

# 特质偏度是否被定价?<sup>①</sup>

郑振龙,王 磊,王路跖  
(厦门大学经济学院,厦门 361005)

摘要: 研究了我国 A 股市场上特质偏度和预期收益率的关系. 结合中国市场的实际, 采用横截面回归方法提取预期特质偏度, 随后运用 Fama-MacBeth 方法来验证预期收益率和预期特质偏度之间的关系. 实证结果表明二者之间存在显著的负向关系, 在控制了流动性因子、协偏度和协峰度等变量的影响之后该结论仍然成立. 同时, 还对“特质波动率之谜”进行了重新检验, 结果发现, 在控制了预期特质偏度之后, 滞后的特质波动率与预期收益率之间的负相关关系不再显著, 从而证实了预期特质偏度中含有一部分特质波动率的信息. 最后, 在区分了大、小公司的子样本中进行的稳健性检验也支持上述结论.

关键词: 预期特质偏度; 特质波动率之谜; 收益率可预测性

中图分类号: F830.91; F832.5 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2013)05-0001-12

## 0 引言

所谓“特质波动率之谜”是指 Ang 等<sup>[1]</sup>发现的特质波动率与收益率呈负相关关系的现象. 根据 Merton<sup>[2]</sup>及 Malkiel 和 Xu<sup>[3]</sup>的传统资产定价理论, 如果是充分分散化的组合, 该组合只有系统性风险, 则特质波动率不应该被定价. 如果该组合未充分分散, 根据高预期风险与高预期收益的对应关系, 则特质波动率跟收益率也应该是正相关关系. 因此 Ang 等<sup>[1]</sup>的发现成了“特质波动率之谜”. 陈国进等<sup>[4]</sup>与杨华蔚和韩立岩<sup>[5]</sup>在中国股票市场上也发现了“特质波动率之谜”. 与他们不同, 在修正了对预期特质波动率的估计方法后, 邓雪春和郑振龙<sup>[6]</sup>发现, 中国股票市场上的“特质波动率之谜”现象并不明显. 对于“特质波动率之谜”的解释, Boehme 等<sup>[7]</sup>、Duan 等<sup>[8]</sup>及 Jiang 等<sup>[9]</sup>认为这一现象的存在是由于卖空限制、信息不完全等市场不完美因素引起的. 而 Barberis 和 Huang<sup>[10]</sup>基于行为金融学的理论提出了另一种解

释: 投资者愿意接受高特质波动率股票的低收益率, 不是因为他们寻求高的特质波动率, 而是因为他们偏好彩票式回报的股票, 即对正的特质偏度的偏好. 正是因为获得了正的特质偏度, 投资者自愿放弃一部分预期收益率. Boyer 等<sup>[11]</sup>发现在控制了预期偏度之后, 特质波动率与预期收益之间的负向关系大幅减弱, 证实了产生“特质波动率之谜”一部分是由于含有偏度的信息. 陈国进等<sup>[4]</sup>则将“特质波动率之谜”主要归因于投资者存在的异质信念. 本文想要探讨的是, “特质波动率之谜”在中国是否存在? 如果存在的话, 它是真的谜团还是由其他原因引起的假象.

自 Markowitz<sup>[12]</sup>提出投资组合选择理论以后, 分散化投资就成了投资的基本信条. 但是大量实证表明, 投资者持有的组合大多是未分散的. Friend 和 Blume<sup>[13]</sup>及 Blume 和 Friend<sup>[14]</sup>等就发现, 个人投资者持有的投资组合并不是多样化的市场组合, 而 Levy<sup>[15]</sup>更是从 1971 年 17 056 人的税收构成中发现, 大部分个人投资者在他的投资

① 收稿日期: 2012-09-30; 修订日期: 2013-03-13.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70971114; 71073023); 国家自然科学基金青年基金资助项目(71101121); 教育部人文社会科学研究青年基金资助项目(11YJC790014).

作者简介: 郑振龙(1966—), 男, 福建平潭人, 教授, 博士生导师. Email: zzheng@xmu.edu.cn

组合中都只持有少量的股票.随着金融市场和计算机等信息技术的发展,这种个人投资者投资组合非多样化的现象并没有随之改变. Huberman<sup>[16]</sup>调查发现投资者倾向于投资熟悉的股票,而忽略了多样化投资这一原则. Goetzmann 和 Kumar<sup>[17]</sup>对 1991-1996 年间 62 000 名个人投资者进行调查,发现超过 25% 的投资者只持有 1 支股票,投资超过 10 支的人少于 10%. 而 Campbell 等<sup>[18]</sup>的研究却发现在过去的 40 年里公司特质风险显著增加,要达到完全的多样化投资至少需要 50 支股票.同时, Meulbroek<sup>[19]</sup>、Goetzmann 和 Kumar<sup>[17]</sup>等的研究还发现,投资者持有未分散组合的成本是高昂的.国内的研究也有类似的结论.朱宏泉和李亚静<sup>[20]</sup>通过研究封闭式基金发现,基金的投资集中度比较高,持仓排名前 10 的股票所占的比重平均可达 40% 以上.既然如此,为何会有这么多的投资者不愿意进行分散化投资呢? 本文旨在利用中国市场上的经验证据来为这一现象提供解释和支持.

基于上述分析,本文主要基于两点:第 1,从新的角度解释“特质波动率之谜”;第 2,尝试解释为何现实中存在大量并没有选择持有充分分散化投资组合的投资者.

自从 Sharpe<sup>[21]</sup>和 Lintner<sup>[22]</sup>独立推导出资本资产定价模型(CAPM)后,大部分基本上都是在均值一方差分析的框架下分析投资组合. CAPM 模型假设投资者持有充分分散的组合,因此只有系统性风险才能获得报酬,同时该模型还有一个隐含假设,就是收益率是正态分布或者投资者的效用函数是二次效用函数.在这样的隐含假设下,投资者只需要考虑均值和方差,而不需要考虑高阶矩.但是实证研究表明,收益率往往不是正态分布的,而是有较高的偏度和峰度.同时,二次效用函数是递增的绝对风险厌恶型效用函数,即投资者的财富越多,其愿意承担的风险越小,并且二次效用函数的抛物线形状决定了投资者在某个财富水平可以达到效用最大(随着财富继续增加,投资者的效用反而会减小),这些违背理性经济学人假定的特点大大限制了二次效用函数在研究中的应用.在这样的情况下,用 CAPM 定价就会产生相当大的误差.因此学者们尝试着将偏度引入定价中. Kraus 和 Litzenberger<sup>[23]</sup>首次在传统的

CAPM 模型中加入偏度进行研究,发展出三阶矩的资产定价模型,发现作为系统性风险的协偏度而不是总偏度得到定价. Harvey 和 Siddique<sup>[24]</sup>也得到了相同的结论.这些研究都是建立在投资者持有充分分散的组合基础上,在此基础上,特质偏度被分散,因而只有协偏度进入定价.这种理论显然无法解释大量投资者不愿意分散投资的事实.

根据已有的研究,协偏度作为无法被分散的系统性风险在资产中被定价,即使是充分分散的投资组合,投资者一样可以获得协偏度的风险溢价.但是现实中存在大量投资者持有未充分分散组合,这说明未充分分散的投资组合会给投资者带来除系统性风险收益外的额外预期收益.这一事实有可能说明,特质偏度也被定价了.投资者有意识地持有未分散的组合来获得正的偏度,特别是特质偏度,从而获取以小博大的机会,因为股票的正的偏度是投资者喜欢的性质.由于分散化是一把双刃剑,它在消除了特质波动率的同时,也消除了投资者想要的特质偏度,因此为了获得偏度,投资者只能放弃传统的均值一方差有效边界,而持有未分散的组合.然而,该组合在均值一方差一偏度框架下却有可能是在有效边界上.近年来国外一些学者的研究从理论和实证中都证实了这一点. Barberis 和 Huang<sup>[10]</sup>通过引入累积前景理论(cumulative prospect theory)在卖空限制下,从理论上推导出了预期特质偏度与预期收益率负相关. Mitton 和 Vorkink<sup>[25]</sup>通过引入投资者对特质偏度的异质偏好,也推导出了同样的结论,他们对 60 000 个人投资者账户的实证研究也证实了这一结果. Boyer 等<sup>[11]</sup>对美国市场的实证结果也发现预期特质偏度与预期收益率负相关的关系. Barberis 和 Huang<sup>[10]</sup>对这种负相关关系给出了合理解释:市场上有一部分投资者有投机心理,希望获得以小博大的机会,因此对彩票式回报的股票,即高特质偏度的股票,有特殊偏好,从而使得这些股票被高估.与上述研究的方法不同, Brunnermeier 和 Parker<sup>[26]</sup>及 Brunnermeier 等<sup>[27]</sup>通过设定内生概率建立了投资者的最优均衡模型.在模型中,投资者选择资产时不仅要考虑当前消费,还要考虑对未来消费的预期.当模型达到均衡时,他们同样得出了类似于上述研究的结论.对特质偏度的研究,目前主要是国外的研究,国内对偏度的研究大

多集中在协偏度上,而对特质偏度的研究尚处空白。

本文主要想研究的问题是:在投资者因希望获得“以小博大”的机会而对正特质偏度的股票有偏好,并且在传统资产定价模型无法成立时,公司特质偏度是否能够解释股票的预期收益率。本文的主要贡献有:

1) 将 Boyer 等<sup>[11]</sup>通过横截面回归提取出事前的预期特质偏度的方法引入中国市场,与滞后的特质偏度相比,这种方法得到的预期特质偏度在中国市场上更有效。

2) 采用 Fama-MacBeth 回归,通过加入流动性因子、协偏度因子等控制变量,从实证方面证实了,在中国市场上预期收益率与预期特质偏度之间显著的负相关关系,并利用这个结果解释了中国市场上的“特质波动率之谜”。

## 1 预期特质偏度的提取

预期特质偏度的提取并不像提取  $\beta$  或者波动率那样简便。在二阶矩稳定的假设下,研究者往往可以用其滞后值本身作为预期值的代理,通过时间序列模型来得到其预期值。但是由于三阶矩内在的不稳定性,这种预测方法用到三阶矩上并不是十分可靠<sup>②</sup>。

基于以上原因,不少学者提出使用别的方法来提取预期偏度。本文主要参考了 Boyer 等<sup>[11]</sup>的方法,通过含有一系列特质因子的横截面回归来提取预期特质偏度。特质因子包括特质偏度的滞后值、特质波动率的滞后值、市值、换手率以及历史收益率。为此,首先需要估计出特质因子,然后运用横截面回归提取预期特质偏度。

### 1.1 已实现特质偏度和已实现特质波动率的提取及其性质研究

根据 Boyer 等<sup>[11]</sup>的模型,假设投资者认为未来  $T$  个月内股票组合会有超额正收益,用  $S(t)$  表示从  $t - T + 1$  月月初至  $t$  月月末的交易日集合,用  $N(t)$  表示  $S(t)$  集合中交易日的天数。由于  $T$  在很大程度上依赖于投资者的市场情绪等,因此这里

$T$  的选择主观性较大,为了谨慎起见,本文选取  $T = 1, 2, \dots, 24$  分别进行分析。

首先进行如下式的 Fama-French 三因子回归

$$r_{i,d} - r_{f,d} = \alpha_{i,d} + \beta_{MKT,d}(MKT_d - r_{f,d}) + \beta_{SMB,d}SMB_d + \beta_{HML,d}HML_d + \varepsilon_{i,d} \quad (1)$$

其中  $d \in S(t)$ ;  $r_{i,d}$  是股票  $i$  在第  $d$  日的收益率;  $r_{f,d}$  是第  $d$  日的无风险利率;  $MKT_d$ 、 $SMB_d$  和  $HML_d$  分别是第  $d$  日的市场投资组合收益率、基于公司规模的投资组合收益率和基于账面市值比的投资组合收益率;  $\beta_{MKT,d}$ 、 $\beta_{SMB,d}$  和  $\beta_{HML,d}$  分别是股票收益率对市场投资组合、基于公司规模的投资组合和基于账面市值比的投资组合这 3 个因素的敏感度,也就是本文所说的回归系数;  $\alpha_{i,d}$  是股票  $i$  在第  $d$  日的回归常数项;  $\varepsilon_{i,d}$  是股票  $i$  在第  $d$  日的回归残差项。已实现的特质波动率  $IV_{i,t}$  和特质偏度  $IS_{i,t}$  分别按照下面式(2)和式(3)计算

$$IV_{i,t} = \left( \frac{1}{N(t)} \sum_{d \in S(t)} \varepsilon_{i,d}^2 \right)^{1/2} \quad (2)$$

$$IS_{i,t} = \frac{1}{N(t)} \frac{\sum_{d \in S(t)} \varepsilon_{i,d}^3}{IV_{i,t}^3} \quad (3)$$

由上两式计算出月度的日平均特质波动率和特质偏度。

### 1) 数据描述

本文选取沪市和深市包括 ST 股在内的全部 A 股股票作为研究对象,由于中国在 1996 年 12 月 26 日宣布实行涨跌停板制度,所以样本从 1997 - 01 - 01 ~ 2010 - 09 - 30, 共计 3 324 个交易日。去掉了上市时间过短的中小板股票 002461 ~ 002484、创业板股票 300105 ~ 300124 以及主板股票 601018 和 601818 后,共计 1 908 支股票。月度数据采用每月月底数据,共计 165 个月。所有股票的月度和日度数据均来源于万得数据库。

用于月内三因子模型回归的 Fama-French 三因子的日数据由锐思数据库提供,这里采用的三因子数据使用流通市值加权来构建。无风险利率也取自锐思数据库,其使用规则如下:2002 年 7 月 2 日前用 1 年期银行存款利率,之后使用 1 年期中央银行票据的票面利率。

### 2) 数据描述性统计分析

② Harvey 和 Siddique<sup>[24]</sup>估计了时变的偏度模型,发现滞后的偏度与当期偏度之间只有微弱的负相关关系。

在得到特质波动率和特质偏度序列之后,对其进行了初步的描述性统计分析.由于篇幅限制,这里仅给出  $T = 12$  的结果.在表1和表2中给出所有股票特质波动率和特质偏度的平均值、平均标准差和平均偏度、峰度等.由于每支股票特质波动率和特质偏度序列的均值都不一样,因此在这里引入变异系数,使用变异系数能使多支股票有统一的比较标准.变异系数的计算公式为

$$CV = \frac{\sigma}{\mu}$$

其中  $CV$  是变异系数;  $\sigma$  是序列的标准差;  $\mu$  是序列的均值.变异系数用来衡量单位均值上的离散程度.

表1 特质波动率描述性统计量  
Table 1 Descriptive statistics on idiosyncratic volatility

股票总数	均值	标准差均值	变异系数均值	偏度均值	峰度均值
1 908	2.319%	0.63%	26.32%	0.292 9	-0.468 5

表2 特质偏度描述性统计量  
Table 2 Descriptive statistics on idiosyncratic skewness

股票总数	均值	标准差均值	变异系数均值	偏度均值	峰度均值
1 908	0.691 0	0.613 5	90.09%	0.033 5	0.642 9

从表1中可以看出,所有股票特质波动率序列的均值为2.319%,对应的月波动率为10.88%,这个值远小于  $Fu^{[28]}$  中的16%.标准差的均值为0.63%,而变异系数为26.32%,这说明了特质波动率随时间变化比较大.

从表2中可以看出,所有股票特质偏度序列的均值为0.6910,偏度总体水平大于0.标准差的均值为0.6135,而变异系数达到了90.09%,这说明特质偏度随时间变化非常大.

### 1.2 预期特质偏度的提取

为了得到预期偏度  $E_t [IS_{i,t+T}]$ ,先进行下式的横截面回归

$$IS_{i,t} = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}IS_{i,t-T} + \beta_{2,t}IV_{i,t-T} + \gamma_t X_{i,t-T} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中  $IS_{i,t}$  和  $IV_{i,t-T}$  按照式(2)、(3)构建;  $X_{i,t-T}$  表示一系列与公司相关的特质变量,所有的变量都是在  $t$  月末可观测到的.与公司相关的特质变量  $X_{i,t-T}$  中包括动量 ( $mom_{i,t-T}$ )、换手率 ( $turn_{i,t-T}$ ) 和流通市值 ( $cap_{i,t-T}$ ).  $mom_{i,t-T}$  表示股票  $i$  在  $t-T-12$  月至  $t-T-1$  月之间的累积收益率,  $turn_{i,t-T}$  表示  $t-T$  月股票  $i$  的换手率.

式(4)是根据  $t$  月末可观测到的滞后  $T$  期的已实现特质偏度、已实现特质波动率以及其他一系列公司特质变量,以所有个股为样本进行横截面回归,获得在  $t$  月末市场上的  $\beta$  值.基于式(4)的回归系数估计结果,再根据下式计算预期特质偏度

$$E_t [IS_{i,t+T}] = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}IS_{i,t} + \beta_{2,t}IV_{i,t} + \gamma_t X_{i,t} \quad (5)$$

用式(4)方法估计参数的好处在于用月度滚动的方法得到特质波动率和特质偏度的实现值,充分利用了数据,保证特质波动率和特质偏度的有效性,同时回归方程的自变量和因变量样本完全不重叠,保证了回归方程在计量上的有效性.

1)  $T$  值的选择 首先采用从1997-01-01-2010-09-30的全样本进行回归,  $T$  分别从1取到24,拟合效果最好的是  $T = 12$ ,此时  $IS_{i,t-T}$  项约有60%显著,其它各项显著的百分比分别为32.5%、57.1%、58.4%和31.8%,回归的效果并不是很理想.而从特质偏度的时间序列特征来看,特质偏度的巨幅波动是从2006年初开始的,也即上一轮大牛市的起点,因此将样本期分为两段,第1段从1997-01-01-2005-12-31,第2段从2006-01-01-2010-09-30,分别选取  $T1$  和  $T2$ ,使得每一段样本期内各自拟合的效果达到最优,最终的  $T1$  和  $T2$  取值分别为12和6.表3给出了分段与不分段情况下拟合结果的对比.

表3 分段与不分段结果的对比

Table 3 Comparison of the estimations between different methods

参数	截距项	$IS_{i,t-T}$	$IV_{i,t-T}$	$mom_{i,t-T}$	$turn_{i,t-T}$	$cap_{i,t-T}$	调整 $R^2$
不分段	55.8%	60.4%	32.5%	57.1%	58.4%	31.8%	0.049 24
分段	52.7%	66.7%	48.7%	51.3%	56.0%	37.3%	0.059 47

可以看到,分段后  $IS_{i,t-T}$  项和  $IV_{i,t-T}$  项的显著占

比有比较程度的上升,调整  $R^2$  也有所上升.在以下

实证过程中将报告根据分段样本得到的结果。

2) 回归模型选择 基于式(4)得出的回归系数的估计结果,根据式(5)进一步提取出预期特质偏度。表4中报告了5个模型的回归结果。模型1中只用了特质偏度的滞后值作为解释变量,在160组横截面回归中,有70%的回归系数是在5%显著性水平下显著的,调整 $R^2$ 的平均值为0.0184。回归系数总体 $t$ 值<sup>③</sup>为15.95,在1%显著性水平下显著。

模型2中只用了特质波动率的滞后值作为解释变量,大约有55.7%的回归系数是显著的,总体上滞后的特质波动率的回归系数在1%显著性水平下显著为负。回归调整 $R^2$ 为0.0095,大约为模型1的一半,说明滞后的特质偏度比滞后的特质波动率解释能力更强。

模型3中同时加入了滞后的特质偏度和滞后的特质波动率,发现回归的调整 $R^2$ 为0.0271,基本相当于模型1和模型2调整 $R^2$ 的总和,且模型3回归系数的值与模型1和模型2相差不大。

模型4中只加入了其他3个特质因子,即历史收益率、流通市值以及换手率。发现仅仅加入这3个因子的模型调整 $R^2$ 就高于模型3,达到了0.0383,而且3个系数均在1%显著性水平下显著为负,说明这3个因子对特质偏度具有很强的解释能力。

在模型5中放入了全部5个因子,回归的调整 $R^2$ 为0.0595,是所有模型中最高的,同时所有系数均在1%显著性水平下显著,这说明每一个解释变量都是有效的,因此采用模型5来提取预期特质偏度。

表4 横截面回归结果

Table 4 Estimation results of the cross-section regression

模型		$IS_{i,t-T}$	$IV_{i,t-T}$	$mom_{i,t-T}$	$cap_{i,t-T}$	$turn_{i,t-T}$	调整 $R^2$
1	系数	0.102					0.0184
	显著占比	(70.00%)					
	$t$ 值	15.95***					
2	系数		-9.06				0.0095
	显著占比		(55.67%)				
	$t$ 值		-10.90***				
3	系数	0.107	-8.89				0.0271
	显著占比	(69.33%)	(61.33%)				
	$t$ 值	17.03***	-10.71***				
4	系数			-0.0227	-0.077	-0.0015	0.0383
	显著占比			(70.67%)	(63.3%)	(46.7%)	
	$t$ 值			-11.70***	-3.94***	-6.84***	
5	系数	0.105	-6.275	-0.214	-0.087	-0.001	0.0595
	显著占比	(66.67%)	(48.67%)	(51.33%)	(56.00%)	(37.33%)	
	$t$ 值	17.57***	-7.44***	-9.47***	-5.02***	-5.68***	

注:表中\*\*\*表示系数在显著性水平为1%的情况下显著,\*\*表示在5%之下显著,\*表示在10%之下显著。

## 2 预期特质偏度与预期收益率的关系

研究预期特质偏度与预期收益率之间的关系

是本文的主要目的。为了消除噪音的影响,人们在研究收益率的影响因素时常用组合的方法。而组合的预期特质偏度是通过组合内股票的预期特质偏度按流通市值加权得到的,但是这样处理就会产生一个问题:作为二阶矩的波动率是平方可

③ 即回归系数真值为0的 $t$ 检验。

加的,而偏度作为三阶矩,进行这样的流通市值加权在数学上的合理性并没有得到证实,其经济含义也不够明确;而如果直接对组合计算特质偏度,一部分个股的特质偏度已经被分散,没有办法反映真实情况.基于这样的考虑,本文直接在个股层面进行 Fama-Macbeth 回归<sup>[29]</sup>,并重新考察“特质波动率之谜”,最后根据公司规模从样本中提取出小公司和大公司两组子样本进行稳健性检验.

### 2.1 个股单变量 Fama-MacBeth 回归

在得到个股的预期特质偏度之后,不对其进行分组,而是直接进行单变量 Fama-MacBeth 回归,具体回归方程如下

$$r_{i,t+1} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} E_t [IS_{i,t+T}] + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

首先对所有个股在每个月进行横截面回归,然后求参数的均值,估计的最终结果如表 5 所示.

表 5 个股单变量 Fama-MacBeth 回归结果

Table 5 Estimation results of the univariate Fama-MacBeth regression for individual stocks

估计量	参数值	t 值	调整 R <sup>2</sup>
截距项	0.019	2.01**	0.027
预期的 IS	-0.005	-0.564	

从表中可以看出,预期的特质偏度对预期收益率的回归系数为负,但在 5% 的显著性水平下该系数并不显著异于零.这说明预期的特质偏度对实现的收益率没有解释能力,那是否就说明预期的特质偏度对预期收益没有解释能力呢?由于实现的收益率可以分解为预期到的收益率和未预期到的收益率两部分,未预期到的收益率是由于未预期到的信息对收益率的冲击造成的,而本文的主要目的是要研究预期收益率与预期特质偏度之间的关系.因此,准确的回归应该控制未预期到的收益率的冲击的部分.由于未预期到的特质偏度,即实际的特质偏度与预期的特质偏度之间的差值也是对未预期到的冲击的反应,因此,可以考虑加入未预期到的特质偏度来控制未预期到的收益率的影响.

### 2.2 控制未预期到的特质偏度的冲击后个股 Fama-MacBeth 回归

从计量理论上来看,加入未预期到的特质偏度,可以增加对实际收益率中未预期到的那部分的解释能力,从而能更准确地体现出预期特质偏度对预期收益率的解释能力.

表 6 给出了已实现的特质偏度、预期的特质偏度和未预期到的特质偏度三者的描述性统计量.可以看出,预期的特质偏度的均值占已实现特质偏度均值的大部分比例.同时还可以看到未预期到的特质偏度的标准差与已实现的特质偏度比较接近,远高于预期特质偏度的标准差,这说明实际的特质偏度波动比预期到的特质偏度更剧烈,而且其波动主要来自于未预期到的特质偏度部分,由此也可以看出在模型中加入未预期到的特质偏度项是有必要的.

表 6 预期到的和未预期到的特质偏度描述性统计量

Table 6 Descriptive statistics on both expected and unexpected idiosyncratic skewness

统计量	已实现的 IS	预期的 IS	未预期到的 IS
均值	0.760	0.781	-0.023
最小值	-9.59	-20.29	-9.47
最大值	9.98	4.40	10.43
标准差	0.62	0.23	0.58

在回归方程中加入未预期到的特质偏度和滞后的特质偏度后,回归方程变为

$$r_{i,t+1} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} E_t [IS_{i,t+T}] + \gamma_{2,t} UnIS_{i,t+T} + \gamma_{3,t} LIS_{i,t-T} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中  $UnIS_{i,t+T}$  代表未预期到的特质偏度;  $LIS_{i,t-T}$  代表滞后的特质偏度,回归结果如表 7 所示.

在表 7 的模型 1 中可以看到,在控制了对未预期到的收益率的冲击之后,预期的特质偏度对实际收益率的回归系数在 5% 的显著性水平下显著为负,且未预期到的特质偏度对实际收益率的回归系数在 1% 的显著性水平下显著为正,与预期的结果一致.

表 7 加入了未预期到的特质偏度和滞后的特质偏度后的回归结果

Table 7 Estimation results with both the expected and unexpected idiosyncratic skewness

模型	1	2	3
截距项	0.0278 (3.20***)	0.014 (1.71*)	0.0335 (3.34***)
预期的 IS	-0.0218 (-2.19**)		-0.0228 (-2.25**)
未预期到的 IS	0.0148 (7.81***)		0.0153 (7.95***)
滞后的 IS		$-1.78 \times 10^{-4}$ (-0.27)	$-9.76 \times 10^{-4}$ (-1.58)

在模型 2 和 3 中, 加入了滞后的特质偏度项, 从结果中可以看到, 滞后的特质偏度项系数均不显著, 这说明滞后的特质偏度对预期收益率并没有解释能力。而预期特质偏度和未预期到的特质偏度项仍然是显著的, 而且符号和数值跟模型 1 相比相差不大, 证实了对预期收益率有影响的是对未来特质偏度的预期以及未预期到的特质偏度的冲击, 而不是过去已经实现的特质偏度, 若仅仅用滞后的特质偏度作为预期偏度的代理变量的话, 其效果不好。

### 2.3 特质偏度与“特质波动率之谜”

本文试图用特质偏度来解释“特质波动率之谜”现象。Ang 等<sup>[1]④</sup>发现高特质波动率的股票的超额收益率为负, 即特质波动率与收益率是负相关关系。而根据 Merton<sup>[2]</sup>和 Malkiel 和 Xu<sup>[3]</sup>的传统的资产定价理论: 如果是充分分散化的组合, 该组合只有系统性风险, 则特质波动率不应该被定价; 如果该组合未充分分散, 那么根据高预期风险与高预期收益的对应关系, 特质波动率跟收益率也应该是正相关关系。因此 Ang 等<sup>[1]</sup>的发现成了“特质波动率之谜”。对于“特质波动率之谜”的解释, Boehme 等<sup>[7]</sup>、Duan 等<sup>[8]</sup>和 Jiang 等<sup>[9]</sup>认为这一现象的存在是由于卖空限制、信息不完全等市场不完美因素引起的。而 Barberis 和 Huang<sup>[10]</sup>基于行为金融学的理论提出了另一种解释: 投资者愿意接受高特质波动率股票的低收益率, 不是因为他们寻求高的特质波动率, 而是因为他们偏好彩票式回报的股票, 即对正的特质偏度的偏好。正是因为获得了正的特质偏度, 投资者自愿放弃一部分预期收益率。Boyer 等<sup>[11]</sup>发现在控制了预期偏度之后, 特质波动率与预期收益之间的负向关系大幅减弱, 证实了“特质波动率之谜”的产生一部分是由于含有偏度的信息。

本文因此把滞后的特质波动率项也加入到模型中, 检验加入了预期特质偏度后中国市场上“特质波动率之谜”是否还存在。本文的模型变为

$$r_{i,t+1} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} E_t [IS_{i,t+T}] + \gamma_{2,t} UnIS_{i,t+T} + \gamma_{3,t} LIS_{i,t-T} + \gamma_{4,t} LIV_{i,t-T} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

在 AHXZ 的模型中, 他们用滞后的特质偏度作为预期特质偏度的代理变量, 在控制了滞后的特质偏度项后, 发现收益率与滞后的特质波动率之间的负相关仍然是显著的。但是通过上文已经

证实, 滞后的特质偏度并不是预期特质偏度的好的预测代理, 滞后的特质偏度对预期收益率没有解释能力, 因此考虑下面 4 个模型。

**模型 1** 只考虑实现收益率与滞后的特质波动率之间的关系, 发现确实存在显著的负相关关系, 其回归系数为 -0.283, 该结果在 5% 显著性水平下显著。

**模型 2** 按照 AHXZ 模型中的方法, 加入滞后的特质偏度作为控制变量, 之后, 收益率与滞后特质波动率之间的负相关关系仍然成立, 其系数为 -0.275, 与模型 1 相比只是略微有些减小, 而且该结果在 5% 显著性水平下仍然显著。而滞后的特质偏度项在 10% 显著性水平下不显著, 与上文的结果一致。

**模型 3** 加入预期特质偏度和未预期到的特质偏度作为控制变量, 而没有加入滞后的特质偏度。结果滞后特质波动率的系数变为 -0.071, 其绝对量水平相对于模型 1 和模型 2 大幅减小, 而且在 10% 显著性水平下该系数不再显著。预期特质波动率和未预期到的特质波动率项系数仍然显著, 与前文结论一致。通过模型 1、模型 2 和模型 3 可以证实预期特质偏度中含有特质波动率的信息, 在控制了预期特质偏度和未预期到的特质偏度后, 滞后的特质波动率和预期收益率之间的负相关关系变得不再显著。

**模型 4** 同时加入预期特质偏度, 未预期到的特质偏度, 滞后的特质偏度以及滞后的特质波动率 4 个因子。结论仍然没有改变。

4 个模型的回归结果见表 8。

表 8 加入了滞后的特质波动率后的回归结果

Table 8 Estimation results with the lagged volatility

模型	1	2	3	4
截距项	1.93 (0.017)	0.016 (1.95 <sup>*</sup> )	0.033 (3.16 <sup>***</sup> )	-0.034 (3.23 <sup>***</sup> )
预期的 IS			-0.021 (-2.01 <sup>**</sup> )	-0.021 (-2.03 <sup>**</sup> )
未预期到的 IS			0.015 (7.40 <sup>***</sup> )	0.015 (7.58 <sup>***</sup> )
滞后的 IS		-1.14 × 10 <sup>-4</sup> (-0.17)		-9.7 × 10 <sup>-4</sup> (-1.61)
滞后的 IV	-0.283 (-2.18 <sup>**</sup> )	-0.275 (-2.10 <sup>**</sup> )	-0.071 (-0.55)	-0.069 (-0.53)

④ Ang 等的模型以后简称 AHXZ。

### 2.4 加入控制变量后预期特质偏度与收益率之间的关系

虽然 Fama-French 三因子模型对股票收益率进行了比较好的解释,但是随着人们对风险认识的加深,大家逐渐认识到了除市场风险外还存在其它的系统性风险,如波动率风险、流动性风险、高阶矩风险等等,这些风险因子都得到了定价,对股票收益率具有一定的解释能力。而 Fama-French 三因子模型并没有完全包含这些风险,也就导致使用这个模型回归后的残差并不完全都是公司的特质风险,部分是因为承担了三因素中没有包含的风险所得到的回报。因此只有剔除掉这些风险因素后再检验特质波动率与收益率之间的关系,由此得到的结论才更准确、更具有说服力。为此,参照国内外相关文献,将流动性、协偏度、协峰度、动量、反转效应以及市值等学术界公认的定价因子作为控制变量,引入横截面回归中,以检验控制了这些变量后预期特质偏度前的回归系数是否仍然显著。

本文用 Amihud<sup>[30]</sup> 提出的非流动性指标 (ILLIQ) 作为流动性的代理变量;以公司的流动市值作为公司规模指标;以滞后一期的收益率代表动量因子;用除滞后一期的收益率以外的过去 1 年的累计收益率,即之前 11 个月的累计收益率作为反转效应;参照郑振龙和黄文彬<sup>[31]</sup> 的方法构建协偏度和协峰度。估计得到的控制变量的描述性统计结果如表 9 所示。

表 9 控制变量基本的描述性统计量

Table 9 Basic descriptive statistics on control variables

控制变量	均值	标准差	最大值	最小值
协偏度	$-5.18 \times 10^{-5}$	$1.93 \times 10^{-4}$	0.124	-0.343
协峰度	$-5.96 \times 10^{-5}$	$3.95 \times 10^{-4}$	0.254	-0.621
流动性因子	0.307	0.636	622.5	0.000 1
市值	9.032	0.269	12.142	7.401
反转 (1 年)	0.276	0.764	18.262	-0.919
动量 (1 个月)	0.016	0.149	7.281	-0.782

加入了控制变量后,考虑如下 4 个有代表性的模型, Fama-MacBeth 回归结果见表 10。模型 1 只用了控制变量作为解释变量。模型 2 加入了特质偏度因子和控制变量,用来考察加入控制变量后预期特质偏度和预期收益率之间的负相关关系是否还存在。模型 3 加入了滞后的特质波动率和控制变量,用于考查加入控制变量后是否还有“特质波动率之谜”。模型 4 中加入了所有的变量。

在模型 1 中,可以看到 1 个月的动量效应很显著,即滞后 1 期的收益率对当期收益率有很强解释作用,其系数为负,且在 1% 的显著性水平下显著异于零,这说明从平均意义上讲,整个市场在下一个月会出现收益反转的现象。同时,市值因子前的系数为 -0.008,也是在 5% 的显著性水平下显著,说明市场上存在小公司现象,即市值小的公司会获得超额收益。在这个模型中,流动性因子、1 年期的反转因子、协偏度因子和协峰度因子前的系数并不显著。回归的调整  $R^2$  为 0.092。

在模型 2 中可以看到,加入了控制变量以后,之前关于预期特质偏度和预期收益率的结论仍然成立。预期的特质偏度因子系数为 -0.044,并且该系数在 1% 显著性水平下显著异于零。未预期到的特质偏度因子系数为 0.019,并且在 1% 显著性水平下显著异于零。1 个月的动量因子与市值因子系数也仍然在 1% 显著性水平下显著异于零,且符号与模型 1 相比没有改变。模型调整  $R^2$  为 0.117。

在模型 3 中可以看到在不加入偏度因子的前提下,即使加入控制变量,预期收益率与滞后的特质波动率之间的负相关关系仍然存在,其系数在 5% 显著性水平下显著异于零。

模型 4 中加入了所有因子,可以看到与上一小节的结论一致,加入了特质偏度因子后,滞后的特质波动率因子前的系数变得不再显著,其系数值也从模型 3 的 -0.201 变为 -0.57。而预期的特质偏度与预期收益率之间显著的负相关关系和未预期到的特质偏度与预期收益率之间显著的正相关关系仍然成立。模型 4 中调整的  $R^2$  也增加到了 0.122。



表 10 加入控制变量后的个股 Fama-MacBeth 回归结果

Table 10 Estimation results with the control variables

模型	1	2	3	4
预期的 IS		-0.044 (-3.33***)		-0.048 (-3.52***)
未预期到的 IS		0.019 (8.87***)		0.019 (8.95***)
滞后的 IS		$-5.5 \times 10^{-4}$ (-1.02)		$-3.1 \times 10^{-4}$ (-0.60)
滞后的 IV			-0.201 (-2.23**)	-0.057 (-0.60)
反转 (1 年)	0.002 (0.53)	-0.021 (-2.79***)	0.003 (0.59)	-0.022 (-2.95***)
动量 (1 个月)	-0.044 (-3.9***)	-0.043 (-3.83***)	-0.043 (-3.85***)	-0.043 (-3.84***)
市值	-0.008 (-1.76**)	-0.021 (-3.79***)	-0.009 (-1.97**)	-0.023 (-4.01***)
流动性因子	$5.97 \times 10^{-4}$ (1.26)	$6.96 \times 10^{-3}$ (1.33)	$6.79 \times 10^{-3}$ (1.31)	$7.0 \times 10^{-3}$ (1.32)
协偏度	-5.06 (-0.69)	-9.37 (-1.28)	-6.71 (-0.72)	-9.80 (-1.40)
协峰度	0.643 (0.16)	-0.093 (0.023)	0.159 (0.04)	0.322 (0.075)
调整 R <sup>2</sup>	0.092	0.117	0.094	0.122

### 3 稳健性检验

对前文得到的预期特质偏度和预期收益率之间的负向关系进行稳健性检验,主要是从全样本中提取小公司样本和大公司样本,对这两个子样本分别进行横截面回归,检验改变样本后的预期特质波动率与预期收益之间的关系。将 1908 支股票按照每个月末的流通市值从小到大分成 5 组,市值最低这一组中的公司为小公司样本,市值最高一组中的公司为大公司样本。进行横截面回归时,加入的控制变量和前文介绍的控制变量相同,选取的代表模型也跟前文相同。

#### 3.1 小公司样本的横截面回归

小公司样本的横截面回归结果如表 11 所示。可以看到,前文的主要结论并没有改变:在加入了控制变量后预期特质偏度与预期收益率之间的负

相关关系在 1% 显著性水平下仍然显著异于零;加入预期特质偏度因子后使得滞后的特质波动率因子从在 5% 显著性水平下显著异于零变得不显著;相对于全样本,小公司 1 个月的动量效应更为显著;小公司样本的回归调整 R<sup>2</sup> 总体略小于全样本回归。

表 11 小样本个股 Fama-MacBeth 回归结果

Table 11 Estimation results for small size samples

模型	1	2	3	4
预期的 IS		-0.043 (-2.90***)		-0.043 (-2.78***)
未预期到的 IS		0.019 (7.46***)		0.018 (7.40***)
滞后的 IS		$-1.04 \times 10^{-4}$ (-0.12)		$1.40 \times 10^{-3}$ (1.43)
滞后的 IV			-0.193 (-1.68*)	-0.046 (-0.39)
反转 (1 年)	-0.011 (-1.58)	-0.031 (-3.44***)	-0.012 (-1.66*)	-0.032 (-3.55***)
动量 (1 个月)	-0.091 (-6.16***)	-0.096 (-6.64***)	-0.101 (-7.28***)	-0.104 (-7.62***)
市值	-0.012 (-1.55)	-0.021 (-2.26**)	-0.015 (-1.93*)	-0.030 (-3.27***)
流动性因子	$4.94 \times 10^{-3}$ (1.45)	$7.38 \times 10^{-3}$ (1.60)	$5.42 \times 10^{-3}$ (1.45)	$6.67 \times 10^{-3}$ (1.43)
协偏度	-12.25 (-0.97)	-11.36 (-0.91)	-17.15 (-1.29)	-17.23 (-1.32)
协峰度	-0.636 (-0.125)	0.515 (0.098)	-1.167 (-0.23)	-1.081 (-0.21)
调整 R <sup>2</sup>	0.089	0.111	0.093	0.122

#### 3.2 大公司样本的横截面回归

大公司样本的横截面回归结果如表 12 所示。可以看到,表 12 中报告的结果与前文的结论也是一致的:在加入了控制变量后预期特质偏度与预期收益率之间的负相关关系在 1% 显著性水平下仍然显著异于零;加入预期特质偏度因子后使得滞后的特质波动率因子从在 5% 显著性水平下显著异于零变得不显著。此外,不同于全样本和小公司样本,大公司样本 1 个月的动量效应全部不显著;大公司样本的回归调整 R<sup>2</sup> 总体高于全样本回归和小公司样本回归。

表 12 大样本个股 Fama-MacBeth 回归结果  
Table 12 Estimation results for big size samples

模型	1	2	3	4
预期的 <i>IS</i>		-0.057 (-2.78***)		-0.068 (-3.19***)
未预期到的 <i>IS</i>		0.019 (6.53***)		0.021 (6.85***)
滞后的 <i>IS</i>		$-1.47 \times 10^{-3}$ (-1.50)		$-9.72 \times 10^{-4}$ (-1.01)
滞后的 <i>IV</i>			-0.294 (-1.84*)	-0.212 (-1.59)
反转 (1年)	0.011 (2.15**)	-0.025 (-2.40**)	-0.009 (-2.10**)	-0.031 (-2.84***)
动量 (1个月)	-0.014 (-0.992)	-0.017 (-1.27)	-0.015 (-1.11)	-0.186 (-1.38)
市值	-0.005 (-1.10)	-0.024 (-3.06***)	-0.006 (-1.30)	-0.030 (-3.74***)
流动性 因子	0.007 (0.32)	$-1.09 \times 10^{-4}$ (-0.005)	0.01 (0.44)	$1.83 \times 10^{-3}$ (0.08)
协偏度	0.238 (0.02)	-8.88 (-0.61)	2.78 (0.189)	-6.19 (-0.43)
协峰度	-0.231 (-0.03)	0.661 (0.085)	3.021 (0.376)	2.815 (0.36)
调整 $R^2$	0.099	0.145	0.113	0.151

## 4 结束语

经典的资产定价理论假设投资者持有充分分散的组合,从而公司特质风险属于非系统性风险

### 参考文献:

- [1] Ang A, Hodrick R J, Xing Y, et al. The cross-section of volatility and expected returns [J]. Journal of Finance, 2006, 61 (1): 259 - 299.
- [2] Merton R. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information [J]. Journal of Finance, 1987, 42(3): 483 - 510.
- [3] Malkiel B, Xu Y. Idiosyncratic risk and security returns [R]. Available at SSRN, 2004, <http://ssrn.com/abstract=255303>.
- [4] 陈国进, 涂宏伟, 林辉. 我国股市的特质波动率之谜及基于异质信念的解释 [R]. 厦门: 厦门大学, 2008.  
Chen Guojin, Tu Hongwei, Lin Hui. Idiosyncratic Volatility Puzzle and Explanations based on Heterogeneous Beliefs: Evi-

的范畴,不应得到风险报酬.事实上,在现实生活中不满足这个经典结论的假设前提.本文最主要的就是从行为金融的角度出发,研究当投资者对特质偏度有特殊偏好的情况下,股票特质风险是否被定价.

首先找出了合适的预期特质偏度的估计方法:根据对我国股市数据的分析,发现滞后的特质偏度并不是预期特质偏度的好的估计值,继而运用了横截面回归的方法来提取预期特质偏度.然后,本文通过加入控制变量进行横截面回归的方法,验证预期特质偏度和预期收益率之间的关系,发现在控制了流动性等因子之后,预期特质偏度和预期收益率之间的关系为负.还对“特质波动率之谜”进行了重新检验,发现在控制了预期特质偏度之后,滞后的特质波动率与预期收益率之间的负相关关系在10%显著性水平下不再显著,这也证实了预期特质偏度中含有一部分特质波动率的信息.最后,为了验证以上实证结论的稳健性,本文还分大公司和小公司两个子样本分别进行研究.回归发现,样本的变化并不改变二者之间的负向关系.

综上所述,本文的研究表明,股票正的特质偏度给了投资者“以小博大”的机会,这种风险是投资者们希望得到的,投资者承担这种风险时应该付出成本,也即承担负的风险溢价.换句话说,与特质偏度为零的资产的收益率相比,具有正的特质偏度的资产其收益率应该更低,特质偏度的风险价格因此应该为负.这个结论也与 Barberis 和 Huang<sup>[10]</sup> 及 Mitton 和 Vorkink<sup>[25]</sup> 的关于特质偏度定价的结论一致.

- dence from Chinese Stock Markets [R]. Xiamen: Xiamen University, 2008. (in Chinese)
- [5] 杨华蔚, 韩立岩. 中国股票市场特质波动率与横截面收益研究 [J]. 北京航空航天大学学报(社会科学版), 2009, 22(1): 7-10.  
Yang Huawei, Han Liyan. An empirical study of the relationship between the idiosyncratic volatility and cross-sectional return [J]. Journal of Beijing University of Aeronautics and Astronautics (Social Sciences Edition), 2009, 22(1): 7-10. (in Chinese)
- [6] 邓雪春, 郑振龙. 中国股市存在“特质波动率之谜”吗? [J]. 商业经济与管理, 2011, (1): 60-67.  
Deng Xuechun, Zheng Zhenlong. Is there an idiosyncratic volatility puzzle in China's equity market? [J]. Journal of Business Economics, 2011, (1): 60-67. (in Chinese)
- [7] Boehme R, Danielsen B, Kumar P, et al. Idiosyncratic risk and the cross-section of stock returns: Merton (1987) meets Miller (1977) [J]. Journal of Financial Markets, 2009, 12(3): 1-31.
- [8] Duan Y, Hu G, McLean R D. Costly arbitrage and idiosyncratic risk: Evidence from short sellers [J]. Journal of Financial Intermediation, 2010, 19(4): 564-579.
- [9] Jiang G J, Xu D, Yao T. The information content of idiosyncratic volatility [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2009, 44(1): 1-28.
- [10] Barberis N, Huang M. Stocks as lotteries: The implications of probability weighting for security prices [J]. The American Economic Review, 2008, 98(5): 2066-2100.
- [11] Boyer B, Mitton T, Vorkink K. Expected idiosyncratic skewness [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(1): 169-202.
- [12] Markowitz H. Portfolio selection [J]. Journal of Finance, 1952, 7(1): 77-99.
- [13] Friend I, Blume M. Measurement of portfolio performance under uncertainty [J]. The American Economic Review, 1970, 60(4): 561-575.
- [14] Blume M, Friend I. Risk, investment strategy and the long-run rates of return [J]. Review of Economics and Statistics, 1974, 56(3): 259-269.
- [15] Levy H. Equilibrium in an imperfect market: A constraint on the number of securities in the portfolio [J]. The American Economic Review, 1978, 68(4): 643-658.
- [16] Huberman G. Familiarity breeds investment [J]. Review of Financial Studies, 2001, 14(3): 659-680.
- [17] Goetzmann W N, Kumar A. Why do Individual Investors Hold Under-Diversified Portfolios [R]. Yale School of Management, 2005.
- [18] Campbell J Y, Lettau M, Malkiel B G, et al. Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk [J]. Journal of Finance, 2001, 56(1): 1-43.
- [19] Meulbroeck L K. Company stock in pension plans: How costly is it? [J]. Journal of Law and Economics, 2005, 48(2): 443-474.
- [20] 朱宏泉, 李亚静. 集中与分散化——谁是最优选择 [J]. 管理评论, 2008, (2): 9-13.  
Zhu Hongquan, Li Yajing. Is concentration or diversification the optimal investment strategy for closed-end funds in China? [J]. Management Review, 2008, (2): 9-13. (in Chinese)
- [21] Sharpe W. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk [J]. Journal of Finance, 1964, 19(3): 425-442.
- [22] Lintner J. Security prices, risk, and maximal gains from diversification [J]. Journal of Finance, 1965, 20(4): 587-615.
- [23] Kraus A, Litzenberger R H. Skewness preference and the valuation of risk assets [J]. Journal of Finance, 1976, 31(4): 1085-1100.
- [24] Harvey C, Siddique A. Conditional skewness in asset pricing tests [J]. Journal of Finance, 2000, 55(3): 1263-1295.
- [25] Mitton T, Vorkink K. Equilibrium underdiversity? Cation and the preference for skewness [J]. Review of Financial Studies, 2007, 20(4): 1255-1288.
- [26] Brunnermeier M, Parker J. Optimal expectations [J]. The American Economic Review, 2005, 95(4): 1092-1118.

- [27] Brunnermeier M, Gollier C, Parker J. Optimal beliefs, asset prices and the preference for skewed returns [J]. *The American Economic Review*, 2007, 97(2): 159–165.
- [28] Fu F. Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 91(1): 24–37.
- [29] Fama E F, MacBeth J D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests [J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(3): 607–636.
- [30] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects [J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 31–56.
- [31] 郑振龙, 黄文彬. 基于高阶矩的基金绩效考核模型 [J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, 2009, (4): 72–78.  
Zheng Zhenlong, Huang Wenbin. Fund performance measures based on higher-moments [J]. *Journal of Xiamen University (Arts & Social Sciences)*, 2009, (4): 72–78. (in Chinese)

## Is idiosyncratic skewness priced?

ZHENG Zhen-long, WANG Lei, WANG Lu-zhi

School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China

**Abstract:** This paper discusses, empirically, on the relationship between the expected return and the expected idiosyncratic skewness in Chinese A-share equity market. Series of expected idiosyncratic skewness of each stock are taken from cross section regression models, and Fama-MacBeth regressions are adopted to test the relationship between the expected return and the expected idiosyncratic skewness. The empirical result suggests that there is a significant negative relationship between them, even when controlling for liquidity, co-skewness, co-kurtosis and other factors. This paper also retests the “the idiosyncratic volatility puzzle”, and find that, after controlling for expected idiosyncratic skewness, the negative relationship between idiosyncratic volatility and expected return no longer holds, thus confirming the fact that expected idiosyncratic skewness contains a fraction of the information of idiosyncratic volatility. Finally, the robustness test by separating samples of big firms and small firms supports the above conclusion again.

**Key words:** expected idiosyncratic skewness; idiosyncratic volatility puzzle; return predictability