Journal of South China University of Technology (Social Science Edition)

Vol. 22 No. 5 Sept. 2020

· 经济与管理前沿探索 ·

模糊是低特质波动率异象的成因吗?

——来自中国股市的证据

干孝建12,冯小涛1,陈 曦

- (1. 华南理工大学 经济与金融学院,广东广州 510006;
- 2. 华南理工大学 金融工程研究中心,广东广州 510006)

摘 要: 低特质波动率异象广泛存在于不同的股票市场中。特质波动率的变化反应出个股特有信息的概率分布具有不确定性,即具有模糊性。用特质波动率的标准差来度量模糊度,发现根据模糊度分组后的股票多空组合存在显著超额收益,即存在模糊溢价。研究表明,高模糊度分组下存在低特质波动率异象,引入模糊度后显著降低了特质波动率的影响,模糊溢价能解释特质波动率异象。对于高特质波动率的股票,投资者偏好模糊,负的模糊溢价冲减了正的风险溢价,预期收益减少;对于低特质波动率的股票,投资者厌恶模糊,正的模糊溢价加上正的风险溢价,预期收益增加。此外,股市状态也会影响模糊对异象的解释,股市处于波动时期时,模糊对异象的解释能力更强。

关键词: 低特质波动率异象; 时变性; 模糊; 模糊溢价

中图分类号: F830 文献标志码: A 文章编号: 1009 - 055X(2020) 05 - 0053 - 13

doi: 10. 19366/j. cnki. 1009 - 055X. 2020. 05. 006

一、引言

经典的资产定价模型将不确定性定义为风险,认为预期收益和系统性风险之间存在正相关关系,非系统性风险没有风险补偿。然而近年来越来越多的研究发现非系统风险和资产的预期收益之间存在显著的负相关关系,低特质波动率的股票有较高的未来收益,即低特质波动率异象。

低特质波动率异象广泛存在于不同的股票市场中。Ang 等 $^{[1-2]}$ 发现 23 个发达市场均存在低特质波动率异象。Baker 等 ① 的研究涵盖 21 个发达国家市场、12 个新兴市场,发现低波动率异象在国际范围内显著存在。近几年对中国市场的研究也发现这种异象的存在 $^{[3-6]}$ 。

尽管低特质波动率异象在国际范围内广泛存在,但其成因并未得到一致认可。Ang 等^[1-2]认为规模因子、价值因子和动量因子均不能解释低特质波动率异象的形成原因。Boehme 等^[7]认为投资者意见分歧是低特质波动率异象的成因:特质波动率(idiosyneratic volatility, IV)越高,投资者意见分歧越大,异质性高,引起股票被严重高估,产生低的预期收益。Jiang 等^[8]发现盈利能力能够解释低特质波动率异象:特质波动率的大小包含了公司未来经营业绩的信息,与公司未来利润的意外扰动负相关。上市公司管理层有选择的披露信息,导致经营前景黯淡的公司信息不明朗,市场表现不确定性增加,收益降低。Ang 等^[1]从信息传播的角度解释低特质波动率异象:特质波动率较低的股票,分析师关注较少,价格时滞较大,对

收稿日期: 2019-11-07

基金项目: 中央高校基本科研业务费专项资金资助(XYMS201908)。

作者简介:于孝建(1982-),男,博士,副教授,主要研究方向为金融计量和金融风险管理。

① Baker N , Haugen R. Low risk stocks outperform within all observable markets of the world [R]. SSRN working paper , 2012 , No. 2055431.

信息的反应慢,市场会对这一风险进行补偿。Boehme 等^[9] 认为卖空限制是产生低特质波动率异象的原因之一:对卖空行为的限制阻止了套利者对高波动性股票的卖空行为,扭曲风险回报关系,使得误定价行为无法被修正。Chen 等^[10] 发现投资者关注可以解释特质波动率异象,投资者高度关注高波动率的股票,投资者的购买行为使得高波动率的股票被高估,从而其预期收益下降。

在对资产定价的研究中,另一些研究不仅考虑股票的预期收益和风险之间的关系,还将不确定性和风险进行区分,认为风险是有明确概率分布的不确定性,模糊是没有明确概率分布的不确定性。他们发现模糊和资产收益之间存在显著的相关关系,称为模糊溢价。例如: Knight [11] 首次区分了不确定性和风险,提出风险是有明确概率分布的不确定性,而模糊是没有明确概率分布的不确定性。Gollier 等 [12] 从模糊厌恶理论的心理学基础出发,将模糊性问题引入金融学领域,发现金融市场中大多数的投资者表现出模糊厌恶的倾向。Viscusi 等 [13] 发现人们对小概率损失表现出模糊厌恶,而对大概率损失表现出模糊偏好。Mangelsdorff 等 [14]、Du 等 [15] 以及 Abdellaoui 等 [16] 发现损失可能性高时,投资者是模糊偏好的; 盈利可能性高时,投资者是模糊厌恶的。Chen 等 [17] 提出了连续时间的效用模型来区分风险厌恶和模糊厌恶,分别从风险溢价和模糊溢价的角度对预期收益进行解释。Epstein 等 [18] 、Ui [19] 和 Izhakian 等 [20] 也将模糊引入资产定价领域,发现模糊是预期收益的决定因素之一。Drechsler [21] 研究了模糊对股票预期收益的影响,发现对模糊的厌恶随着预期收益可能性的增大而增加,而对模糊的偏好随着预期损失概率的增大而增加。将模糊性引入定价模型时,风险的影响显著为正; 当不考虑模糊性时,风险的影响不显著。

本文发现中国股市也存在显著的模糊溢价,并且特质波动率具有显著的时变性特征,特质波动率的变化反映出个股特有信息的概率分布具有不确定性,即具有模糊性。因此,本文用特质波动率的标准差来度量模糊,研究模糊溢价是否能够解释中国市场的低特质波动率异象。研究发现特质波动率在一段时间内变化的幅度越大,股票收益的模糊度(degree of ambiguity,DOA)就会越大,模糊溢价可以解释中国股票市场的低特质波动率异象。本文证实了中国股市存在显著的模糊溢价,模糊是低特质波动率异象的成因之一。

二、数据与指标度量

(一)数据

本文选取 2007 年 1 月 1 日 0 到 2017 年 12 月 31 日的所有 A 股股票数据作为样本数据。其中根据分红、配股、增发对股票收盘价数据进行调整,收益率为日对数收益率。无风险收益率为一年期银行存款利率,并做相应期限的折算。市场因子根据万得全 A 指数计算得到,数据均来自万得资讯(Wind)。

为了保证数据的有效性,须对数据做如下处理:第一,剔除所有处于特别处理(ST)、停止交易(PT)及停牌的股票;第二,剔除有交易缺失的股票,在其缺失期间将不被纳入计算,但在其他期间则按正常计算;第三,由于金融企业财务制度的特殊性,剔除了金融、保险行业的股票样本;第四,由于新股上市具有异常的超额收益,剔除所有上市首月的数据;第五,剔除复牌首月数据和上市时间过短的股票数据。

(二) 特质波动率的度量

特质波动率的度量方法大致分为两种: 第一种使用因子模型,利用滞后的已实现特质波动率作为预测^[22]; 第二种使用广义自回归条件异方差模型(GARCH 族模型) 预测特质波动率^[23-26]。本文分别采用两种方法度量特质波动率。

对于因子模型,本文直接使用 Fama-French 五因子模型^[27] 残差的标准差度量特质波动率,利用滞后的已实现特质波动率作为预测。模型如下:

 $R_{i_{\pi}} - R_{f_{\pi}} = \alpha_{i_{\pi}} + \beta_{i_{\pi}} (R_{m_{\pi}} - R_{f_{\pi}}) + s_{i_{\pi}} \text{SMB}_{\tau} + h_{i_{\pi}} \text{HML}_{\tau} + r_{i_{\pi}} \text{RMW}_{\tau} + c_{i_{\pi}} \text{CMA}_{\tau} + \varepsilon_{i_{\pi}}$ (1) 其中, $R_{i_{\pi}}$ 表示股票 i 在第 t 月的第 τ 日的收益率; $R_{f_{\pi}}$ 表示第 t 月的第 τ 日的无风险收益率; $R_{m_{\pi}}$ 表示第 t

① 2005 年 5 月 9 日我国正式开始股权分置改革,并于 2006 年底基本完成。考虑到股权分置改革对中国股市产生较大影响,故选择股权分置改革基本完成的时间节点作为数据区间起始点。

月的第 $_{\tau}$ 日的市场组合收益率; SMB_{τ} 、 HML_{τ} 、 RMW_{τ} 和 CMA_{τ} 分别表示第 $_{\tau}$ 日的规模因子、价值因子、盈利因子和投资因子; α_{i_x} 是股票 i 在第 t 月的回归常数项; β_{i_x} 、 s_{i_x} 、 h_{i_x} 、 r_{i_x} 和 c_{i_x} 分别表示规模因子、价值因子、盈利因子和投资因子的系数,即因子敏感度。基于 Fama-French 五因子模型度量的特质波动率(realized idiosyncratic volatility , RIV)为残差项 ε_{i_x} 的标准差 std (ε_{i_x})。

对于 GARCH 族模型,本文采用了含有 Fama-French 五因子的指数 GARCH 模型,即 EGARCH(1,1)模型(以下简称 EGARCH 模型) 来度量特质波动率。Engle 等^[28] 发现股票市场存在杠杆效应,股价对利好和利空消息的反应是不对称的,EGARCH 模型能很好地度量非对称性。考虑到特质波动率的时变性和非对称性,Fu^[23] 认为滞后的已实现特质波动率受到市场微观结构的影响,会影响测量的准确性,因此采用了 Fama-French 三因子的 EGARCH 模型来度量特质波动率。模型如下:

$$\begin{cases}
R_{i\,\tau} - R_{f\,\tau} = \alpha_{i\,\tau} + \beta_{i\,\tau} (R_{m\,\tau} - R_{f\,\tau}) + s_{i\,\tau} SMB_{\tau} + h_{i\,\tau} HML_{\tau} + r_{i\,\tau} RMW_{\tau} + c_{i\,\tau} CMA_{\tau} + \varepsilon_{i\,\tau} \\
\varepsilon_{i\,\tau} = \sqrt{w_{i\,\tau}} \times v_{i\,\tau} v_{i\,\tau} \sim N(0,1) \\
lgw_{i\,\tau} = \alpha_{i} + \delta_{i} lgw_{i\,\tau-1} + \varphi_{i}g(v_{i\,\tau-1}) \\
g(v_{i\,\tau-1}) = \theta_{i}v_{i\,\tau-1} + \gamma_{i} \left[|v_{i\,\tau-1}| - (\pi/2)^{1/2} \right]
\end{cases}$$
(2)

EGARCH 模型的均值方程为 Fama-French 五因子模型, $v_{i,r}$ 是分布参数,服从独立的标准正态分布;残差项 $\varepsilon_{i,r}$ 的条件分布是均值为 0、方差为 $w_{i,r}$ 的正态分布; δ_i 反映波动幅度的大小, δ_i 越接近于 1,表明波动的持续性和聚集性就越强; θ_i 表示非对称性冲击, θ_i = 0 说明负向信息和正向信息的影响效用是对称的, θ_i > 0 说明正向信息对价格波动的冲击较大, θ_i < 0 表示负向信息对价格波动的冲击较大; φ_i 是模型 AR 部分的系数; $g(v_{i,r-1})$ 为调整后的 AR 方程; α_i 、 γ_i 和 θ_i 为对应方程的回归系数。

 $\operatorname{Fu}^{[23]}$ 使用 EGARCH 模型中向前预测一步的条件方差(w_u) 度量特质波动率,数据频率为月度,预测的特质波动率与预期收益在时间频率上一致。本文根据过去一个月的日收益率数据估计模型参数,如果仍向前一步预测特质波动率,会出现预测的日特质波动率与月预期收益时间频率不匹配的问题。

如果通过向前预测一个月或将日特质波动率月度化解决不匹配问题,会产生极大的估计误差,并且特质波动率具有时变性,使用日数据预测特质波动率也会因个别极端值的存在带来较大的预测误差。无条件方差是预测步长趋于无穷时的预测收敛值,具有长期稳定性,可以解决时间频率不一致的问题,因此本文使用无条件方差度量特质波动率为 $\exp\left[\frac{\alpha}{1-(\delta+c\theta+c\alpha)}\right]$ 。

(三) 模糊的度量

在模糊的度量上,Andreou 等^①使用标普 500 指数期权成交量加权执行价格的离散程度来度量模糊,Williams^[29]采用 VIX 指数来度量模糊,Brenner 等^[30]引入投资者对模糊的态度,用投资者对收益预期的不一致性度量模糊。由于中国市场期权推出时间短,品种较少,缺乏足够的期权价格数据,无法用期权执行价格的离散程度来度量模糊;而投资者对收益预期的不一致性易受到调查对象的影响,不适合应用于实证。

为了解决模糊度量的问题,本文提出了新的基于股票特质波动率的度量方法:使用特质波动率 w_i 的标准差 std (w_i)来衡量股票 i 的收益分布模糊度,其中 w_i 为 EGARCH 模型中的条件方差。

风险是有明确概率分布的不确定性的,可以直接通过分布特征预期到; 模糊是没有明确概率分布的不确定性的,代表非预期的不确定性。在 EGARCH 模型中,残差项 ε_{i_π} 的条件分布是均值为 0、方差为 w_{i_t} 的正态分布。当 w_{i_t} 为常数时,股票收益的分布是确定的,只存在确定分布下的不确定性,不存在模糊。当 w_{i_t} 随时间不断变化时,股票收益分布会不断发生变化,分布的变化导致了非预期的不确定性,即股票收益分布具有模糊性。因此本文认为 w_{i_t} 在时间区间内变动幅度越大,股票收益分布的模糊度越大, w_{i_t} 的标准差 std (w_{i_t}) 可以用来度量模糊的大小。

① ANDREOU P C , KAGKADIS A , MAIO P F , et al. Stock market ambiguity and the equity premium [R]. Durham University Unpublished Working Paper , 2014.

三、模糊度与模糊溢价

(一) 特质波动率和模糊度统计特征

本文计算了样本股票的特质波动率,发现特质波动率存在显著的时变性特征。特质波动率的时变性特征反映出个股特有信息的概率分布具有不确定性,即具有模糊性。本文用特质波动率的标准差度量模糊度的大小,选取了4只具有代表性的股票,并画出各股票特质波动率时变图且作相应分析。

特质波动率及模糊度的描述性统计结果如表 1 所示。其中特质波动率为 EGARCH 模型下计算出来的 平均月度特质波动率,模糊度为基于 EGARCH 模型计算的特质波动率的标准差。表 1 显示,我国股票月特质波动率的平均值为 0.000 528,最大值达到了 0.003 049,最小值只有 0.000 006,特质波动率的分布具有显著的正偏态和高峰度的尖峰厚尾特征。我国股票市场模糊度的平均值为 0.000 348,模糊的最大值达到了 0.005 047,最小值仅有 0.000 004,并且模糊度的分布具有显著的正偏态和高峰度的尖峰厚尾特征。

描述性统计	平均特质波动率	收益分布模糊度
平均值	0. 000 528	0. 000 348
标准差	0. 000 213	0. 000 235
最小值	0. 000 006	0. 000 004
最大值	0. 003 049	0. 005 047
峰 度	23. 046 413	104. 038 664
偏度	3. 091 932	7. 367 815
样本数	3 247	3 247

表 1 特质波动率及 DOA 的描述性统计结果

本文还选取了4只不同行业且具有代表性的股票计算其样本区间内(2007年1月1日—2017年12月31日)的特质波动率及模糊度,4只股票分别为保利地产、中国石化、贵州茅台和中国软件。股票特质波动率时变图如图1所示,4只股票特质波动率的描述性统计如表2所示。

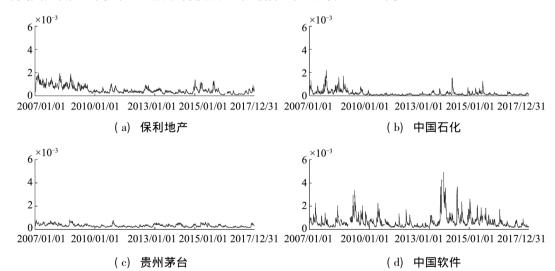


图1 股票特质波动率时变图

表 2 代表性股票特质波动率的描述性统计

样本股票	平均特质波动率	最大特质波动率	收益分布模糊度
保利地产	0. 000 5	0. 002 0	0. 000 3
中国石化	0. 000 2	0. 002 2	0. 000 2
贵州茅台	0.0003	0. 000 9	0. 000 1
中国软件	0. 000 6	0. 004 9	0. 000 5

结合图 1 和表 2 可以看到: 在 4 只股票中,中国软件具有高特质波动率和高收益分布模糊度;贵州茅台和中国石化具有低特质波动率和低收益分布模糊度;而保利地产处于中间程度。不同的股票表现出不同的收益分布模糊度特征,特质波动率随时间呈现不同程度的变化。

(二) 模糊溢价

行为金融学中,投资者面对较高损失可能性时表现为模糊偏好,面对较高营利可能性时表现为模糊厌恶。投资者对模糊的态度随预期收益损失与否的可能性而定^[15-16,31]。在股票未来的损失可能性较大的情况下,一些人认为未来的风险实际上较低,而另一些人认为未来的风险实际上较高,不同人对不同损失可能性看法的不确定性就是模糊。模糊可以通过提供避免不利事件的机会而产生 "希望效应",认为风险较低的专家给投资者带来的效用增量远大于认为风险较高的专家带来的效用减少量,总的来看,投资者会偏好模糊。反之,当股票未来的损失可能性较小时,不利事件发生的概率较小,"希望效应"不存在,投资者会由于增加了不确定性而厌恶模糊。

对于高特质波动率股票而言,其风险较高,未来损失可能性较大,投资者偏好模糊。此时,投资者厌恶风险,偏好模糊,风险溢价为正,模糊溢价为负,预期收益的高低受风险和模糊的相对力量影响。对于低特质波动率股票而言,风险较低,未来损失可能性较小,投资者厌恶模糊。此时,投资者既厌恶风险又厌恶模糊,风险和模糊的溢价均为正,预期收益较高。当模糊度极高时,无论是对于低特质波动率股票还是对于高特质波动率而言,模糊溢价均占主导。此时即使是低特质波动率股票未来也有可能有较大的损失,因此本文认为在高模糊情况下,投资者对模糊表现为偏好,而非根据细分情况表现出不同的态度。

本文从模糊度的大小与组合超额收益的关系上来验证中国市场是否存在模糊溢价,模糊度分组的组合 月收益率特征及 Fama-French 五因子估计结果如表 3 所示。从表 3 中可以看出,随着模糊度的增大,组合的平均月收益逐渐减小,最高模糊度组合的平均月收益为负;零投资组合 DOA1—DOA5 的平均月收益为0.0210,其 α 值显著为正,且主要归因于高模糊度组合的负收益。结果表明:根据模糊度构建投资组合能够获得显著的超额收益。投资者在中国股市中同样存在模糊寻找的行为,买入低模糊的股票组合卖出高模糊组合能够获得显著收益。

排序	均值	标准差	$FF - 5\alpha$	MKT	SMB	HML	RMW	CMA
DOA1	DOA1 0. 013 0	0. 11	-0.0003	0. 905 1 * * *	0. 435 6 * * *	0. 033 8	-0.0356	0. 063 9
			(-0.07)	(19.88)	(4.83)	(0.30)	(-0.20)	(0.31)
DOA2	0. 010 6	0. 12	-0.0014	0. 986 6 * * *	0. 428 7 * * *	0. 188 9*	0. 026 4	0. 113 1
0.0100		(-0.34)	(21.87)	(4.80)	(1.72)	(0.15)	(0.56)	
DOA3	0. 006 4	0. 12	-0.0042	1.0074***	0. 397 1 * * *	0. 295 8 * *	-0.0263	0. 025 8
			(-0.95)	(21.79)	(4.34)	(2.62)	(-0.14)	(0.12)
DOA4	0. 002 0	0. 12	-0.0071	1. 014 1 * * *	0. 332 9 * * *	0. 343 3 * * *	-0.0691	- 0. 061 6
			(-1.52)	(20.55)	(3.41)	(2.85)	(-0.35)	(-0.28)
DOA5	-0.0080	0. 12	-0.0161***	1. 027 0 * * *	0. 324 0 * * *	0. 427 6 * * *	-0.1887	- 0. 019 7
	3,000		(-3.32)	(20. 13)	(3.21)	(3.44)	(-0.92)	(-0.09)
DOA1—DOA5	0.0210***		0. 013 6 * * *	-0.1199***	0. 111 4 * *	-0.3910***	0. 158 9	0. 091 1
	(7.33)		(5.52)	(-4.61)	(2.17)	(-6.17)	(1.53)	(0.78)

表 3 模糊度分组的组合月收益率特征及 Fama-French 五因子估计结果

注: 括号内的数字为 t 值; * 、 * * 和 * * * 分别表示在 10% 、 5% 和 1% 的显著性水平下显著; 策略采取形成期 1 个月,使用 t – 1 月 的每日收益数据计算股票 DOA,然后根据股票 DOA 的高低进行排序,从低到高五等分构建市值加权的投资组合; DOA 表示收益分布模糊度,DOA1—DOA5 表示零投资组合,买入组合 DOA1 的同时卖出组合 DOA5; FF – 5α 为 Fama-French 五因子模型的 α 值。

四、低特质波动率异象的存在性及成因

(一) 我国股市低特质波动率异象的存在性

对于异象的存在性研究的计量方法主要有横截面回归分析法和分组分析法。横截面回归分析法直接将特质波动率作为解释变量,通过 β 验证预期收益和特质波动率的关系;分组分析法通过特质波动率的大小将样本数据排序等分为若干组,分别和 Fama-French 五因子进行回归,通过构造零投资组合观测超额收益 α 来分析预期收益和特质波动率的关系。

本节采用分组分析法,参照 Ang 等^[1]的 1/1 策略,即形成期 1 个月,使用 t-1 月的每日收益数据计算股票特质波动率,然后根据股票特质波动率的高低进行排序,从低到高将股票进行五等分构建市值加权的投资组合;持有期 1 个月,将投资组合持有 1 个月,计算投资收益。每个月投资组合需进行再平衡。然后分别用基于已实现特质波动率和 EGARCH 模型度量的特质波动率来验证中国市场特质波动率的存在性。

表 4 为基于已实现特质波动率和 EARCH 模型特质波动率的 1/1 策略结果,其中 RIV1—RIV5 表示根据已实现特质波动率排序的组合,组合 RIV1 的特质波动率最低,组合 RIV5 的特质波动率最高; RIV1—RIV5 表示零投资组合,买入组合 RIV1 的同时卖出组合 RIV5; IV1—IV5 表示根据 EGARCH 模型度量的特质波动率排序的组合。

排 序		其于已实现波动:	率	排序		基于 EARCH 模型	 型
排 净 ¯	均值	标准差	$FF - 5\alpha$	排 净。	均值	标准差	$FF - 5\alpha$
RIV1	0. 014 0	0. 11	0.0003	IV1	0.007 0	0. 11	-0.0040
0.0140	0.11	(0.08)	171	0.007	0.11	(-0.86)	
RIV2	0.0116	0. 11	-0.0014	IV2	0. 011 4	0. 11	-0.0022
11112	0.011 0	0.11	(-0.31)	112	0.011 4	0.11	(-0.53)
RIV3	0.007 2	0. 12	-0.0029	IV3	0.009 1	0. 12	-0.0025
IUVS	0.007 2	0. 12	(-0.66)	173	0.0001	0. 12	(-0.57)
RIV4	0.0014	0. 12	-0.0075	IV4	0.0014	0. 12	-0.0074
10174	0.001 4	0. 12	(-1.59)	174	0.001 4	0. 12	(-1.58)
RIV5	-0.0100	0. 13	-0.0178***	IV5	-0.0049	0. 12	-0.0133***
IUVS	-0.010 0	0.13	(-3.66)	113	-0.004)	0. 12	(-2.90)
RIV1—RIV5	0.024 0 * * *		0. 016 0 * * *	IV1—IV5	0.0120***		0. 007 1 * * *
1011 1013	(7.26)		(5.92)	111 113	(5.83)		(3.60)

表 4 两种模型下组合月收益率特征及 Fama-French 五因子估计结果

在基于已实现特质波动率的组合中,从 RIV1 到 RIV5,随着组合特质波动率的增大,组合的月收益递减。零投资组合 RIV1—RIV5 的月平均收益为 0.024~0,在 1% 的置信水平下显著。五个组合的 FF -5α 仅组合 RIV1 为正值,其中组合 RIV1—RIV4 的 α 值在 10% 的置信水平下不显著;组合 RIV5 的 α 值在 1% 的置信水平下显著为页。零投资组合 RIV1—RIV5 的 α 值在 1% 的置信水平下显著为正,说明了我国股票市场存在低特质波动率异象,且异象主要来源于高特质波动率组合的低收益。

基于 EGARCH 模型度量的特质波动率零投资组合 α 值和均值分别为 $0.007\,1$ 和 $0.012\,0$,远小于基于已实现特质波动率的零投资组合的 $0.016\,0$ 和 $0.024\,0$ 。 Fu $^{[23]}$ 认为特质波动率具有时变性,考虑特质波动率的时变性特征后,低特质波动率异象消失。本文基于 EGARCH 模型的结果显示,异象程度虽然被极大削弱,但仍然显著存在,使用 EGARCH 模型并没有根除异象,中国股票市场仍存在低特质波动率异象。

(二) 模糊对低特质波动率异象的解释

本文证实了中国股票市场存在模糊溢价,模糊度会影响预期收益。因此收益分布模糊度可能是低特质

注: 括号内的数字为 t 值; * 、 * * 和 * * * 分别表示在 10% 、 5% 和 1% 的显著性水平下显著; 均值和标准差分别为各特质波动率组合的持有 1 个月收益的时间序列平均值和标准差。

波动率异象的一种解释。接下来分别采用二维分组法和横截面回归分析法研究模糊对异象的解释。

1. 二维分组

本文参考 Chen 等^[31]关于股票市场研究中采用了公司规模指标进行组合构建的分组方法,利用二维分组法研究模糊对异象的解释: 在 t 月先按照 t – 1 月模糊度的高低进行排序,从低到高将股票进行五等分形成投资组合。然后在每个模糊度组合内再按照 t – 1 月的股票特质波动率的高低进行排序,从低到高将投资组合进行五等分,共形成 25 个投资组合。

表 5 展示了将模糊度按照由低到高顺序五等分后,每一分位零投资组合 α 的统计特征: 在每个模糊度下,零投资组合的 α 值均为正数。在最高模糊度(模糊度 5)下,零投资组合的 α 值在 10% 的显著性水平下显著。说明控制模糊度后,低特质波动率异象有了很大的改变,模糊度可能是低特质波动率异象的成因。

排序	IV1	IV2	IV3	IV4	IV5	IV1—IV5
DOA1	0. 003 7	-0.0015	-0.0009	-0.0037	0. 000 2	0. 001 3
DOM	(0.79)	(-0.33)	(-0.22)	(-0.77)	(0.04)	(0.49)
DOA2	0.0000	-0.0007	0. 000 4	-0.0035	-0.0030	0.0009
	(0.01)	(-0.15)	(0.10)	(-0.77)	(-0.66)	(0.32)
DOA3	-0.0014	-0.0033	-0.0029	-0.0051	-0.0077	0. 004 1
	(-0.28)	(-0.70)	(-0.65)	(-1.08)	(-1.61)	(1.29)
DOA4	-0.0064	-0.0048	-0.0066	-0.0075	-0.0110**	0. 002 4
	(-1.21)	(-1.04)	(-1.45)	(-1.39)	(-2.28)	(0.73)
DOA5	-0.0168***	-0.0105**	-0.0091*	-0.0189***	-0.0247***	0. 005 7*
	(-3.19)	(-2.19)	(-1.77)	(-3.42)	(-4.36)	(1.73)

表 5 以模糊度二维分组的零投资组合月收益率

注: 括号内的数字为 t 值; * 、 * * 和 * * * 分别表示在 10% 、5% 和 1% 的显著性水平下显著; 各组合的值均为 Fama-French 五因子模型的 α 值。

从表 5 可见,较低模糊度下(DOA2),不同特质波动组合的 α 值没有显著差异,零投资组合不显著。模糊度较低时,低特质波动率组合的预期收益受风险溢价和模糊溢价同向影响,但程度均较小,高特质波动率组合的预期收益存在正的风险溢价和负的模糊溢价,模糊溢价较小,风险溢价较大。综合作用下高特质波动率和低特质波动率组合间的超额收益不存在显著差异。

所有最高模糊度组合(DOA5)的 α 值均显著为负,控制高模糊后,仍存在低特质波动率异象。模糊度较高时,投资者表现为模糊偏好。低特质波动率组合和高特质波动率组合均为模糊溢价占主导,表现出负的 α 值。但对于低特质波动率组合而言,在低模糊度下,模糊溢价为正,投资者厌恶模糊;高模糊度下,总体表现为模糊偏好,模糊溢价为负,但远小于高特质波动率组合的模糊溢价。高特质波动率组合的风险溢价仍维持在原有水平,此时模糊溢价大大增加,导致高模糊高风险组合超额收益显著为负,投资组合获得超额收益,仍存在低特质波动率异象。

2. Fama-MacBeth 横截面回归分析

除二维分组法外,本文还利用 Fama-MacBeth [32] 横截面回归分析法研究模糊对低特质波动率异象的解释,并对已有的其他成因解释进行检验。 Fama-MacBeth 两步回归法直接从个股层次检验异象,并且能够同时检验多种成因的解释能力。

已有研究发现规模、账面市值比、异质信念(用换手率度量)、非流动性、反转和投资者关注可能是低特质波动率异象的成因 $^{[1-2.7-8.10]}$ 。本文利用横截面回归分析法对这些成因进行检验,并研究模糊对异象的解释。表 6 为横截面回归结果,Size、BM、TR、IL、REV 和 IA 分别代表规模、账面市值比、换手率、非流动性、反转和投资者关注;MKT、SMB、HML、RMW 和 CMA 分别代表市场因子、规模因子、价值因子、盈利因子和投资因子。

方程1为基准方程,解释变量除五因子敏感度外仅加入特质波动率,检验不考虑其他条件时特质波动

率与预期收益的关系;方程 $2\sim8$ 分别在方程 1 的基础上加入 $Size \times BM \times REV \times TR \times DOA \times IL$ 和 IA ,检验控制相应变量后特质波动率与预期收益的关系;方程 9 在方程 1 的基础上加入所有控制变量,检验控制所有变量后特质波动率与预期收益的关系。

变 量	方程1	方程2	方程3	方程4	方程 5	方程6	方程7	方程8	方程9
	0.0060	0. 107 2 * *	0. 000 5	0. 006 9	0. 012 2*	0. 008 4	-0.0008	0. 022 5 * * *	0. 085 5 * *
α	(0.79)	(2.25)	(0.05)	(0.93)	(1.76)	(1.13)	(-0.11)	(3.33)	(2.03)
IV	-0.0227**	* -0.0248***	-0.0206***	-0.0119	-0.0089	-0.0137*	-0.0236**	* 0.0020	0.0032
1 V	(-2.92)	(-3.15)	(-2.99)	(-1.55)	(-1.52)	(-1.89)	(-2.94)	(0.29)	(0.52)
MKT	-0.0008	-0.0009	-0.0015	-0.0027	-0.0009	-0.0010	-0.0012	-0.0023	-0.0027
MIXI	(-0.22)	(-0.30)	(-0.44)	(-0.73)	(-0.26)	(-0.29)	(-0.37)	(-0.65)	(-1.00)
SMB	-0.0047**	-0.0042**	-0.0037**	-0.0077**	-0.0050**	-0.0050**	-0.0042**	-0.0071***	-0.0045**
SMD	(-2.31)	(-2.52)	(-2.16)	(-2.25)	(-2.35)	(-2.27)	(-2.29)	(-2.650	(-2.42)
HML	-0.0024	-0.0014	-0.0017	-0.0055°	-0.0029	-0.0027	-0.0015	-0.0054**	-0.0026
пмь	(-1.14)	(-0.73)	(-0.93)	(-1.83)	(-1.40)	(-1.23)	(-0.78)	(-2.24)	(-1.58)
DMW	0.0006	-0.0004	0.0006	0. 001 7	0.0012	0. 000 9	0.0001	0.0015	0.0004
RMW	(0.60)	(-0.40)	(0.67)	(1.44)	(1.15)	(0.86)	(0.10)	(1.56)	(0.46)
CMA	0.0006	0. 000 9	0.0003	0. 001 9**	0.0005	0. 000 6	0.0009	0. 001 4*	0. 001 2*
CMA	(0.77)	(1.12)	(0.38)	(2.05)	(0.63)	(0.78)	(1.16)	(1.70)	(1.95)
C:		-0.0044**							-0.0035**
Size		(-2.33)							(-2.18)
DM			0. 012 3						0. 007 4
BM			(1.62)						(1.26)
DEW				-0.0859**	*				-0.0611***
REV				(-4.96)					(-3.33)
TD					-0.3958***				-0.3270***
TR					(-6.04)				(-7.09)
501						- 18. 548 5 * * *			- 10. 212 8 * * *
DOA						(-6.75)			(-4.04)
							28. 226 9 * *	*	19. 145 3 * * *
IL							(3.11)		(3.26)
7.4								-0.6103***	-0.0155
IA								(-5.27)	(-0.12)

表 6 Fama-MacBeth 横截面回归结果

注: 括号内的数字为 t 值; * 、 * * 和 * * * 分别表示在 10% 、 5% 和 1% 的置信水平下显著。

方程 1 + 1 不数显著为负,特质波动率每增加 1%,预期收益减小 0.0227,特质波动率越大,预期收益越低,特质波动率与预期收益负相关,这说明在个股层次我国股票市场存在低特质波动率异象。使用组合策略法时,本文证明无论基于何种交易策略,组合层次上我国股票市场均存在低特质波动率异象。因此无论是个股层次还是组合层次,我国均存在低特质波动率异象。

方程 2、3、7 的结果显示,当仅加入 Size、BM 和 IL 时,特质波动率和预期收益仍显著负相关,说明 Size、BM 和 IL 在个股层次上不能解释低特质波动率异象。使用二维分组法时验证在组合层次 Size 和 BM 不能解释低特质波动率异象,而 IL 的解释能力存在争议,即使能够解释,其解释能力也不稳健。综合三次检验,本文认为 IL 不能解释低特质波动率异象,策略中的解释能力可能由于计算误差所致。

方程4中,上一月收益与预期收益显著负相关,说明我国股票市场存在反转效应。控制反转效应后,特质波动率与预期收益的负相关关系不再显著,说明个股层次反转效应能够解释低特质波动率异象。组合层次上,反转效应不能解释低特质波动率异象,而在个股层次上反转效应能够解释异象。

方程 5 中, TR 与预期收益显著负相关,股票异质信念越高,其未来收益越低。控制 TR 后,特质波

动率与预期收益不再显著,说明异质信念能够解释低特质波动率异象。方程 8 中,IA 与预期收益显著负相关,股票投资者关注越高,股票的未来收益越低。控制 IA 后,特质波动率与预期收益不再显著,说明 IA 能够解释低特质波动率异象。

方程 6 中,DOA 与预期收益显著负相关,DOA 越大,预期收益越小;控制 DOA 后,特质波动率与预期收益的系数从-0.0227缩减为-0.0137,且仅在 10% 的置信水平下显著。控制 DOA 虽未能完全消除特质波动率异象,但大大减弱了异象。组合层次上 DOA 能够解释低特质波动率异象,个股层次上 DOA 不能完全解释异象,但能大幅削弱异象。注意到方程 6 和方程 9 中 DOA 的系数均显著为负,再次说明我国股票市场整体上表现出模糊偏好,存在显著的模糊溢价。

(三) 其他因素对低特质波动率异象的解释

规模、账面市值比、异质信念(用换手率度量)、非流动性、反转和投资者关注可能是低特质波动率 异象的成因,本文利用二维分组法对这些成因进行检验: 在 t 月先按照 t – 1 月指标的高低从低到高进行排序,形成 5 个分位的投资组合。然后在每个指标分位内按照 t – 1 月的股票特质波动率的高低进行排序,形成特质波动率的 5 个分位投资组合,计算特质波动率的零投资组合 α 。

表 7 展示了各类分组指标按照由低到高顺序排列之后,每一指标分位零投资组合 α 的统计特征。

变量	1	2	3	4	5
Size	0. 006 4 * * *	0. 007 6 * *	0. 007 3 * *	0. 005 8*	0. 005 1
Size	(2.39)	(2.54)	(2.40)	(1.86)	(1.49)
ВМ	0.0059	0. 009 9 * * *	0. 008 9 * * *	0. 004 5*	0. 005 7*
DM	(1.60)	(3.25)	(3.21)	(1.71)	(1.93)
TR	0.0023	0. 000 7	-0.0001	0. 006 1 * *	0.0028
III	(0.86)	(0.23)	(-0.04)	(2.32)	(0.87)
IL	0.0130***	0. 003 4	0. 008 4 * *	0. 002 1	0.0036
IL	(3.27)	(0.97)	(2.35)	(0.75)	(1.39)
REV	0.0012	-0.0014	0. 005 6*	0. 007 6 * *	0.0114***
TGE V	(0.39)	(-0.39)	(1.89)	(2.45)	(3.46)
IA	0. 004 6*	-0.0007	0. 002 1	0. 000 9	0.0032
IA	(1.76)	(-0.26)	(0.77)	(0.25)	(0.92)

表7 相关变量二维分组的零投资组合月收益率

注: 括号内为 t 值; * 、 * * 和 * * * 分别表示在 10% 、 5% 和 1% 的显著性水平下显著; 表中数值为控制各变量在某一水平后的零投资组合 Fama-French 五因子模型的 α 值; 零投资组合为买入低特质波动率组合的同时卖出高特质波动率组合; 1 、 2 、 3 、 4 、 5 表示指标由低到高的分组排序。

不同规模分位水平下的零投资组合的 α 值均为正数,其中最大规模分位水平下(Size5),零投资组合的 α 值不显著,其余均在 10% 的置信水平下显著。控制 Size 和 BM 后,低特质波动率异象仍然存在,Size 和 BM 均不能解释低特质波动率异象。

不同换手率分位水平下的零投资组合的 α 值均为正数,其中仅在次高换手率下(TR4),零投资组合的 α 值在 5% 的置信水平下显著,其余各换手率水平下的 α 值均不显著。控制 TR 后,低特质波动率异象发生了较大的变化,说明异质信念(换手率)可能是低特质波动率异象的一个成因。

次低反转(REV2) 水平下的零投资组合的 α 值为负数,但不显著;最低反转(REV1) 水平下的零投资组合 α 值为正数,仍不显著;其余反转水平下的零投资组合 α 值均为正数,且至少在 10% 的置信水平下显著。控制 REV 后,低特质波动率异象仍然存在,虽然最低和次低反转水平组合的异象不显著。说明 REV 不能解释低特质波动率异象,但能在一定程度上减轻低特质波动率异象。

不同非流动性分位水平下的零投资组合的 α 值均为正数,其中最低(IL1) 和中间(IL3) 非流动性水平下,零投资组合的 α 值显著,其余各非流动性水平下的 α 值均不显著。控制 IL 后,低特质波动率异象发生了明显的变化,说明 IL 可能解释低特质波动率异象。

次低投资者关注分位水平下(IA2) 的零投资组合的 α 值为负且不显著,其余各投资者关注水平下的零投资组合 α 值均为正数,其中最低投资者关注分位水平下(IA1) 显著,其他情况下均不显著。控制 IA 后,低特质波动率异象发生较大变化,说明 IA 可能是低特质波动率异象的成因,与横截面回归分析法的结果一致。

五、稳健性检验

中国股票市场在样本区间内存在低特质波动率异象,并且模糊溢价能够很好地解释异象。为检验结果的稳健性,本文将样本根据股市时期进行划分,并研究不同股市时期低特质波动率异象的存在性及 DOA 对异象的解释。将样本区间细分成三段,分别为 2007 年 1 月—2010 年 12 月、2011 年 1 月—2014 年 12 月以及 2015 年 1 月—2017 年 12 月。第一段时期包含 2008 年经济危机,在此区间内中国股市波动明显;第二段时期股市相对平稳;第三段时期包含 2016 年股灾事件,股市波动较大。三个股市时期分别包含不同的市场特征,可以单独考虑平稳时期与波动时期的低特质波动率异象的存在性。

(一) 不同股市时期低特质波动率异象的存在性

表 8 为不同股市时期按照特质波动率分组的策略结果: 2007 年 1 月—2010 年 12 月,零投资组合的均值为 1. 49%, α 值为 0. 009 8,在 5% 的显著性水平下显著; 2011 年 1 月—2014 年 12 月,零投资组合的均值为 0. 65%, α 值为 0. 003 7,在 5% 的显著性水平下不显著; 2015 年 1 月—2017 年 12 月,零投资组合的均值为 1. 58%, α 值为 0. 011 6,在 1% 的显著性水平下显著。

排序	2007年1	2007年1月—2010年12月			2011年1月-2014年12月			2015年1月—2017年12月		
141- /37	均值	标准差	$FF - 5\alpha$	均值	标准差	$FF - 5\alpha$	均值	标准差	$FF - 5\alpha$	
IV1	0. 013 9	0. 15	-0.0024 (-0.22)	0.003 1	0. 07	-0. 009 1* (-2. 01)	0. 004 0	0. 11	0. 005 2 (0. 70)	
IV2	0. 016 7	0. 15	-0.0026 (-0.28)	0.008 1	0.07	-0.005 8 (-1.57)	0.0097	0. 10	0. 006 6 (0. 91)	
IV3	0. 014 6	0. 15	-0.0020 (-0.22)	0.006 5	0.08	-0.006 1 (-1.36)	0. 005 9	0. 11	0. 005 4 (0. 67)	
IV4	0.003 4	0. 15	-0.0099 (-1.01)	0. 002 4	0.08	-0.0085* (-1.72)	-0.0023	0. 13	0. 000 8 (0. 09)	
IV5	-0.0010	0. 15	-0.0146 (-1.60)	-0.0034	0.08	-0. 015 4 * * * (-3. 09)	-0.0118	0. 13	-0.0078 (-0.87)	
IV1 – IV5	0. 014 9 * * * (4. 38)		0. 009 8 * * (2. 51)	0. 006 5 * * (2. 07)		0. 003 7 (1. 39)	0. 015 8 * * * (3. 65)		0. 011 6 * * * (3. 52)	

表 8 不同股市时期以特质波动率分组的投资组合月收益率特征

注: 括号内的数字为 t 值; * 、 * * 和 * * * 分别表示在 10% 、 5% 和 1% 的显著性水平下显著。

不同股市时期的平均月收益与 α 值略有差异且均为正数。2007 年 1 月—2010 年 12 月和 2015 年 1 月—2017 年 12 月时期内,平均月收益和 α 值均显著为正,说明在股市波动时期市场存在低特质波动率异象。2011 年 1 月—2014 年 12 月时期的平均月收益显著为正,但是 α 值不显著,说明股市平稳时期市场的低特质波动率异象不明显。低特质波动率异象的存在性与股市波动程度有关,投资策略在市场波动时期能获得更好的投资收益。

(二) 不同股市时期模糊度对低特质波动率异象的解释能力

中国股票市场存在显著的低特质波动率异象,在股市波动时期明显,股市平稳时期不明显。不同股市时期内,模糊度能否继续解释低特质波动率异象吗?模糊度的解释力度会随股市时期的变化而变化吗?本节根据不同股市时期,研究模糊度对低特质波动率异象的解释力度。

表 9 的结果显示,在 2007 年 1 月—2010 年 12 月时期内,不同模糊度分位水平下零投资组合均不显著: 2011 年 1 月—2014 年 12 月时期内,DOA2 和 DOA4 水平下的零投资组合在 10% 的显著性水平下显

著,其余 DOA 分位水平下的零投资组合均不显著; 2011 年 1 月—2014 年 12 月时期内,仅最高和次低 DOA 水平下的零投资组合显著。

不同股市时期,控制模糊度均能使低特质波动率异象发生变化,模糊度仍是异象的成因。当市场处于平稳时期时,低特质波动率异象不明显存在,在控制模糊度之后异象也未发生较大变化,此时投资策略将不会获得超额收益。当市场处于波动时期时,模糊度对异象的解释能力较强,尤其在 2007 年 1 月—2010 年 12 月时期,异象完全消失,但此时选择高模糊度股票构建的投资组合仍能获得超额收益。

时 期	排序	IV1	IV2	IV3	IV4	IV5	IV1—IV5
	DOA1	0. 006 1	-0.0018	-0.0011	-0.0067	0. 003 7	0. 000 2
		(0.54)	(-0.16)	(-0.10)	(-0.61)	(0.34)	(0.03)
	DOA2	0. 005 4	-0.0014	-0.0025	-0.0059	-0.0004	0.0034
2007 年 1 月—		(0.47)	(-0.14)	(-0.25)	(-0.61)	(-0.04)	(0.58)
1万 2010年	DOA3	0.0010	-0.0010	-0.0047	-0.0091	-0.0118	0.0105
12月		(0.09)	(-0.09)	(-0.51)	(-0.94)	(-1.30)	(1.44)
	DOA4	-0.0063	-0.0048	-0.0072	-0.0105	-0.0098	0.0012
		(-0.50)	(-0.48)	(-0.77)	(-0.87)	(-1.11)	(0.15)
	DOA5	-0.0181	-0.0089	-0.0097	- 0. 020 8 [*]	-0.0292**	0.0088
		(-1.64)	(-0.88)	(-0.97)	(-1.74)	(-2.47)	(1.21)
	DOA1	-0.0018	-0.0045	-0.0074	-0.0053	-0.0050	0. 000 6
		(-0.48)	(-1.30)	(-2.10)	(-1.35)	(-1.17)	(0.23)
	DOA2	-0.0083*	-0.0036	-0.0011	-0.0051	-0.0055	-0.0054*
2011年 1月—		(-1.69)	(-0.80)	(-0.25)	(-1.13)	(-1.16)	(-1.78)
1月 2014年	DOA3	-0.0068	-0.0097**	-0.0045	-0.0060	-0.0067	-0.0027
12月		(-1.32)	(-2.22)	(-0.93)	(-1.18)	(-1.26)	(-0.67)
	DOA4	-0.0079	-0.0097**	-0.0097	-0.0096	-0.0173***	0. 006 8*
		(-1.42)	(-2.15)	(-1.64)	(-1.64)	(-2.85)	(1.88)
	DOA5	-0.0206***	-0.0133**	- 0. 010 9*	-0.0186***	-0.0253***	0.0021
		(-3.70)	(-2.36)	(-1.99)	(-3.37)	(-4.15)	(0.61)
	DOA1	0. 010 4	0. 008 1	0. 008 7	0. 004 5	0. 005 6	0. 003 4
		(1.72)	(1.19)	(1.26)	(0.54)	(0.82)	(0.97)
	DOA2	0. 008 7	0.0076	0. 008 7	0. 005 1	-0.0016	0.0088*
2015年 1月—		(1.34)	(1.02)	(1.21)	(0.6)	(-0.19)	(2.01)
1月 2017年	DOA3	0. 003 8	0.0052	0.0027	0. 001 6	0.0005	0. 001 9
12月		(0.46)	(0.78)	(0.31)	(0.18)	(0.05)	(0.47)
	DOA4	-0.0038	0. 005 8	0.0005	-0.0001	-0.0043	-0.0008
		(-0.47)	(0.73)	(0.07)	(-0.01)	(-0.47)	(-0.19)
	DOA5	-0.0067	-0.0043	-0.0022	-0.0150	-0.0203**	0.0122*
		(-0.72)	(-0.50)	(-0.24)	(-1.64)	(-2.15)	(2.05)

表 9 不同股市时期模糊度二维分组的零投资组合月收益率

注: 括号内的数字为t值; * 、 * * 和 * * * 分别表示在 10% 、 5% 和 1% 的显著性水平下显著。

六、结 论

本文使用 2007 年 1 月 1 日—2017 年 12 月 31 日的股票数据作为样本,验证了中国市场存在特质波动率异象,构建了度量模糊度的指标,发现中国市场存在显著的模糊溢价,并且模糊溢价能够解释低特质波

动率异象,市场状态会影响模糊对异象的解释。

第一,特质波动率异象主要来自高特质波动率组合的低收益。随着组合特质波动率的增大,组合收益不断下降,零投资组合会获得显著的超额收益,并且规模、账面市值比和反转均不能解释这种特质波动率 异象。

第二,投资者对不同特质波动率的股票的模糊态度不同。对高特质波动率的股票而言,投资者厌恶风险,偏好模糊,风险溢价为正,模糊溢价为负,预期收益的高低受风险和模糊的相对力量而定。对于低特质波动率的股票而言,投资者既厌恶风险又厌恶模糊,风险和模糊的溢价均为正,预期收益较高,当模糊度极高时,投资者对模糊表现为偏好。

第三,市场的平稳程度会影响模糊对低特质波动率异象的解释。当市场处于平稳时期时,低特质波动率异象不明显,控制模糊度后异象也未发生较大变化;当市场处于波动时期时,模糊度对异象的解释能力较强,买入低模糊的股票组合卖出高模糊组合能获得超额收益。

参考文献:

- [1] ANG A, HODRICK R, XING Y, et al. The cross-section of volatility and expected returns [J]. Journal of finance, 2006, 61 (1): 259 299.
- [2] ANG A, HODRICK R, XING Y, et al. High idiosyncratic volatility and low returns: international and further US evidence [J]. Journal of financial economics, 2009, 91 (1): 1-23.
- [3] 左浩苗,郑鸣,张翼.股票特质波动率与横截面收益:对中国股市"特质波动率之谜"的解释 [J].世界经济, 2011,5(7):117-135.
- [4] 张玉龙,李怡宗. 特质波动率策略中的流动性 [J]. 金融学季刊,2014,8 (1): 57-87.
- [5] 李竹薇, 史永东, 于森, 等. 中国股票市场特质波动率异象及成因 [J]. 系统工程, 2014(6): 1-7.
- [6] 王志强,吴风博,黄芬红.中国股市波动率异象的存在性、持续性和差异性[J]. 财经问题研究,2014(9): 45-53.
- [7] BOEHME R D, DANIELSEN B R, SORESCU S M. Short-sale constraints, differences of opinion and overvaluation [J]. Journal of financial and quantitative analysis, 2006, 41 (2): 455-487.
- [8] 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.
- [9] BOEHME R D, DANIELSEN B R, 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): 438 468.
- [10] CHEN M L, HSU C C. The timing of low-volatility strategy [J]. Finance research letters, 2017, 23 (1): 114-120.
- [11] KNIGHT F M. Risk , uncertainty and profit [M]. New York: Houghton Mifflin Company , 1921.
- [12] GOLLIER C , PRATT J W. Risk vulnerability and the tempering effect of background risk [J]. Econometrica , 1996 , 64 (5): 1109 1123.
- [13] VISCUSI W, CHESSON H. Hopes and fears: the conflicting effects of risk ambiguity [J]. Theory and decision, 1999, 47 (2): 157-184.
- [14] MANGELSDORFF L, WEBER M. Testing choquet expected utility [J]. Journal of economic behavior and organization, 1994, 25 (3): 437-457.
- [15] DU N, BUDESCU D V. The effects of imprecise probabilities and outcomes in evaluating investment options [J]. Management science, 2005, 51 (12): 1791-1803.
- [16] ABDELLAOUI M, VOSSMANN F, WEBER V M. Choice-based elicitation and decomposition of decision weights for gains and losses under uncertainty [J]. Management science, 2005, 51 (9): 1384 1399.
- [17] CHEN Z , EPSTEIN L. Ambiguity , risk and asset returns in continuous time [J]. Econometrica , 2002 , 70 (1): 1403 1443.
- [18] EPSTEIN L G , SCHNEIDER M. Ambiguity and asset markets [J]. Annual reviews , 2010 , 2 (1): 315 346.
- [19] UI T. The ambiguity premium vs. the risk premium under limited market participation [J]. Review of finance, 2011, 15 (2): 245 275.
- [20] IZHAKIAN Y, BENNINGA S. The uncertainty premium in an ambiguous economy [J]. Quarterly journal of finance, 2011, 1 (2): 323-354.

- [21] DRECHSLER I. Uncertainty, time-varying fear and asset prices [J]. The journal of finance, 2013, 68 (1): 1843 1889.
- [22] BLITZ D , VAN VLIET P. The volatility effect: lower risk without lower return [J]. Journal of portfolio management ,2007 , 34 (1): 102 113.
- [23] FU F. Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns [J]. Journal of financial economics, 2009, 91 (1): 24-37.
- [24] WANG M. Idiosyncratic volatility, illiquidity and the expected stock returns: exploring the relationship with quantile regression [J]. Investment management and financial innovations, 2012, 9 (4): 104-112.
- [25] GUO H, KASSA H, FERGUSON M F. On the relation between EGARCH idiosyncratic volatility and expected stock returns [J]. Journal of financial and quantitative analysis, 2014, 49 (1): 271 296.
- [26] SWITZER L N, TAHAOGLU C, ZHAO Y. Volatility measures as predictors of extreme returns [J]. Review of financial economics, 2017 (35): 1-10.
- [27] FAMAE F, FRENCH KR. A five-factor asset pricing model [J]. Journal of financial economics, 2015, 116 (1): 1-22.
- [28] ENGLE R, Ng V. Time-varying volatility and the dynamic behavior of the term structure [J]. Journal of money credit and banking, 1993, 25 (3): 336-349.
- [29] WILLIAMS C D. Asymmetric responses to earnings news: a case for ambiguity [J]. The accounting review, 2015, 90 (2): 785-817.
- [30] BRENNER M, IZHAKIAN Y. Asset pricing and ambiguity: empirical evidence [J]. Journal of financial economics, 2018, 130 (2): 503-531.
- [31] CHEN N F, ROLL R, ROSS S A. Economic forces and the stock market [J]. The journal of business, 1986, 59 (3): 383-403.
- [32] FAMA E F, MACBETH J D. Risk, return and equilibrium: empirical tests [J]. Journal of political economy, 1973, 81 (3): 607-636.

Is Ambiguity the Cause of Low-Idiosyncratic Volatility Anomaly? —Evidence from Chinese Stock Market

YU Xiao-jian^{1 2} FENG Xiao-tao¹ CHEN Xi¹

- (1. School of Economics and Finance , South China University of Technology , Guangzhou 510006 , Guangdong , China;
- 2. Research Center of Financial Engineering , South China University of Technology , Guangzhou 510006 , Guangdong , China)

Abstract: The low-idiosyncratic volatility anomaly is widely found in different stock markets. The change of idiosyncratic volatility reflects the uncertainty of the probability distribution of individual stocks, that is, it has ambiguity. We use the standard deviation of idiosyncratic volatility to measure the ambiguity and find that there is a significant excess return in the long-short portfolio of stocks after grouping according to ambiguity, which is called ambiguity premium. We also find that there is a low-idiosyncratic volatility anomaly under the high ambiguity grouping and the influence of idiosyncratic volatility is in a significant drop after introducing ambiguity. The ambiguity premium can explain the low-idiosyncratic volatility anomaly. For the stocks with high idiosyncratic volatility, investors prefer ambiguity, and negative ambiguity premium reduces positive risk premium; expected return will decrease, and vice versa. In addition, the degree of market stability will affect the interpretation of the anomaly by ambiguity, and ambiguity is more powerful in explaining the anomaly when the stock market is in a period of volatility.

Keywords: low-idiosyncratic volatility anomaly , time variation , ambiguity , ambiguity premium