

# 随机折现因子方法 与 CAPM 关于风险溢价的实证比较

娄峰<sup>1</sup> 奉立城<sup>2</sup> 陈素亮<sup>3</sup>

(1. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所  
(2. 对外经贸大学国际贸易学院 3. 中信实业银行)

**【摘要】**: 本文根据随机折现因子方法的基本理论, 结合广义矩阵法和蒙特卡罗模拟, 对随机折现因子方法和传统的CAPM对风险溢价的计算进行实证比较研究。实证结果表明, 对于中小样本, 随机折现因子方法比传统的CAPM方法优越: 估计量较为精确, 误差小; 对于大容量样本, 这两种方法性能接近; 另外, 随机折现因子方法得到 *Jensen's  $\alpha$*  均值比CAPM方法得到 *Jensen's  $\alpha$*  均值小, 而且标准偏差明显较小, 也从另一角度说明了随机折现因子方法的优越性。

**关键词** 随机折现因子; 广义距估计; 蒙特卡罗模拟

**中国分类号** F840

## An Empirical Study on The SDF And CAPM About Risk Premium

**Abstract:** The risk premium, as the core of asset pricing theory, is generally estimated by beta method. Recently, the stochastic discount factor (SDF) is widely used to appraise the risk premium. In this paper, we compare the variance of the estimates of the risk premium under both methods based on asset pricing theories, the generalized method of moments (GMM) and Monte Carlo Simulation with Chinese stock market data, and show that to some extent the SDF method is more efficient than the Beta method for estimating risk premiums.

**Key words:** Stochastic Discount Factor; GMM; Monte Carlo Simulation

### 一、引言

资产定价理论是用于解释在未来存在不确定性条件下资产的均衡价格, 是现代金融理论的核心内容, 也是近几十年来现代金融理论中发展最快的一个领域。现代资产定价理论的发展经历了一般均衡理论、投资组合理论、Spanning theorems (跨期理论)、CAPM (资本资产定价模型)、ICAPM (跨期的资本资产定价模型)、APT (套利定价理论)、期权定价、CCAPM (基于消费的模型) 等发展历程。总体上来说, 这些资产定价模型并没有发展到完美的阶段, 都存在着某些缺陷: 要么虽然理论推导很严密, 但要求的假设条件比较严格, 与实际的应用

---

该文章得到对外经济贸易大学“十五”211“中国金融市场的发展与风险防范”课题(项目号:e12003)资助

存在着差距,如 CAPM、ICAPM、CCAPM;要么虽在实际中的使用较为广泛,较易于理解,但由于所要求的假设条件较少,但主观个人因素比较大,计算结果会因个人选择的参数不同而不同,如套利定价理论 (Cochrane, 2001)。

近几年,随机折现因子模型的出现使对资产定价理论研究有了新的认识,与其他的资产定价的表达形式相比,随机折现因子模型更具有一般性,更易于理解,而且几乎不对金融数据作任何限定。在金融市场不允许存在套利机会或者在无法取得大规模无风险套利收益的前提下,随机折现因子产生并能对经济中所有资产进行定价。这可以被理解为 Arrow-Debreu 一般均衡模型在金融市场上的应用。随机折现因子在特殊情况下可以被线性因素模型所描述,即成为 CAPM 和多因子模型。对随机折现因子的估算,能将不同形式资产定价模型统一到一个框架内讨论问题,形成一个可以交流的语言,有利于解决理论上的困惑,同时,也便于发现理论模型的假设和实际的距离,以及这种距离对理论模型结论的影响,这些对于金融学界意义重大 (张新 2003)。但从目前来看,国内有关随机折现因子模型研究的文献寥寥无几,国内学者随机折现因子模型在国内的研究及实证还几乎是空白。

鉴于此,本文将详细介绍这种方法,并从计算风险溢价的角度,结合广义矩阵法和蒙特卡罗模拟,应用我国股票市场上市公司的数据,对随机折现因子方法和传统的CAPM在风险溢价方面进行实证比较研究。实证结果表明对于中小样本,随机折现因子方法比传统的CAPM方法优越:估计量较为精确,误差小;对于大容量样本,这两种方法性能接近;另外,随机折现因子方法得到 *Jensen's  $\alpha$*  均值比CAPM方法得到 *Jensen's  $\alpha$*  均值小,而且标准偏差明显较小,也从另一角度说明了随机折现因子方法的优越性。

本文以下部分结构为:第二部分是文献回顾,简单介绍了国内外对随机折现因子模型(SDF)的研究现状及争论热点;第三部分是介绍了CAPM方法和随机折现因子方法的基本理论,以及根据这些理论应用SAS8.2编程的基本思想;第四部分是文章的实证结果及分析;最后是文章的结论。

## 二、文献回顾

在国外学者中,随机折现因子模型的研究以 Kan 和 Zhou (1999), Jagannathan 和 Wang (1998, 2002) 和 Cochrane (2001) 等为代表。首先, Kan 和 Zhou (1999) 对比了使用 GMM 参数估计方法的随机折现因子和使用传统的最大似然法的静态线性 CAPM。实证结果表明随机折现因子的参数估计的精度很差,它所估计的风险溢价的标准差是上述传统方法的 40 倍,因此 Kan 和 Zhou (1999) 认为随机折现因子方法对于风险溢价的是不可靠的。Jagannathan 和 Wang (2002) 通过实证分析,认为 Kan 和 Zhou (1999) 得到的结果是错误的,因为他们忽略了随机折现因子方法与 CAPM 方法所对应的风险溢价不一定相同的事实,错误在于假设这两种方法的风险溢价取特定的值而且相等,然后比较它们的风险溢价估计量的渐近方差。Jagannathan 和 Wang (2002) 通过实证分析得出:在风险溢价的估计精度方面,两种方法具有相同的精度,在设定检验能力方面,两种方法近似相同。

Frank 和 Richard (2005) 认为在许多计量经济模型中,矩阵的秩往往决定着模型参数的识别和估计,只有当矩阵满秩时,模型参数识别的有限性分布才有效,并认为矩阵次级的秩值不能被拒绝,为了克服矩阵秩的计算缺陷, Frank 和 Richard 提出一种新的方法,并认为 Jagannathan 和 Wang 随机折现因子的参数的估计可能存在着问题。

在国内,曾志锋 (2002)、肖辉,吴冲锋 (2004) 对随机折现因子模型理论作了一些介绍,但从目前公开发表的学术论文来看,国内学者还没有对随机折现因子模型的实证作过翔实研究。

### 三、CAPM模型和随机折现因子模型的基本理论

#### 3.1 CAPM模型

资产定价模型的核心是资产的预期收益率与整体的风险溢价呈现出一定的比例关系,这种关系可以是线性的,也可以是渐近线性的,所以CAPM表示的资产定价模型可以为

$$E[r_t] = \delta\beta \quad (1)$$

其中,  $r_t$  为  $n$  项资产  $t$  时期超出无风险利率的收益率向量,  $\delta$  为风险溢价向量,  $\beta$  是资产收益率对市场因素的敏感度向量, 定义为  $\text{cov}[r_t, f_t] / \sigma^2$  ( $f_t$  为宏观经济变量的收益率),  $\sigma^2$  为宏观经济变量收益率的方差。资产定价模型在实证检验方面, 先后经历了时间序列回归、横截面回归和极大似然估计, 和现在流行的广义矩法 (GMM) (Hansen, 1982; Kan and Zhou, 1999), 由于横截面回归方法忽略了与CAPM相关的样本误差, 当收益率和因素呈现条件同方差分布时, 从而会夸大参数估计精度 (Suresh, 2000); 另外, 虽然当收益率和因素服从独立正态同分布时, 极大似然估计能够避免二阶段横截面回归所导致的缺点, 但如果独立正态分布的假设不能得到满足, 极大似然估计并不是有效的 (Jagannathan和Wang, 1998)。而现实中, 资产收益率和宏观经济参数呈现的数据特征为条件异方差、跨期不独立和非正态分布, 在这样的条件下, 广义矩估计法更有效, 广义矩法 (GMM) 允许收益率和因素数据特征为条件异方差, 跨期不独立和非正态 (Hansen, 1996), 因此, 本文分析使用广义矩估计法进行参数估计。应用广义矩估计方法, CAPM资产定价模型具有以下几个矩约束:

$$E[r_t - (\delta - \mu + f_t)\beta] = 0_{n \times 1}$$

$$E[(r_t - (\delta - \mu + f_t)\beta)f_t] = 0_{n \times 1}$$

$$E[f_t - \mu] = 0_{n \times 1}$$

$$E[(f_t - \mu)^2 - \sigma^2] = 0_{n \times 1}$$

其中,  $0_{n \times 1}$  是  $n$  维 0 向量。未知参数向量是  $\theta = (\delta, \beta', \mu, \sigma^2)$  对应的广义约束矩阵

$g_t(\theta)$  为

$$E_T \begin{pmatrix} r_t - (\delta - \mu + f_t)\beta \\ (r_t - (\delta - \mu + f_t)\beta)f_t \\ f_t - \mu \\ (f_t - \mu)^2 - \sigma^2 \end{pmatrix} = \frac{1}{T} \sum \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_t f_t \\ f_t - \mu \\ (f_t - \mu)^2 - \sigma^2 \end{pmatrix} \quad (2)$$

这样, 得到广义矩法估计量  $\hat{\theta} = \arg \min g_t(\theta)' W g_t(\theta)$ , 本文编写计算机程序的基本思想是从广义矩估计法的基本原理出发, 在各项矩约束都等于或趋于 0 (小于某一个很小的值, 如 0.000001) 的前提下, 使各矩估计量的平方和达到最小值, 从而得到未知参数的估计。另外, 应用常用的 Jensen's  $\alpha$  检验方法对估计模型的误差  $\alpha = E[r] - \delta\beta$  进行检验, 来衡量风险收

益率向量与估计模型中相应变量的实际值的偏差。Jensen's  $\alpha$  的样本估计量是

$$\alpha_\beta = \bar{r} - \delta_\beta \beta, \text{ 其中 } \bar{r} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_t, \text{ 并估计出相应的标准偏差。}$$

### 3.2 随机折现因子模型

根据现代金融经济学理论可知,当金融市场上不存在无风险套利机会时,或者在无法取得大规模无风险套利收益的前提下,可以从单个经济主体的消费选择效用最优化或者在离散的状态集中,资产价格等于每个状态的报酬的加权平均和的角度,把资产的价格与其未来的收益可以通过“随机折现因子”联系起来,从而得到基本定价方程(Cochrane 2001)。随机折现因子的定价方程式推导有两种思路:

(1) 从单个经济主体的消费选择效用最优化,求解一阶最优条件的角度

(2) 在离散的状态集中,资产价格等于每个状态的报酬的加权平均和

这两种思路的结果是相同的,下面仅从前一种角度进行推导:

单个投资者的目标是期望效用最大化,假定效用函数是状态独立,时间可加的,同时也是单调的凹函数。假设投资者购买在  $t$  时刻以  $P_{i,t}$  的价格购买  $\psi$  数量的证券  $i$ ,并且在  $t+1$  时

刻证券  $i$  的损益为  $x_{i,t+1}$ , 则有:

$$c_t = e_t - P_{i,t} \psi$$

$$c_{t+1} = e_{t+1} + x_{i,t+1} \psi$$

单个投资者的期望效用可表示为:

$$\max U(c_t, c_{t+1}) = U(c_t) + \beta E(c_{t+1}) \quad (3)$$

其中:  $c_t$  是  $t$  时刻的消费,  $e_t$  是  $t$  时刻投资人的外来财富;  $P_{i,t}$  是证券  $i$  在  $t$  时刻的价格,

$\psi$  是投资在证券  $i$  上的数量;  $x_{i,t+1}$  是  $t+1$  时刻资产  $i$  的损益情况;  $\beta$  为折现因子。

对(3)式利用拉格朗日法则求导,并使之等于零,得一阶最优条件:

$$U'(c_t) p_{i,t} = \beta E[U'(c_{t+1}) x_{i,t+1}] \quad (4)$$

由于  $U(\bullet)$  是单调凹函数,将式(1-5)改为如下形式:

$$P_{i,t} = E \left[ \beta \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} x_{i,t+1} \right] \quad (5)$$

令  $m_{t+1} = \beta \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)}$ , 则可得

$$P_{i,t} = E_t(m_{t+1} x_{i,t+1}) \quad (6)$$

其中,  $m_{t+1} = f(\text{参数})$  为折现率,又称为随机折现因子,  $P_{i,t}$  为资产  $i$  在  $t$  时期的价格,

$x_{i,t+1}$  为资产  $i$  在  $t+1$  时期的损益情况， $E_t(\bullet)$  是基于  $t$  时期的信息条件下的条件期望收益。

在进行实证分析中，为了在随机折现因子模型的参数估计中应用广义矩估计法，通过变换公式 (1) 中的  $\beta$  表达式，即：把  $r_t = (\delta - \mu + f_t)\beta + \varepsilon_t$  代入  $E[r_t] = \delta\beta$ ，可得：

$E[r_t m_t] = 0_{n \times 1}$ ，其中  $m_t = 1 - \lambda f_t$ ，我们把满足上式的变量  $m_t$  定义为随机折现因子，参数

是风险溢价  $\delta$  的非线性转换， $\lambda = \frac{\delta}{\sigma^2 + \mu\delta}$  或  $\delta = \frac{\lambda\sigma^2}{1 - \mu\lambda}$ ，参数  $\lambda$  是风险溢价  $\delta$  的非线性

转换。在实证中，之所以这样转换，是因为这两种方法对应的风险溢价的值不一定相同，从而不具有可比性，本文把直接用 CAPM 方法得到的风险溢价估计量记为  $\delta$ ，而用随机折现因子估计得到的风险溢价记为  $\hat{\delta}_{sdf}$ ，然后进行比较。随机折现因子方法的矩约束为：

$$E[r_t(1 - \frac{\delta}{\sigma^2 + \mu\delta} f_t)] = 0$$

$$E[f_t - \mu] = 0$$

$$E[(f_t - \mu)^2 - \sigma^2] = 0$$

未知变量  $\theta_{sdf} = (\delta_{sdf}, \mu, \sigma^2)'$

广义矩法对应的  $g_t(\theta_{sdf})$  为：

$$E_T \begin{pmatrix} r_t(1 - \frac{\delta}{\sigma^2 + \mu\delta} f_t) \\ f_t - \mu \\ (f_t - \mu)^2 - \sigma^2 \end{pmatrix} = \frac{1}{T} \sum \begin{pmatrix} r_t(1 - \frac{\delta}{\sigma^2 + \mu\delta} f_t) \\ f_t - \mu \\ (f_t - \mu)^2 - \sigma^2 \end{pmatrix} \quad (7)$$

广义矩法估计量  $\hat{\theta}_{sdf} = \arg \min g_t(\theta_{sdf})' W g_t(\theta_{sdf})$ ，其中包括风险溢价参数的估计结果

$\hat{\delta}_{sdf}$ ，处理的方式与 CAPM 方法相同，并求出对应的标准偏差。

随机折现因子方法的定价误差为  $\omega = E[r_t] - \lambda E[r_t f_t]$ ，相应的定价误差向量的样本估

计量为： $\bar{\omega} = \bar{r} - \lambda(\bar{r f})$  其中  $\bar{r} = \frac{1}{T}(\sum_{t=1}^T r_t)$  和  $\bar{r f} = \frac{1}{T}(\sum_{t=1}^T r_t f_t)$ ，设定检验的目的就是检验定

价误差向量在允许样本误差范围内是否等于 0。考虑两种方法的风险溢价之间的转换形式得

到  $\omega = (\frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \mu\delta})\alpha$  或  $\alpha = (\frac{\sigma^2 + \mu\delta}{\sigma^2})\omega$ 。随机折现因子方法的定价误差转换成

Jensen's  $\alpha$  记为  $\alpha_{sdf}$  , 也同时计算对应的定价误差的标准偏差。

#### 四、实证部分

本文的数据来源于北大色诺芬公司CCER中国证券市场数据库, 数据期间为1997年1月到2003年12月, 取上证综合指数为市场指数, 由于国外的研究发现, 行业的系统性风险差异较大, 如农业、公用事业的平均  $\beta$  值较低; 而另外一些行业的平均  $\beta$  值则相对较高, 如电子行业、航空运输、证券行业等 (Barr Rosenberg, 1985)。因此, 本文根据《上市公司行业分类指引》的行业分类法, 把我国的上市公司划分成八大行业, 每个行业随机抽取40只1997年以前上市的公司, 进行投资组合, 并计算出每个投资组合的月度收益率。无风险收益率分别取为1997~2003年国家统计局公布的三年期国债收益率并进行复利推算得到月度收益率, 这七年的月度无风险收益率分别为:  $r_f = 0.73458\%$ 、 $r_f = 0.57403\%$ 、 $r_f = 0.38507\%$ 、 $r_f = 0.237701\%$ 、 $r_f = 0.237701\%$ 、 $r_f = 0.199464\%$ 、 $r_f = 0.199464\%$ 。随机折现因子定价模型的实证分析一般采用Hansen(1982)的广义矩估计法(GMM), 本文在实证中也采用广义矩估计法并结合蒙特卡罗模拟方法。具体思路如下: 首先对上证综合指数和八个投资组合的原始数据进行分析; 然后根据分析得到的各组合的收益率的均值和标准差, 其次, 通过蒙特卡罗模拟, 对各组合和其回归残差分别进行T=60、120、240月模拟(各个时间段的模拟独立进行100次) 然后, 使用模拟得到的数据 结合广义矩估计(应用Frank和Richard(2005)提出的矩阵秩的估算方法), 分别进行CAPM方法和随机折现因子方法的实证分析, 把用随机折现因子方法估计得到的风险溢价与用CAPM方法估计得到的风险溢价进行比较; 最后, 通过 Jensen's  $\alpha$  统计量, 比较两种方法模型的设定检验能力, 并得出结论。

#### 4.1蒙特卡罗模拟统计分析

1) T=60月的模拟结果见表1

表1 T=60月时两种方法风险溢价、因素均值、因素标准差估计量的统计特征

	CAPM方法			随机折现因子方法			
	$\delta$	$\mu$	$\sigma$	$\delta$	$\mu$	$\sigma$	
平均值	0.030637	0.005109	0.071567	平均值	0.030254	0.005268	0.005335
标准偏差	0.013956	0.006732	0.006756	标准偏差	0.006842	0.006643	0.006647
样本方差	1.95E-04	4.53E-05	4.56E-05	样本方差	4.68E-05	4.41E-05	4.42E-05
峰值	-0.67836	-0.15872	-0.17336	峰值	-0.34092	-0.21479	-0.20640
偏斜度	0.132185	0.143921	0.173899	偏斜度	0.221955	0.190951	0.171186
最小值	-0.001843	-0.00967	0.062037	最小值	0.01497	-0.00967	-0.00967
最大值	0.057049	0.022755	0.082243	最大值	0.04774	0.022755	0.022755
计数	100	100	100	计数	100	100	100

注: 该表的峰值为原始计算结果减去3所得到的值, 表2、3同

从风险溢价均值来看, 两种方法得到的估计值近似相等, 但CAPM方法得到的风险溢价估计量标准偏差明显大于随机折现因子方法得到的风险溢价的标准偏差(2.03975倍), 另外, CAPM方法100次模拟得到风险溢价估计量的波动范围也大于随机折现因子方法的相应值。这说明

T=60月的情况下，与传统的CAPM方法相比，使用随机折现因子方法得到的风险溢价估计量较精确，误差较小。这一点，从因素标准差估计量的特征统计量上也可以看出。

2) T=120月的模拟结果见表2

表2 T=120月时两种方法风险溢价、因素均值、因素标准差估计量的统计特征

CAPM方法				随机折现因子方法			
	$\delta$	$\mu$	$\sigma$		$\delta$	$\mu$	$\sigma$
平均值	0.028624	0.003874	0.027603	平均值	0.030031	0.00543	0.071835
标准偏差	0.010464	0.005596	0.005445	标准偏差	0.005751	0.005666	0.005512
样本方差	1.09E-04	3.13E-05	2.97E-05	样本方差	3.3E-05	3.2E-05	3.04E-05
峰值	-0.52261	-0.23572	0.103489	峰值	-0.3759	-0.25839	0.120068
偏斜度	0.163976	0.172068	0.294917	偏斜度	0.227139	0.1455974	0.293462
最小值	0.004484	-0.00879	0.01547	最小值	0.017266	-0.00697	0.063345
最大值	0.048976	0.018339	0.042829	最大值	0.044297	0.019848	0.082574
计数	100	100	100	计数	100	100	100

从风险溢价均值来看，两种方法得到的值差别略微，但CAPM方法得到的风险溢价估计量标准偏差依然大于随机折现因子方法得到的相应值，差距有所减小（1.819倍）。这说明T=120月的情况下，与传统的CAPM方法相比，使用随机折现因子方法进行风险溢价估计依然较优。

3) T=240月的模拟结果见表3

表3 T=240月时两种方法风险溢价、因素均值、因素标准差估计量的统计特征

CAPM方法				随机折现因子方法			
	$\delta$	$\mu$	$\sigma$		$\delta$	$\mu$	$\sigma$
平均值	0.024585	0.001085	0.072138	平均值	0.025983	0.006072	0.072370
标准偏差	0.003569	0.003503	0.003043	标准偏差	0.003481	0.003534	0.003032
样本方差	1.27E-05	1.23E-05	9.26E-06	样本方差	1.21E-05	1.25E-05	9.19E-06
峰值	-0.21112	-0.27758	0.723274	峰值	-0.44585	-0.45775	0.706923
偏斜度	0.227559	0.13430	0.542379	偏斜度	0.237508	0.150079	0.532586
最小值	0.017137	-0.007037	0.065755	最小值	0.021858	-0.00157	0.065961
最大值	0.032829	0.009508	0.082977	最大值	0.037414	0.014035	0.083237
计数	100	100	100	计数	100	100	100

上述实证数据表明：无论从风险溢价的均值，还是从风险溢价的标准差，或是从因素标准差估计量上来看，这两种方法得到的估计值非常接近，已无明显差别。这说明，随着样本数据量的增加，参数估计量越来越接近其真实值，具体的统计方法不起主要作用。比较T=60、T=120和T=240，我们可以发现，风险溢价的标准差在较少，这也说明参数估计量越来越接近其真实值。

综上所述，我们可以看出：对于中小样本，随机折现因子方法比传统的CAPM方法优越：估计量较为精确，误差小；对于大样本，这两种方法性能接近。

## 4.2 模型设定检验

本文通过考察模型的定价误差，选择 *Jensen's  $\alpha$*  参数检验来评价这两种模型的定价性能，*Jensen's  $\alpha$*  越趋近于零，说明该模型的定价能力越强，检验结果见表4。

表4 各期的两种方法设定检验能力比较

T=60月	CAPM方法		随机折现因子方法	
<i>Jensen's <math>\alpha</math></i>	均值	标准偏差	均值	标准偏差
组合1	-0.01357***	0.00623	-0.0013	0.003439
组合2	-0.0155***	0.00718	-0.0048 <sup>*</sup>	0.003377
组合3	-0.0205**	0.00913	-0.0011	0.003813
组合4	-0.0111	0.01294	-0.0046	0.006936
组合5	0.03734***	0.01193	0.00805**	0.003559
组合6	0.06195***	0.02109	0.00212	0.003995
组合7	0.0715	0.04657	0.00257	0.004032
组合8	0.0207**	0.01131	-9.4E-05	0.002796
T=120月	CAPM方法		随机折现因子方法	
<i>Jensen's <math>\alpha</math></i>	均值	标准偏差	均值	标准偏差
组合1	-0.01164***	0.00537	-0.00013	0.002698
组合2	-0.01359**	0.00684	-0.00026	0.003041
组合3	-0.01849 <sup>*</sup>	0.00939	-1.7E-05	0.003411
组合4	-0.00963	0.00856	-0.00027	0.006036
组合5	0.02555 <sup>*</sup>	0.01312	0.00596 <sup>*</sup>	0.003119
组合6	0.04622***	0.02015	0.00021	0.003376
组合7	0.0306	0.07492	0.000222	0.003369
组合8	0.01455	0.009975	-8.1E-06	0.002583
T=240月	CAPM方法		随机折现因子方法	
<i>Jensen's <math>\alpha</math></i>	均值	标准偏差	均值	标准偏差
组合1	-0.00469**	0.002215	-0.0001151	0.001217
组合2	0.000236	0.002775	0.0001706	0.002368
组合3	0.0002276	0.002649	0.0001693	0.002607
组合4	0.0003247	0.004281	0.0001022	0.004236
组合5	0.0001979	0.002048	0.0001772	0.002238
组合6	0.002745 <sup>*</sup>	0.001394	0.000207	0.002139
组合7	0.0001078	0.002162	0.0001513	0.002044
组合8	0.0002251	0.002755	0.0001637	0.002157

附注：\*\*\*为1%的显著水平；\*\*为5%的显著水平；\*为10%的显著水平

T=60月的模拟检验得到的结果显示：在八个投资组合中，随机折现因子方法得到 *Jensen's  $\alpha$*  均值中有六个显著为零，占总组合数的75%；而用CAPM方法得到 *Jensen's  $\alpha$*  均值中只有两个显著为零，占总组合数的25%；T=120月中，随机折现因子方法得到 *Jensen's  $\alpha$*  组合均值中显著为零的比例为87.5%；对应的CAPM方法的比例为37.5%；T=240月的模拟中，这样的比例分别上升到100%和75%。这些结果显示了随机折现因子方法的定价性能优于CAPM方法：随机折现因子方法得到 *Jensen's  $\alpha$*  误差均值比CAPM方法得到 *Jensen's  $\alpha$*  误差均值小，而且标准偏差明显较小，误差值变化幅度小。但随着样本容量迅速扩大，对于大容量样



本，这两种方法的模型定价能力在趋同。对于这两种方法下的 *Jensen's  $\alpha$*  值是否有显著差异的检验结果如表5，表5计算结果一方面表明对于中小容量样本，随机折现因子方法和传统的CAPM方法的模型定价能力有较大的差异；另一方面也说明随着样本容量的增大，这两种方法下的 *Jensen's  $\alpha$*  值显著差异的组合在总组合中比例在下降，比例分别为75%、50%和12.5%。

表5 这两种方法下的 *Jensen's  $\alpha$*  值差异显著性检验

显著水平	1%	5%	10%	显著差异组合数共计	显著差异组合在总组合中比例
T=60	4	1	1	6	75%
T=120	1	1	2	4	50%
T=240	0	0	1	1	12.5%

## 五、结论

根据以上的实证结果，我们可以得出以下结论：

1. 从风险溢价均值来看，对于中小样本，两种方法得到的估计值近似相等，但CAPM方法得到的风险溢价估计量标准偏差明显大于随机折现因子方法得到的风险溢价的标准偏差，这说明，与传统的CAPM方法相比，使用随机折现因子方法得到的风险溢价估计量较精确，误差较小；对于大容量样本，两种方法得到风险溢价的估计值和标准偏差同样基本接近，所以两种方法风险溢价的估计效率可以认为是相同的，并没有出现Kan, Zhou G (1999) 所认为的随机折现因子方法估计的风险溢价的标准差是上述传统方法的25倍以上的结论。

2. 从模型的定价性能来看，对于中小样本，随机折现因子方法得到 *Jensen's  $\alpha$*  误差均值比CAPM方法得到 *Jensen's  $\alpha$*  误差均值小，而且标准偏差明显较小，误差值变化幅度也较小，因此可以认为随机折现因子方法的定价性能优于CAPM方法；但随着样本容量迅速扩大，对于大容量样本，这两种方法的模型定价能力在趋同。

## 参考文献：

- 1 Barr Rosenberg. Prediction of Common Stock Betas. *Journal of Portfolio Management*, 1985,5~14
- 2 Cochrane, J. H. A Rehabilitation of Stochastic Discount Factor Methodology [R].University of Chicago ,2001.
- 3 Hansen, Lars Peter, John Heaton, Amir Yaron. Finite-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1996, 14(2): 262~280
- 4 Hansen, Lars Peter. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrics*, 1982, 50(8): 1029~1054.
- 5 Cochrane, J. H. Asset Pricing [M]. USA: *Princeton University Press*, 2001
- 6 Kan, R., and Zhou, G. (1999), A Critique of the Stochastic Discount Factor Methodology, *Journal of Finance*, 54, 1221~1248.
- 7 Kan, R., and Zhou, G. (1999), GMM Tests of Stochastic Discount Factor Models with Useless Factors1. *Journal of Financial Economics*,12(4): 1823~1860
- 8 Jagannathan, R., and Wang, Z. (1998), An asymptotic theory for estimating Beta-pricing Models using cross-sectional regression. *Journal of finance*, Vol.53, No.4
- 9 Jagannathan, R., and Wang, Z. (2002), Empirical Evaluation of Asset-Pricing Models: A Comparison of the SDF and Beta Methods. *Journal of Finance*, 2002, 57(5): 2337~2367
- 10 Frank, K., and Richard, P. (2005), Generalized reduced rank tests using the singular value

decomposition. *Journal of Econometrics*. 11(2): 1~30

- 11 Suresh M.S., 2000 Continuous-Time Methods in Finance: A Review and an Assessment. *Journal of Finance*, 55(4): 1448~1497
- 12 张新, “中国金融学面临的挑战和发展前景”, 《金融研究》2003第8期
- 13 曾志锋. 资产定价理论与随机折现因子. 上海: 复旦金融网, Working paper
- 14 肖辉, 吴冲锋, “随机折现因子研究”, 《工业工程与管理》2004年第3期