研究》, 《经济研究》第 4 期, 第 26-34 页。
  48. 陈信元 张田余 陈冬华, 2001: 《预期股票收益的横截面多因素分析: 来自中国证券市场的经验证据》, 《金融研究》第 6 期, 第 22-35 页。
  49. 范龙振 余世典, 2002: 《中国股票市场的三因子模型》, 《系统工程学报》第 6 期, 第 537-546 页。
  50. 贾权 陈章武, 2003: 《中国股市有效性的实证分析》, 《金融研究》第 7 期, 第 86-92 页。
  51. 靳云汇 刘霖, 2001a: 《中国股票市场的双因子定价模型》, 《经济科学》第 5 期, 第 92-99 页。

- 
52. 靳云汇 刘霖, 2001b: 《中国股票市场 CAPM 的实证研究》, 《金融研究》第 7 期, 第 106-115 页。
  53. 罗林, 2003: 《中国股票市场风险模型》, 《金融研究》第 4 期, 第 32-43 页。
  54. 马静如, 2001: 《资本资产定价模型与深圳股票市场的实证研究》, 《南开经济研究》第 2 期, 第 13-16 页。
  55. 施东晖, 1996: 《上海股票市场风险性实证研究》, 《经济研究》第 10 期, 第 44-48 页。
  56. 汪炜 周宇, 2002: 《中国股市“规模效应”和“时间效应”的实证分析》, 《经济研究》第 10 期, 第 16-30 页。
  57. 王晋斌, 2004: 《价值溢价: 中国股票市场 1994-2002》, 《金融研究》第 3 期, 第 79-89 页。
  58. 吴世农 许年行, 2004: 《资产的理性定价模型和非理性定价模型比较研究——基于中国股市的实证分析》, 《经济研究》第 6 期, 第 105-116 页。
  59. 杨炘 陈展辉, 2003: 《中国股市三因子资产定价模型实证研究》, 《数量经济与技术经济研究》第 12 期, 第 137-141 页。
  60. 朱宝宪 何治国, 2002: 《 $\beta$  值和账面市值比与股票收益关系的实证研究》, 《金融研究》第 4 期, 第 71-79 页。
  61. 朱文晖 汪前明, 2002: 《CAPM 模型与股票投资风险: 对上海证券市场的实证研究》, 《世界经济文汇》第 6 期, 第 27-37 页。