

中国股票市场资产定价模型的新检验

New Test of Asset Pricing Models in China

林海¹ 洪永淼²

¹经济学博士、厦门大学金融系讲师

厦门大学金融系，厦门，361005

cfc@xmu.edu.cn

²经济学博士、康乃尔大学经济学系教授、清华大学经济管理学院特聘教授

康乃尔大学经济学系和统计科学系，纽约，14850

清华大学经济管理学院，北京，100084

yh20@cornell.edu

通讯作者 (Correspondent Author)：洪永淼

Department of Economics, 424 Uris Hall,

Cornell University, Ithaca, NY 14853, U.S.A

内容简介：资产定价是金融市场发展与完善的一个核心问题，也一直是金融领域的一个基础性研究问题。本文利用中国 1997 - 2004 年的股票价格数据对目前在资产定价领域最为流行的单因素模型和三因素模型进行了实证分析和检验，所检验的模型设定包括没有截矩项、包含截矩项以及考虑跳跃因子。为了对各个模型的设定进行检验与比较，我们使用了 Hong & Lee (2005a, 2005b) 新近提出的广义谱导数分析方法。检验结果显示：虽然截矩项模型设定无法显著地提高模型的拟合程度和解释能力，但是却可以有效地降低模型的设定误差，它是正确模型设定不可缺少的部分。而帐面市值比 (BM)，公司规模 (SIZE) 以及跳跃因子虽然可以提高资产定价模型的拟合程度和解释能力，却无法有效地改善模型的设定误差。因此，中国股票组合收益率中仍然存在着一些无法解释的部分，需要引入新的风险因素或者考虑非线性关系才能得以解决。

关键词：资产定价，单因素模型，三因素模型，跳跃，最大似然估计，广义谱导数分析，设定检验

JEL 分类号：E4,G0,G12

Abstract:

Asset Pricing is a key problem for the development of financial research and has always been a basic research project in finance. This paper empirically tested and evaluated both one factor (CAPM) model and Fama-French three factor model by Chinese data from 1997-2004. The model specifications include without constant, with constant and with jump effect. To test different models' specification, we used the spectral test proposed by Hong (1999), Hong & Lee (2004a, 2004b). The test results showed that although the intercept had no help on improving the fitting degree and explanation power of different models, it significantly reduced the models' specification error. This implies that intercept is important for correct model specification. However, although BM, SIZE and jump factor could improve the fitting degree and explanation power of asset pricing models a lot, it had little effect on reducing the specification errors. There are still some unexplainable parts in stock return. This implies that we should consider some other risk factors or nonlinear return relationship in China

Key Words: asset pricing, one factor model, three factor model, jump, maximum log likelihood estimation (MLE), spectral test, specification test.

JEL classification: E4, G0, G12

1. 前言

资产定价 (asset pricing) 是金融市场发展与完善的一个核心问题,也一直是金融领域的一个基础性研究问题。首先,对资产定价问题的研究有助于提高对风险的认识,从而为投资决策和套期保值提供事实依据;其次,通过对资产定价模型的研究,可以挖掘市场上被错误定价的资产,并采取一定的方式构造套利组合,获取无风险套利机会;第三,政府监管部门可以通过相关的资产定价模型判断市场的价格水平是否合理,从而为金融市场的监管提供切实可行的理论指导。

由于资产定价在金融领域中的重要作用,长期以来它一直是金融研究的一个核心问题。Sharpe (1964)、Lintner (1965) 在 Markowitz (1952) 有效组合理论的模型框架下,以股票资产组合的标准差作为该组合风险的衡量尺度,推导出资本资产定价模型 (CAPM)。该模型认为,股票资产的预期收益率只和系统性风险有关,而与该资产自身特征等非系统性风险无关。在该模型中,只有一个风险因素—市场风险。该市场风险的大小用证券收益变动和某个市场组合 (market portfolio) 收益变动的协方差除以市场组合的方差 (即所谓的 β 因子) 衡量。

Jensen (1968) 首次使用时间序列回归对 CAPM 进行了检验,发现时间序列回归所得到的截距项参数大于 CAPM 理论的无风险收益率,使得 β 因子值和预期收益之间的相关关系过于平坦,即各股票组合的预期收益率和 β 因子值横截面回归的斜率小于 CAPM 理论所揭示的斜率。这个现象在 Friend & Blume (1970) 和 Stambaugh (1982) 的研究中也得到了验证。Black (1972) 提出了存在借贷限制的 CAPM,放宽了对截距项参数的限制,使得该模型可以解释早期实证研究所归纳的 CAPM 不合理现象。

然而,越来越多的实证研究也开始对 Black (1972) 提出疑问和挑战,最为突出的是发现股票收益率的很多变化不是由市场风险引起,而与上市公司的相关特征,如规模 (SIZE) (Banz, 1981)、帐面市值比 (BM) (Rosenberg 等, 1985)、收益价格比 (E/P) (Basu, 1977) 等有关。这些现象也被称为股票市场的“异象 (abnormalities)”。Chan 等 (1991), Capaul 等 (1993) 以及 Fama & French (1998) 还发现在其他国家的资本市场中也存在类似异象。

为了解释这些异象,很多学者提出了不同的理论观点。第一类是行为金融观点 (Lakonishok 等, 1994; Fama & French, 1995; Debondt & Thaler, 1987; Daniel & Titman, 1997)。该理论认为,SIZE 和 BM 不是风险因素,而是代表上市公司的特征,反映了企业的某种基本面因素。高 BM 的企业是开始下滑的企业 (称为“价值型企业”),而低 BM 则主要是增长型企业。由于投资者对企业历史表现的过度反应,使得低 BM (增长快,历史表现良好) 的公司股票价格太高,而高 BM (增长慢,历史表现差) 的公司股票价格太低。这个过度反应最后会纠正,从而导致高 BM 股票的高收益和低 BM 股票的低收益。另一类理论则在理性定价的模型框架下,认为 CAPM 的假设条件过于严格、简单,需要考虑更为复杂的资产定价模型,如 Merton (1973) 提出的跨期 CAPM (ICAPM), Lucas (1978), Breeden (1979), Hansen & Singleton (1982, 1983) 和 Jagannathan (1985) 等基于消费的资产定价模型 (CCAPM), Ryder & Heal (1973), Becker & Murphy (1988), Constantinides (1990), Campbell & Cochrane (1999), Normandin & Pascal (1998), 和 Brandt & Wang (2001) 等考虑习惯偏好对 CCAPM 的拓展,以及 Cochrane (2000) 和 Campbell (2000) 利用随机贴现因子 (SDF) 模型框架对资产定价模型的总结。另外,更多的风险因素也因此被引入到资产定价模型中,用于解释股票资产收益的变动。其中最具代表性的就是 Fama & French (1993, 1996) 提出的“三因素模型”。他们在市场风险因素的基础上引入了另外两个风险因素—SIZE 因素和 BM 因素,并分别用小 SIZE 组合 (S) 和大 SIZE 组合 (B) 的收益率差 (SMB) 以及高 BM 组合 (H) 和低 BM 组合 (L) 的收益率差 (HML) 表示这两种风险溢价。在一定条件下,对风险溢价来源的认识差异并不会影响到三因素模型的应用 (Fama & French, 2004)。

Hansen (1982), Hansen & Singleton (1982), Brown & Gibbons (1985) 等采用广义矩方法 (General Method of Moments, GMM), 以 Euler 方程的正交性条件为基础解决了一些复杂资产定价模型的参数估计问题。另外一些研究, 则提出新的计量方法对上述资产定价模型进行模型的设定检验, 以验证资产定价模型是否存在误差。Shiller (1979), Singleton (1980), Leroy & Porter (1981) 研究了模型正确设定条件下相关波动率的边界。Hansen & Jagannathan (1991, 1997) 则将这个波动率边界 (H-J 边界) 作为一般的诊断工具来对资产定价模型进行设定检验, 并构造出相应的统计量。自此, H-J 边界方法逐渐成为资产定价模型最为流行的模型设定检验工具, Burnside (1994), Cecchetti, Lam & Mark (1994), Hansen, Peter & Luttmer (1995) 等都对此进行了研究。但是, H-J 边界方法存在几个缺陷, 限制了它在模型设定检验方面的实用性。首先, 该方法使用的是无条件矩而不是条件矩, 忽略了定价残差可能存在的非线性关系等重要信息, 从而使得检验不容易导致拒绝错误模型。因为在非线性的条件下, 定价残差的条件期望很可能不等于 0, 即使该序列所有的无条件协方差都为 0。其次, 该检验只考虑变量之间的二阶相关性, 没有考虑定价残差序列中可能存在的高阶相关性, 如峰度、偏度等相关对收益的影响; 第三, 该检验只使用了波动率 (二阶矩) 对资产定价模型进行设定检验, 忽略了高阶矩 (Snow, 1991)。

很多理论和实证研究都表明, 资产的收益率序列很可能存在非线性序列依赖 (nonlinear serial dependence)。首先, 从一般的均衡定价理论分析, 投资者的风险厌恶程度会随着收益率的变动而变动, 从而对资产价格的未来变动产生非线性影响。当市场收益率急剧下跌时, 由于受到卖空限制、流动性以及财务危机的影响, 市场的整体风险厌恶程度就会上升, 市场未来的预期收益率就会上升。此外, Black (1988) 提出的均值回归预期理论以及对投资者行为偏差 (behavior biases) 的分析, Campbell & Cochrane (1999) 考虑习惯的消费资产定价模型, 以及 Chan & Kogan (2002) 考虑异质 (heterogeneous) 投资者的连续时间资产定价模型, 都从不同的理论角度论证了资产收益率可能存在非线性关系。其次, 从行为金融的角度分析, 金融市场的投资策略可以分为价值投资和技术投资。价值投资主要立足对公司基本价值的分析, 而技术投资则主要根据股票价格的历史信息。不同的投资策略立足于不同的信息, 对市场自然就会产生不同的影响。更为重要的是, 不仅整体投资者的风险厌恶水平会随着收益率的变动而变动, 整体投资者中不同投资策略所占比例也会随着市场环境的变化而变化, 所以其对市场的影响也就会随着时间的变化而变化, 从而使收益体现出非线性的特征。

因此, 虽然 H-J 边界方法是资产定价模型设定检验经常使用的方法, 它可能不是一个最好的方法, 尤其是可能忽略相关变量之间的非线性关系。Hong & Lee (2005a, 2005b) 新近提出的广义谱导数分析方法, 则可以有效地解决这些问题。它可以检验任何形式的序列相关, 包括均值序列依赖和高阶矩序列依赖 (如波动性序列依赖, 偏度序列依赖和峰度序列依赖) 对股票收益率条件均值的影响。而且, 这种序列依赖可以是线性的, 也可以是非线性的。在本文的资产定价模型设定检验中, 我们将使用 Hong & Lee (2005a, b) 检验。

在国内资产定价研究方面, 汪炜和周宇 (2002) 以及朱宝宪和何治国 (2002) 分别对中国股票市场的 SIZE 效应和 BM 效应进行了实证检验, 都得出了肯定的结论, 即中国股票市场存在 SIZE 效应和 BM 效应, 这两个因素都有助于解释中国股票收益率的历史变动。陈信元等 (2001) 通过回归分析, 认为 SIZE 和 BM 对股票收益率具有显著的解释能力。杨旻和陈展辉 (2003), 吴世农和许年行 (2004) 的实证结果均支持了三因素模型。肖军和徐信忠 (2004) 在三因素模型基础上引入了另外两个因子 - 协偏度和协峰度。罗林 (2003), 范龙振和王海涛 (2003), 刘霖和秦宛顺 (2004) 都通过一定的实证分析认为影响中国股票市场收益率的因素不只三个, 必须在三因素模型基础上引入其他的风险因子。

相比国外对资产定价问题的实证研究, 我国国内在拓展 CAPM、检验资产定价模型上

的研究还存在很多的不足，具体表现在：大部分都只针对某个模型进行参数估计，没有对不同模型进行全面的综合比较，即使有比较，也只是简单检查参数的统计显著性，没有采取更为严谨的计量方法；其次，没有检验各个资产定价模型的设定是否正确。检验模型设定正确与否对判断是否还存在其他风险因子或者是否存在非线性收益关系十分重要。事实上，模型设定正确与否也影响到对模型参数的一致估计和有效的经济含义解释。最后，大部分研究所采用的数据时间窗口太短，使得研究结论可能过于片面。

本文使用 1997-2004 年长达 8 年的数据在考虑各种模型设定的情形下对单因素模型和三因素模型进行全面的比较，并通过 Hong & Lee (2005a, 2005b) 检验对各种模型设定进行严格检测，以验证各风险因素和其他模型设定是否提高模型解释能力，以及判断是否存在其他风险因素或非线性收益关系。在第 2 节，我们将详细介绍我们要比较和检验的资产定价模型；在第 3 节，我们将介绍 Hong & Lee (2005a, 2005b) 的广义谱导数方法；在第 4 节中，我们详细分析和比较各个模型的参数估计结果；第 5 节利用广义谱导数分析方法对各个模型进行设定检验；第 6 部分则是简短的结论。

2. 资产定价模型

本文主要目的是对两个目前最为流行的资产定价模型：单因素 (CAPM) 模型和三因素模型进行全面的比较。我们分别在两个模型中考虑了不同的模型设定情况。表 1 列出了我们要检验的模型以及各种设定，下面我们依次介绍。

(1) 单因素模型

设 r_{pt} 代表某只股票或者组合在时期 t 的收益率， r_{ft} 代表市场无风险短期市场利率， $r_{mt} - r_{ft}$ 代表市场组合的风险溢价，单因素资产定价模型通常表示为：

$$r_{pt} = r_{ft} + \beta(r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2) \quad (1)$$

这里常数 β 代表股票或者组合的系统性风险，而 ε_t 是定价残差。单因素 CAPM 也可以等价表述为：

$$r_{pt} - r_{ft} = \beta(r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2) \quad (2)$$

也就是说，如果单因素 (CAPM) 模型正确， $r_{pt} - r_{ft}$ 序列和 $r_{mt} - r_{ft}$ 序列服从截距项为 0 的线性关系，而且定价残差 ε_t 中不包含有任何可以用来解释股票或者组合收益率的有用信息。

但是很多实证研究表明，股票的收益率存在很多异象 (abnormalities)，无法用单因素模型解释。为了验证这些现象是否也在中国资本市场存在，我们在回归中加入了截距项：

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta(r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2) \quad (3)$$

模型设定 (3) 可以用于检验很多股票市场的异象。如当股票市场存在 SIZE 效应时，对于大 SIZE 组合，其 $\alpha < 0$ ，而对于小 SIZE 组合，其 $\alpha > 0$ ；当股票市场存在 BM 效应时，对于高 BM 的组合，其 $\alpha > 0$ ；对于低 BM 组合，其 $\alpha < 0$ 。因此，通过对不同股票组合的收益序列进行回归分析，检验截距项 α 估计值的统计显著性以及模型的拟合程度，我们可以判断中国股票市场是否存在异象。目前，国内大多数对股票市场异象的实证研究

都只是简单地比较不同组合的收益率差异是否显著 (汪炜和周宇 (2002), 朱宝宪和何治国 (2002), 吴世农和许年行 (2004)等), 而没有具体分析该差异是由系统性风险引起还是真正地由系统性风险之外的公司特征引起。使用模型设定 (3) 则可以有效地将系统性风险引起的股票收益率部分剔除, 从而更准确地检验股票市场的异象。

另外, 各种重大经济信息的公布和市场干预都会对市场某种类型的股票和短期利率产生跳跃性的影响 (Ball & Torous (1983), Das (2001))。这在中国股票市场尤为突出, 因为中国股市的一个显著特点是受政府政策的影响很大。由于投资者在大多数情况下并不能预测政策出台的时间以及政策的力度, 政策对股市的影响可由跳跃因子来描述。为了考虑这种跳跃对资产定价模型的影响, 我们在回归模型中也加入了跳跃因子:

$$\begin{cases} r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta(r_{mt} - r_{ft}) + J \cdot D_t + \varepsilon_t, \\ D_t \sim i.i.d. Bernoulli(q), \\ J \sim N(\psi, \gamma^2) \\ \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2) \end{cases} \quad (4)$$

迄今为止, 在中国资产定价模型的众多研究中有尚未引入跳跃因子的研究。跳跃因子的引入除了可以刻画重大经济政策对股票市场的影响之外, 从计量经济学角度看, 也是十分必要的。我们可以得到比较稳健的 α 和 β 参数的估计值, 因为 α 和 β 的估计对所谓的 outliers 很敏感。跳跃因子的引入, 则可以有效地清除 outliers 所可能带来的影响。

(2) 三因素模型

为了考察另外两个因素 - SIZE 因素和 BM 因素在解释股票收益率变动方面的能力, 我们也考虑中国股票市场的三因素模型:

$$r_{pt} - r_{ft} = \beta_m(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2) \quad (5)$$

同样地, 为了进一步研究在三因素模型下中国股票市场可能存在的异象, 我们在 (6) 中加入了截矩项:

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta_m(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2) \quad (6)$$

此外, 为了研究三因素模型下中国股票收益率的突然变动, 我们还引入跳跃因子:

$$\begin{cases} r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + J \cdot D_t + \varepsilon_t, \\ D_t \sim i.i.d. Bernoulli(q), \\ J \sim N(\psi, \gamma^2) \\ \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2) \end{cases} \quad (7)$$

杨忻和陈展辉 (2003), 吴世农和许年行 (2004) 研究了三因素模型 (7), 但加入跳跃因子的三因素模型尚未有人研究。

表 1: 单因素模型和三因素模型

模型	模型设定
单因素模型	
不考虑截矩项的单因素模型	$r_{pt} - r_{ft} = \beta(r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_t$
考虑截矩项的单因素模型	$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta(r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_t$

考虑跳跃的单因素模型	$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta(r_{mt} - r_{ft}) + J \cdot D_t + \varepsilon_t, dD_t \sim iid \text{ Bernoulli}(q), J \sim N(\psi, \gamma^2)$
三因素模型	
不考虑截矩项的三因素模型	$r_{pt} - r_{ft} = \beta_m(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \varepsilon_t$
考虑截矩项的三因素模型	$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta_m(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \varepsilon_t$
考虑跳跃的三因素模型	$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta_m(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + J \cdot D_t + \varepsilon_t, dD_t \sim iid \text{ Bernoulli}(q), J \sim N(\psi, \gamma^2)$

注：表中 ε_t 的设定为： $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ 。

3. 广义谱导数检验方法

本文的主要目的是检验上述资产定价模型是否足以解释中国资本市场的收益率，特别是检验是否存在其他的风险因素或者非线性收益关系。为此，在这一节中，我们介绍一种新近提出的计量模型检验方法。

3.1 基本计量模型

设时间序列为 $\{y_t\}$ ，其时间序列模型为： $y_t = g(I_{t-1}, \theta) + \varepsilon_t$ ，其中 I_{t-1} 表示时刻 t-1 的投资者信息集合， $g(I_{t-1}, \theta)$ 是条件期望 $E(Y_t | I_{t-1})$ 的参数模型，而 $\theta \in \Theta$ 代表一个有限维参数集合中的一个参数值。在我们的应用中， y_t 将是股票组合的超额收益率，即 $y_t = r_{pt} - r_{ft}$ ， $g(I_{t-1}, \theta)$ 就是我们所要检验的资产定价模型。例如，当资产定价模型为包含截矩项的单因素 CAPM 模型时，我们有 $g(I_{t-1}, \theta) = \alpha + \beta(r_{mt} - r_{ft})$ ， $\theta = (\alpha, \beta)$ 。如果资产定价模型 $g(I_{t-1}, \theta)$ 设定正确，则存在 $\theta_0 \in \Theta$ 使得

$$H_0 : \quad g(I_{t-1}, \theta_0) = E(y_t | I_{t-1}) ,$$

如果模型设定有误，则对于任意的 $\theta \in \Theta$ ，我们有

$$H_1 : \quad g(I_{t-1}, \theta) \neq E(y_t | I_{t-1})$$

如果模型 $g(I_{t-1}, \theta)$ 设定正确，则 $g(I_{t-1}, \theta)$ 所包含的风险因素可以完全解释股票组合的收益率。如果模型 $g(I_{t-1}, \theta)$ 设定错误，则意味着要么存在其他风险因素，要么收益率存在非线性关系。

我们现在介绍 Hong & Lee (2005a, 2005b) 的模型设定检验方法。定义模型误差 $\varepsilon_t \equiv Y_t - g(I_{t-1}, \theta)$ ， $\theta \in \Theta$ 。则如果模型设定正确，存在 $\theta_0 \in \Theta$ 使得

$$E[\varepsilon_t(\theta_0) | I_{t-1}] = 0$$

这意味着 $E[\varepsilon_t(\theta) | I_{t-1}^\varepsilon] = 0$, 其中 $I_{t-1}^\varepsilon \equiv \{\varepsilon_{t-1}(\theta_0), \varepsilon_{t-2}(\theta_0), \dots\}$ 。换言之, 当模型设定正确时, 价格误差 $\{\varepsilon_t(\theta_0)\}$ 是一个鞅差分序列, 其条件均值不存在任何序列依赖。

为了书写方便, 我们定义 $\varepsilon_t = \varepsilon_t(\theta)$ 。如果 $\{\varepsilon_t\}$ 为一个严格平稳过程, 其边际特征函数为 $\varphi(u) = E(e^{iu\varepsilon_t})$, 联合特征函数 $\varphi_j(u, v) \equiv E(e^{iu\varepsilon_t + iv\varepsilon_{t-j}})$, $i = \sqrt{-1}$, $u, v \in R$, $j = \dots, -1, 0, +1, \dots$ 。为了分析非线性时间序列, Hong (1999) 提出了广义谱函数。其基本思路是: 定义序列 $\{e^{iu\varepsilon_t}\}$ 的谱函数为

$$f(\omega, u, v) \equiv \frac{1}{2\pi} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \sigma_j(u, v) e^{-ij\omega}, \omega \in [-\pi, \pi],$$

其中, ω 表示频率, $\sigma_j(u, v) = \text{cov}(e^{iu\varepsilon_t}, e^{iv\varepsilon_{t-j}})$ 表示序列 $\{e^{iu\varepsilon_t}\}$ 的协方差。该函数可以用于检验 $\{\varepsilon_t\}$ 任何形式的线性和非线性序列依赖, 包括一阶矩序列依赖 (均值序列依赖) 和高阶矩序列依赖 (如波动性序列依赖 (ARCH), 偏度序列依赖和峰度序列依赖)。这是因为 $\sigma_j(u, v) = 0$ 当且仅当 ε_t 和 ε_{t-j} 相互独立。而且, 该函数的存在并不需要 $\{\varepsilon_t\}$ 的任何矩条件。如果二阶矩 $E(\varepsilon_t^2)$ 存在, 我们通过对上述谱函数 $f(\omega, u, v)$ 在 $(u, v) = (0, 0)$ 处求偏导数就可以得到 $\{\varepsilon_t\}$ 的幂频谱 (power spectrum):

$$\frac{\partial^2}{\partial u \partial v} f(\omega, u, v) |_{(u, v) = (0, 0)} = -\frac{1}{2\pi} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) e^{-ij\omega} = h(\omega), \omega \in [-\pi, \pi].$$

幂频谱是线性时间序列非常流行的基本分析工具, 可以刻画线性序列相关。所以, 我们称 $f(\omega, u, v)$ 为 $\{\varepsilon_t\}$ 的广义谱 (Generalized Spectrum)。

在经济学中, 幂频谱函数 $h(\omega)$ 常用来分析经济波动的周期 (Sargent, 1987)。但是由于 $h(\omega)$ 只能刻画线性关系, 对自相关为 0 的非线性关系则无能为力, 因此可能忽略一些重要的经济关系。广义谱分析方法是则时间序列一种新的分析工具, 可以用于检测时间序列任意矩的线性和非线性的序列相关, 并能够刻画由线性和非线性序列相关所导致的 $\{\varepsilon_t\}$ 条件分布的周期变动, 包括条件波动率、条件偏度和和条件峰度的周期变动。因此它比 $h(\omega)$ 更能捕捉和刻画复杂的经济关系, 特别是非线性关系。

但是广义谱分析方法本身无法用于检验资产定价模型, 因为检验的是 ε_t 和 ε_{t-j} 是否互相独立, 即 $\{\varepsilon_t\}$ 是否为独立统分布序列 (i.i.d.)。而在检验资产定价模型设定正确与否时,

我们只需要检验价格误差 ε_t 的条件均值是否存在序列依赖。二者之间存在差异。假如 ε_t 为一个鞅差分序列 (m.d.s.)，即 $E(\varepsilon_t | I_{t-1}) = 0$ ，但是价格误差存在波动聚类现象，即 $\text{cov}(\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-j}^2) \neq 0$ ，则资产定价模型是正确的，但是广义谱函数 $f(\omega, u, v)$ 将认为资产定价模型是错误的，因为 $\{\varepsilon_t\}$ 不是独立同分布的。为了解决这一困难，Hong & Lee (2005a, 2005b) 提出使用广义谱函数的偏导数 (Generalized Spectral Partial Derivatives)，因为偏导数只关注条件均值中的序列依赖，不受是否存在高阶矩序列依赖的影响。定义：

$$f^{(0,1,0)}(\omega, u, v) \equiv \frac{1}{2\pi} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \sigma_j^{(1,0)}(u, v) e^{-ij\omega}, \quad \omega \in [-\pi, \pi], \quad -\infty < v < \infty,$$

其中， $\sigma_j^{(1,0)}(0, v) = \frac{\partial}{\partial u} \sigma_{ij}(u, v) |_{u=0} = \text{cov}(i\varepsilon_t, e^{iv\varepsilon_{t-j}})$ ，这个导数可以检测 j 阶自回归函数 $E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-j}) = 0$ ，因此适合于检验 $E(\varepsilon_t | I_{t-1}) = 0$ ，即适合于检验资产定价模型设定正确与否。而且，它不仅检验定价误差 ε_t 条件均值的线性相关，还可以检验定价误差 ε_t 条件均值的非线性依赖，即使这些序列的自相关系数为 0。如非线性移动平均过程 $\varepsilon_t = \alpha z_{t-1} z_{t-2} + z_t$ ， $\{z_t\} \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ 。这个过程的自相关系数为 0，是一个白噪音，但是 $E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-j}) \neq 0$ 。在一定条件下， $E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-j}) = 0$ 等价于 $\sigma_j^{(1,0)}(0, v) = 0$ ， $\forall v \in R$ 。所以如果资产定价模型设定正确，不管定价残差 $\{\varepsilon_t\}$ 是否存在波动聚类或者高阶矩序列依赖，函数 $f^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$ 就会变为一个水平频谱 (flat spectrum)：

$$f^{(0,1,0)}(\omega, 0, v) = f_0^{(0,1,0)}(\omega, 0, v) = \frac{1}{2\pi} \sigma_0^{(1,0)}(0, v), \quad \omega \in [-\pi, \pi], \quad -\infty < v < \infty$$

因此我们可以估计 $f^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$ ，然后判断它是否为一个水平频谱。如果是，资产定价模型正确；反之，则模型设定错误。

3.2 检验统计量

假设 $\hat{\theta}$ 是用数据通过一定方法 (如最小二乘法、最大似然法) 估计出来的参数值，则资产定价模型 $g(I_{t-1}, \theta)$ 的定价残差为 $\hat{\varepsilon}_t \equiv Y_t - g(I_{t-1}, \hat{\theta})$ ， $t = 1, 2, \dots, T$ ， I_{t-1} 表示时刻 $t-1$ 的信息集合。广义谱导数 $f^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$ 可以用一个平滑的核估计方法 (smoothed kernel method) 估计：

$$\hat{f}^{(0,1,0)}(\omega, 0, v) \equiv \frac{1}{2\pi} \sum_{j=1-T}^{T-1} (1 - |j|/T)^{1/2} k(j/p) \hat{\sigma}_j^{(1,0)}(0, v) e^{-ij\omega}, \quad \omega \in [-\pi, \pi], \quad -\infty < v < \infty \quad (8)$$

其中 $p \equiv p(T)$ 表示带宽, $k: (-\infty, \infty) \rightarrow [-1, 1]$ 为一个对称的核函数, 且 $k(0) = 1$ 。核函数 $k(\cdot)$ 的一个例子是 Barlett 核函数, 即 $k(z) = (1 - |z|)I(|z| \leq 1)$, 这里 $I(\cdot)$ 是示性函数 (indicator function), 即如果 $|z| \leq 1$, $I(|z| \leq 1) = 1$, 否则其取值为 0。

在 (8) 中, 我们还定义

$$\hat{\sigma}_j^{(1,0)}(0, v) = (T - |j|)^{-1} \sum_{t=|j|+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{h}_{t-|j|}(v), j = 1-T, \dots, -1, 0, 1, \dots, T-1,$$

$$\hat{h}_{t-|j|}(v) = \hat{\phi}_{t-|j|}(v) - \hat{G}_t' \hat{\beta}_{|j|}(v), \hat{G}_t = \frac{\partial}{\partial \theta} g(\hat{I}_{t-1}, \hat{\theta}),$$

$$\hat{\beta}_j(v) = \left(\sum_{t=1}^T \hat{G}_t \hat{G}_t' \right)^{-1} \sum_{t=|j|+1}^T \hat{G}_t \hat{\phi}_{t-|j|}(v)$$

我们还进一步估计水平频谱 $\hat{f}_0^{(0,1,0)}(\omega, 0, v) = \frac{1}{2\pi} \hat{\sigma}_0^{(1,0)}(0, v), \omega \in [-\pi, \pi], -\infty < v < \infty$ 。如

果资产定价模型设定正确, $f^{(0,1,0)}(\omega, 0, v) = f_0^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$ 。因此我们可以预计, 当模型

设定正确时, 两个估计函数 $\hat{f}^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$ 和 $\hat{f}_0^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$ 将很接近。当二者之间存在很大差别时, 则表明模型设定错误。为了严格比较这两个是否相近, Hong & Lee (2005a, 2005b)

构建检验统计量 $M(p)$:

$$M(p) = \left[\sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/p) (T-j) \int |\hat{\sigma}_j^{(1,0)}|^2 dW(v) - \hat{C}_1(p) \right] / \sqrt{\hat{D}_1(p)}$$

$$\hat{C}_1(p) = \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/p) \frac{1}{T-j} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \int |\hat{h}_{t-j}(v)|^2 dW(v)$$

$$\hat{D}_1(p) = 2 \sum_{j=1}^{T-2} \sum_{l=1}^{T-2} k^2(j/p) k^2(l/p) \int \int \left| \frac{1}{T - \max(j, l)} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \hat{h}_{t-j}(v) \hat{h}_{t-l}(v') \right|^2 dW(v) dW(v')$$

这里 $W(\cdot)$ 是一个事先给定的连续累计分布函数, 如标准正态分布函数。在一定的规范

条件下, 当资产定价模型设定正确, 统计量 $M(p)$ 渐进服从于标准正态分布。如果统计检

验量 $M(p)$ 大于某一显著水平的 $N(0, 1)$ 的临界值时, 表示 $\hat{f}^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$ 和 $\hat{f}_0^{(0,1,0)}(\omega, 0, v)$

相差很大, 资产定价模型错误。反之, 如果 $M(p)$ 小于 $N(0, 1)$ 的临界值, 则表示两者相近, 资产定价模型正确。

总结上面的分析, 基于广义谱导数的资产定价模型设定检验步骤为:

(1) 给定资产定价模型 $g(I_{t-1}, \theta)$, 估计模型参数 $\hat{\theta}$, 获得定价误差 $\{\varepsilon_t\} \equiv y_t - g(I_{t-1}, \hat{\theta})$ 。

(2) 计算 $\hat{G}_t = \frac{\partial}{\partial \theta} g(I_{t-1}, \hat{\theta})$, 如果资产定价模型为线性模型 $g(I_{t-1}, \theta) = X_t' \theta$, 则 $\hat{G}_t = X_t$ 。

(3) $\hat{\phi}_{t-|j|}(v)$ 对 \hat{G}_t 进行最小二乘回归, 计算残差 $\hat{h}_{t-|j|}(v)$ 。

(4) 计算统计量 $M(p)$ 。

(5) 将统计量 $M(p)$ 和标准正态分布 $N(0,1)$ 的临界值 (如 5% 显著水平的临界值为 1.65, 1% 显著水平的临界值为 2.33) 比较, 判断模型是否存在设定误差。如果统计量大于临界值, 表明模型设定被拒绝, 模型设定存在误差。需要指出的是, 用广义谱导数检验, 不要求任何特殊的参数估计方法, 只要能将真实参数值 θ_0 一致估计出即可。这就大大方便了整个模型设定检验过程, 并提高了该检验过程结论的可靠性。

4. 数据

4.1 样本选择与组合构造

本文所采用的数据为中国股票市场 (包括沪市和深市) 1997 - 2004 年上市公司股票价格的周末数据。为了排除一些特殊股票的影响, 样本中剔除了 ST 和 PT 公司。组合的构造则沿用 Fama-French 三因子模型的构造方法, 在每年 6 月底将样本公司按照其 SIZE 进行排序, 指标选择流动性股票市值, 按照 SIZE 的大小将股票分为小 (S)、2、3、4、大 (B) 五组; 然后每组股票再按照其 BM 分为五组, 分别计为高 (H)、2、3、4、低 (L)。所以整个股票样本被分成 25 个组合。组合收益率的计算采用 SIZE 加权平均方法。计算时间窗口为该年度 7 月至下个年度 6 月。市场收益率用上证指数收益率代表。

为了计算 SMB 和 HML, 我们在每年 6 月底按照 SIZE 大小将样本分为大 (B)、小 (S) 两组, 每组再按照 BM 分为高 (H)、中 (M)、低 (L) 三组, 交叉形成 6 个组合 SL, SM, SH, BL, BM, BH。计算每个组合该年 7 月到下年 6 月每个组合周收益率。 $SMB=(SL+SM+SH-BL-BM-BH)/3$, $HML=(SH+BH-SL-BL)/2$ 。

表 2 列出了样本选择的一些具体数据。从表 2 中可以看出, 随着时间的推移, 我国上市公司的数量迅速增加, 每个组合的股票数量也迅速上升, 单个股票的非系统性影响基本上可以被消除, 研究结果更能反映整个市场的系统性特征。

表 2: 样本选择与组合构造

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
股票数量	292	537	654	736	827	963	1019	1089
周数	50	50	50	50	49	49	49	50

4.2 统计特征

表 3 列出了组合的一些统计特征。从表中我们可以发现这些组合的一些共同特征: 首先组合收益率存在明显的非正态性, 其中尖峰现象尤为突出; 其次, 各个样本组合都无法显著地异于 0, 这表明这些组合无法获得绝对的收益, 这类似于杨忻和陈展辉 (2003); 第三, 虽然 H-L 和 S-B 组合的收益率为正, 但是也是不显著的, 表明这些组合也无法获得绝对的收益, 这与范龙振和王海涛 (2003) 类似, 而与吴世农和许年行 (2004) 利用月度数据得出收益率显著大于 0 存在差异。

5. 实证检验

5.1 参数估计

我们选择的参数估计方法为最大似然值法 (MLE)。在估计过程中,选择的算法为 BHHH,程序运行通过 GAUSS Windows 6.0。

表 4 列出了各个单因素模型的估计结果,参数估计的标准误以及各个模型的最大似然值。考虑截矩项的单因素模型与不考虑截矩项的单因素模型之间的似然值几乎没有差异,表明引入截矩项并没有显著性地提高模型的拟合程度,组合的 α 也绝大部分是不显著的。这不同于吴世农和许年行 (2004) 中大部分 α 显著的结论。大部分不同组合的 β 都在 1 左右,表明中国股票市场具有很强的系统性行为特征。其中小规模组合 (S) 的 β 大于大规模组合 (B),表明小规模组合的风险更大。对于相同层次的 SIZE 水平, BM 越高, β 越大。

引入跳跃因子之后,模型的似然值迅速提高,意味着跳跃因子的引入可以显著地改善模型的拟合效果。更为重要的是,对于小 SIZE 的股票组合,其 α 值都显著的大于 0,而大 SIZE 股票组合大部分均都显著的小于 0,表明我国股票市场存在显著的 SIZE 效应,从而证实了王伟和周宇 (2002),吴世农和许年行 (2004),杨忻和陈展辉 (2003),范龙振和王海涛 (2003) 等人的结论。实证结果表明,跳跃因子对于提高我国单因子模型的解释能力是非常重要的,这也是目前国内研究所忽略的一个因素。在中国股票市场的发展过程中,政府的政策行为扮演了重要的角色。每当一个新的政策行为出台,股票市场受到政府政策的影响,就会发生突然性的大幅波动。这种大幅波动由于政策的不可预测性经常体现出突然跳跃的特征。跳跃因子则正好可以捕捉到这种突然跳跃的重要市场信息,所以它是研究我国股票市场价格变动行为特征一种非常重要的因素。不同组合的跳跃强度存在比较大的差异,最大的为 0.2600,表明平均一个月就会发生一次跳跃;最小的为 0.0321,平均 7 个月左右才会发生一次跳跃。总体而言,大 SIZE 组合的跳跃强度大于小 SIZE 组合,低 BM 组合的跳跃强度大于高 BM 组合,说明大 SIZE 组合和低 BM 组合发生跳跃的可能性更大。除了小组的跳跃均值显著为负之外,其余大部分组合的跳跃均值都不显著,这意味着小组所发生的突然性跳跃经常是大幅下跌,而其他组合的跳跃是对称的。不同组合的跳跃幅度则差别不大,大部分都在 5%-11% 之间,其中高 BM 组合的跳跃幅度稍稍大于低 BM 组合,说明高 BM 组合跳跃的特征是不频繁,但是跳跃幅度大;而低 BM 组合则是频繁的小幅跳跃。

我们现在转向研究三因素模型。表 5 列出了各种三因素模型的估计结果,参数估计的标准误以及各个模型的最大似然值。可以明显地看出,引入另外两个因子可以大大地提高模型的似然值和拟合程度,这说明这两个因子的确有助于解释股票收益的部分变动,这与国内大部分对三因素模型的实证研究所得出的结论一致。其中小 SIZE 组合似然值的提高幅度超过大 SIZE 组合,说明两个风险因子更有助于解释小 SIZE 的收益率变动。与单因素模型的结论类似,引入截矩项几乎无法提高模型的似然值和拟合程度,大多数 α 也是不显著的,从而证实了杨忻和陈展辉 (2003),吴世农和许年行 (2004) 的结论。但是我们也不能简单地否定三因素模型,而需要通过模型设定检验得出更为合理的结论。

引入另外两个风险因子之后,各个股票组合的 β_m 之间的差距缩小,都在 1 左右。这说明,剔除掉 SIZE 因素与 BM 因素之后,各个股票组合基本上和市场组合同步变动。 β_{SMB} 基本上随着 SIZE 的增大而逐渐降低,而且和杨忻和陈展辉 (2003) 的实证结果类似,小 SIZE 组合的 β_{SMB} 都大于 0,大部分大 SIZE 的 β_{SMB} 小于 0,说明小 SIZE 组合对 SMB 收益率的敏感性为正, SMB 收益上升,小 SIZE 股票组合的预期收益率也上升, SMB 收益下跌,小

SIZE 股票组合的预期收益率也随之下降,大 SIZE 组合则与此刚好相反。低 BM 组合的 β_{HML} 都小于 0,高 BM 组合的 β_{HML} 大于 0,说明低 BM 组合对 HML 收益率的敏感性为负,HML 收益上升,低 BM 组合的预期收益率下跌,HML 收益下跌,低 BM 组合的预期收益率则上升;高 BM 组合则相反。但是不同于杨炘和陈展辉(2003),组合敏感性的大小会受到 SIZE 因素的影响,SIZE 越大,敏感性越强, β_{HML} 的绝对数值就越大。同样都是低 BM,大 SIZE 股票组合(BL)的 β_{HML} 大约为-0.37,而小 SIZE 股票组合(SL)只有约-0.04;同样都是高 BM,大 SIZE 股票组合(BH)的 β_{HML} 大约为 0.73,而小 SIZE 股票组合(SH)只有约 0.45。

在三因素模型中引入跳跃因子之后,模型的似然值迅速增加,这说明,跳跃因子的确有助于解释中国股票市场收益率的一些异常现象。 $\beta, \beta_{SMB}, \beta_{HML}$ 的参数统计特征和不考虑跳跃因子没有明显的差异。跳跃强度 q 所有的参数估计结果都十分显著,表明中国股票市场存在显著的跳跃效应。绝大部分的跳跃均值 ψ 都是不显著的,这与单因子跳跃模型中小 SIZE 组合的跳跃均值显著不同。这说明,在单因子模型条件下无法解释、被认定为跳跃的价格变动(主要是小 SIZE 组合价格下跌)可以被另外两个风险因子所解释,不再被认定为跳跃。不同组合的跳跃幅度 γ 差距不大,大都在 5%左右,最大的为 11.09%,最小的则为 3.03%。

5.2 模型设定检验

应该指出的是,各资产定价模型中估计参数在统计检验上显著不为 0,并非表示该模型设定已经正确,而有可能忽略其他系统风险因子或者非线性关系。事实上,如果模型设定错误,如忽略其他系统风险因子(对应计量经济学所说的 omitted variables),则参数估计可能有偏。如果存在非线性关系,那么 β 值就不是一个常数,因此当忽略非线性关系时,所得 β 的参数估计值不但有偏,而且不能解释为风险价格。为了判断是否忽略其他系统风险因子或者非线性关系,必须进行模型设定检验。本文选择 Hong & Lee (2005a, 2005b) 提出的广义谱导数检验对上述模型进行设定检验,主要目的是检验模型是否存在设定误差,即模型残差序列 $\{\varepsilon_t\}$ 是否真的是鞅差序列(m.d.s)。计算检验指标所选择的核函数为 Bartlett 核函数、Parzen 核函数、Daniel 核函数以及 QS 核函数(参看 Priestley, 1981, p. 442)。四种核函数的计算结果十分接近,为节省篇幅,我们只列出 Bartlett 核函数的计算结果,滞后时期选择 5 和 10。

表 6 (1) 列出了单因素模型和三因素模型的模型设定检验指标计算结果。将这些计算结果同 5%置信水平的临界值 1.65 比较,可以发现很多组合被显著地拒绝了,表明这些组合模型的设定存在误差,模型的残差序列并不是 m.d.s,残差中仍然包含一些有用的信息,可以用来解释组合收益。值得注意的是,引入截矩项之后,模型的设定误差大大较少,一些不含截矩项时被拒绝的组合在引入截矩项之后无法被拒绝,这表明截矩项虽然无法显著地提高模型估计的似然值,但是它却是减少模型设定误差不可少的一个因子。这实际上反

映了股票收益率不但跟系统风险有关，而且同上市公司有关，而这些与上市公司有关的因素至少可以部分地由截矩项刻画出来。值得指出的是，跳跃因子的引入虽然可以显著地提高模型参数估计的似然值，但是它却无法有效的改善模型的设定误差，通过检验的组合和含有截矩项的模型设定没有太大的区别。

表 6 (2) 则列出了各种三因素模型的模型设定检验计算结果。可以发现，虽然三因素模型可以显著地提高模型的似然值和拟合程度，但是却无法有效地降低模型的设定误差。引入另外两个风险因素之后，模型的设定误差并没有有效地下降，有些组合反而上升了。这表明，另外两个风险因素在解释股票收益率部分变动的同时带来了一些新的模型设定错误。在无截矩项的模型设定中，绝大部分组合都无法通过检验，表明这些组合模型的设定仍然存在误差，模型的残差序列并不是 *m.d.s.*，残差中仍然包含一些有用的信息，可以用来解释组合收益。同单因子模型类似，引入截矩项之后，模型的设定误差大幅下降，很多在原先没有截矩项条件下无法通过检验的组合在截矩项条件下都通过了模型设定检验。这表明，股票收益率与市场风险和上市公司特征有关，而上市公司影响股票收益率的特征因素并不仅仅是 SIZE 和 BM 而已。截矩项可以刻画 SIZE 和 BM 以外的公司特征，因而可以改进模型。跳跃因子的引入虽然可以显著地提高模型估计的似然值，但是无法有效地降低模型设定误差，通过检验的组合个数和含有截矩项的模型设定没有太大的区别。设定检验结果表明，截矩项的模型设定虽然无法显著地改善模型的拟合效果，但是却可以显著地降低模型设定误差；与此相反，跳跃因子虽然可以显著地改善模型的拟合程度，但是无法显著地降低模型设定误差。

模型设定错误的来源有两个可能性：(1) 存在其他的系统风险因子，HML 和 SMB 只能部分地代表股票组合除市场风险外的其他风险因素，股票组合收益率中仍然存在着一些无法解释的部分，必须用其他的风险因素进行解释，从而证实了罗林 (2003)，范龙振和王海涛 (2003)，刘霖和秦宛顺 (2004) 的结论；(2) 存在股票收益率的非线性关系，这种非线性关系无法用线性设定正确地表示出来。一种可能性是 β 值具有时变性 (马喜德、郑振龙和王保合 (2003))，比如它可能随投资者偏好的改变或者经济周期的变动而发生变动。在这种情况下，股票收益率便呈现出非线性关系。因此，在研究中国资产定价时，除了考虑其他风险因素外，我们也应该同样重要地考虑可能存在的非线性关系。很显然，非线性资产定价建模要比引入其他风险因子困难得多，因为经济理论没能给出可能的非线性关系。但它应该是今后研究的一个方向。

6. 结论和今后研究方向

总结上面的实证分析结果，我们可以得到一些有关中国股票市场资产定价模型的基本结论：

(1) 中国股票市场具有很强的系统性行为特征，各个样本组合的 β 相差幅度比较小，基本上和市场组合同步变动。

(2) 在因素模型中加入截矩对模型的参数估计没有明显的影响，似然值的变动也很小。但是，它却可以有效地降低模型的设定误差。

(3) 在单因素模型基础上加入另外两个风险因素——SIZE 因素与 BM 因素可以显著地提高模型的似然值和拟合程度，但是却无法有效地降低模型的设定误差。模型设定错误的来源有两个可能性：一是存在其他的系统风险因子；二是存在非线性关系。

(4) 引入跳跃因子同样可以显著地提高模型的似然值和拟合程度，跳跃因子有助于解释股票组合收益率的一些异常变动。在单因素模型中引入跳跃因子后，可以明显地看出，我们股票市场存在 SIZE 效应。但是，跳跃因子的引入同样无法有效地降低模型地设定误差。仍然存在许多的股票组合，其统计值超过了 5% 的临界值。

因此，通过三因素模型和跳跃因子的引入，我们在资产定价模型的拟合程度和解释能力方面都获得了长足的发展，对一些异常收益率也有了一些合理的解释。但是模型设定检验结果表明，这些模型仍然无法通过模型设定检验，存在模型设定错误。模型设定错误可能来源于其他风险因素的存在，也可能来源与股票市场收益率的非线性关系。对这些风险因素和非线性关系的研究，则是我们今后研究的方向。

参考文献：

- Banz, Rolf W., 1981, "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks", *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.
- Basu, Sanjay, 1977, "Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis", *Journal of Finance* 12, 129-156.
- Becker, G. S. and K. M. Murphy, 1988, "A Theory of Rational Addiction", *Journal of Political Economy* 96, 675-700.
- Black, F., 1972, "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing", *Journal of Business* 45, 444-455.
- Black, F., 1988, "An Equilibrium Model of the Crash," in S. Fischer (ed.) *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, pp. 269-275.
- Brandt, Michael W. and Kevin Q. Wang, 2001, "Time Varying Risk Aversion and Unexpected Inflation", Wharton School working paper.
- Breeden, Douglas T., 1979, "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities", *Journal of Financial Economics* 7, 265-296.
- Brown, D. P. and M. R. Gibbons, 1985, "A Simple Econometric Approach for Utility-Based Asset Pricing Models", *Journal of Finance* 40, 359-381.
- Burnside, C. 1994, "Hansen-Jagannathan Bounds as Classical Tests of Asset Pricing Models", *Journal of Business and Economics Statistics* 12, 57-79.
- Campbell, J. Y., 2000, "Asset Pricing at the Millennium", *Journal of Finance* 55, 1515-1567.
- Campbell, John Y. and John H. Cochrane, 1999, "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior", *Journal of Political Economy* 107, 205-251.
- Capaul, Carlo, Ian Rowley and William F. Sharpe, 1993, "International Value and Growth Stock Returns", *Financial Analysts Journal* 49, 27-36.
- Cecchetti, S. G., P. Lam and N. C. Mark, 1994, "Testing Volatility Restrictions on Intertemporal Marginal Rates of Substitution Implied by Euler Equations and Asset Returns", *Journal of Finance* 49, 123-152.
- Chan, Louis K.C., Yasushi Hamao and Josef Lakonishok, 1991, "Fundamentals and Stock Returns in Japan", *Journal of Finance* 46, 1739-1789.
- Chan, Y.L., and L. Kogan, 2002, "Catching Up with the Joneses: Heterogeneous Preferences and the Dynamics of Asset Prices," *Journal of Political Economy*, 110, 1255-1285.
- Cochrane, John H., 2000, *Asset Pricing*, Princeton University Press.
- Constantinides, G. M., 1990, "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle", *Journal of Political Economy* 98, 519-543.
- Daniel, Kent D. and Sheridan Titman, 1997, "Evidence on The Characteristics of Cross-Section Variations in Common Stock Returns", *Journal of Finance* 52, 1-33.

- DeBondt, Werner F. M. and Richard H. Thaler, 1987, "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality", *Journal of Finance* 42, 557-81.
- Fama, E. and K. French, 1992, "The cross-section of expected stock returns" *Journal of Finance* 47, 427-465.
- Fama, E. and K. French, 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fama, E. and K. French, 1995, "Size and book-to-market factors in earnings and returns", *Journal of Finance* 50, 131-155.
- Fama, E. and K. French, 1996, "Multifactor explanations of asset pricing anomalies", *Journal of Finance* 51, 55-84.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1998, "Value Versus Growth: The International Evidence" *Journal of Finance* 53, 1975-1999.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1993, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1996, "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", *Journal of Finance*. 51, 55-84.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 2004, "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", *Journal of Economic Perspectives* 18, 25-46.
- Friend, Irwin and Marshall Blume, 1970, "Measurement of Portfolio Performance under Uncertainty", *American Economic Review* 60, 607-36.
- Hansen, L. and R. Jagannathan, 1997, "Assessing Specification Errors in Stochastic Discount Factor Models", *Journal of Finance* 52, 557-590.
- Hansen, L. P. and K. J. Singleton, 1982, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectation Models", *Econometrica* 50, 1269-1286.
- Hansen, L. P. and K. J. Singleton, 1983, "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns", *Journal of Political Economy* 91, 249-265.
- Hansen, L. P. and R. Jagannathan, 1991, "Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies", *Journal of Political Economy* 99, 225-262.
- Hansen, L. P., 1982, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica* 50, 1029-1054.
- Hansen, Lars Peter, John Peter and E. G.J. Luttmer, 1995, "Econometric Evaluation of Asset Pricing Models", *Review of Financial Studies* 8, 237-274.
- Hong, Y. M., 1999, "Hypothesis Testing in Time Series via the Empirical Characteristic Function: A Generalized Spectral Density Approach," *Journal of the American Statistical Association* 84, 1201-1220.
- Hong, Y. M. and Y.J. Lee, 2005a, "Generalized Spectral Tests for Conditional Mean Models in Time Series with Conditional Heteroskedasticity of Unknown Form", *Review of Economic Studies*, 73 , 499-541.
- Hong, Y. M. and Y.J. Lee, 2005b, "An Improved Generalized Spectral Test for Conditional Mean Models in Time Series with Conditional Heteroskedasticity of Unknown Form", Working Paper of Cornell University.
- Jagannathan, R., 1985, "An Investigation of Commodity Future Prices Using the Consumption-Based Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Journal of Finance* 40, 175-191.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny, 1994, "Contrarian Investment,

- Extrapolation, and Risk”, *Journal of Finance* 49, 1541–578.
- Leroy, S. F. and R. D. Porter, 1981, “The Present Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds”, *Econometrica* 49, 555-574.
- Lintner, J., 1965, “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets”, *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37.
- Lucas, R.E. Jr., 1978, “Asset Pricing in an Exchange Economy”, *Econometrica* 46, 1429-1445.
- Markowitz, H., 1952, “Portfolio selection”, *The Journal of Finance*, 7, 77-91.
- Mean Models in Time Series with Conditional Heteroskedasticity of Unknown Form”, Working Paper of Cornell University.
- Merton, Robert C., 1973, “An Intertemporal Capital Asset Pricing Model”, *Econometrica*. 41, 67-87.
- Normandin, Michel and St. Amour Pascal, 1998, “Substitution, Risk Aversion, Taste Shocks and Equity Premia”, *Journal of Applied Econometrics* 13, 265-28.
- Priestley, M., 1981, *Time Series and Spectral Analysis*, Volume 1, Academic Press: London.
- Rosenberg, Barr, Kenneth Reid and Ronald Lanstein, 1985, “Persuasive Evidence of Market Inefficiency”, *Journal of Portfolio Management* 11, 9-17.
- Ryder H. E. Jr and G. M. Heal, 1973, “Optimal Growth with Intertemporally Dependent Preferences”, *Review of Economics Studies* 40, 1-33.
- Sargent, T., 1987, *Macroeconomic Theory*, 2nd Edition, Academic Press: San Diego.
- Sharpe, W., 1964, “Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk”, *Journal of Finance* 19, 425-442.
- Shiller, R. J., 1979, “The Volatility of Long Term Interest Rates and Expectation Models of Term Structure”, *Journal of Political Economy* 87, 1190-1219.
- Singleton, K. J., 1980, “Expectations Models of Term Structure and Implied Variance Bounds”, *Journal of Political Economy* 88, 1159-1176.
- Snow, K. N., 1991, “Diagnosing Asset Pricing Models Using the Distribution of Asset Returns”, *Journal of Finance* 46, 955-983.
- Stambaugh, R.F., 1982, “On the Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model: A Sensitivity Analysis”, *Journal of Financial Economics* 10, 237-268.
- 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, 22 - 35。
- 范龙振、王海涛, 2003, “上海股票市场股票收益率因素研究”, 《管理科学学报》第1期, 60 - 67。
- 刘霖、秦宛顺, 2004, “中国股票市场套利定价模型研究”, 《金融研究》第6期, 44 - 55。
- 罗林, 2003, “中国股票市场风险模型”, 《金融研究》第4期, 32 - 43。
- 马喜德、郑振龙、王保合, 2003, “贝塔系数波动状况的实证分析”, 《厦门大学学报(哲社版)》第4期, 22 - 27。
- 汪炜、周宇, 2002, “中国股市“规模效应”和“时间效应”的实证研究”, 《经济研究》第10期, 17 - 21。
- 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研究”, 《经济研究》第10期, 105 - 117。
- 肖军、徐信忠, 2004, “中国股市价值反转投资策略有效性实证研究”, 《经济研究》第3期, 55 - 64。
- 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，137 - 141。

朱宝宪、何治国，2002，“ β 值和帐面/市值比与股票收益关系的实证研究”，《金融研究》第 4 期，71 - 79。

表 3: 25 个组合的统计特征

组别	按照 BM 分组					H-M
	H	2	3	4	L	
SIZE	(a): 均值					
S	0.0013	0.0008	0.0007	0.0006	0.0003	0.001
2	0.0013	0.0007	0.0006	0.0002	0.0005	0.0009
3	0.0012	0.0013	0.0002	1.7E-5	-0.0001	0.0013
4	0.0009	0.0007	0.0003	-0.0002	-0.0009	0.0018
B	0.0007	0.0005	0.0005	-0.0008	-0.0015	0.0022
S-B	0.0006	0.0003	0.0002	0.0014	0.0018	
	标准差					
S	0.0533	0.0488	0.0494	0.0483	0.0431	0.0259
2	0.0562	0.0519	0.043	0.044	0.0389	0.0347
3	0.0466	0.0451	0.0426	0.0428	0.039	0.0303
4	0.0437	0.0427	0.0392	0.0426	0.0362	0.0330
B	0.0437	0.0428	0.0423	0.0414	0.0444	0.0318
S-B	0.0324	0.0478	0.0426	0.0357	0.0336	
SIZE	偏度					
S	-2.2788	-1.8663	-2.3254	-2.1996	-2.379	-1.8875
2	-2.8599	-2.4794	-1.4846	-1.3655	-1.2418	-2.7474
3	-1.329	-1.474	-1.7535	-1.5192	-0.5964	0.7478
4	-1.7558	-1.1497	-1.1115	-1.1989	-0.3196	-1.6592
B	-2.253	-0.3184	0.0724	-0.9654	-1.2416	-0.0608
S-B	2.88	5.0897	6.6698	1.7793	1.4944	
SIZE	峰度					
S	17.4784	13.9354	16.6032	17.6769	20.3602	27.846
2	24.4967	18.4282	13.5141	13.5	10.0076	26.377
3	19.3635	13.7562	16.6925	12.8281	7.3563	13.937
4	17.6427	13.0686	12.0172	13.4057	5.9769	27.068
B	23.7018	11.5301	11.2591	12.1006	20.0741	9.5748
S-B	23.0235	51.1922	78.552	18.2169	9.4525	

表 4：单因素模型的参数估计结果

(a) 不含截距项					
BM					
	H	2	3	4	L
β					
S	1.1721 ^{***} (23.16)	1.0984 ^{***} (0.0447)	1.0963 ^{***} (0.0462)	1.0604 ^{***} (0.0458)	1.0152 ^{***} (0.0364)
2	1.1802 ^{***} (0.0563)	1.1837 ^{***} (0.0466)	1.0562 ^{***} (0.0332)	1.0572 ^{***} (0.0358)	0.9652 ^{***} (0.0293)
3	1.1307 ^{***} (0.0371)	1.1073 ^{***} (0.0349)	1.0111 ^{***} (0.0357)	1.0487 ^{***} (0.0334)	0.9860 ^{***} (0.0279)
4	1.0793 ^{***} (0.0333)	1.0358 ^{***} (0.0340)	1.0252 ^{***} (0.0246)	0.9545 ^{***} (0.0394)	0.8848 ^{***} (0.0283)
5	1.0434 ^{***} (0.0361)	0.9522 ^{***} (0.0400)	1.0090 ^{***} (0.0350)	0.9013 ^{***} (0.0398)	0.9425 ^{***} (0.0441)
似然值					
S	769.23	817.74	805.13	808.36	899.14
2	726.41	801.51	936.15	906.07	985.53
3	891.80	916.17	907.48	933.87	1005.05
4	934.61	926.83	1054.85	867.88	999.55
B	902.94	962.33	914.52	863.97	823.62
(b) 包含截距项					
α					
SIZE	H	2	3	4	L
S	0.0004(0.0017)	-0.0001(0.0015)	-0.0002(0.0016)	-0.0002(0.00016)	-0.0004(0.0013)
2	0.0004(0.0019)	-0.0003(0.0016)	-0.0002(0.0011)	-0.0006(0.0012)	-0.0003(0.0010)
3	0.0003(0.0013)	0.0005(0.0012)	-0.0006(0.0012)	-0.0008(0.0011)	-0.0009(0.0010)
4	0.0000(0.0011)	-0.0001(0.0012)	-0.0005(0.0008)	-0.0009(0.0014)	-0.0015 [*] (0.0010)
B	-0.0001(0.0012)	-0.0002(0.0014)	-0.0003(0.0012)	-0.0015(0.0014)	-0.0023 [*] (0.0015)
β					
S	1.1719 ^{***} (0.0506)	1.0985 ^{***} (0.0447)	1.0964 ^{***} (0.0462)	1.0606 ^{***} (0.0458)	1.0155 ^{***} (0.0364)
2	1.1800 ^{***} (0.0563)	1.1839 ^{***} (0.0466)	1.0564 ^{***} (0.0332)	1.0576 ^{***} (0.0358)	0.9654 ^{***} (0.0293)
3	1.1305 ^{***} (0.0371)	1.1069 ^{***} (0.0349)	1.0115 ^{***} (0.0357)	1.0492 ^{***} (0.0333)	0.9866 ^{***} (0.0278)
4	1.0793 ^{***} (0.0333)	1.0359 ^{***} (0.0340)	1.0255 ^{***} (0.0246)	0.9551 ^{***} (0.0394)	0.8858 ^{***} (0.0282)
B	1.0435 ^{***} (0.0361)	0.9524 ^{***} (0.0400)	1.0092 ^{***} (0.0350)	0.9023 ^{***} (0.0397)	0.9449 ^{***} (0.0440)
似然值					
S	769.26	817.74	805.14	808.37	899.21
2	726.43	801.53	936.17	906.18	985.58
3	891.84	916.26	907.59	934.11	1005.48
4	934.60	926.84	1055.02	868.10	1000.79
B	902.95	862.35	914.55	864.58	824.72
(c) 考虑跳跃因子					
α					
SIZE	H	2	3	4	L
S	0.0036 ^{***} (0.0009)	0.0027 ^{***} (0.0010)	0.0046 ^{***} (0.0009)	0.0033 ^{***} (0.0008)	0.0027 ^{***} (0.0008)
2	0.0029 ^{***} (0.0009)	0.0027 ^{***} (0.0007)	0.0014 ^{**} (0.0007)	0.0006(0.0007)	0.0004(0.0007)

3	0.0009(0.0007)	0.0009*(0.0006)	0.0003(0.0006)	0.0004(0.0008)	0.0003(0.0008)
4	-0.0002(0.0007)	-0.0003(0.0006)	0.0004(0.0005)	-0.0009*(0.0006)	-0.0014**(0.0007)
B	-0.0001(0.0006)	-0.0015*** (0.0006)	-0.0012** (0.0006)	-0.0018*** (0.0007)	-0.0033*** (0.0006)

β

S	1.0932*** (0.0346)	0.9863*** (0.0318)	1.0032*** (0.0293)	0.9530*** (0.0278)	1.0094*** (0.0260)
2	1.0615*** (0.0398)	1.0961*** (0.0314)	1.0345*** (0.0251)	1.0487*** (0.0252)	0.9621*** (0.0209)
3	1.0794*** (0.0246)	1.0912*** (0.0222)	1.0384*** (0.0197)	1.0344*** (0.0267)	0.9780*** (0.0222)
4	1.0087*** (0.0226)	1.0697*** (0.0235)	1.0331*** (0.0180)	0.9731*** (0.0198)	0.8988*** (0.0237)
B	1.0498*** (0.0227)	0.9919*** (0.0223)	1.0554*** (0.0262)	0.9273*** (0.0274)	0.8000*** (0.0250)

q

S	0.0770*** (0.0212)	0.0733*** (0.0211)	0.0971*** (0.0229)	0.0649*** (0.0182)	0.1510*** (0.0341)
2	0.1135*** (0.0292)	0.1194*** (0.0278)	0.0356*** (0.0194)	0.0575*** (0.0241)	0.2265*** (0.0528)
3	0.1864*** (0.0337)	0.1101*** (0.0272)	0.0936*** (0.0227)	0.0174(0.0173)	0.0321** (0.0193)
4	0.1094*** (0.0256)	0.1480*** (0.0316)	0.0794*** (0.0212)	0.0476*** (0.0153)	0.1259*** (0.0405)
B	0.1242*** (0.0263)	0.0735*** (0.0199)	0.0682*** (0.0192)	0.1603*** (0.0311)	0.2600*** (0.0341)

ψ

S	-0.0408** (0.0205)	-0.0367** (0.0191)	-0.0484*** (0.0150)	-0.0536*** (0.0229)	-0.0207*** (0.0082)
2	-0.0212(0.0169)	-0.0240** (0.0131)	-0.0461* (0.0306)	-0.0201(0.0196)	-0.0032(0.0046)
3	-0.0026(0.0066)	-0.0033(0.0102)	-0.0100(0.0123)	-0.0703(0.0725)	-0.0378* (0.0288)
4	0.0028(0.0097)	0.0009(0.0076)	-0.0117(0.0095)	0.0000(0.0265)	-0.0009(0.0070)
B	-0.0001(0.0095)	0.0171(0.0179)	0.0124(0.0163)	0.0016(0.0082)	0.0044(0.0059)

γ

S	0.1026*** (0.0162)	0.0885*** (0.0141)	0.0781*** (0.0104)	0.0956*** (0.0149)	0.0524*** (0.0062)
2	0.1039*** (0.0149)	0.0824*** (0.0109)	0.0871*** (0.0222)	0.0850*** (0.0185)	0.0369*** (0.0042)
3	0.0533*** (0.0057)	0.0646*** (0.0092)	0.0722*** (0.0105)	0.1129*** (0.0438)	0.0616*** (0.0150)
4	0.0603*** (0.0084)	0.0557*** (0.0069)	0.0490*** (0.0076)	0.1132*** (0.0223)	0.0432*** (0.0069)
B	0.0638*** (0.0081)	0.0919*** (0.0148)	0.0809*** (0.0136)	0.0616*** (0.0071)	0.0572*** (0.0048)

似然值

S	941.39	947.38	973.70	989.35	1011.85
2	924.86	999.35	1089.44	1072.48	1070.84
3	1016.25	1085.51	1112.50	1074.54	1079.94
4	1069.11	1100.73	1186.45	1131.92	1074.27
B	1076.88	1108.87	1106.45	1009.09	991.59

注：不含截矩项的单因素模型设定为： $r_{pt} - r_{ft} = \beta(r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ ；包含截矩项的单因素模型设定为： $r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta(r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ ；考虑跳跃因子的单因素模型设定为： $r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta(r_{mt} - r_{ft}) + J \cdot D_t + \varepsilon_t, dD_t \sim iid Bernoulli(q), J \sim N(\psi, \gamma^2), \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ 。表格中括号外的数值是各参数的估计值，括号中的数值为该参数估计的标准误。*, **, ***分别代表 10%, 5% 和 1% 的显著性水平。

表 5：三因素模型的参数估计结果

(a) 不含截矩项					
BM					
β_m					
SIZE	H	2	3	4	L
S	0.9983 ^{***} (0.0309)	0.9538 ^{***} (0.0252)	0.9594 ^{***} (0.0317)	0.9650 ^{***} (0.0305)	0.9372 ^{***} (0.0271)
2	0.9776 ^{***} (0.0352)	1.0330 ^{***} (0.0326)	1.0091 ^{***} (0.0263)	1.0255 ^{***} (0.0344)	0.9500 ^{***} (0.0251)
3	0.9911 ^{***} (0.0243)	1.0286 ^{***} (0.0311)	0.9616 ^{***} (0.0343)	1.0177 ^{***} (0.0307)	0.9901 ^{***} (0.0245)
4	0.9806 ^{***} (0.0267)	0.9749 ^{***} (0.0317)	0.9968 ^{***} (0.0246)	0.9510 ^{***} (0.0406)	0.9412 ^{***} (0.0255)
B	0.9503 ^{***} (0.0297)	0.9727 ^{***} (0.0322)	1.0397 ^{***} (0.0320)	0.9684 ^{***} (0.0379)	1.0130 ^{***} (0.0429)
β_{SMB}					
S	1.2054 ^{***} (0.0563)	1.2250 ^{***} (0.0459)	1.1015 ^{***} (0.0578)	1.2833 ^{***} (0.0556)	0.9025 ^{***} (0.0495)
2	1.1936 ^{***} (0.0642)	0.9632 ^{***} (0.0594)	0.7885 ^{***} (0.0480)	0.4768 ^{***} (0.0627)	0.5934 ^{***} (0.0457)
3	0.3521 ^{***} (0.0442)	0.4640 ^{***} (0.0568)	0.4208 ^{***} (0.0625)	0.5581 ^{***} (0.0560)	0.4828 ^{***} (0.0448)
4	0.1155 ^{***} (0.0487)	-0.0580 ^{***} (0.0578)	0.1194 ^{***} (0.0448)	0.0232 ^{***} (0.0740)	0.0824 ^{***} (0.0464)
B	-0.0734 [*] (0.0541)	-0.9051 ^{***} (0.0587)	-0.6055 ^{***} (0.0583)	0.0258 ^{***} (0.0693)	-0.1981 ^{***} (0.0783)
β_{HML}					
S	0.4539 ^{***} (0.0526)	0.2262 ^{***} (0.0429)	0.2535 ^{***} (0.0540)	-0.1753 ^{***} (0.0519)	-0.0433 ^{***} (0.0462)
2	0.6739 ^{***} (0.0600)	0.4501 ^{***} (0.0555)	-0.1930 ^{***} (0.0448)	-0.0931 [*] (0.0586)	-0.2945 ^{***} (0.0427)
3	0.7867 ^{***} (0.0413)	0.2609 ^{***} (0.0531)	0.0767 [*] (0.0584)	-0.1544 ^{***} (0.0523)	-0.3606 ^{***} (0.0418)
4	0.6467 ^{***} (0.0455)	0.4880 ^{***} (0.0540)	0.1269 ^{***} (0.0419)	0.0094 ^{***} (0.0685)	-0.4707 ^{***} (0.0434)
B	0.7353 ^{***} (0.0506)	0.4688 ^{***} (0.0548)	0.1882 ^{***} (0.0545)	-0.5144 ^{***} (0.0645)	-0.3761 ^{***} (0.0732)
似然值					
S	976.11	1056.85	965.99	981.16	1027.33
2	924.29	954.77	1039.45	933.43	1058.45
3	1071.56	972.70	935.03	978.20	1067.07
4	1033.48	965.66	1066.53	867.96	1052.37
B	991.72	959.85	962.18	895.48	845.44
(b) 含有截矩项					
α					
SIZE	H	2	3	4	L
S	-0.0009(0.0010)	-0.0011(0.0008)	-0.0012(0.0011)	-0.0007(0.0010)	-0.0009(0.0009)
2	-0.0011(0.0012)	-0.0014(0.0011)	-0.0005(0.0009)	-0.0007(0.0012)	-0.0003(0.0008)
3	-0.0009(0.0008)	-0.0001(0.0010)	-0.0009(0.0011)	-0.0009(0.0010)	-0.0007(0.0008)
4	-0.0008(0.0009)	-0.0007(0.0011)	-0.0007(0.0008)	-0.0009(0.0014)	-0.0010(0.0009)
B	-0.0010(0.0010)	-0.0003(0.0011)	-0.0002(0.0011)	-0.0009(0.0013)	-0.0017(0.0014)
β_m					
S	0.9985 ^{***} (0.0308)	0.9540 ^{***} (0.0251)	0.9596 ^{***} (0.0316)	0.9651 ^{***} (0.0305)	0.9374 ^{***} (0.0271)
2	0.9779 ^{***} (0.0352)	1.0333 ^{***} (0.0325)	1.0092 ^{***} (0.0263)	1.0257 ^{***} (0.0344)	0.9501 ^{***} (0.0251)
3	0.9913 ^{***} (0.0242)	1.0287 ^{***} (0.0311)	0.9618 ^{***} (0.0342)	1.0180 ^{***} (0.0307)	0.9903 ^{***} (0.0245)
4	0.9808 ^{***} (0.0267)	0.9750 ^{***} (0.0317)	0.9970 ^{***} (0.0245)	0.9512 ^{***} (0.0406)	0.9414 ^{***} (0.0254)
B	0.9505 ^{***} (0.0296)	0.9727 ^{***} (0.0322)	1.0397 ^{***} (0.0320)	0.9686 ^{***} (0.0378)	1.0134 ^{***} (0.0429)
β_{SMB}					

S	1.2059 ^{***} (0.0563)	1.2256 ^{***} (0.0458)	1.1022 ^{***} (0.0577)	1.2837 ^{***} (0.0556)	0.9030 ^{***} (0.0494)
2	1.1942 ^{***} (0.0641)	0.9640 ^{***} (0.0593)	0.7888 ^{***} (0.0480)	0.4772 ^{***} (0.0627)	0.5936 ^{***} (0.0457)
3	0.3527 ^{***} (0.0442)	0.4641 ^{***} (0.0568)	0.4213 ^{***} (0.0624)	0.5587 ^{***} (0.0560)	0.4832 ^{***} (0.0447)
4	0.1160 ^{***} (0.0487)	-0.0576(0.0578)	0.1198 ^{***} (0.0448)	0.0238(0.0737)	0.0829 ^{**} (0.0464)
B	-0.0729 [*] (0.0541)	-0.9050 ^{***} (0.0587)	-0.6054 ^{***} (0.0583)	0.0264(0.0688)	-0.1971 ^{***} (0.0782)

 β_{HML}

S	0.4562 ^{***} (0.0526)	0.2291 ^{***} (0.0429)	0.2567 ^{***} (0.0540)	-0.1733 ^{***} (0.0520)	-0.0408(0.0462)
2	0.6770 ^{***} (0.0600)	0.4539 ^{***} (0.0555)	-0.1917 ^{***} (0.0449)	-0.0910 ^{**} (0.0586)	-0.2937 ^{***} (0.0428)
3	0.7890 ^{***} (0.0413)	0.2612 ^{***} (0.0531)	0.0792 [*] (0.0584)	-0.1519 ^{***} (0.0524)	-0.3587 ^{***} (0.0418)
4	0.6490 ^{***} (0.0455)	0.4900 ^{***} (0.0541)	0.1289 ^{***} (0.0419)	0.0120(0.0700)	-0.4680 ^{***} (0.0434)
B	0.7379 ^{***} (0.0506)	0.4696 ^{***} (0.0549)	0.1888 ^{***} (0.0546)	-0.5090 ^{***} (0.0645)	-0.3716 ^{***} (0.0732)

似然值

S	976.47	1057.68	966.58	981.43	1027.84
2	924.75	955.58	1039.59	933.63	1058.51
3	1072.13	972.71	935.35	978.60	1067.45
4	1033.92	965.89	1066.92	868.20	1053.06
B	992.19	959.88	962.20	895.73	846.11

(c) 考虑跳跃因子

 α

SIZE	H	2	3	4	L
S	-0.0001(0.0005)	-0.0008 [*] (0.0005)	0.0005(0.0006)	0.0008(0.0006)	0.0003(0.0006)
2	-0.0002(0.0005)	0.0002(0.0006)	-0.0002(0.0005)	-0.0011 ^{**} (0.0005)	-0.0005(0.0005)
3	-0.0019 ^{***} (0.0006)	-0.0006(0.0006)	-0.0010 [*] (0.0006)	-0.0009(0.0007)	-0.0002(0.0005)
4	-0.0011 ^{**} (0.0005)	-0.0020 ^{**} (0.0005)	0.0000(0.0005)	-0.0011 ^{**} (0.0005)	-0.0013 ^{**} (0.0006)
B	-0.0003(0.0005)	-0.0008 [*] (0.0005)	-0.0008 [*] (0.0005)	0.0001(0.0006)	-0.0015 ^{***} (0.0006)

 β_m

S	1.0031 ^{***} (0.0175)	1.0274 ^{***} (0.0165)	0.9785 ^{***} (0.0181)	0.9955 ^{***} (0.0201)	0.9585 ^{***} (0.0199)
2	0.9878 ^{***} (0.0179)	1.0297 ^{***} (0.0201)	0.9987 ^{***} (0.0156)	1.0328 ^{***} (0.0170)	0.9812 ^{***} (0.0170)
3	1.0235 ^{***} (0.0198)	1.0539 ^{***} (0.0179)	1.0328 ^{***} (0.0187)	1.0386 ^{***} (0.0225)	0.9868 ^{***} (0.0181)
4	0.9888 ^{***} (0.0185)	1.0147 ^{***} (0.0203)	1.0307 ^{***} (0.0167)	0.9989 ^{***} (0.0209)	0.9510 ^{***} (0.0197)
B	1.0042 ^{***} (0.0159)	0.9866 ^{***} (0.0173)	1.0453 ^{***} (0.0192)	1.0033 ^{***} (0.0182)	0.9776 ^{***} (0.0282)

 β_{SMB}

S	1.1775 ^{***} (0.0344)	1.2092 ^{***} (0.0350)	1.0193 ^{***} (0.0398)	1.0917 ^{***} (0.0488)	1.0067 ^{***} (0.0417)
2	0.9032 ^{***} (0.0520)	0.7535 ^{***} (0.0574)	0.7332 ^{***} (0.0417)	0.7100 ^{***} (0.0358)	0.7417 ^{***} (0.0388)
3	0.4393 ^{***} (0.0466)	0.5732 ^{***} (0.0498)	0.5161 ^{***} (0.0431)	0.6117 ^{***} (0.0717)	0.5523 ^{***} (0.0362)
4	0.1663 ^{***} (0.0673)	0.2462 ^{***} (0.0443)	0.2040 ^{***} (0.0318)	0.2167 ^{***} (0.0489)	0.3489 ^{***} (0.0457)
B	-0.3274 ^{***} (0.0366)	-0.4128 ^{***} (0.0404)	-0.2696 ^{***} (0.0335)	-0.4375 ^{***} (0.0486)	-0.1906 ^{***} (0.0474)

 β_{HML}

S	0.2001 ^{***} (0.0332)	0.0858 ^{***} (0.0328)	-0.0040(0.0366)	0.3511 ^{***} (0.0485)	-0.4086 ^{***} (0.0490)
2	0.3056 ^{***} (0.0502)	0.2196 ^{***} (0.0587)	-0.0635 ^{**} (0.0336)	-0.0544 ^{**} (0.0308)	-0.5592 ^{***} (0.0407)
3	0.5654 ^{***} (0.0582)	0.1277 ^{***} (0.0404)	0.0157(0.0317)	0.1640 ^{***} (0.0958)	-0.5935 ^{***} (0.0387)
4	0.5749 ^{***} (0.0423)	0.2582 ^{***} (0.0454)	-0.0905 ^{***} (0.0316)	-0.2388 ^{***} (0.0425)	-0.6363 ^{***} (0.0496)

B	0.6226 ^{**} (0.0324)	0.3478 ^{***} (0.0324)	-0.0810 ^{***} (0.0374)	-0.5555 ^{***} (0.0421)	-0.5736 ^{***} (0.0455)
q					
S	0.0684 ^{***} (0.0187)	0.2183 ^{***} (0.0432)	0.0967 ^{***} (0.0214)	0.0738 ^{***} (0.0200)	0.0775 ^{***} (0.0247)
2	0.1733 ^{***} (0.0276)	0.1565 ^{***} (0.0327)	0.0323 ^{***} (0.0123)	0.0373 ^{***} (0.0124)	0.1211 ^{***} (0.0252)
3	0.2211 ^{***} (0.0439)	0.0771 ^{***} (0.0212)	0.0343 ^{***} (0.0132)	0.1060 ^{***} (0.0360)	0.1071 ^{***} (0.0296)
4	0.1744 ^{***} (0.0328)	0.1674 ^{***} (0.0292)	0.0786 ^{***} (0.0213)	0.0657 ^{***} (0.0165)	0.1139 ^{***} (0.0313)
B	0.0882 ^{***} (0.0199)	0.0629 ^{***} (0.0183)	0.1050 ^{***} (0.0277)	0.1024 ^{***} (0.0212)	0.1474 ^{***} (0.0305)
ψ					
S	-0.0063(0.0144)	-0.0005(0.0039)	-0.0126(0.0107)	-0.0170(0.0131)	-0.0103(0.0121)
2	-0.0012(0.0073)	-0.0072(0.0073)	-0.0133(0.0235)	0.0044(0.0289)	0.0033(0.0067)
3	0.0058 [*] (0.0039)	0.0079(0.0126)	0.0018(0.0306)	-0.0007(0.0095)	-0.0024(0.0073)
4	0.0020(0.0050)	0.0079(0.0064)	-0.0069(0.0098)	0.0053(0.0200)	0.0031(0.0072)
B	-0.0040(0.0110)	0.0053(0.0175)	0.0065(0.0101)	-0.0060(0.0127)	0.0011(0.0097)
γ					
S	0.0724 ^{***} (0.0121)	0.0325 ^{***} (0.0036)	0.0620 ^{***} (0.0085)	0.0646 ^{***} (0.0103)	0.0594 ^{***} (0.0105)
2	0.0588 ^{***} (0.0061)	0.0536 ^{***} (0.0070)	0.0806 ^{***} (0.0188)	0.1097 ^{***} (0.0233)	0.0438 ^{***} (0.0057)
3	0.0303 ^{***} (0.0034)	0.0664 ^{***} (0.0109)	0.1109 ^{***} (0.0259)	0.0543 ^{***} (0.0093)	0.0446 ^{***} (0.0068)
4	0.0382 ^{***} (0.0043)	0.0499 ^{***} (0.0055)	0.0511 ^{***} (0.0082)	0.1003 ^{***} (0.0160)	0.0441 ^{***} (0.0067)
B	0.0634 ^{***} (0.0091)	0.0845 ^{***} (0.0148)	0.0630 ^{***} (0.0094)	0.0784 ^{***} (0.0104)	0.0715 ^{***} (0.0087)
似然值					
S	1161.78	1144.52	1126.17	1115.70	1154.13
2	1083.78	1203.62	1122.84	1185.32	1167.83
3	1134.01	1151.99	1175.20	1112.68	1182.08
4	1155.12	1136.26	1198.78	1142.44	1144.95
B	1184.18	1165.28	1141.14	1114.52	1076.90

注：不含截矩项的三因素模型设定为 $r_{pt} - r_{ft} = \beta_m(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ ；包含截矩项的三因素模型设定为： $r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta_m(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ ；考虑跳跃因子的三因素模型设定为： $r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \beta_m(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + J \cdot D_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2), D_t \sim iid Bernoulli(q), J \sim N(\psi, \gamma^2)$ 。表格中括号外的数值是各参数的估计值，括号中的数值为该参数估计的标准误。*, **, ***分别代表 10%, 5% 和 1% 的显著性水平。

表 6：单因素模型和三因素模型设定检验

(1) 单因素模型						(2) 三因素模型				
(a) 不含截矩项										
Lag=5										
SIZE	H	2	3	4	L	H	2	3	4	L
S	-0.71	-0.88	-1.56*	-0.88	-1.36*	-1.56*	-1.91**	-2.04**	-1.50*	-2.04**
2	1.79**	1.44*	-1.36*	-0.69	-2.30**	-2.16**	-1.63*	-1.85**	-2.00**	-1.98**
3	6.69***	-0.45	-1.07	-0.31	-2.06*	4.21***	-2.10**	-1.83**	-2.05**	-2.11**
4	1.45*	-1.86**	-1.88**	-2.03**	0.69	-2.02**	-2.19**	-2.13**	-2.11**	-1.99**
B	2.17**	-1.37*	-1.77**	-1.11	5.51***	-2.05**	-1.85**	-1.95**	-2.10**	-1.10
Lag=10										
SIZE	H	2	3	4	L	H	2	3	4	L
S	-1.15	-1.32*	-2.28**	-1.27	-2.04**	-2.26***	-2.44***	-2.81***	-1.49*	-2.67***
2	2.23**	1.27	-1.99**	-1.37*	-3.08***	-1.86**	-2.05**	-0.54	1.34*	-3.34***
3	7.47***	-0.88	-1.99**	-0.57	-2.42***	40.38***	1.67**	-3.10***	-1.78**	-3.26***
4	1.17	-2.21**	-2.44***	-2.42***	0.01	-3.18***	-2.99**	0.59	-3.27***	2.02**
B	2.21**	-1.59*	-2.32**	-1.49*	7.54***	-2.61***	1.27	3.17***	-2.99***	-1.40*
(b) 含有截矩项										
Lag=5										
SIZE	H	2	3	4	L	H	2	3	4	L
S	0.05	0.08	-0.88	0.02	-0.16	4.91***	0.72	-0.29	0.63	-0.77
2	2.64***	2.68***	-0.09	0.72	-1.34*	-0.51	4.53***	-0.21	0.09	-1.17
3	9.59***	1.08	0.13	1.57*	-0.68	5.29***	-1.09	0.75	0.75	-1.34*
4	4.01***	-0.65	-0.40	-1.10	4.16***	0.94	-0.43	-0.41	-1.08	1.31*
B	4.83***	-0.29	-0.62	-0.06	7.83***	-0.33	2.35***	1.28	-1.16	7.63***
Lag=10										
SIZE	H	2	3	4	L	H	2	3	4	L
S	-0.07	-0.04	-1.33*	-0.12	-0.47	4.36***	0.36	-0.21	0.74	-0.20
2	3.36***	2.78***	-0.47	0.54	-1.54*	0.13	5.44***	-0.38	-0.14	-1.49*
3	10.68***	0.94	-0.51	1.66*	-0.46	5.94***	-1.26	-0.09	0.95	-1.49*
4	4.18***	-0.59	-0.35	-1.19	4.01***	1.04	-0.59	-0.32	-1.17	1.92**
B	5.62***	-0.17	-0.65	-0.12	9.63***	0.51	2.96***	1.15	-1.05	9.16***
(c) 跳跃模型										
Lag=5										
SIZE	H	2	3	4	L	H	2	3	4	L
S	1.41*	2.08**	-0.32	1.25	3.13***	0.26	-0.01	1.28	-0.74	0.24
2	0.27	1.71**	0.62	0.91	1.48*	-0.49	0.49	3.28***	1.70**	1.00
3	1.65*	1.91**	0.95	2.11**	1.55*	1.05	-0.35	0.60	1.63*	1.01
4	0.23	0.15	1.64*	-0.15	3.24***	1.93**	2.43***	1.45*	0.02	2.53***
B	2.87**	0.04	-0.15	0.77	1.73**	1.62*	0.03	-0.29	-1.06	2.95***
Lag=10										
SIZE	H	2	3	4	L	H	2	3	4	L
S	1.09	1.75**	-1.03	1.06	2.51***	0.39	0.01	0.95	-1.04	0.20

2	0.71	1.83**	0.15	0.60	1.48*	0.02	0.86	2.94***	1.51*	1.00
3	1.33*	1.89**	1.13	2.26***	2.11**	0.93	0.33	0.42	1.87**	1.56*
4	0.23	-0.10	1.16	-0.05	2.98***	1.85**	2.03**	1.12	0.15	3.08***
B	3.63***	0.21	-0.22	0.43	2.56***	1.81**	0.36	-0.16	-0.95	3.53***

注：表格中的数值为各种模型的 Hong & Lee (2005a,2005b) 检验统计量 $M(p)$, p 选择 5 和 10。估计统计量所用的核函数为 Barlett 核函数，即 $k(z) = (1 - |z|)I(|z| \leq 1)$ ，这里 $I(\cdot)$ 是示性函数 (indicator function)，即如果 $|z| \leq 1$ ， $I(|z| \leq 1) = 1$ ，否则其取值为 0。*,**,***分别代表 10%,5%和 1%的显著性水平。