

中国股市跳跃风险、特质波动率与 个股超额收益率

刘晓群 陈海强*

【摘要】 大量有关资产定价的实证研究发现,跳跃风险和特质波动率对股票超额收益率均有一定的解释能力,然而较少文献考虑两者对超额收益率的联合影响。本文基于中国股票高频数据估计得到个股跳跃风险,并利用 Fama-French 五因子模型提取特质波动率,然后将两者联合放入个股资产收益定价模型来研究两者的联合影响。实证结果发现:(1)特质波动率和跳跃风险均是需被定价的独立风险因子;(2)特质波动率的加入使得跳跃风险对股票超额收益率的解释的显著性降低,说明两者包含关于个股超额收益的共同信息;(3)特质波动率和跳跃风险对股票超额收益率的解释作用主要通过两者交互作用的非线性形式产生,这些为从理论上探析风险的具体形式提供了实证经验。

【关键词】 特质波动率 跳跃特征变量 Fama-French 五因子 风险价格

一、引言

在不完美的金融市场,由于存在套利限制、卖空限制及非知情交易等不对称问题,投资者在股票交易实践中无法进行充分的多元化投资,这导致投资者不仅厌恶系统性风险,还对公司层面的特质风险要求风险收益补偿。其中,特质波动率风险和跳跃风险是两个被学者广泛研究(分别单独研究)的特质风险(Merton, 1987; Kacperczyk 等, 2005; Barber 和 Odean, 2008)。

有关特质波动率对资产价格影响的研究问题主要集中于两个方面:一个是特质

* 刘晓群,海南大学经济学院金融系讲师;陈海强,计量经济学教育部重点实验室(厦门大学)、厦门大学王亚南经济研究院、厦门大学经济学院金融系教授。通信作者:陈海强;联系地址:福建省厦门市思明区思明南路422号;E-mail: hc335@xmu.edu.cn。本文得到国家留学基金、国家自然科学基金项目(71761010, 71571152; 71850011)、海南省自然科学基金项目(718MS032)、海南省高等学校科学研究项目(Hnky2018-9)的资助。感谢匿名审稿人的审稿意见,文责自负。

波动如何影响预期资产收益；二是如何从经济学角度去解释特质波动的风险溢价。对第一个方面的研究，学者们主要是验证 Ang 等(2006)提出的特质波动率之谜的存在性，即特质波动率与预期收益之间是否存在负相关关系，目前，对此得出的结论是多样的；而对第二个方面，已有大量文献分别从投资者行为、公司治理、套利非对称性和卖空限制的市场微观结构特征等视角来对特质波动风险溢价进行解释。在投资者行为层面，主要从投资者的彩票赌博风险偏好及其表现在收益率序列上的偏度特征来展开研究，如 Barberis 和 Huang(2008)根据投资者会高估以小概率出现的高收益的累积前景理论，认为他们具有更喜欢收益分布右偏的股票的彩票赌博风险偏好，导致股票被高估并在未来只能获取低收益率；Chabi-Yo 和 Yang (2009)以及 Boyer 等(2010)证实预期偏度有助于解释特质波动性强的股票的预期低收益率现象。在公司治理层面，Malagon 等(2015)将投资和盈利归为管理者的行为，从管理者角度而非投资者角度探讨特质波动率的信息含量；Shi 等(2016)研究发现，公司层面特定信息的公开发布有助于解释特质波动率之谜。在市场微观结构方面，Fu(2009)和 Huang 等(2009)证实市场摩擦偏差所引起的滞后一期收益反转效应能解释特质波动异常；Han 和 Lesmond(2011)认为买卖价差反弹和流动性是导致特质波动率异常的重要驱动因子；Stambaugh 和 Yuan(2015)使用特质波动率表示投资者面临的套利非对称性风险，实证发现投资者情绪会弱化低价股票的特质波动率与平均收益之间的正向关系；Aabo 等(2017)发现特质波动率与错误定价呈现正向稳定关系，说明特质波动反映非知情噪声交易假说，而不是知情交易假说。

国内学者对特质波动率定价问题的研究，主要从投资者异质信念、流动性以及融资融券交易制度开通前后的卖空限制等市场微观结构角度展开(张玉龙和李怡宗,2014;虞文微等,2017;尹玉刚等,2018;金浩和姚臻,2018等)。肖浩和孔爱国(2014)研究发现，融资融券交易降低了股价特质波动的非信息效率因素，即它的开通降低了标的股票的噪音交易、提升了信息传递速度、降低了公司盈余操纵；Gu 等(2018)利用中国股市独特的交易限制和其他国内外共通的套利限制措施，构造基于涨跌幅限制、融资融券、股指期货、非流动性及交易量的套利限制指标，通过实证得出特质波动率溢价可以被解释为市场低效率的表现的结论。此外，国内也有些研究是从投资者行为和公司治理层面展开的，如郑振龙(2013)和刘维奇等(2014)分别从投资者偏好和特质偏度角度验证了中国股市特质波动率与收益的关系；花冯涛和徐飞(2018)从知情交易、噪声交易和公司治理三个途径，探析了机构投资者的行为对公司特质风险的刺激效应和抑制效应。

同样，目前国内外学者关于跳跃对资产定价的研究主要从两个方面入手。一是跳跃的存在性及背后的驱动因素。例如，Jiang 等(2011)认为流动性对资产价格的跳

跃有显著的解释力。Vortelinos(2015)则通过实证得出大多数的美国宏观信息公告会引起股市跳跃强度显著增加的结论。赵华和秦可佶(2012, 2017)研究发现,定期发布的宏观信息的意外冲击对股价跳跃具有显著影响效应。陈海强和张传海(2015)则检验了股指期货对 A 股跳跃风险的影响效应。储小俊和曹杰(2018)发现代表信息披露及市场透明度程度的信息摩擦对股价跳跃有显著影响力。二是跳跃风险与收益的关系研究。例如,Bollerslev 等(2008, 2013)使用市场指数研究已实现跳跃波动率对资产超额收益的预测能力。Zhang 等(2009)选择包括已实现跳跃密度、跳跃均值和跳跃波动率来比较全面地刻画跳跃风险,并探讨跳跃风险对横截面资产收益的解释作用。Tauchen 和 Zhou(2011)也使用已实现跳跃即直接计算出来的已实现跳跃均值、到达率、方差来表示整体已实现跳跃风险。Jiang 和 Yao(2013)研究发现,基于个股每日收益估计的跳跃风险可以较好地解释股市横截面收益的差异性,且对于小盘股和价值股的解释效力更为明显。在中国股市上,左浩苗和刘振涛(2011)检验了已实现跳跃波动的非对称性特征,发现跳跃成分对指数收益率有稳健的预测作用;万谋和杨晓光(2015)提出跳跃风险有不同的来源,跳跃的波幅均值和波幅波动,以及跳跃频率在不同的模型中都体现出风险溢价(Broadie 等, 2007; Santa-Clara 和 Yan, 2010; Pan, 2002),因而,他们同时考察个股日度、周度、月度跳跃的大小、强度和跳跃大小的波动等跳跃风险度量指标对于未来收益的影响,以比较不同跳跃风险类型的补偿特征。陈国进等(2016)估计了我国股票组合的高频已实现跳跃波动率及其分布特征,研究了跳跃风险与我国股市横截面收益之间的关系。

从以上关于特质波动率与跳跃的相关研究可知,它们都与投资者行为、卖空限制和上市公司信息透明有关联,也都能单独解释股票收益率,它们包含公司层面的特定信息。那么,跳跃与特质波动率是否包含着股票价格发现的共同信息,同时又反映同投资者对股票交易行情的不同看法?能否考虑两者对资产收益溢价的联合影响呢?事实上,已有研究涉及跳跃与特质波动率之间的关系,这可以为我们研究跳跃风险和特质波动率的联合定价问题提供一定的思路。早期的研究中,Easley 和 O'Hara(1987)认为跳跃风险往往与知情交易者有关,而 Roll(1988)则认为股价特质波动率主要由掌握私有信息的知情者的交易导致。从理论上来说,当市场交易机制完善时,知情交易越多,特质波动率和跳跃风险包含的价格信息越丰富,股价越能充分反映其内在价值。李志生(2015)以中国融资融券市场为自然实验样本,研究发现,卖空限制对个股的跳跃风险和特质波动率都有作用,能显著降低股票价格的跳跃风险,有利于抑制股价的暴涨暴跌,以及抑制股价特质波动风险,有助于增加上市公司信息透明度和市场信息效率。Gu 等(2018)用套利限制理论分析中国股市收益与特质波动率的关系,认为高套利限制是中国股市跳跃风险普遍存在的重要原因。

Kapadia 和 Zekhnini(2019)在研究特质跳跃时,将特质波动率作为控制变量引入跳跃风险—收益关系回归方程后,发现预测跳跃概率的增加与未来收益率、特质波动率、跳跃发生率的增加是相关联的。同时,高特质波动率与过去高跳跃发生率相关。

从 Easley 与 O'Hara(1987)和 Roll(1988)的理论研究可以看出,在完美市场中,根据知情者交易假说,特质波动率和跳跃风险包含共同的公司特质信息;而在非有效市场条件下,从李志生(2015)、Gu 等(2018)和 Kapadia 与 Zekhnini(2019)的研究可以看出,一方面在探讨特质波动率的定价问题时,可以通过套利限制会影响股价的跳跃来考察跳跃风险在特质波动率解释股价收益中的调节作用;另一方面,在分析跳跃风险的定价问题时,则可以利用卖空限制对特质波动的作用来考察特质波动在跳跃风险—收益权衡关系中的调节作用。这些间接表明特质波动率和跳跃风险包含共同的公司特质信息。因此,不同于以往文献单独探讨跳跃风险和特质波动率对资产收益溢价的解释能力,本文旨在分析特质波动率和跳跃风险的联合定价问题,将特质波动率和跳跃风险作为金融市场中无法被充分分散的特质风险的代理变量,探讨两者对个股超额收益的联合影响。具体来说:不同于大多数研究使用综合指数或股票组合数据,本文从个股层面使用 Fama-French(2015)五因子定价模型提取个股特质波动率,以及个股高频数据计算跳跃风险,将线性与非线性形式的特质波动率和跳跃风险变量联合放入资产定价模型中研究两者的共同信息含量及相互影响。

本文余下部分安排如下:第二部分为跳跃风险的计算与特质波动率的提取;第三部分是数据与描述性统计分析;第四部分为实证分析;第五部分为稳健性检验;第六部分为结论。

二、跳跃风险的计算与特质波动率的提取

本文将要验证跳跃风险和特质波动率是否对中国股市超额收益率有联合定价影响,主要是基于两者可能包含价格发现的共同信息,以及两者反映不同投资者的看法而展开。

(一) 已实现跳跃特征变量的提取

基于金融市场中跳跃的特性和来源的经济直觉(Merton, 1973),Barndorff-Nielsen 和 Shephard(2004)、Huang 和 Tauchen(2005)假设每一天里跳跃至多发生一次,且当跳跃确实发生时,则跳跃的大小主导这一天的收益率。在此假设下,在

1 - α 的显著性水平下,可以得到离散跳跃方差的估计量为:

$$RJV_t = I_{t,\alpha}(Z_t \geq \Phi_\alpha^{-1}) \sqrt{[RV_t - BV_t]} \quad (1)$$

其中, $I_{t,\alpha} = I(Z_t \geq \Phi_\alpha^{-1})$ 是示性变量, t 为天, RV_t 是已实现方差, BV_t 为连续样本方差。

根据 Andersen 和 Bollerslev(1998),利用高频分钟数据 $r_{t,j}$, 我们可以利用(2)式估计得到 t 日对应的已实现跳跃波动 RV_t :

$$RV_t = \sum_{j=1}^M r_{t,j}^2 \quad (2)$$

根据 Barndorff-Nielsen 和 Shephard (2004, 2006), 我们利用双幂次变差 (Realized Bipower Variation, RBV)可以估计得到金融资产收益波动率的连续样本路径方差 (BV_t), 表示形式如下:

$$BV_t = \sum_{i=2}^M |r_{t,i}| |r_{t,i-1}| \quad (3)$$

Z_t 统计量可以定义为

$$Z_t = \frac{(RV_t - BV_t) / RV_t}{\sqrt{\left(\frac{\pi^2}{4} + \pi - 5\right) \frac{1}{M} \max\left(1, \frac{TP_t}{BV_t^2}\right)}} \quad (4)$$

其中, $TP_t = \frac{M}{M-2} \cdot \frac{M}{4 [\Gamma(7/6) / \Gamma(1/2)]^3} \cdot \sum_{i=3}^M |r_{t,i}|^{4/3} |r_{t,i-1}|^{4/3} |r_{t,i-2}|^{4/3}$ 。

利用(1)式识别出单个日度跳跃大小后,可以进一步估计,计算出月度跳跃的强度 ($Size_RJV$)、均值 ($Mean_RJV$)、标准差 (Std_RJV)、到达率 (Arr_RJV)作为回归因子,解释股票超额收益率,这四个变量是跳跃方差 (RJV_t) 的分布变量,在此,将它们统称为跳跃风险度量 (Jump Risk Measurements)。此时,在使用恰当公式计算标准误估计下的泊松混合正态跳跃形式 (Poisson-mixing-Normal jump) 的模型里有:

$$Size_RJV_{month} = \sum Size_RJV_{day} \quad (5)$$

$$Mean_RJV_{month} = Size_RJV_{month} / N_RJV_days \quad (6)$$

$$Arr_RJV_{month} = N_RJV_days / days \quad (7)$$

$$Std_RJV_{month} = \left[\sum (Size_RJV_{month} - Mean_RJV_{month})^2 / N \right]^{1/2} \quad (8)$$

其中, N_RJV_days 为一个月里跳跃发生的天数, $days$ 为该月总天数, $Size_RJV_month$ 为一个月里所有组合成分日已实现跳跃强度的平均值, Arr_RJV_month 为一个月里跳跃到达率, 它随着所选的置信水平 α 的不同而不同。在实际操作过程中, 我们需要选取合适的置信水平 α , 而这依赖跳跃方差对总方差的贡献的大小, 这需要进行模拟操作获得, 主要的问题在于跳跃估计的精确度。本文中我们根据以往的有关中国股市特征的研究(左浩苗和刘振涛, 2011), 将置信水平 α 选取 0.95, 这是比较宽松的选值。

(二) 特质波动率序列的提取

Malagon 等(2015)认为资产定价模型本身的精确度和公司特征在估计提取出特质波动序列时扮演着重要角色。区别于以往学者使用 Fama-French 三因子模型, 本文利用 Fama-French 五因子模型提取出日度特质波动率序列, 如式(9)和(10)所示。

$$R_{i,t} = \alpha_{i,m} + \beta_{i,m} MKT_t + s_{i,m} SMB_t + h_{i,m} HML_t + r_{i,m} RMV_t + c_{i,m} CMA_t + \varepsilon_{i,m} \quad (9)$$

由(9)提取出每只股票 i 的日特质波动率序列, 以及进一步计算出月度的平均日已实现的特质波动率 $IV_{i,t}$:

$$IV_{i,t} = \left(\frac{1}{N(t)} \sum_{d \in S(t)} \varepsilon_{i,d}^2 \right)^{1/2} \quad (10)$$

根据 Boyer 等(2010)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 $N(t)$ 表示集合中交易日的天数, 本文选择与 Ang(2006)的研究一致的 T , $T=1$ 。根据 Aabo 等(2017)对绝对特质波动率和相对特质波动率的阐述, 本文中式(10)可以理解为绝对特质波动率, 即对资产定价模型进行回归所得到的残差序列的标准差 $\sqrt{\varepsilon_{ie,t}^2}$ (或方差 $\varepsilon_{ie,t}^2$), 而相对特质波动率则是特质波动率与总波动率之比, Durnev 等(2003, 2004), Ferreira 和 Laux(2007), Kelly(2014), Gider 和 Westheide(2016)研究发现, 相对特质波动率与超额收益呈现显著负相关关系。一般使用如下 Logistic 转换, 获得 Logistic 相对特质波动率 $\mathfrak{S}_{i,t}$:

$$\mathfrak{S}_{i,t} = \ln\left(\frac{1 - R_{i,t}^2}{R_{i,t}^2}\right) = \ln\left(\frac{\sigma_{ie,t}^2}{\sigma_{i,t}^2 - \sigma_{ie,t}^2}\right)$$

三、数据与描述性统计分析

本文以上海证券综合指数所有成分股 5 分钟高频股票收盘价格为研究主体, 样

本时间为 2007 年至 2017 年,数据来源于国泰安高频数据库,Fama-French 五因子、无风险利率、市盈率、换手率、价格股利比等来源于国泰安数据库和锐思数据库。数据处理,使用 Python。根据锐思数据库,无风险利率的选择标准是:2007 年 1 月 4 日至 2017 年 7 月 12 日,用上海银行间 3 个月同业拆放利率。

表 1 和表 2 分别为相关变量的描述性统计和变量之间的相关系数。

表 1 描述性统计

变量	平均值	中位数	标准差	最大值	最小值
<i>Return</i>	0.028	0.029	0.114	0.389	-0.282
<i>Arr_RJV</i>	0.155	0.148	0.032	0.245	0.076
<i>Mean_RJV</i>	0.022	0.019	0.009	0.061	0.012
<i>Size_RJV</i>	0.101	0.085	0.051	0.398	0.031
<i>Std_RJV</i>	0.008	0.007	0.004	0.028	0.003
<i>IV</i>	0.024	0.022	0.007	0.048	0.015
<i>MKT</i>	0.008	0.015	0.089	0.224	-0.262
<i>SMB</i>	0.016	0.017	0.053	0.229	-0.221
<i>HML</i>	-0.001	0.001	0.036	0.160	-0.145
<i>RMV</i>	-0.005	-0.005	0.033	0.137	-0.106
<i>CMA</i>	0.004	0.004	0.024	0.072	-0.068

注:*Return* 是 个股收益率;*Arr_RJV*、*Mean_RJV*、*Size_RJV* 和 *Std_RJV* 即为 跳跃风险变量;*iv* 表示 特质波动率;*MKT*、*SMB*、*HML*、*RMV* 和 *CMA* 是 Fama-French 五因子。

由表 1 可知,首先,跳跃均值最小值(0.012)是远大于收益均值最小值(-0.282)的。同时,跳跃均值最大值(0.061),远小于收益均值最大值(0.389)。如果综合考虑跳跃均值和收益均值的最大值和最小值,那么,有可能会出现跳跃均值的平均值(0.022)会小于收益率的均值(0.028)。接着,月度跳跃均值(*Mean_RJV*)的最大值达到 0.061,平均值为 0.022,与收益率(*Return*)的平均值 0.028 较一致;跳跃强度(*Size_RJV*)的月最大值为 0.398,尾部风险极大;特质波动率序列(*IV*)的平均值与跳跃均值及收益率的平均值接近,为 0.024,它的最大值为 0.048,低于跳跃均值的最大值 0.061。统计数字初步说明,相对于跳跃均值,特质波动率的存在导致的资产价格序列呈现偏度分布的可能会低一些,但两者之间存在的某种紧密联系成为本文实证部分的主要内容。

表 2 初步从统计相关系数方面分析跳跃变量、五因子变量和特质波动率变量之间的相关程度,学者们也从不同角度探讨了这些变量对资产收益解释或预测能力,可以看出,跳跃变量中的跳跃均值与特质波动率相关程度较高,相关系数约为 0.7,与其他的跳跃变量关系则保持较低的相关性,这有益于克服回归中的共线性问题;

表 2 变量相关系数

变量	<i>Arr_RJV</i>	<i>Mean_RJV</i>	<i>Size_RJV</i>	<i>Std_RJV</i>	<i>IV</i>	<i>Rm-Rf</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMV</i>	<i>CMA</i>
<i>Arr_RJV</i>	1									
<i>Mean_RJV</i>	-0.002	1								
<i>Size_RJV</i>	0.456	0.866	1							
<i>Std_RJV</i>	0.215	0.895	0.887	1						
<i>IV</i>	-0.476	0.702	0.371	0.475	1					
<i>MKT</i>	-0.318	-0.240	-0.368	-0.254	0.094	1				
<i>SMB</i>	-0.096	-0.092	-0.142	-0.142	0.039	0.146	1			
<i>HML</i>	0.074	-0.034	0.036	-0.031	0.022	-0.061	-0.580	1		
<i>RMV</i>	0.174	0.207	0.249	0.257	-0.032	-0.360	-0.766	0.236	1	
<i>CMA</i>	-0.160	-0.112	-0.156	-0.173	0.138	0.177	0.376	0.145	-0.644	1

特质波动率(*IV*)与五因子(*Rm-Rf*, *SMB*, *HML*, *RMV*, *CMA*)的相关系数都较低,这在统计上意味着它们可以作为独立的自变量因子,为使用五因子模型分离出特质波动率,给予了经验数据上的支持。

图 1 为随机挑选的一只个股和指数跳跃均值时间序列。每一只个股序列和股指都会有跳跃的发生,在中国跳跃的存在具有普遍性。标准的计算显示(未列示),在 10 年的样本期里,个股的平均跳跃(*Mean_RJV*)大于股指的平均跳跃(*PMean_RJV*),与 Bollerslev 等(2008)得出的结论相一致。

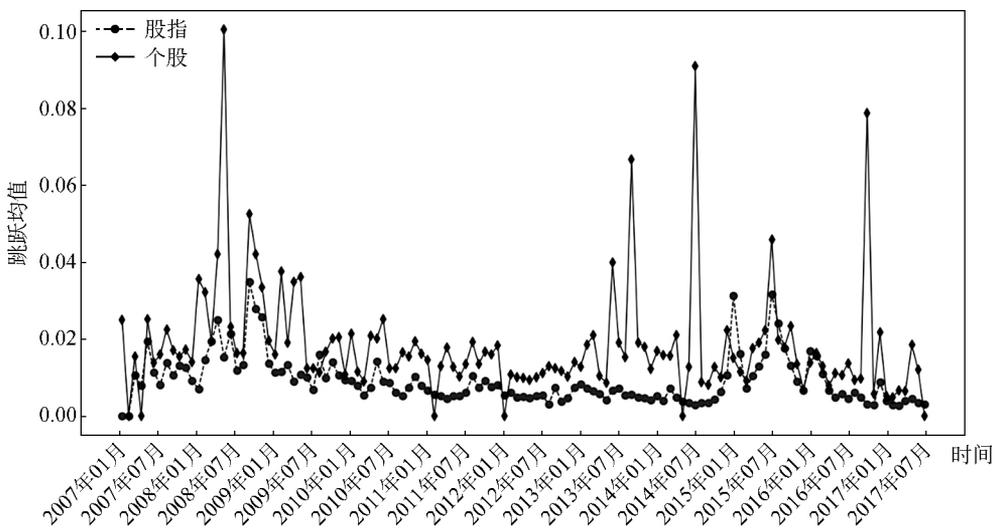


图 1 股指与个股平均跳跃值比较

图 2 为直观上观察到的所有个股在样本期间的平均跳跃贡献率。由图 2 可以明显看出样本路径方差 BV 和已实现方差 RV 曲线之间的距离,此距离即为已实现跳跃方差 RJV ;最上方的曲线为跳跃的贡献率 $[(RV - BV)/RV]$,在 2007 年次贷危机开始时和 2015 年 6 月股灾期间跳跃贡献值达到最大,且在股市行情平缓的 2010 年至 2014 年,跳跃贡献值的波动浮动远大于连续波动率 BV 和 RV ,这些说明跳跃过程可能受到投资者更多的关注,是什么信息导致了估计的跳跃?跳跃能否用来解释股票在横截面上的收益?这些问题将有益于丰富有关金融市场风险收益权衡关系和风险管理的研 究。

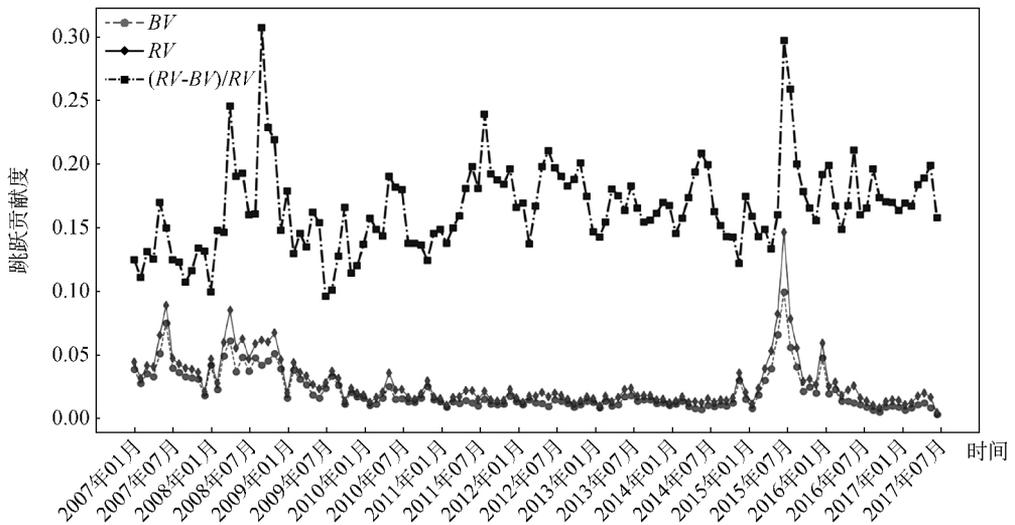


图 2 平均跳跃贡献度

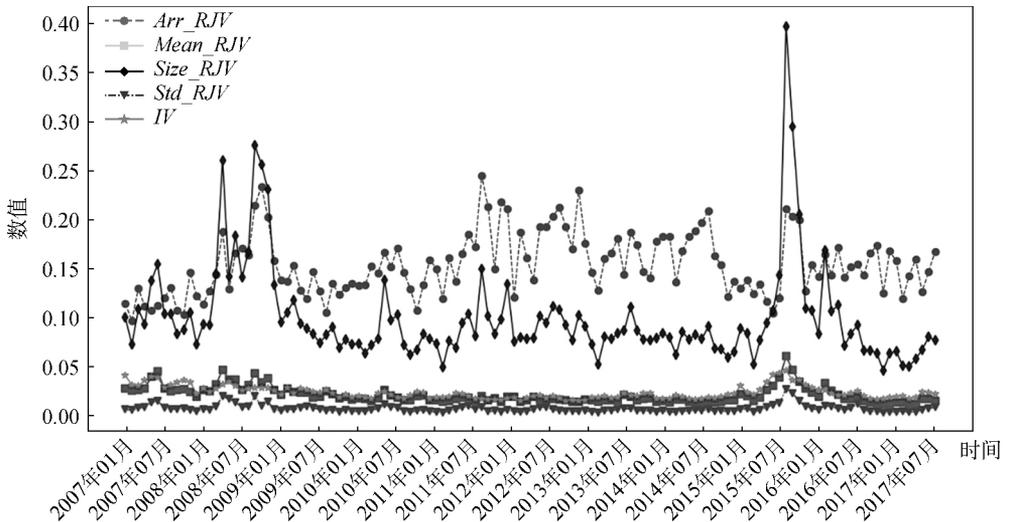


图 3 跳跃特征变量因子与特质波动率时间序列

图 3 为所有个股月度平均的跳跃强度、均值、到达率、标准差和个股的月度特质波动率序列。可以看出,在金融危机发生的 2007 年年末至 2008 年下半年以及 2015 年 6 月的股灾期间,市场尾部风险极大,此时跳跃特征变量因子值达到两个最大高峰,尤其在千股跌停月的 2015 年 6 月,跳跃强度接近 0.4,跳跃标准差和跳跃均值也达到最大,也与市场真实情况很吻合;同时,观察特质波动率与跳跃变量的走势,与表 2 刻画的变量间相关系数一致,特质波动率的时变特征与跳跃均值及跳跃标准差在刻度上和趋势上相一致,且与跳跃强度和跳跃到达率在趋势上相一致,只是数值上的量级不同,这些为本文研究特质波动率和跳跃变量能否共同解释收益率提供了直观上的经验支撑。

四、实证分析

本文主要进行两个方面的实证。第一,基于使用 Fama-French 五因子提取出的特质波动率以及非参数高频数据计算跳跃风险,进行特质波动率、跳跃风险对个股超额收益率的独立及联合解释的实证分析,探讨特质波动率与跳跃风险的共同信息含量。第二,借鉴 Aabo 等(2017)的研究思路,在第一个实证分析的基础上,引入非线性形式的特质波动率和跳跃风险变量,深入探讨两者需要被联合定价的经济机理:加入特质波动率的平方,以考察特质波动率对收益率的非线性影响;加入特质波动率与跳跃特征变量乘积项以探讨两者对收益率的交互影响,及共同的信息含量。

(一) 特质波动率、跳跃风险对超额收益率的独立及联合解释能力

在这一部分一共包括四个实证分析:(1)中国股市 Fama-French 三因子和五因子模型的适用性检验;(2)特质波动率对个股超额收益率的独立解释能力;(3)跳跃风险对个股超额收益率的独立解释能力;(4)特质波动率、跳跃风险对个股超额收益率的联合解释能力。

1. 中国股市 Fama-French 三因子和五因子模型的适用性检验

本文使用 Fama-MacBeth 两步回归方法验证中国股市是否支持 Fama-French (2015, 2017)的实证结果,回归结果见表 3。

由表 3 可知,中国股市 Fama-French 三因子和五因子中规模因子(SMB)显著,中国股市存在规模效应,这与陈国进等(2015)的结论相一致;同时,相比, Fama-French 三因子模型, Fama-French 五因子模型的拟合优度 R^2 更高,可看出 Fama-French 五因子模型的适用性,由此,在之后实证特质波动率和跳跃风险对个股超额收益的独立与联合解释能力时,本文以 Fama-French 五因子模型作为基准模型。

表 3 中国股市 Fama-French 三因子和五因子模型的适应性检验

	三因子	五因子
常数项	-0.0057	-0.0028
	(-1.398)	(-0.806)
MKT	0.0015	-0.0012
	(0.157)	(-0.122)
SMB	0.0077*	0.0074*
	(1.785)	(1.783)
HML	-0.0023	-0.0015
	(-0.792)	(-0.550)
RMV		-0.0039
		(-1.244)
CMA		0.0006
		(0.301)
R^2	0.121	0.164

注: * 代表系数值在 10% 的置信水平上显著, 括号中的 t 统计值为经过 Newey-West 调整后的值; R^2 是模型的拟合优度值。

2. 特质波动率对个股超额收益率的独立解释能力

基于 Fama-French 五因子模型提取得到个股特质波动率之后, 我们采用 Fama-MacBeth 回归方法来研究特质波动率对个股超额收益率的独立解释能力。具体说来, 第一步, 对每一只股票 i 进行时序回归, 频率为月度, 获取五因子和特质波动率的系数估计值 $(\hat{\kappa}_i, \hat{b}_i, \hat{s}_i, \hat{h}_i, \hat{r}_i, \hat{c}_i)$ 作为第二步回归的自变量, 回归方程如下:

$$R_{i,m,t} - R_{f,t} = \alpha_0 + \kappa_i IV_t + b_i (MKT_t) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMV_t + c_i CMA_t + \eta_{i,t} \tag{11}$$

其中, $R_{f,t}$ 为无风险利率, $R_{i,m,t} - R_{f,t}$ 表示个股超额收益率。

第二步, 在每一个月以所有股票的收益率为因变量, 第一步所得五因子和特质波动率序列 $IV_{i,m,t}$ 的系数估计值为自变量进行回归, 共进行月度样本期间的 T 次回归, 获得 T 个自变量的估计值 $(\hat{\gamma}_{iv}, \hat{\gamma}_b, \hat{\gamma}_s, \hat{\gamma}_h, \hat{\gamma}_r, \hat{\gamma}_c)$, 回归方程如下:

$$\bar{R}_{i,m,t=j} - R_{f,t} = \bar{\alpha}_{i,t=j} + \gamma_{iv} i \hat{v}_{i,t=j} + \gamma_{iv} \hat{b}_{i,t=j} + \gamma_{iv} \hat{s}_{i,t=j} + \gamma_{iv} \hat{h}_{i,t=j} + \gamma_{iv} \hat{r}_{i,t=j} + \gamma_{iv} \hat{c}_{i,t=j} + \epsilon_{t=j} \tag{12}$$

第三步, 将第二步所得自变量的 T 个系数进行平均, 并计算系数平均值的 t 统

计量,如果它们在一定的置信水平下显著,即意味着特质波动率需要被定价,其他 Fama-French 公司特征因子也能解释收益率。

表 4 的模型 1 汇报了相关实证结果。在 Fama-French 五因子模型的基础上加入特质波动率后,我们发现特质波动率变量在 1% 的置信水平下显著为正,即它能独立解释个股超额收益率,这与 Aabo 等(2017)的结果一致。

此外,特质波动率的加入使得表 3 的 Fama-French 五因子中的 *SMB* 的显著性降低,说明特质波动率包含一定的公司特征因子的信息。同时,价值溢价因子 *HML* 相比表 3 中的值,显著性更低,Guo 和 Savicka (2006, 2008)的研究为我们提供了解释,他们认为,*HML* 与投资机会集密切相关,特质波动率的存在使得 *HML* 不再显著,因而虽然 Fama-French 五因子中的投资因子和盈利因子不显著,但是模型精确度的提高使得提取的特质波动率序列更准确,使得在中国股市分析价值溢价效应更符合 Guo 和 Savicka(2006, 2008)的分析逻辑。

表 4 特质波动率、跳跃风险对个股超额收益率的独立及联合解释能力检验

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
常数项	-0.002 4	0.003 6	-0.002 0	-0.000 8
	(-0.637)	(0.335)	(-0.513)	(-0.170)
<i>IV</i>	0.002 1***			0.001 3***
	(3.584)			(3.431)
<i>Size_RJV</i>		0.010 0***	0.012 8***	0.012 2***
		(3.361)	(2.705)	(2.418)
<i>Mean_RJV</i>		0.002 6***	0.002 8***	0.002 6**
		(2.935)	(2.229)	(1.896)
<i>Arr_RJV</i>		0.000 3***	0.000 4***	0.000 4***
		(3.378)	(2.711)	(2.427)
<i>Std_RJV</i>		0.001 2***	0.001 4***	0.001 3***
		(3.378)	(2.776)	(2.389)
<i>MKT</i>	-0.000 3		-0.001 3	-0.001 9
	(-0.037)		(-0.146)	(-0.220)
<i>SMB</i>	0.006 3*		0.007 1*	0.006 0
	(1.484)		(1.784)	(1.426)
<i>HML</i>	-0.001 6		-0.001 8	-0.001 2
	(-0.541)		(-0.671)	(-0.460)

(续表)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
RMV	-0.003 1		-0.003 6	-0.002 6
	(-1.094)		(-1.414)	(-0.994)
CMA	0.000 1		0.000 9	0.000 3
	(0.074)		(0.494)	(0.161)

注: *、**、*** 分别代表系数数值在 10%、5%、1% 的置信水平上显著, 括号中 t 统计值为经过 Newey-West 调整后的值。

3. 跳跃风险对个股超额收益率的独立解释能力

类似(11)式,我们也通过使用 Fama-MacBeth 分析方法来研究跳跃风险对个股超额收益率的独立解释能力。

首先,跳跃风险和收益关系的单变量时序回归方程如下:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \varphi_0 + \varphi_{SJ}SizeJum p_{i,t} + \varphi_{MJ}MeanJum p_{i,t} + \varphi_{ArrJ}ArrJum p_{i,t} + \varphi_{StdJ}StdJum p_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (13)$$

其次,使用公式(13)对每一只股票 i 进行上述 $i = N$ 次时序回归(N 为股票总数),所获得跳跃变量的参数估计值作为第二步截面回归的自变量,方程如下:

$$\bar{R}_{i,m,t=j} - R_{f,t} = \hat{\varphi}_{0,t=j} + \varphi_{i,Jump} \widehat{jum p}_{i,t=j} + \epsilon_{i,t=j} \quad (14)$$

其中, $\widehat{jum p}_{i,t=j}$ 表示所有的第一步时序回归中跳跃特征因子系数估计值构成的,即表示 $(Size \widehat{jum p}_{i,t=j}, Mean \widehat{jum p}_{i,t=j}, Arr \widehat{jum p}_{i,t=j}, Std \widehat{jum p}_{i,t=j})$ 共四个序列。 $\varphi'_{i,Jump}$ 是公式(13)中已经估计出来的跳跃特征因子系数序列的待估参数。方程(14)进行 $t=T$ 次回归,获得 T 个 $\hat{\varphi}'_{i,Jump}$, 对其取平均值并计算 t 统计值,如果它在一定的置信水平下显著,即意味着跳跃风险能解释收益率。

最后,以 Fama-French 五因子模型为基准的跳跃风险与超额收益率的多变量回归,是在公式(13)和(14)的基础上分别加上 Fama-French 五因子变量和五因子的风险价格,此处不再重复阐述。

表 4 中模型 2 和模型 3 显示了跳跃风险对个股超额收益率的独立解释能力,所有跳跃因子显著为正,即跳跃风险越高,收益越高,满足收益风险的权衡关系,也证实了跳跃风险对收益率的独立解释能力;同时,以 Fama-French 五因子为基准的模型 3 中的所有跳跃因子的显著性都低于只考虑了跳跃风险与收益率单变量关系的模型 2,这意味着 Fama-French 五因子与跳跃变量包含体现公司特征的 Fama-French 五因子的部分信息,而在表 4 的模型中,特质波动率同样包含 Fama-French 五因子的部分信息,这为我们进一步探讨特质波动率与跳跃风险两者是否包含共同的公司

特质信息,从而能联合解释个股超额收益率提供一定的实证支撑。

4. 特质波动率、跳跃风险对个股超额收益率的联合解释能力

在前文得出的 Fama-French 因子在中国股市适用性、特质波动率和跳跃风险对个股超额收益率的独立解释能力的基础上,这一部分验证以 Fama-French 五因子为基准模型的特质波动率、跳跃风险对个股超额收益率的联合解释能力。

方程(15)为 Fama-MacBeth 第一步时序回归:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_{i,m} + f'_{i,t} FF5 + g_{i,m} jump_{i,t} + r_{i,m} IV_{i,t} + \varepsilon_{i,m} \quad (15)$$

其中,FF5 为五因子的缩写形式。

方程(16)为 Fama-MacBeth 第二步截面回归:

$$\bar{R}_{i,t=j} - R_{f,t} = \hat{\gamma}_{0,t=j} + \gamma'_{i,t=j} IV_{i,t=j} + \gamma'_{i,t=j} \widehat{jump}_{i,t=j} + \gamma'_{i,t=j} \hat{z}_{i,t=j} + \varepsilon_{i,t=j} \quad (16)$$

其中,向量 $\hat{z}_{i,t=j}$ 表示所有的第一步时序回归中 Fama-French 五因子系数的估计值构成的变量。对方程(16)进行 T 次回归,对 $\widehat{jump}_{i,t=j}$ 对应系数取平均值及计算 t 统计值,如果它在一定的置信水平下显著,即意味着跳跃风险能解释收益率。

图 4 为第二步回归中特质波动率系数估计值 (IV_COEF) 和跳跃均值系数估计值 ($MEAN_RJV_COEF$) 的时间序列,图 5 为特质波动率 (STD_RJV_COEF) 与跳跃标准差 (IV_COEF),即特质波动率和跳跃均值、跳跃标准差的风险价格时间序列,可以看出,在次贷危机发生的 2007 年年末至 2008 年下半年以及 2015 年 7 月的股灾期间,市场尾部风险极大,此时跳跃均值、跳跃标准差和特质波动率的风险价格达到最高。

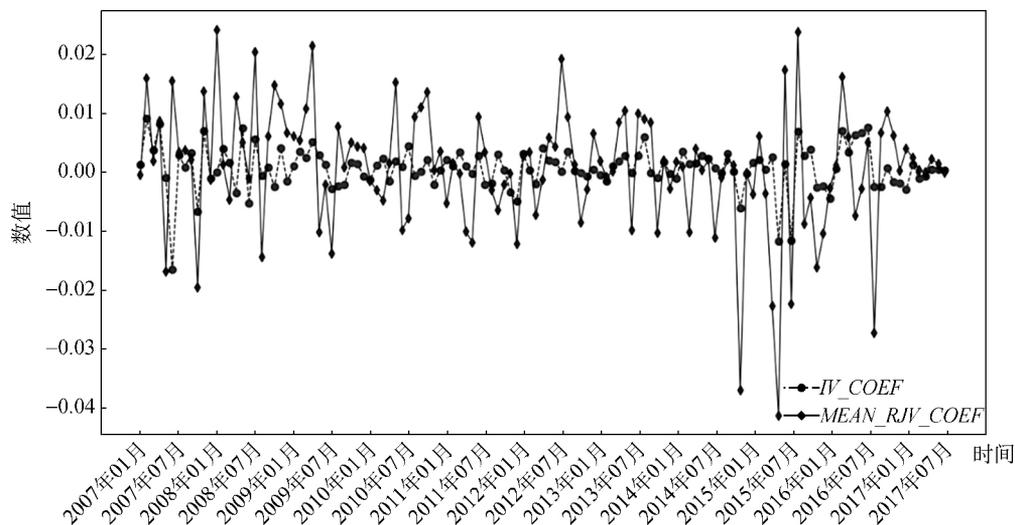


图 4 特质波动率系数估计值与跳跃均值系数估计值的风险价格时间序列

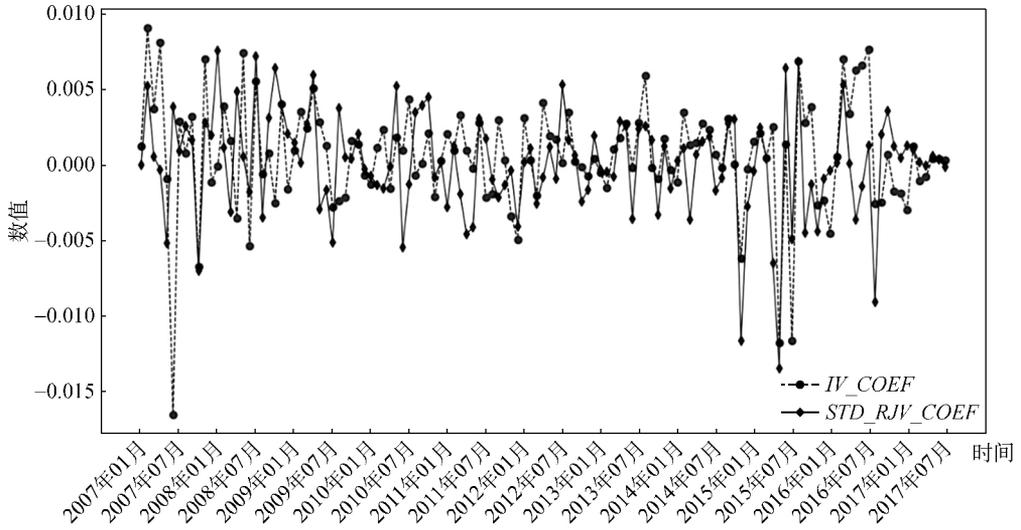


图 5 特质波动率与跳跃标准差的风险价格时间序列

表 4 中模型 4 是以 Fama-French 五因子为基准,同时加入特质波动率和跳跃风险以验证两者对个股超额收益率联合解释能力的实证结果。可以看出:一方面,特质波动率和跳跃变量的系数值和显著性水平,相比只考虑特质波动率的模型 1 和只考虑跳跃风险的模型 3,都有一定程度的下降,如跳跃均值由在 1%的水平下显著变为只在 5%的水平下显著,特质波动率的系数值也从 0.0021 降低到 0.0013,降低了 38%,这些说明了特质波动率和跳跃风险的同时加入,加速了有效信息体现在价格中,两者蕴含着一定的共同信息,都是公司特质信息的有效衡量;同时,Fama-French 五因子中的规模因子也不再显著,这意味着特质波动率和跳跃风险联合解释了大部分的公司特征因子,即两者包含共同的公司特质信息,因为这一结论,在进一步探讨非线性特质波动率与跳跃风险对个股超额收益联合定价的实证中,我们将不再将 Fama-French 五因子作为基准方程,而是直接以跳跃风险和非线性特质波动率作为风险因子。

考虑到跳跃强度和跳跃均值之间的强相关性,表 5 汇报了不包含跳跃强度的个股超额收益率的回归结果,实证结果显示:跳跃风险因子能独立解释收益率(模型 5),且其显著性在添加了 Fama-French 五因子后降低(模型 7);此外,特质波动率与其余跳跃风险因子能够联合解释个股超额收益率(模型 6),且其余跳跃风险因子的显著性和系数值在 Fama-French 五因子的影响下都降低,同时规模因子也不再显著,证实这些跳跃风险是能衡量和反映公司特质信息的。

表 5 特质波动率、跳跃风险对个股超额收益率的独立及联合解释检验 (去掉跳跃强度)

	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
常数值	0.0037	0.0028	-0.0030	-0.0005
	(0.347)	(0.263)	(-0.623)	(-0.110)
IV		0.0012***		0.0013***
		(3.471)		(3.630)
Mean <u>RJV</u>	0.0030***	0.0028***	0.0035***	0.0027**
	(3.093)	(3.064)	(2.744)	(2.329)
Arr <u>RJV</u>	0.0004***	0.0003***	0.0004***	0.0004***
	(3.594)	(3.204)	(2.821)	(2.669)
Std <u>RJV</u>	0.0013***	0.0011***	0.0016***	0.0014***
	(3.752)	(3.523)	(3.061)	(2.658)
MKT			0.0000	-0.0022
			(-0.001)	(-0.243)
SMB			0.0066*	0.0058
			(1.652)	(1.427)
HML			-0.0019	-0.0015
			(-0.680)	(-0.548)
RMV			-0.0033	-0.0028
			(-1.260)	(-1.023)
CMA			0.0005	-0.0001
			(0.249)	(-0.032)

注：*、**、*** 分别代表系数值在 10%、5%、1% 的置信水平下显著，括号中 t 统计值为经过 Newey-West 调整后的值。

基于表 5，考虑到估计值的无偏一致性，在后文非线性特质波动率、跳跃风险对收益率的非线性联合解释分析中，我们将使用不包含跳跃强度的其他跳跃特征变量来表示跳跃风险。

(二) 跳跃风险、特质波动率对个股超额收益率的非线性联合解释

本节将特质波动率以非线性的形式以及与跳跃风险一起加入方程中，考察两者

对当期收益率的解释能力。使用非线性形式的特质波动率,主要受 Aabo 等(2017)的启发,在分析股票错误定价的影响因子时,他们对自变量的选择有两种方法:一是使用特质波动率、特质波动率与高市场波动率的乘积项以及公司特征因子为自变量;二是使用特质波动率、特质波动率的平方和公司特征因子为自变量。事实上,使用跳跃来替换或取代 Aabo 等(2017)使用的特质波动率与高市场波动率的乘积项变量中的高市场波动率是因为其包含反映股票价格更直接有用的信息。因而本文借鉴 Aabo 等(2017)的研究思路,建立如下模型:

$$\bar{R}_{i,t=j} - R_{f,t} = \hat{\gamma}_{0,t=j} + \gamma_{iv*jump} iv * \widehat{jump}_{i,t=j} + \gamma'_{i,jump} \widehat{jump}_{i,t=j} + \varepsilon_{t=j} \tag{17}$$

其中,非线性形式的特质波动率除了方程式中 $IV * jump_{i,t=j}$ 的 $IV * Mean_RJV$ 、 $IV * Arr_RJV$ 、 $IV * Std_RJV$, 还有 $IV^2(IV_square)$ 的形式。

值得注意的是,在 Fama 和 MacBeth(1973)的两步回归中,他们曾添加风险变量的平方项用于检测风险因子的线性特征,为此本文也使用跳跃变量的平方项,分析中国股市跳跃特征变量是以线性还是非线性形式来影响超额收益率的,实证结果见表 6。模型 9 只包含跳跃均值及其平方项、跳跃标准差显著。模型 10 中进一步加入了特质波动率,我们发现只有特质波动率自身和跳跃均值及其平方项显著,其他跳跃变量不再显著,说明特质波动率对跳跃变量的非线性有一定的解释作用。

表 6 非线性特质波动率、跳跃风险对个股超额收益率的联合解释能力检验

	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14
常数项	0.0026	0.002	0.0025	0.0021	0.0019	0.0019
	(0.244)	(0.163)	(0.253)	(0.196)	(0.179)	(0.181)
IV		0.0007***	0.0004	0.0009***	0.0007**	0.0008***
		(2.981)	(0.942)	(3.102)	(2.194)	(1.439)
Mean_RJV	0.0012**	0.0010*	0.0016*	0.0018**	0.0008	0.0012
	(2.050)	(1.669)	(1.678)	(2.216)	(0.923)	(1.386)
Arr_RJV	0.0000	0.0000	0.0002**	0.0002**	0.0000	0.0001*
	(0.786)	(0.421)	(1.709)	(2.321)	(0.706)	(1.439)
Std_RJV	0.0003	0.0002	0.0006**	0.0007**	0.0002	0.0004
	(1.340)	(0.979)	(1.782)	(2.538)	(0.729)	
Mean_RJV_square	0.0001**	0.0001**				
	(2.428)	(2.141)				

(续表)

	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14
<i>Arr_RJV_square</i>	0.000 0	0.000 0				
	(1.171)	(0.752)				
<i>Std_RJV_square</i>	0.000 0*	0.000 0				
	(1.765)	(1.318)				
<i>IV_square</i>			0.000 0**			
			(1.728)			
<i>IV * Mean_RJV</i>				0.000 1***		
				(3.908)		
<i>IV * Arr_RJV</i>					0.000 0***	
					(2.792)	
<i>IV * Std_RJV</i>						0.000 0***
						(2.999)

注：*、**、*** 分别代表系数值在 10%、5%、1% 的置信水平下显著，括号中 t 统计值为经过 Newey-West 调整后的值；*Size_RJV_square* 为跳跃强度变量 (*Size_RJV*) 的平方项，其余类似。

模型 11 到模型 14 的结果显示，加入非线性形式的特质波动率后，跳跃特征因子对个股超额收益率的解释能力情况发生了较大的改变。

我们发现，特质波动率系数显著为正，并显示出稳健性，与陈浪南等 (2016) 和 Aabo 等 (2017) 的结果相一致，前者发现股票特质波动率与投资组合形成期的收益率正相关，即股市特质风险因子系数显著为正，投资者情绪越乐观，股市非预期流动性越高，股市特质风险因子越大。后者在他们的研究中同时使用了相对特质波动率，其与股票收益溢价呈现负相关关系，本文的特质波动率即为 Aabo 等 (2017) 使用的绝对特质波动率。

其次，采用特质波动率的平方和特质波动率与跳跃均值的交互项，一方面，交互项显著为正，这意味着特质波动率越高，跳跃风险对超额收益率的正向解释作用更大。同样地，跳跃风险越高，特质波动率对超额收益率的正向解释作用也更大；另一方面，其他单个跳跃变量显著，但其显著程度和跳跃变量的风险价格系数值，相比之前的实证结果都有所降低。

最后，当把特质波动率与跳跃到达率的交互项和特质波动率与跳跃标准差的交互项加入方程时，这两种非线性变量及特质波动率是显著的，与 Aabo 等 (2017) 的结论一致；但单独的跳跃变量不再显著，说明此种形式的非线性特质波动率包含着跳跃变量的大部分信息。

以上结果表明,特质波动率和跳跃风险对超额收益率的解释作用主要通过两者的联合影响来实现的。

五、稳健性检验

本节从三个方面进行稳健性检验。第一个方面,我们考虑了不同时间长度的超额收益率预测,包括一个月、三个月、半年、一年、一年半和两年的预测,结果见表 7,实证结果显示特质波动率序列对短期和长期超额收益率序列都不具有预测能力,跳跃变量都可预测两年的长期超额收益率,但不具备短期预测能力。

表 7 超额收益率预测

	一个月	三个月	六个月	一年	一年半	二年
常数值	0.002 31	0.002 83	0.002 50	0.002 33	0.002 67	0.003 03
	(0.208)	(0.253)	(0.224)	(0.210)	(0.241)	(0.273)
<i>Mean_RJV</i>	-0.000 02	0.000 51	0.000 45	0.000 20	0.000 59	0.001 27*
	(-0.024)	(0.592)	(0.651)	(0.264)	(0.794)	(1.617)
<i>Arr_RJV</i>	0.000 01	0.000 09	0.000 01	-0.000 01	0.000 07	0.000 10
	(0.138)	(1.200)	(0.176)	(-0.164)	(1.240)	(1.288)
<i>Std_RJV</i>	0.000 05	0.000 30	0.000 09	0.000 02	0.000 28	0.000 40*
	(0.223)	(1.034)	(0.360)	(0.093)	(1.193)	(1.418)
<i>IV</i>	0.000 04	0.000 27	-0.000 01	-0.000 05	0.000 32	0.000 36
	(0.095)	(0.709)	(-0.024)	(-0.145)	(0.869)	(0.970)

注:*代表系数值在 10%的置信水平上显著,括号中 *t* 统计值为经过 Newey-West 调整后的值。

第二个方面,在特质波动率的提取上,使用 Ang 等(2006)的方法,实证结果与采用 Boyer 等(2010)的结果没有本质区别,限于篇幅,不再列出。

第三个方面,我们加入已有文献中的其他解释因子。借鉴陈海强等(2015)、陈国进等(2015)将市盈率、换手率、价格股利比、通货膨胀率、货币增长率、固定资产投资、新增固定资产投资、市值、生产价格指数、消费者价格指数等作为股市风险收益关系的解释变量的做法,本文也将这些变量作为控制变量放入跳跃风险和特质波动率与收益关系的回归方程中进行稳健性检验,实证结果见表 8。

由表 8 可知,控制变量里宏观变量中的市值(*Shizhi*)、货币增长率 *M2* 和固定资产投资(*Invest*)的对数值显著,且跳跃变量和特质波动率的风险价格相比未加入其他控制变量时都更加显著,系数值更大,与陈国进等(2015)和赵华等(2014,2017)的结果相一致。

表 8 超额收益率解释: *IV*、*Jump* 和其他控制变量

	系数值	<i>t</i> 值	系数值
常数项	0.0002	-0.0001	-0.0006
	(0.018)	(-0.013)	(-0.060)
<i>Mean_RJV</i>	0.0030***	0.0029***	0.0036***
	(3.745)	(3.262)	(3.876)
<i>Arr_RJV</i>	0.0003***	0.0003***	0.0004***
	(3.473)	(3.263)	(3.483)
<i>Std_RJV</i>	0.0012***	0.0011***	0.0014***
	(4.115)	(3.664)	(3.967)
<i>Shizhi</i>	-0.1202***		
	(-4.152)		
<i>M2</i>		1.0717*	
		(1.816)	
<i>Invest</i>			-0.1310***
			(-3.123)
<i>IV</i>	0.0015***	0.0013***	0.0016***
	(4.235)	(3.989)	(4.728)

注: *、*** 分别代表系数值在 10%、1% 的置信水平上显著, *t* 统计值为经过 Newey-West 调整后的值。

六、结 论

投资者噪音交易、套利限制等是导致特质性风险能够解释和预测资产收益溢价的重要原因,而特质风险既指特质波动率风险,也包括特质跳跃风险。本文试图考察跳跃特征变量与特质波动率的共同信息含量,探讨高频跳跃风险与特质波动率在个股收益定价模型中的联合定价作用。以中国上海证券综合指数所有成分股为样本,基于 Fama-French 五因子模型计算出每只股票的特质波动率,重点将特质波动率的线性与非线性表达式和跳跃风险引入解释和预测个股超额收益率的方程中,使用 Fama-MacBeth(1973)两步回归的截面分析方法。结果显示:一方面,跳跃特征变量和特质波动率可以解释横截面收益率差异;另一方面,非线性的特质波动率和跳跃变量包含共同的信息,特质波动率和跳跃风险对超额收益率的解释作用主要是通过两者交互作用实现的。本文的实证结果丰富了金融风险变量解释和预测收益率

的经济机理与路径实现研究,为进一步从理论上深入探求非线性的跳跃风险与特质波动关系提供实证上的经验支撑,在下一步的研究中,将以股票组合为对象,进一步分离出正向和负向高频已实现跳跃尾部变量,构造投资者恐慌情绪的符号跳跃变量来探讨跳跃尾部风险和特质波动率对收益溢价的联合定价作用。

参 考 文 献

- 陈国进,刘晓群,谢佩霖,赵向琴. 2016.已实现跳跃波动与中国股市风险溢价研究——基于股票组合视角[J].管理科学学报,19(6):98-113.
- 陈国进,许秀,赵向琴. 2015.罕见灾难风险和股市收益——基于我国个股横截面尾部风险的实证分析[J].系统工程理论与实践,35(9):2186-2199.
- 陈海强,范云菲. 2015.融资融券交易制度对中国股市波动率的影响——基于面板数据政策评估方法的分析[J].金融研究,(6):164-177.
- 陈海强,张传海. 2015.股指期货交易会降低股市跳跃风险吗?[J].经济研究,(1):153-167.
- 陈浪南,熊伟,欧阳艳艳. 2016.股市特质风险因子与噪声交易[J].系统工程理论与实践,36(11):2752-2763.
- 储小俊,曹杰. 2018.市场摩擦与股价跳跃风险分析[J].商业研究,(7):40-49.
- 花冯涛,徐飞. 2018.环境不确定性如何影响公司特质风险——基于现金流流动和会计信息质量的中介效应检验[J].南开管理评论,21(4):122-133.
- 金浩,姚臻. 2018.异常波动时期融资融券对股价特质性波动的影响研究[J].天津大学学报(社会科学版),20(1):31-35.
- 李志生,杜爽,林秉旋. 2015.卖空交易与股票价格稳定性——来自中国融资融券市场的自然实验[J].金融研究,(6):173-188.
- 刘维奇,邢红卫,张信东. 2014.投资偏好与“特质波动率之谜”——以中国股票市场A股为研究对象[J].中国管理科学,22(8):10-20.
- 万谋,杨晓光. 2015.跳跃风险的补偿特征研究[J].管理评论,27(9):14-28.
- 肖浩,孔爱国. 2014.融资融券对股价特质性波动的影响机理研究:基于双重差分模型的检验[J].管理世界,(8):30-43.
- 尹玉刚,谭滨,陈威. 2018.套利非对称性、误定价与股票特质波动[J].经济学(季刊),17(3):1235-1258.
- 虞文微,张兵,赵丽君. 2017.异质信念、卖空机制与“特质波动率之谜”——基于2698家中国A股上市公司的证据[J].财经科学,(2):38-50.
- 张玉龙,李怡宗. 2014.特质波动率策略中的流动性[J].金融学季刊,8(1):57-87.
- 赵华,秦可佳. 2012.股价跳跃与宏观信息发布[J].统计研究,31(4):79-89.
- 赵华,麻露,唐菲婕. 2017.跳跃、共调和非预期宏观信息[J].管理科学学报,20(10):17-30.
- 郑振龙,王磊,王路路. 2013.特质偏度是否被定价?[J].管理科学学报,(5):1-12.
- 左浩苗,刘振涛. 2011.跳跃风险度量及其在风险—收益关系检验中的应用[J].金融研究,(10):170-184.
- AABO T, PANTZALIS C, PARK J C. 2017. Idiosyncratic volatility: an indicator of noise trading? [J]. Journal of Banking & Finance, 75: 136-151.

- ANDERSEN T G, BOLLERSLEV T. 1998. Answering the skeptics: yes, standard volatility models do provide accurate forecasts[J]. *International Economic Review*, 39(4): 885-905.
- ANG A, HODRICK R J, XING Y, ZHANG X. 2006. The cross-section of volatility and expected returns [J]. *The Journal of Finance*, 61(1): 259-299.
- BARBER B M, ODEAN T. 2008. All that glitters: the effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors[J]. *Review of Financial Study*, 21(2): 785-818.
- BARBERIS N, HUNAG M. 2001. Mental accounting, loss aversion and individual stock returns[J]. *Journal of Finance*, 56:1247-1292.
- BARNDORFF-NIELSEN O E, SHEPHARD N. 2004. Power and bipower variation with stochastic volatility and jumps[J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2(1): 1-37.
- BARNDORFF-NIELSEN O E, SHEPHARD N. 2006. Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation[J]. *Journal of Financial Econometrics*, 4(1): 1-30.
- BOLLERSLEV T, LAW T H, TAUCHEN G. 2008. Risk, jumps, and diversification [J]. *Journal of Econometrics*, 144(1): 234-256.
- BOLLERSLEV T, TODOROV V, LI S Z. 2013. Jump tails, extreme dependencies, and the distribution of stock returns[J]. *Journal of Econometrics*, 172(2): 307-324.
- BOYER B, MITTON T, VORKINK K. 2010. Expected idiosyncratic skewness [J]. *Review of Financial Studies*, 23: 169-202.
- BROADIE M, CHERNOV M, JOHANNES M. 2007. Model specification and risk premia: evidence from futures options[J]. *Journal of Finance*, 62(3): 1453-1490.
- CHABI-YO F, YANG J. 2009. Default risk, idiosyncratic coskewness and equity returns[R]. Unpublished Working Paper, Ohio State University.
- CHEN G J, LIU X Q, HSIEH P. 2014. Realized jump risk and equity return in China[J]. *Discrete dynamic in nature and society*, 1-13.
- DURNEV A, MORCK R, YEUNG B. 2004. Value-enhancing capital budgeting and firm-specific stock return variation[J]. *Journal of Finance*, 59: 65-105.
- DURNEV A, MORCK R, YEUNG B, ZAROWIN P. 2003. Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing ?[J]. *Journal of Accounting Research*, 41: 797-836.
- EASLEY D, O'HARA M. 1987. Price, trade size, and information in securities markets[J]. *Journal of Financial Economics*, 19(1): 69-90.
- FAMA E F, FRENCH K R. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. *Journal of Financial Economics*, 33(1): 3-56.
- FAMA E F, FRENCH K R. 2015. A five-factor asset pricing model[J]. *Journal of Financial Economics*, 116(1): 1-22.
- FAMA E F, FRENCH K R. 2017. International tests of a five-factor asset pricing model[J]. *Journal of Financial Economics*, 123(3): 441-463.
- FAMA E F, MACBETH J D. 1973. Risk, return, and equilibrium: empirical tests[J]. *Journal of Political Economy*, 81(3): 607-636.

- FERREIRA M A, LAUX P A. 2007. Corporate governance, idiosyncratic risk, and information flow[J]. *Journal of Finance*, 62: 951-989.
- FU F. 2009. Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 91: 24-37.
- GIDER J, WESTHEIDE C. 2016. Relative idiosyncratic volatility and the timing of corporate insider trading[J]. *Journal of Corporate Finance*, 39: 312-334.
- GU M, KANG W, XU B. 2018. Limits of arbitrage and idiosyncratic volatility: Evidence from China stock market[J]. *Journal of Banking & Finance*, 86: 240-258.
- GUO H, SAVICKAS R. 2006. Idiosyncratic volatility, stock market volatility, and expected stock returns[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 24(1): 43-56.
- GUO H, SAVICKAS R. 2008. Average idiosyncratic volatility in G7 countries[J]. *Review of Financial Studies*, 21(3): 1259-1296.
- HAN Y, LESMOND D. 2011. Liquidity biases and the pricing of cross-sectional idiosyncratic volatility [J]. *Review of Financial Studies*, 24: 1590-1629.
- HUANG W, LIU Q, RHEE S G, ZHANG L. 2009. Return reversals, idiosyncratic risk, and expected returns [J]. *Review of Financial Studies*, 23: 147-168.
- HUANG X, G TAUCHEN. 2005. The relative contribution of jumps to total price variance[J]. *Journal of Financial Econometrics*, 3(4): 456-499.
- JIANG G J, LO L, VERDELHAN A. 2011. Information shocks, liquidity shocks, jumps, and price discovery: evidence from the US treasury market[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(2): 527-551.
- JIANG G J, YAO T. 2013. Stock price jumps and cross-sectional return predictability[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(5): 1519-1544.
- KACPERCZYK M, SIALM C, ZHENG L. 2005. On the industry concentration of actively managed equity mutual funds[J]. *Journal of Finance*, 60(4): 1983-2011.
- KAPADIA N, ZEKHNINI M. 2019. Do idiosyncratic jumps matter? [J]. *Journal of Financial Economics*, 131(3): 666-692.
- KELLY P J. 2014. Information efficiency and firm-specific return variation[J]. *Quarterly Journal of Finance*, 4(4): 1-44.
- LEE S S, MYKLAND P A. 2008. Jumps in financial markets: a new nonparametric test and jump dynamics[J]. *Review of Financial Studies*, 21(6): 2535-2563.
- MALAGON J, MORENO D, RODRÍGUEZ R. 2015. The idiosyncratic volatility anomaly: corporate investment or investor mispricing? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 60: 224-238.
- MERTON R C. 1973. An inter-temporal capital asset pricing model[J]. *Econometrica*, 41(5): 867-887.
- MERTON R C. 1987. A simple model of capital market equilibrium with in-complete information[J]. *Journal of Finance*, 42(3): 483-510.
- PAN J. 2002. The jump-risk premia implicit in options: evidence from an integrated time-series study[J]. *Journal of Financial Economics*, 63(1): 3-50.
- ROLL RICHARD. 1988. R2[J]. *The Journal of Finance*, 4(3): 541-566.

- SANTA-CLARA P, YAN S. 2010. Crashes, volatility, and the equity premium: lessons from S&P 500 options [J]. *Review of Economics and Statistics*, 92(2): 435-451.
- SHI Y, LIU W, HO K. 2016. Public news arrival and the idiosyncratic volatility puzzle[J]. *Journal of Empirical Finance*, (37): 159-172.
- STAMBAUGH R F, YU J, YUAN Y U. 2015. Arbitrage asymmetry and the idiosyncratic volatility puzzle[J]. *The Journal of Finance*, 70(5): 1903-1948.
- TAUCHEN G, ZHOU H. 2011. Realized jumps on financial markets and predicting credit spreads[J]. *Journal of Econometrics*, 160(1): 102-118.
- VORTELINOS D. 2015. The effect of macro news on volatility and jumps[J]. *Annals of Economics and Finance*, 16(2): 425-447.
- ZHANG B Y, ZHOU H, ZHU H B. 2009. Explaining credit default swap spreads with the equity volatility and jump risks of individual firms[J]. *Review of Financial Studies*, 22(12): 5099-5131.

Jump Risk, Idiosyncratic Volatility and Risk Premium in Chinese Stock Market

Liu Xiaoqun Chen Haiqiang

Abstract A large number of empirical studies on asset pricing found that both jump risk and idiosyncratic volatility have certain explanatory power on asset return risk premium alone, but few literatures consider the joint effect of the two for asset return premium. Based on the high-frequency data of Chinese stocks, this paper estimates the stock jumping risk, and utilizes Fama-French five-factor model to extract the idiosyncratic volatility, and further investigate their mutual influence by combining them into the asset return premium model. The empirical results show that: (1) Both the idiosyncratic volatility and jump risk should be independently priced; (2) When added the idiosyncratic volatility into jump risk-return model, the jump measurement components have less explanatory power for stock premium, indicating these two risk factors that contains common information for the stock premium; (3) The explanatory effects of idiosyncratic volatility and jump risk on return mainly origins from the non-linear form of their interaction, which provides empirical experience for theoretical analysis of the specific forms of risk.

Key words Idiosyncratic volatility jump measurement variables Fama-French five-factor risk price