

# 波动率风险及风险价格

——来自中国A股市场的证据

郑振龙 汤文玉

(厦门大学金融系,福建厦门 361005)

**摘要:**本文应用 Fama - Macbeth 估计方法,以 1997 年 2 月至 2009 年 6 月中国 A 股股票为样本,考察股票市场波动率风险及其风险价格的特征。研究表明:波动率风险是一个显著的横截面定价因子,其风险价格为负,该结论不受流动性及市场偏度因子、待检资产改变、波动率模型设定的影响;在资产定价模型中引入波动率风险因子有利于解释规模效应和账面市值比效应异象。波动率的风险因子可以涵盖部分宏观经济变量的定价信息,规模因子是波动率风险因子的代理变量。

**关键词:**波动率风险;风险价格;资产定价

**JEL 分类号:**G12;G11;G14 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2011)04-0143-15

## 一、引言

跨期资本资产定价模型(ICAPM)认为,影响投资者未来投资机会集的状态变量应当作为资产定价的因子。经验研究表明,波动率是时变的。那么它是否被定价是理论界普遍关心的问题,也是本文的研究主题。

研究我国股票市场波动率风险和风险价格有着重要的理论和实际意义<sup>①</sup>。资产的风险包括哪些?哪些经济变量决定了风险价格?这两个问题一直是金融学最基础的问题。

**收稿日期:**2010-12-12

**作者简介:**郑振龙,金融学博士,国务院学科评议组成员,国家重点学科厦门大学金融学学术带头人,“闽江学者特聘教授”,“百千万”人才工程国家级人选,厦门大学金融系教授,Email:zllzheng@xmu.edu.cn.

汤文玉:厦门大学金融系金融工程硕士,Email:eileen\_xiaotang@yahoo.com.cn.

本文受到国家自然科学基金面上项目(70971114)、福建省自然科学基金(2009J01316)、教育部人文社科一般项目(07JA790077)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,当然,文责自负。

<sup>①</sup> 本文中的风险价格指投资者承担单位波动率风险而获得的相应收益,风险溢价指投资者承担的全部波动率风险获得的收益部分,等于风险价格与承担风险大小的乘积。

传统的 CAPM 资产定价理论仅考虑市场收益率风险,多年来,研究者致力于寻找新的风险源和风险溢价,期望能拓展 CAPM 理论。考察市场中是否存在波动率风险,以及波动率风险是否被定价,将为资产定价理论研究提供重要的拓展和补充(郑振龙,2009)。

本文以 1997 年 2 月至 2009 年 6 月我国股票市场沪深两市的 A 股股票为样本,考察市场波动率风险和波动率风险价格的特征,具体回答以下问题:(1)我国股票市场的波动率风险是否被定价;(2)波动率风险价格与规模效应以及账面市值比效应的关系如何;(3)相对于 CAPM 以及 Fama - French 三因子模型而言,加入了波动率风险因子的资产定价模型能否更好地解释我国股票市场收益率;(4)波动率风险及其风险价格的存在是否与宏观经济变量的变动相关。

论文共分为 5 个部分,余下部分安排如下:第 2 部分为理论基础,第 3 部分提出本文应用的波动率模型和资产定价模型以及研究方法,第 4 部分是实证检验的分析和报告,第 5 部分为结论。

## 二、理论基础

CAPM 模型是资产定价领域最为经典的理论模型之一。但是,CAPM 仅将市场收益率作为其定价因素,忽略了其他重要因素的影响,与实际存在着难以弥合的距离。Merton (1973) 在 CAPM 基础上提出了考虑时变投资机会集的 ICAPM 模型,在均衡状态下,资产的期望收益应当补偿市场收益率风险以及导致投资机会集不利变化的其他风险。Campbell (1993) 指出,市场波动率会显著影响未来市场预期收益率,投资者不仅关心市场收益率的风险,也关心预期的未来市场收益率变动所带来的风险。Ang 等(2006) 指出,市场波动率时变是被广泛接受的事实,它通过改变对未来市场收益率的预期或者风险收益间的关系造成未来投资机会集的变化。因此,市场波动率风险因子应当被视作影响股票收益率的一个重要定价因子。Chen (2002) 指出,资产的预期收益率不仅取决于市场收益率变动和未来市场收益率预期变动的风险,还取决于未来市场波动率预期变动的风险。Campbell 和 Hentschel (1992) 指出,市场波动率高的时期倾向于伴随市场向下的变动。因此,对市场波动率风险高度敏感的资产可以规避市场的下方风险,投资者更愿意持有这种股票,其预期收益率就较低。上述理论研究表明,市场波动率风险是会被定价的,其风险价格应当为负值,即在市场波动率高于预期时能提供良好回报,从而可以很好地弥补高波动率给投资者带来损失的证券,更容易得到投资者的青睐,投资者会愿意为这种证券支付一个溢价,使得同等情况下这种证券的收益率更低。Ang 等(2006)、Adrian 和 Rosenberg (2008) 以及 Bollerslev 等(2009) 等针对美国股票市场波动率风险溢价的研究从实证上给予了有力支持。

中国的市场波动率是否被定价,其风险价格是正还是负,至今尚未有人从实证角度给予正面的回答。本文拟填补这一空白。

### 三、理论模型与方法

#### (一)波动率风险

由于市场波动率无法直接观测,在研究波动率风险之前需要找出波动率的代理变量。常用的寻找波动率代理变量的方法有如下几种:(1) Bollerslev 等(1994)推崇的基于具体模型的参数化测量方法,如建立 ARCH 族模型或者为波动率设定其服从的随机过程模型;(2)基于市场历史数据计算市场已实现波动率,具体方法是将市场收益率的日内高频数据加总为日度的已实现波动率;(3)从期权价格中提取市场的隐含波动率。由于中国还没有期权市场,而高频数据的样本期较短难以反映波动率风险及其风险价格的时间序列特征,因此本文运用 ARCH 族模型对波动率建模提取市场波动率的信息。

自 ARCH、GARCH 模型被提出后,金融学者根据波动率的不同特性衍生出各种波动率模型。例如,包含非对称性的 EGARCH (Nelson, 1991) 模型和 GJR 模型,包含长记忆性的 CGARCH 和 FIGARCH 模型。由于波动率是影响收益率的重要因子,本文采取均值方程包含波动率的 EGARCH - M 模型对波动率进行拟合。

#### (二)波动率风险价格

目前,学术界对波动率风险价格的研究主要有三种方法:

(1)通过分析现实世界与风险中性世界波动率的差异来估算波动率的风险价格(如 Bollerslev 等(2004)、Doran 和 Ronn (2008))。(2)构造期权的 Zero - beta straddle 或者 Delta 中性组合<sup>①</sup>,通过考察组合的超额收益率来分析波动率风险溢酬(如 Coval 和 Shumway (2001)、Bakshi 和 Kapadia (2003)、陈蓉等(2011))。(3)将波动率作为横截面定价因子,利用股票收益率数据进行横截面回归,得出波动率的风险价格(如 Ang 等(2006)、Adrian 和 Rosenberg (2008))。

由于中国还没有期权市场,因此前两种方法都无法使用。本文使用第三种方法,具体研究思路是:首先建立包含市场收益率和波动率的两因子资产定价模型;然后运用 EGARCH - M 模型来提取市场波动率风险因子;再运用 Fama - Macbeth 估计方法对中国股票市场数据进行横截面分析来研究股票市场波动率的风险价格;接着将波动率因子与其他横截面因子(如流动性因子,市场偏度,宏观因子等)进行比较,可以检验出真正影响资产收益率的定价因子;最后挖掘波动率风险背后的经济含义,检验波动率风险与宏观经济变量变动的关系。

本文根据 Merton (1973) 的 ICAPM 模型的基本思想,建立包含市场收益率和波动率的两因子资产定价模型。具体形式表示为:

$$E_t(R_{t+1}^i) = \gamma_t Cov_t(R_{t+1}^i, R_{t+1}^M) + F_V Cov_t(R_{t+1}^i, V_{t+1}) \quad (1)$$

<sup>①</sup> Zero - beta straddle 是指由两个或两个以上的期权组成的 beta 值为零的期权组合,即其对市场收益率的敏感性为零;Delta 中性组合是指用期权与股票构建的收益率与股票收益无关的组合。

其中,  $R_i^t$  为资产  $i$  在  $t$  月的超额收益率,  $R_{i,t+1}^M$  为市场在  $t+1$  月的超额收益率,  $\gamma_i$  为投资者的相对风险厌恶因子,  $V_{i,t+1}$  为  $t+1$  月波动率风险因子,  $F_V = -\frac{H_V}{A}$ ,  $H_V = -\frac{\partial C/\partial V}{\partial C/\partial W}$ ,  $A = -U_C/U_{CC} \frac{\partial C}{\partial W}$ ,  $C$  为消费,  $W$  为财富。  $F_V$  与  $V_{i,t+1}$  变动导致的财富边际效用变动成比例。式(1)表明, 资产  $i$  的预期收益率等于市场收益率和市场波动率对应的风险溢价之和。

#### 四、实证方法与结果

##### (一) 提取波动率因子

###### 1. 样本选取

本文选择沪深两市所有 A 股股票收益率按流通市值加权得到的市场收益率作为波动率模型的输入变量。沪深两市自 1996 年 12 月 16 日开始实行涨跌停盘制度, 这种交易制度的变化对市场的波动有较大影响, 因此本文选取自 1997 年 1 月 2 日到 2009 年 8 月 31 日的市场收益率数据作为样本, 数据来自锐思数据库。

###### 2. 波动率估计结果

运用 EGARCH - M 模型对市场波动率进行估计。数据分析发现, 市场收益率序列不存在单位根, 自相关性很弱, 可以对收益率序列建立一个仅包括常数项、波动率因子和随机扰动项的均值模型。具体形式如下:

$$\text{均值方程: } R_i^M = \mu + \theta_1 \sigma_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{方差方程: } \ln(\sigma_t^2) = \theta_2 + \theta_3 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \theta_4 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \theta_5 \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (3)$$

式(2)中的  $\varepsilon_t$  是收益率序列的扰动项, 式(3)表示当期波动率受滞后一期波动率和市场收益率扰动项的影响, 扰动项对波动率的绝对影响通过系数  $\theta_3$  表现, 扰动项的不对称影响通过系数  $\theta_4$  表现。提高观测值的频度可以降低波动率模型设定偏误带来的估计误差, 本文对样本期内市场收益率日数据, 采取极大似然估计法进行参数估计。表 1 显示: 模型各个系数均十分显著, 说明 EGARCH - M 模型能够较好地拟合中国 A 股市场的

表 1 市场波动率的估计结果

	系数	标准误	p 值
$\mu$	-0.0022	0.0006	0.0004
$\theta_1$	0.1612	0.0434	0.0002
$\theta_2$	-0.3333	0.0282	0.0000
$\theta_3$	0.2216	0.0116	0.0000
$\theta_4$	-0.0290	0.0067	0.0000
$\theta_5$	0.9795	0.0031	0.0000
$\theta_5 = 1$ 的 p 值			0.0000

数据来源: 锐思数据库

收益率数据;均值方程中,波动率的系数为正并且显著,说明在时间序列方向上市场收益率与波动率之间为正向相关; $\theta_3$  值趋于1,但显著不等于1,说明波动率的变动是持续的,但不会永远延续下去; $\theta_4$  显著为负,说明负的冲击会造成更剧烈的波动,即存在冲击的非对称效应。

## (二)计算波动率风险价格

首先,设定风险因子信息的代理变量:将市场收益率减去月无风险利率<sup>①</sup>的差值设定为市场超额收益率;其次,对 EGARCH - M 模型拟合的日波动率求平方和得到月度方差,开根号得到月波动率,然后取其对数差分作为波动率信息的替代变量<sup>②</sup>。

### 1. 样本选取

大部分对股票数据进行横截面回归的文献以股票组合作为基础检验资产,如 Fama 和 MacBeth (1973)、Fama 和 French (1993)等。Blume (1970) 认为,创建组合作为检验资产可以减轻变量内误差(Error in Variable)的问题。Litzenberger 和 Ramaswamy (1979) 则认为由于组合的数量远小于股票的数量,用组合作为基础资产会导致严重的定价效率损失。

本文以股票组合作为待检资产进行实证检验,并用全部单个股票资产进行稳健性检验。考虑到规模和账面市值比效应一直是 CAPM 难以解释的异象,本文依照 Fama - French 的方法按规模(Size)和账面市值比(B/M)对 A 股股票进行分类建立 25 组股票组合,运用含波动率风险因子的资产定价模型对其进行回归检验,将结果与 Fama - French 三因子模型的回归效果进行比较。其中,对 A 股股票的筛选标准是:(1)采用 1997 年 1 月以后的数据;(2)去除所有上市首月的数据;(3)去除所有 ST、PT 公司。

将筛选出来的样本先按账面市值比指标分组,再在组内按规模大小进行分类,以确保每个组合有足够的股票数量。组合收益率是按流通市值加权得到的收益率。具体的分类排序方式是:按上年年末的市值和账面市值比进行排序,并在每年首月进行组合更新。表 2 显示 1997 年 2 月至 2009 年 6 月<sup>③</sup>股票组合的平均收益率和组合的 CAPM 的 alpha 值。

表 2 组合平均收益率表

	按 SIZE 和 B/M 分类股票组合的市值加权超额收益率					
	价值型 <sup>④</sup>	2	3	4	成长型	平均值
小规模	0.0304	0.0246	0.0247	0.0190	0.0195	0.0236
2	0.0276	0.0269	0.0229	0.0226	0.0226	0.0245
3	0.0241	0.0257	0.0223	0.0186	0.0237	0.0229
4	0.0262	0.0241	0.0230	0.0208	0.0159	0.0220

① 研究使用的月无风险收益数据来自锐思数据库。

② 对波动率取对数使得定义域从 $[0, +\infty]$ 转变为对称的 $[-\infty, +\infty]$ ,此外还有利于刻画波动率的变动比率。

③ 为求波动率信息的代理变量进行差分损失了 1997 年 1 月的数据,而后文需使用的工业增长率数据仅收集到 2009 年 6 月,此处为求一致,组合的选取自 1997 年 2 月至 2009 年 6 月。

④ Fama - French 将 B/M 值较高的股票定义为价值型股票,将 B/M 值较低的股票定义为成长型股票。

续表

按 SIZE 和 B/M 分类股票组合的市值加权超额收益率

	价值型 <sup>①</sup>	2	3	4	成长型	平均值
大规模	0.0189	0.0235	0.0160	0.0164	0.0189	0.0187
平均值	0.0254	0.0250	0.0218	0.0195	0.0201	

按 SIZE 和 B/M 分类股票组合的 CAPM 的 alpha 值

	价值型	2	3	4	成长型	平均值
小规模	0.0193	0.0135	0.0138	0.0077	0.0088	0.0126
2	0.0169	0.0157	0.0122	0.0113	0.0115	0.0135
3	0.0134	0.0151	0.0114	0.0080	0.0133	0.0122
4	0.0158	0.0130	0.0125	0.0101	0.0059	0.0115
大规模	0.0086	0.0129	0.0059	0.0068	0.0081	0.0085
平均值	0.0148	0.0140	0.0112	0.0088	0.0095	

数据来源:锐思数据库

由表 2 可看出,中国 A 股市场呈现出小规模股票收益率高于大规模股票收益率的规模效应,以及价值型股票收益率高于成长型股票的账面市值比效应。并且 CAPM 基本无法解释规模效应和账面市值比效应。

## 2. 实证回归模型

在检验风险因子的定价效果时,除了经典的 Fama - MacBeth 两步法以外,目前有一些新的计量方法可同时估计风险系数和风险价格,如广义矩估计法(GMM)和多元 GARCH - M 模型,如果模型设定没有偏误,采用这些方法不仅能得到近似有效的估计值,还能避免变量内生误差(Error in Variables)问题。但 Shanken 和 Zhou (2007) 的实证研究表明传统的 Fama - Macbeth 的两步法在估计偏误和稳健性方面都要优于其他新的估计方法。本文仍采用经典的 Fama - MacBeth 两步法对中国股票市场数据进行分析研究市场波动率的风险价格,即先从股票超额收益率的时间序列中估计出市场波动率风险和其他风险因子的因子载荷,再从股票的横截面收益率中估计因子的风险价格。

Lettau 和 Ludvigson (2001) 提出,少于 150 个时间样本点的数据不适合运用滚动回归(rolling regression)的方法进行估计,他们建议对于样本期较短的数据直接进行无条件模型的估计。因此,本文建立无条件  $\beta$  资产定价模型。

第一步,对式(4)进行时间序列回归,估计超额市场收益率、波动率信息的无条件因子负载  $\beta$ 。

$$r_t^i = \alpha^i + \beta_{MKT}^i MKT_t + \beta_V^i \Delta V + \varepsilon_t^i \quad (4)$$

① Fama - French 将 B/M 值较高的股票定义为价值型股票,将 B/M 值较低的股票定义为成长型股票。

其中,  $r_i^i$  代表股票组合  $i$  的超额收益率,  $\beta_{MKT}^i$  代表股票组合  $i$  对市场超额收益率的敏感系数,  $\beta_V^i$  代表股票组合  $i$  对市场波动率信息的敏感系数,  $MKT_t$  代表市场超额收益率,  $\Delta V$  代表市场波动率受到的冲击。

第二步, 将因子负载作为输入变量对式(5)进行横截面回归, 估计各因子的风险价格。

$$r_i^i = c + \beta_{MKT}^i \lambda_{MKT} + \beta_V^i \lambda_V + \varepsilon_i^i \quad (5)$$

$\lambda_{MKT}$  代表市场收益率的风险价格,  $\lambda_V$  代表市场波动率的风险价格。针对两步回归产生的变量内误差(Error in Variables)问题, 本文采用 Shanken (1992) 的方法进行校正。

### 3. 回归结果

表3是第一步回归得到的  $\beta$  值估计结果。

表3 横截面因子的因子负载

按 SIZE 和 B/M 分类股票组合的市场超额收益率因子负载						
	价值型	2	3	4	成长型	平均值
小规模	1.0613	1.0621	1.0370	1.0875	1.0255	1.0547
2	1.0316	1.0769	1.0218	1.0849	1.0743	1.0579
3	1.0254	1.0164	1.0442	1.0172	0.9982	1.0203
4	0.9927	1.0646	1.0057	1.0247	0.9585	1.0093
大规模	0.9847	1.0128	0.9626	0.9203	1.0408	0.9842
平均值	1.0192	1.0465	1.0143	1.0269	1.0195	
按 SIZE 和 B/M 分类股票组合的波动率因子负载						
	价值型	2	3	4	成长型	平均值
小规模	-0.0323	-0.0329	-0.0211	-0.0054	0.0135	-0.0156
2	-0.0466	-0.0316	-0.0203	-0.0084	0.0253	-0.0163
3	-0.0609	-0.0447	-0.0212	-0.0192	0.0258	-0.0240
4	-0.0517	-0.0253	-0.0111	0.0157	0.0336	-0.0078
大规模	-0.0409	-0.0665	0.0068	0.0164	0.0450	-0.0078
平均值	-0.0465	-0.0402	-0.0134	-0.0002	0.0286	

数据来源: 锐思数据库

从表3中可看出, 波动率因子负载在不同规模和价值的股票间显著不同。大规模的股票波动率因子负载倾向高于小规模股票; 成长型股票的波动率因子负载倾向高于价值型股票。

第二步估计得到的波动率风险价格  $\lambda_V$  为 -0.0662, 并且在统计上显著。 $\beta_V^i$  与  $\lambda_V$  相乘得到波动率因子的风险溢价, 结果如表4。

对比表2和4, 可以发现, 最小和最大规模的股票收益率之差为0.0049, 价值型和成长型的股票收益率之差为0.0053; 最小和最大规模的股票收益率中波动率风险溢价部分的差值为0.0005, 价值型和成长型的股票收益率中波动率风险溢价部分的差值为0.0050。这说明, 在中国A股市场上波动率的风险溢价可以部分解释规模效应和账面市值比效应, 尤其是能较好地解释账面市值比效应。

表 4 按 SIZE 和 B/M 分类的股票组合的波动率风险溢价

	价值型	2	3	4	成长型	平均值
小规模	0.0021	0.0022	0.0014	0.0004	-0.0009	0.0010
2	0.0031	0.0021	0.0013	0.0006	-0.0017	0.0011
3	0.0040	0.0030	0.0014	0.0013	-0.0017	0.0016
4	0.0034	0.0017	0.0007	-0.0010	-0.0022	0.0005
大规模	0.0027	0.0044	-0.0005	-0.0011	-0.0030	0.0005
平均值	0.0031	0.0027	0.0009	0.0000	-0.0019	

数据来源:锐思数据库

## 4. 回归效果检验

除经典的 CAPM 外,最常用的资产定价模型非 Fama - French 三因子模型莫属。Fama and French (1993) 提出,除了市场因子外,资产价格还会受规模因子和账面市值比因子的影响。对于为什么将这三个因素作为定价因子,他们未做出详尽的理论解释,这使得该模型的合理性受到了质疑。尽管如此,Fama - French 三因子模型仍被学者们频繁使用,国内外不少学者检验了规模效应和账面市值比效应以及三因素模型的定价效果(汪炜等,2002;吴世农等,2004;张峥等,2005)。

表 5 25 个资产组合定价的定价结果

定价模型		(1)	(2)	(3)	(4)
截距项	数值	-0.0281*	-0.0224	-0.0182	-0.0213
	t 值	-1.76	-1.47	-1.35	-1.38
市场超额收益率	系数	0.0492***	0.0420**	0.0387***	0.0413**
	t 值	3.15	2.81	2.93	2.74
波动率风险因子	系数			-0.0662***	-0.0424
	t 值			-3.71	-0.99
价值因子 HML	系数		-0.0029		-0.0019
	t 值		-1.02		-0.61
规模因子 SMB	系数		0.0073***		0.0061**
	t 值		4.07		2.67
定价误差 RMSPE		0.00320	0.00270	0.00264	0.00273

注:表中\*\*\*表示系数在置信度为 1% 的情况下显著,\*\*表示在 5% 之下显著,\*表示在 10% 之下显著,下同。

数据来源:锐思数据库

本文将 CAPM 和 Fama - French 三因子模型作为基准,用 RMSPE<sup>①</sup> 检验包含波动率风险因子的资产定价模型的定价效果。表 5 为定价结果,其中,模型(1)代表 CAPM 模

① RMSPE 表示预测误差的平方和的平方根,是衡量模型定价误差的指标。



型,模型(2)代表 Fama - French 三因子模型,模型(3)代表包含波动率风险因子的资产定价模型,即待检验模型,模型(4)代表包含市场收益率、Size、B/M 以及波动率风险四因子的资产定价模型。各模型的 RMSPE 值显示,包含波动率风险因子的定价模型与 Fama - French 三因子模型定价效果相当,均显著优于 CAPM 模型。

### (三) 稳健性检验

对横截面定价因子的研究已成为国外金融学研究重点和热点,研究中存在一些需要重点考察的问题,例如,横截面因子风险价格是否存在的稳健性,各横截面因子间的联系。本文对此做出如下的稳健性检验。

#### 1. 控制其他横截面因子的影响

除波动率风险因子外,还有一些其他因子已被证明是显著影响资产价格的因子,从中选取较为重要的几个作为控制变量,检验波动率风险价格存在的稳健性。

(1) 规模因子和账面市值比因子。采用来自锐思数据库的 SMB (small minus big) 和 HML (high minus low) 月度数据。

(2) 非流动性因子。Pástor (2003) 表明,对市场流动性因子敏感性较高的股票应当获得更高的预期收益率。本文采用的非流动性因子是将单个股票的 Amihud 指标进行加权得到的市场指标。Amihud (2002) 指标是股票日收益率绝对值与日交易额的比值在某个时期内的加权值。具体表达式如下:

$$Illiquidity_{i,t} = \frac{1}{Days_{i,t}} \sum_{d=1}^{Days_{i,t}} \frac{|R_{i,t,d}|}{V_{i,t,d}} \quad (6)$$

其中,  $Illiquidity_{i,t}$  为 Amihud 非流动性指标,  $R_{i,t,d}$  为股票  $i$  在第  $t$  月第  $d$  天的收益率,  $V_{i,t,d}$  为股票  $i$  在第  $t$  月第  $d$  天的交易量,  $Days_{i,t}$  为股票  $i$  在第  $t$  月的有效交易天数。

(3) 市场偏度。将高阶矩作为定价因子进行研究的文献有 Bansal 和 Viswanathan (1993)、Dittmar (2002) 等,其主要研究协偏度和协峰度的风险溢价。黄文彬等 (2009) 发现,基于高阶矩的考核模型优于基于传统 CAPM 的考核模型。协偏度指的是资产组合与市场波动率的协方差,协峰度指的是资产组合与市场偏度的协方差。本文考察市场偏度因子对波动率风险价格的影响情况。其中,市场偏度的具体表达式如下:

$$skewness_t = \frac{\sum_{d=1}^{Days_t} (R_{t,d}^M - \overline{R_{t,d}^M})^3}{\left( \sum_{d=1}^{Days_t} (R_{t,d}^M - \overline{R_{t,d}^M})^2 \right)^{\frac{3}{2}}} \quad (7)$$

其中,  $skewness_t$  表示股票市场在第  $t$  月的偏度指标,  $R_{t,d}^M$  表示第  $t$  月第  $d$  天的市场收益率,  $\overline{R_{t,d}^M}$  指市场收益率第  $t$  月的平均值,  $Days_t$  为第  $t$  月的有效交易天数。

将横截面因子引入模型进行检验,表 6 是检验结果。结果显示:在资产定价模型中加入 HML、SMB 因子后,波动率风险价格系数变得不再显著,而 SMB 仍显著,说明 SMB 包含了波动率风险因子的定价信息,SMB 是波动率因子的代理变量,研究波动率的风险价格可以为 Fama - French 三因素模型提供理论解释;在资产定价模型中加入市场偏度和流动

性指标对波动率风险价格的显著性没有影响;非流动性因子的风险价格为负,符合理论预期<sup>①</sup>;在待检资产定价模型中加入其他横截面因子并不会明显减少定价误差,这可能是由于因子间的定价效果相互抵消的原因。

表 6 各因子风险价格的估计结果

定价模型		(1)	(2)	(3)	(4)
截距项	数值	-0.0182	-0.0213	-0.0208	-0.0212
	t 值	-1.35	-1.38	-1.43	-1.52
市场超额收益率	系数	0.0387***	0.0413**	0.0410***	0.0415***
	t 值	2.93	2.74	2.91	3.04
波动率风险因子	系数	-0.0662***	-0.0424	-0.0595**	-0.0631***
	t 值	-3.71	-0.99	-2.69	-3.45
价值因子 HML	系数		-0.0019		
	t 值		-0.61		
规模因子 SMB	系数		0.0061**		
	t 值		2.67		
非流动性因子	系数			-0.0661*	
	t 值			-2.03	
市场偏度	系数				-0.1966
	t 值				-1.34
定价误差 RMSPE		0.00264	0.00273	0.00268	0.00265

数据来源:锐思数据库

## 2. 对全部单个股票作为待检样本进行检验

表 7 为对全部单个股票资产进行稳健性检验的结果。

对比表 5 和表 7,可以发现:运用全部单个资产计算出的波动率风险价格的值与运用组合计算的值有所差别;对全部单个资产进行拟合的误差远大于对组合的误差;对全部单个资产的定价结果显示,波动率风险价格显著为负,显著性不受 HML、SMB、流动性和市场偏度等因子的影响。

## 3. 对波动率模型的稳健性检验

使用波动率模型会带来模型风险,运用 Adrian 和 Rosenberg (2008) 的长短期波动率模型考察不同波动率模型是否会对波动率风险价格的结论产生影响。

<sup>①</sup> 由于与非流动性指标正相关的股票能够规避非流动性风险,因而投资者对其要求较低的收益率,即,非流动性因子的风险价格为负。

表7 全部单个资产的定价结果

定价模型		(1)	(2)	(3)	(4)
截距项	数值	0.0039*	0.0024	0.0009	0.0045**
	t值	1.83	1.12	0.45	2.11
市场超额收益率	系数	0.0133***	0.0162***	0.0149***	0.0121***
	t值	6.53	8.03	7.81	6.08
波动率因子	系数	-0.0229***	-0.0335***	-0.0099**	-0.0190***
	t值	-4.73	-7.03	-2.09	-4.01
价值因子 HML	系数		-0.0016***		
	t值		-2.61		
规模因子 SMB	系数		-0.0009		
	t值		-1.33		
非流动性因子	系数			-0.0254***	
	t值			-14.61	
市场偏度	系数				-0.1507***
	t值				-8.56
定价误差 RMSPE		0.0151	0.0149	0.0143	0.0149

数据来源:锐思数据库

$$\text{市场收益率: } R_{t+1}^M = \theta_1 + \theta_2 s_t + \theta_3 l_t + \sqrt{v_t} \varepsilon_{t+1} \quad (8)$$

$$\text{市场波动率: } \ln \sqrt{v_t} = s_t + l_t \quad (9)$$

$$\text{短期部分: } s_{t+1} = \theta_4 s_t + \theta_5 \varepsilon_{t+1} + \theta_6 (|\varepsilon_{t+1}| - \sqrt{2/\pi}) \quad (10)$$

$$\text{长期部分: } l_{t+1} = \theta_7 + \theta_8 l_t + \theta_9 \varepsilon_{t+1} + \theta_{10} (|\varepsilon_{t+1}| - \sqrt{2/\pi}) \quad (11)$$

式(9)表示波动率由长短期两部分组成, $l_t$ 表示长期部分, $s_t$ 表示短期部分。式(10)和式(11)设定波动率的两个部分均服从AR(1)过程,受市场收益率的扰动项 $\varepsilon_t$ 的影响,其绝对值影响系数通过 $\theta_5$ 和 $\theta_{10}$ 表示,不对称影响通过 $\theta_5$ 和 $\theta_9$ 表示<sup>①</sup>。

估计结果表明:在收益率均值等式中长短期波动率的系数都为正数,预期市场收益率与长短期波动率在时间序列上正向相关;长期波动率的持续性很强,但并非可以永远持续;负的收益率比正的收益率能够更大幅度的提高短期或长期的波动率,收益率对短期波动率部分的不对称效应比对长期部分要明显得多,因此,短期波动率和市场偏度更相关。

① 由于长期部分 $l_t$ 的持续性较强,短期部分 $s_t$ 的持续性较差,设定 $\theta_4 < \theta_8$ 以及短期部分 $s_t$ 的模型没有截距项。

表 8 波动率部分的时间序列估计结果

	系数	p 值		系数	p 值
$\theta_1$	0.0094	0.0039	$\theta_6$	0.1047	0.0000
$\theta_2$	0.0070	0.0001	$\theta_7$	-0.0195	0.0075
$\theta_3$	0.0020	0.0075	$\theta_8$	0.9946	0.0000
$\theta_4$	0.8481	0.0000	$\theta_9$	0.0000	0.9796
$\theta_5$	-0.0205	0.0006	$\theta_{10}$	0.0511	0.0000
$\theta_8 = 1$ 的 p 值		0.0000			

数据来源:锐思数据库

表 9 波动率风险长短期部分的定价结果

	截距项	市场超额收益	短期波动率	长期波动率	RMSPE
数值	0.0105	0.0247	-1.1550***	-0.6014	0.00270
t 值	1.71	1.59	-3.16	-1.02	

数据来源:锐思数据库

本文将波动率的长短期两部分作为资产定价的横截面因子,估计出这两个因子的风险价格。从表 9 可以看出,波动率的长短期两部分风险价格均为负值,即市场波动率风险价格为负的结论是稳健的。其中,短期波动率风险价格的值显著,长期波动率风险价格却不显著,这可能因为我国投资者对于市场上的短期波动率更为敏感而对长期波动并不十分关心。

#### (四)波动率风险的经济意义

不少研究文献指出波动率与宏观经济变量相关。Schwert (1989) 表明,市场波动率与宏观商业周期是同步变动的。Bollerslev 等(2004)发现,市场波动率风险溢价与宏观金融状态变量显著相关。本文采用工业增长率、实际利率、预期及未预期通货膨胀率<sup>①</sup>四个变量检验波动率风险与宏观经济变量的关系。这些数据来自中经网。

对各因子信息相关性检验指出,因子间相关系数的绝对值较小。将波动率因子依次加入包含某个宏观经济变量的资产定价模型,观察对宏观经济变量系数的显著性是否有影响。检验结果如表 10,其中,VRES 表示市场波动率因子,MKT 表示市场超额收益率因子,IP (industry product) 表示工业增长率,EI (expected inflation) 表示预期通货膨胀因子,UI (unexpected inflation) 表示未预期通货膨胀因子,Real Rate 表示实际利率因子。

表 10 显示:分别将工业增长率、实际利率、预期及未预期通货膨胀率(除了市场收益率外)作为定价因子的模型(模型 1、3、5、7)中,各个因子风险价格系数均显著;在上述的四个模型中分别加入波动率作为定价因子后(模型 2、4、6、8),实际利率风险价格系数仍显著,但工业增长率、预期及未预期通货膨胀率的风险价格变得不显著,这说明波动率包含了工业增长率、预期及未预期通货膨胀率风险的定价信息,它能够反映部分宏观经济风

<sup>①</sup> 由于工业增长率服从 AR(3)过程,将其三阶滞后的扰动项作为工业增长率因子信息;将一个月的同业拆借利率与预期通货膨胀率的差值作为实际利率的代理变量;由于 CPI 指数的环比增长率服从 AR(1)过程,将 AR(1)模型中的拟合值作为预期通货膨胀率,将扰动项作为未预期通货膨胀率。

险;加入波动率风险因子明显有利于降低模型误差,提高定价效果。

表 10 25 个资产组合定价的结果

定价模型		基准	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
截距项	数值	-0.018	-0.033 **	-0.014	-0.035 ***	-0.027 ***	-0.021	-0.020	-0.022	-0.017
	t 值	-1.35	-2.31	-0.83	-5.74	-3.48	-1.33	-1.42	-1.53	-1.29
MKT	系数	0.039 ***	0.053 ***	0.035 **	0.054 ***	0.046 ***	0.043 **	0.039 ***	0.044 ***	0.038 ***
	t 值	2.93	3.83	2.10	5.52	6.08	2.80	2.94	3.08	2.91
VRES	系数	-0.066 ***		-0.081 *		-0.062 ***		-0.081 **		-0.060 ***
	t 值	-3.71		-1.83		-4.98		-2.73		-3.23
IP	系数		-0.016 **	-0.005						
	t 值		-2.77	-0.39						
Real Rate	系数				0.014 ***	0.012 ***				
	t 值				5.74	6.63				
EI							0.001 *	-0.000		
							1.89	-0.59		
UI									-0.003 **	-0.002
									-2.54	-1.41
RMSPE		0.0026	0.0028	0.0027	0.0020	0.0015	0.0031	0.0027	0.0029	0.0026

数据来源:锐思数据库和中经网

## 五、结 论

本文应用 Fama - Macbeth 的方法估算波动率的风险价格,得到以下几个结论:(1)我国股票市场存在着波动率被定价的情况,波动率风险价格显著为负。且这一结论不受流动性以及市场偏度因子的影响;不受待检资产改变的影响;不受波动率模型设定的影响。这表明,在其他条件一致的情况下,股票市场中的投资组合承担的市场波动率风险越大,其获取的投资收益率应当越低。(2)波动率风险溢酬可部分解释公司规模效应以及账面市值比效应。(3)SMB 是波动率风险因子的代理变量,Fama - French 三因素模型之所以能够较好地解释股票的横截面收益率可能是由于它涵盖了波动率的定价信息。(4)相对于 CAPM 模型而言,加入了波动率风险因子的资本资产定价模型可以更好地解释我国股票市场的横截面收益率。(5)波动率风险以及风险溢酬的产生与宏观经济变量的变动有一定的关系。

本文的研究结果具有重要的理论意义和实际意义:一方面,研究波动率风险价格不仅有利于解释包括规模效应和账面市值比效应在内的一些市场异象,还可作为桥梁对宏观经济变量与微观股票市场收益率之间的内在联系问题进行研究。另一方面,研究波动率风险和风险价格有利于正确认识理解风险与收益的关系,有利于股票市场的利益相关者进一步了解股票市场的运行规律,对投资者制定更科学的投资策略、进行更理性的投资有指导作用。未来对波动率风险价格的研究可以从如下方面进一步展开:第一,本文不仅通过理论分析还运用实证检验证明了波动率风险价格应当是负值的结论,这表明股票市场

上的投资组合承担的市场波动率风险越大,其获取的投资收益率理论上应当越低。但这一结论可能会受到更多本文尚未考察到的重要横截面因子的交叉影响,未来可更深入地展开研究从而更好地解释市场的各种异象;第二,本文针对波动率风险价格的研究仅给出了方向性的结论,未来更深入的研究可考虑波动率风险价格的时变性并考察其风险价格变动的具体决定因素以及内在动因(Bakshi 和 Kapadia (2003) 指出,市场波动率水平越高,投资者对波动率风险的厌恶程度越高,因而波动率风险价格与波动率水平本身正相关);第三,本文通过研究已证实波动率风险与风险价格能够在一定程度上解释股票市场横截面收益率现象,Bollerslev 等(2009) 研究证实隐含方差与已实现方差之差即方差风险溢价能够部分解释美国股市 90 年代后在时序上的波动。未来我们可以在此基础上,研究波动率风险价格是否真的有利于预测股市未来的变动;第四,我国自 2005 年 5 月起实施股权分置改革,改革带来的股票市场供给的不确定性、机构投资者超常规发展带来的问题以及国际资产价格波动的外部冲击等原因造成的改革后股票市场波动的明显加剧(张慧莲, 2009),这些变化可能会导致波动率风险因子对股票价格的影响作用发生改变,但限于目前样本期较短,无法就这一猜想作细致的研究,如果能进一步找到合适的方法研究这一时期的波动率风险价格或在未来足够长的样本期内做对比研究,将是对本文很好的补充。

## 参 考 文 献

- [1] 陈蓉和方昆明, 2011,《香港股票市场波动率风险溢价实证研究》,《系统工程理论与实践》第 3 期。
- [2] 黄文彬和郑振龙, 2009,《基于高阶矩的基金绩效考核模型》,《厦门大学学报(哲社版)》第 4 期 72 ~ 78 页。
- [3] 汪炜和周宇, 2002,《中国股市规模效应和时间效应的实证分析——以上海股票市场为例》,《经济研究》第 10 期 16 ~ 21 页。
- [4] 吴世农和许年行, 2004,《资产的理性定价模型和非理性定价模型比较研究》,《经济研究》第 6 期 105 ~ 116 页。
- [5] 张慧莲, 2009,《股权分置改革前后股指波动性测度及原因分析》,《金融研究》第 5 期 88 ~ 96 页。
- [6] 张崢、欧阳红兵和刘力, 2005,《股价前期高点、投资者行为与股票收益——中国股票市场的经验研究》,《金融研究》第 12 期 40 ~ 54 页。
- [7] 郑振龙, 2009, 金融资产价格的信息含量: 金融研究的新视角[J],《经济学家》第 11 期 69 ~ 78 页。
- [8] Adrian, T. and J. Rosenberg, 2008, "Stock Returns and Volatility: Pricing the Short - Run and Long - Run Components of Market Risk," *Journal of Finance*, Vol. 83(6), pp. 2997 ~ 3030.
- [9] Amihud, Y., 2002, "Illiquidity and Stock Returns: Cross - Section and Time - Series Effects," *Journal of Financial Markets*, Vol. 5(1), pp. 31 ~ 56.
- [10] Ang, A., R. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, 2006, "The Cross - Section of Volatility and Expected Returns," *Journal of Finance*.
- [11] Bakshi, G., and N. Kapadia, 2003, "Delta - Hedged Gains and the Negative Market Volatility Risk Premium," *Review of Financial Studies*, Vol. 16(2), pp. 527 ~ 566.
- [12] Bansal, R., and S. Viswanathan, 1993, "No Arbitrage and Arbitrage Pricing: A New Approach," *Journal of Finance*, Vol. 48(9), pp. 1231 ~ 1262.
- [13] Blume, M. E., 1970, "Portfolio Theory: A Step toward its Practical Application," *Journal of Business*, Vol. 43(2), pp. 152 ~ 173.
- [14] Bollerslev, T., M. Gibson, and H. Zhou, 2004, "Dynamic Estimation of Volatility Risk Premia and Investor Risk Aversion from Option - implied and Realized Volatilities," *Finance and Economics Discussion Series Working paper*.

- [15] Bollerslev, T., R. F. Engle, and D. B. Nelson, 1994, "ARCH Models," in Handbook of Econometrics 4, Eds. by R. F. Engle, D. L. McFadden, Amsterdam: North-Holland, pp. 2959-3038.
- [16] Campbell, J. Y., 1993, "Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data," American Economic Review, Vol. 83 (6), pp. 487-512.
- [17] Campbell, J. Y., and L. Hentschel, 1992, "No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns," Journal of Financial Economics, Vol. 31 (3), pp. 281-318.
- [18] Chen, J., 2002, "Intertemporal CAPM and the Cross-Section of Stock Returns," University of Southern California Working Paper.
- [19] Coval, J. and T. Shumway, 2001, "Expected Option Returns," Journal of Finance, Vol. 56, Jun., pp. 983-1009.
- [20] Doran, J. S., and E. I. Ronn, 2008, "Computing the Market Price of Volatility Risk in the Energy Commodity Markets," Journal of Banking and Finance, Vol. 32 (12), pp. 2541-2552.
- [21] Fama, E. F., and J. D. Macbeth, 1973, "Risk Return, and Equilibrium: Empirical Tests," Journal of Political Economy, Vol. 81, (3), pp. 607-636.
- [22] Fama, E. F., and K. R. French, 1993, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," Journal of Financial Economics, Vol. 33 (1), pp. 3-56.
- [23] Lettau, M., and S. Ludvigson, 2001, "Resurrecting the (C) CAPM: A Cross-Sectional Test when Risk Premia are Time-Varying," Journal of Political Economy, Vol. 109 (6), pp. 1238-1287.
- [24] Litzenberger, R., and K. Ramaswamy, 1979, "The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence," Journal of Financial Economics, Vol. 7 (2), pp. 163-195.
- [25] Merton, R. C., 1973, "An Intertemporal Asset Pricing Model," Econometrica, Vol. 41 (9), pp. 867-887.
- [26] Nelson, B. Daniel, 1991, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," Econometrica, Vol. 59 (3), pp. 347-370.
- [27] Pástor, L. U., and R. F. Stambaugh, 2003, "Liquidity Risk and Expected Stock Returns," Journal of Political Economy, Vol. 111 (6), pp. 642-685.
- [28] Schwert, G. W., 1989, "Why does Stock Market Volatility Change over Time?," Journal of Finance, Vol. 44 (11), pp. 1115-1153.
- [29] Shanken, J., 1992, "On the Estimation of Beta-Pricing Models," Review of Financial Studies, Vol. 5 (1), pp. 1-33.
- [30] Shanken, J., and G. Zhou, 2007, "Estimating and testing beta pricing models: Alternative methods and their performance in simulations," Journal of Financial Economics, Vol. 84 (1), pp. 40-86.
- [31] Vol. 61 (1), pp. 259-299.

**Abstract:** Based on the data of the Chinese A-share stocks from Feb. 1997 to Jun. 2009, the paper investigates the characteristics of volatility risk and its price with Fama-Macbeth method. The empirical study shows that volatility risk is a remarkable cross-sectional pricing factor and its risk price is negative. Introducing volatility risk to asset pricing model could partially explain size effect and B/M effect. The result is not affected by liquidity and market skewness, changing testing assets and the specification of volatility model. Volatility risk could manifest pricing information of some macroeconomic variables, and size factor is a proxy variable of volatility risk.

**Key Words:** volatility risk, risk price, asset pricing

(责任编辑:王 鹏)(校对:WH)