

# 中国股市价格跳跃行为的验证及应用<sup>\*</sup>

陈逢文 金启航 胡宗斌

**内容提要:**本文利用2007年5月底至2017年6月底上证综指的5分钟高频交易数据,采用双幂次变差非参数法验证了我国股市价格跳跃行为的存在情况。通过将总体已实现波动率分解为连续波动和跳跃波动,验证了跳跃波动与股票收益之间的关系。以Fama-French三因子模型为例,探讨了跳跃行为在预测收益和风险中的应用。得到的结论有:(1)我国股市价格存在跳跃行为且异常波动比例约为0.44,跳跃波动与股票收益存在显著关系;(2)纳入跳跃风险因子的四因子模型比Fama-French三因子模型拟合优度更好,定价效率更高,跳跃风险因子可以作为一个有效的扩展因子;(3)两模型的SMB因子和HML因子在滚动回归与整体回归中的系数相差不大,两个模型的稳定性都很好;(4)四因子模型共同风险值更大,与组合整体主动风险更为接近,风险预测和解释能力更强。

**关键词:**跳跃行为 Fama-French三因子模型 收益与风险

**作者简介:**陈逢文,重庆大学经济与工商管理学院副教授、博士生导师,400030;

金启航,重庆大学经济与工商管理学院本科生,400030;

胡宗斌,重庆大学经济与工商管理学院硕士研究生,400030。

**中图分类号:**F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2018)09-0074-15

## 一、引言

金融资产收益和风险管理是现代金融学的核心,也一直是学术界和实务界研究的热点。既存的资产定价模型一般根据欧美成熟的市场特征构建,我国资本市场具有高波动、非理性投资、政策效应等特征,存在较多异常收益现象。将该类非正常收益纳入现有模型,剔除市场异象的干扰,将提高模型的解释力,也更符合我国市场特征。跳跃是指股价在某较短时间内出现非理性大幅波动,该指标表征了重大信息及非理性因素对股价的驱动结果。以三因子或五因子(Fama和French, 1993, 2015)模型为考察对象,研究的思路基本一样,因此本文选择更为简便的三因子模型作为研究对象,拟采用跳跃风险因子衡量股票非正常收益,并将其纳入三因子模型,试图剔除非正常收益

<sup>\*</sup> 基金项目:国家自然科学基金项目“多重不确定环境下创业网络混合治理机制与创新战略研究”(71772019)。作者感谢匿名审稿人的意见。文责自负。

影响,同时对模型的风险进行分解和归因,以便寻找模型风险暴露点,预测下一期投资风险。

对跳跃行为的研究,现有文献主要集中在度量方法及其与股票收益的关系等方面。Andersen 和 Bollerslev(1998)运用日内数据研究发现,ARCH 和随机波动模型能很好地预测风险,收益的平方可以作为日间收益潜在波动率的无偏估计量。Yan(2011)发现在跳跃风险存在时,股票预期收益是平均跳跃规模的函数,推导出横截面个股预期收益率与跳跃行为之间的理论关系,并检验证实控制市值、账面市值比、杠杆率、交易量等股票特质后,其关系是稳定的。Evans(2011)利用美国期货市场日内交易数据,采用非参数检验方法检验日内跳跃与宏观信息发布的关联性,结果发现,大约 1/3 的跳跃行为与宏观信息发布有关,纯信息发布将导致跳跃规模的大幅增加。Boudt 和 Petitjean(2014)利用道琼斯工业平均指数的日内交易数据,研究流动性和跳跃行为,发现跳跃行为与交易成本和对即时性的需求正相关,其相关关系因新闻发布而被加强。流动性冲击的有效扩散和交易次数是跳跃行为的关键驱动因素。Ouahgiri 和 Uctum(2016)利用条件异方差的 Tobit 模型检验定期事件公告和非定期事件新闻对六种汇率跳跃的日内效应,发现非定期事件影响了 1/3 的汇率跳跃,对于大多数货币而言,负波动性的冲击对波动性的影响大于同样大小的正面信息冲击的影响。

在国内,王春峰等(2008)以双幂次变差的测量为理论基础,将上证综指已实现波动率分为连续样本方差和离散样本方差,考察两种样本方差对已实现波动率的影响,并且应用 HAR-RV-CJ 模型预测上证综指的已实现波动率。结果发现,上证综指日间跳跃比例较高,离散跳跃方差具有集聚效应,连续样本路径成分是中国股市已实现波动率预报的决定因素。左浩苗和刘振涛(2011)利用非参数高频数据波动估计方法,在月度频率上进行风险收益权衡和波动非对称性检验,发现我国股市跳跃存在明显的自相关和聚类效应,跳跃成分对收益率有稳健的预测作用,跳跃波动与收益率负相关。赵华、秦可佳(2014)采用非参数方法,使用 Logit 模型对中国股市高频数据跳跃行为与宏观信息冲击的关系进行研究,发现宏观信息的意外冲击对跳跃行为影响显著,不同方向的冲击对跳跃的影响具有非对称性,负向冲击增加跳跃的概率。陈国进等(2016)基于我国股市 5 分钟高频交易数据,采用非参数方法估计了 Fama-French 25 个股票组合的已实现跳跃波动率,发现已实现跳跃波动率可以通过线性或非线性的形式预测大部分股票的超额收益率。胡志军(2016)实证考察了我国沪深 A 股市场个股预期收益率与跳跃行为的相关关系,将已实现峰度和尾部指数作为跳跃行为的代理变量,发现在控制市场风险、市值规模、账面市值比、动量等因素下,跳跃行为能够显著解释个股的横截面预期收益率。

综上所述,跳跃是指股价出现较大变动,对收益率预测及风险管理有较大的影响,且能较好地动态反映市场情绪和信息效应。那么跳跃波动风险如何进行衡量?已实现的跳跃波动能否有效地纳入资产定价模型?跳跃风险因子是否与市值规模效应和账面市值比效应存在某种联系?加入跳跃风险因子后模型的定价效率及稳定性如何?本文将对这些问题展开讨论,期望弥补目前在该领域的研究不足。本文拟研究的内容有:(1)确定用于检测和计算日内价格跳跃的方法,加总计算形成月频率跳跃风险因子并纳入原模型构建四因子模型;(2)运用 GRS 方法对比评价模型定价效率,采用滚动回归方法检验因子收益率平稳性;(3)以 Barra(1998)风险模型为基础,构建并计算 Fama-French 三因子模型及扩展的四因子模型的因子风险边际贡献。内容安排为:第二部分进行研究设计,包括研究假设、模型构建和数据变量处理方法;第三部分实证检验跳跃行为与股票收益的关系,以三因子模型为对象,探索跳跃波动在收益风险预测中的应用;第四部分对研究结果进行解析。

## 二、研究设计

### (一) 研究假设

跳跃行为主要指股价的大幅波动,往往包含重要的市场信息和市场情绪。我国股市的主要特征为各项制度、法律法规正在逐步完善,政策因素影响较多,同时存在大量散户投资者的非理性投资。情绪因子和信息效应是市场变动的重要驱动因素,将跳跃行为纳入原模型的优点在于能很好地吸收市场情绪和信息效应,提高定价效率。基于以上原因,提出如下假设。

H1: 中国市场存在离散型跳跃行为,且跳跃行为与收益率存在正相关关系。

Andersen 和 Bollerslev (1998) 等将已实现的波动率分为连续波动和跳跃波动,连续波动为正常范围内的一般波动,跳跃波动为重要信息刺激后的大幅波动。一方面,跳跃波动导致的非正常收益属于股票收益的一部分;另一方面,由于股市存在波动反馈效应(游宗君等,2010),即重大消息冲击不仅增加当期波动,还会增加将来波动,投资者对未来的波动预期上升,从而提高未来的预期收益,预期收益与波动率之间存在跨期的正相关关系。因此,本文猜想股价异常波动导致的非正常收益与总体收益存在正相关关系,即跳跃风险因子收益率为正。

H2: 跳跃风险因子可以纳入 Fama-French 三因子模型,并将对模型有所改进。

基于假设 1 分析,跳跃行为可以作为风险因子对股票溢价进行解释,而跳跃风险因子与原模型三个因子不存在明显的多重共线性,也不存在明显的交叉效应。因此本文认为可以将跳跃风险因子直接以线性方式纳入原模型构建四因子模型,并估计四因子模型定价效率、回归拟合优度等将有所改进。

H3: 加入跳跃风险因子的四因子模型,市场风险溢价的显著性更高。

我国市场的涨跌因为受非理性投资及政策效应等因素的影响,常常包含跳跃性波动,如 2016 年的熔断机制。原三因子模型的风险溢价包含部分跳跃波动信息,而非只有连续性波动,因此跳跃波动对原有的回归具有一定的干扰,而将跳跃风险因子纳入模型后将剔除该类干扰,市场风险溢价的显著性更高。

### (二) 研究方法

#### 1. 跳跃行为的估计和检验

对于股票价格的波动,最早在低频数据上利用随机波动(SV)模型和 ARCH/GARCH 模型进行刻画,随后发展到多元 SV 模型和 GARCH 模型,再到 Eraker 等(2003)提出跳跃随机波动率(SVCJ)模型(柳会珍等,2011)。在现实中由于市场受到信息和非理性投资等因素的冲击,股价的波动不再是连续的,而是存在跳跃性波动。本文利用双幂次变差理论(Barndorff-Nielsen 和 Shephard, 2003, 2006)研究上证综指的动态时序特征,以修正的 Z 检验统计量检验日内跳跃行为,并计算形成月频率跳跃风险因子。

假设  $p_t = \ln P(t)$  为对数股票价格,  $r_{t,j} = p_{t,j} - p_{t,j-1}$  表示交易日  $t$  内第  $j$  时间段的对数收益率。假定将  $t$  日的交易过程分为  $M$  段,则对于交易日  $t$ ,  $p_t$  服从一个跳跃扩算过程:

$$dp_t = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} - \lambda k\right) dt + \sigma dW_t + J_t dq_t \quad (1)$$

式中,  $\mu$  为股票预期回报,  $\sigma$  是无跳跃时股票收益的方差,  $\lambda$  为跳跃频率,  $k$  为平均跳跃幅度占

股票波动的比率,  $W_t$  表示标准布朗运动过程,  $J_t$  是复合泊松过程对数跳跃规模, 服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ ,  $q_t$  是  $t$  时刻的跳跃规模,  $N(t)$  表示一个计数过程。

用已实现的波动率来估计二次变差, 表达式为:

$$RV_t = \sum_{j=1}^M r_{t,j}^2 \rightarrow \int_{t-1}^t \sigma_t^2 dt + \int_{t-1}^t J_t^2 dq_t \quad (2)$$

$RV_t$  表示已实现的波动率, 包含连续成分和离散跳跃成分。已实现的连续成分波动可以表示为:

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

当  $M \rightarrow \infty$  时, 已实现波动率  $RV_t$  与连续成分波动率  $BV_t$  之差为离散跳跃成分的一致估计量, 即:

$$RJV_t = RV_t - BV_t \rightarrow \sum_{t-1 \leq s \leq t} J_s^2 \quad (4)$$

$\sum_{t-1 \leq s \leq t} J_s^2$  为  $t-1$  到  $t$  时刻内的离散跳跃成分, 在此用  $RJV_t$  代替。股票每日跳跃波动的 Z 检验统计量为:

$$Z = \frac{\sqrt{M}}{\sqrt{\Omega}} (RV_t - BV_t) \rightarrow N(0, 1) \quad (5)$$

其中,  $\Omega = \left(\frac{\pi^2}{4} + \pi - 5\right) Q(t)$ ,  $Q(t)$  为  $t-1$  到  $t$  时刻连续波动的积分统计量。由于积分统计量不便估计, 本文参考 Barndorff-Nielsen 和 Shephard (2006) 的方法, 以修正的 Z 统计量进行检验, 即:

$$Z_t = \frac{\sqrt{M}(\ln RV_t - \ln BV_t)}{\sqrt{\left(\frac{\pi^2}{4} + \pi - 5\right) \max\left(1, \frac{TQ_t}{BV_t^2}\right)}} \quad (6)$$

其中,

$$TQ_t = M\mu_{4/3}^{-3} \left(\frac{M}{M-2}\right) \sum_{j=3}^M |r_{t,j}|^{4/3} |r_{t,j-1}|^{4/3} |r_{t,j-2}|^{4/3} \quad (7)$$

在  $t$  交易日没有发生跳跃的原假设下, 上述统计量渐进服从正态分布, 如果超过了 5% 的临界值, 即认为发生了跳跃。定义示性函数  $I_t$ , 在  $Z_t > \Phi_\alpha$  时取值 1, 否则为 0。第  $t$  交易日和当月月度累积波动率分别为:

$$RJV_t = I_t(Z_t > \Phi_\alpha) (RV_t - BV_t) \quad (8)$$

$$RJV_{month} = \sum_{t=1}^{month} RJV_t \quad (9)$$

$\Phi_\alpha$  为标准正态分布下置信区间为  $\alpha$  时所对应分位数。

## 2. 跳跃行为与股票收益检验

为了检验股票收益率与跳跃行为之间的关系,与 Bali 和 Peng(2006)的方法类似,本文首先以滞后一期的已实现波动率作为自变量,以市场风险作为控制变量,构建模型如下:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \eta_i RV_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

已实现波动率  $RV_{t-1}$  可分解为连续波动和离散跳跃波动,即  $RV_{t-1} = BV_{t-1} + RJV_{t-1}$ ,因此(10)式可以分解为:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \eta_{1i} BV_{t-1} + \eta_{2i} RJV_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, $R_{it}$ 表示个股或组合收益, $R_{mt}$ 为市场收益, $R_{ft}$ 为市场无风险收益, $RV_{t-1}$ 为滞后一期已实现波动率, $BV_{t-1}$ 为滞后一期连续波动成分, $RJV_{t-1}$ 为跳跃波动成分。上述分解的意义在于将已实现波动率的不同成分区分开来,放松了两类波动回归系数相同的限制,对波动与收益的关系刻画更为精细,也更符合实际条件。

## 3. 跳跃波动在风险收益预测中的应用

股价跳跃往往是由市场重大信息刺激或投资者非理性因素引起的,发生跳跃将导致资产的非正常收益,在现有资产定价模型中加入跳跃波动成分,有助于剔除市场异象干扰,提高模型风险收益预测能力(王超等,2017;Patton 和 Sheppard,2015)。本文以 Fama-French 三因子模型为基础,探讨跳跃波动在风险收益预测中的应用。Fama 和 French(1993)提出的三因子模型如下:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中, $SMB_t$ 为规模因子,即小市值股票组合与大市值股票组合收益率之差; $HML_t$ 为账面市值比,即高账面市值比与低账面市值比股票组合的收益率之差; $\varepsilon_{it}$ 为回归残差收益。

本文采用跳跃风险因子衡量股票非正常收益,并将其纳入三因子模型,试图剔除非正常收益影响。以回归的  $E(\eta_{2i})$  是否显著不为 0 判断收益率与跳跃行为的关系,通过检验后,再将跳跃风险因子加入原三因子模型中,构建四因子模型:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + q_i RJV_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

本文参照 Gibbons 等(1989)提出的 GRS 法检验原三因子模型及扩展后的模型的定价效率,构建 GRS 统计量为:

$$GRS = \frac{T - N - K}{N} \times \frac{a^T \Sigma a}{1 + \theta^2} \sim F(N, T - N - K) \quad (14)$$

其中, $T$ 为时间序列期数, $N$ 为组合数, $K$ 为因子个数, $a$ 为回归截距项的列向量, $\Sigma$ 为各个组合回归残差的协方差矩阵, $\theta$ 为各个组合夏普比率最大值。另外,本文还选取 Fama 和 French(2015)提出的  $A | a_i |$ 、 $A | a_i | / A | \bar{r}_i |$ 、 $A | a_i^2 | / A | \bar{r}_i^2 |$  三个指标衡量模型的效率。 $A | a_i |$  表示各个股票组合回归截距项的绝对值的均值,  $|\bar{r}_i|$  为各个投资组合超额收益率在时间序列上减去所有组合的平均超额收益率的均值的绝对值。三个指标表示平均收益不能被模型解释的部分,值越小表示模型对股价的预测效果越好(高春亭、周孝华,2016;欧阳志刚、李飞,2016)。

对风险的预测,本文以组合投资理论及 Barra(1998)风险分解模型为基础,通过因子共同矩阵

对组合的系统风险进行分解。对个股而言,其收益可以表示如下:

$$R_i = a_i + \sum_{k=1}^K f_{ik} b_k + e_i \quad (15)$$

其中,  $f_{ik}$  为  $k$  因子对股票  $i$  的因子收益率,  $b_k$  为原始因子载荷,  $e_i$  为残差收益。对组合内两只股票,其收益率的协方差可表示为:

$$V_{ij} = \sum_{k1, k2=1}^K (b_{ik1} \times F_{k1k2} \times b_{jk2}) + \Delta_{ij} \quad (16)$$

其中,  $V_{ij}$  为股票  $i$  和股票  $j$  的协方差;  $b_{ik1}$  为股票  $i$  对因子  $k1$  的暴露度,也称原始因子载荷;  $F_{k1k2}$  为因子  $k1$  和  $k2$  之间的收益率协方差;  $\Delta_{ij}$  为股票  $i$  和股票  $j$  之间的残差协方差,当  $i \neq j$  时,残差协方差为 0。组合的风险为股票收益之间的协方差矩阵,根据(16)式可得组合的风险结构为:

$$\sigma_p = \sqrt{h_p^T (XFX^T + \Delta) h} \quad (17)$$

其中,  $h_p$  表示投资组合的比例,为  $1 \times N$  的行向量;  $X$  表示  $K$  个因子在  $N$  只股票上的因子暴露矩阵,为  $N \times K$  维的矩阵;  $h_p^T$  和  $X^T$  分别为  $h_p$  和  $X$  矩阵的转置;  $F$  表示  $K \times K$  维因子收益率协方差矩阵,  $\Delta$  表示股票特定风险矩阵。

令  $X_p^T = h_p^T X$ , 并定义因子对主动风险的边际贡献为  $FMCAR$ , 有:

$$FMCAR = \frac{\partial \sigma_p}{\partial X_p^T} = \frac{F \times X_p}{\sigma_p} \quad (18)$$

对于因子  $j$ , 其主动风险边际贡献 ( $FMCAR$ ) 为:

$$FMCAR_j = b_j^a \times FMCAR = \frac{b_j^a \sum_{i=1}^K b_i^a cov(f_i, f_j)}{\sigma^a} \quad (19)$$

$FMCAR_j$  是因子  $j$  对组合  $a$  的风险边际贡献,代表在其他条件不变的情况下,组合暴露在因子  $j$  下增加的风险;  $b_j^a$  为组合  $a$  的  $i$  因子暴露;  $cov(f_i, f_j)$  为  $i$  因子和  $j$  因子的因子收益序列协方差。

### (三) 数据处理

考虑到中国股市在 2005 年前存在股权分置的特殊性,而在股权分置改革后,数据结构发生了变化,股价与公司内在价值的关系显著性提高(杨善林等,2006),因此采用股改后的样本进行测算更加合理(李志冰等,2017)。又考虑到股权分置改革之后诸多因素在近期将对股市产生影响,本文以 2007 年 5 月底至 2017 年 6 月底的数据为分析样本。选取的数据包括高频数据和月频率交易数据,分别用于跳跃行为估计和三因子模型检验及扩展分析。

#### 1. 跳跃行为数据处理

以上证综指 2007 年 5 月底至 2017 年 6 月底每个交易日的 5 分钟高频交易数据为样本,计算每个交易段的对数收益率  $r_{t,j}$ ; 根据(2)~(9)式计算每日及月频率的跳跃波动率  $RJV_t$  和  $RJV_{month}$ ; 再检验股票收益率与跳跃行为的相关关系。

#### 2. 股票组合构建

由于中证全指选取成分股时,已经剔除 ST/\* ST/暂停上市股票,以此为股票池可以消除异

常股对结果的影响。本文以中证全指为股票池,以上述时间段的月度数据为样本,分析跳跃行为在三因子模型中的应用。数据来源于 Wind 数据库及优矿、聚宽量化平台,并使用 Python 语言将股票按每年 5 月末时的流通市值排序,按 50% 分位值分为 S (small) 和 B (big) 两组;再依据 5 月末的账面市值比分为 L (low, 30%), M (medium, 40%), H (high, 30%) 三组;分别对 S, B 和 L, M, H 组取交集,得到 SL, SM, SH, BL, BM, BH 六组,例如 SL 代表小市值、低账面市值比组合;按照流通市值加权求和计算股票组合收益率,采用前复权方式调整股价,消除增发及分拆等带来的影响;采用央行一年期存款基准利率作为无风险利率,并折算为月利率。三因子计算方式如表 1。

表 1 因子收益率计算表

| 因子          | 分组方式                    | 计算方式  |
|-------------|-------------------------|---|
| $R_m - R_f$ | 不分组                     | $R_m - R_f = \text{沪深 300 指数} - (\sqrt[12]{1.015} - 1)$ |
| SMB 因子      | 按中位数均分为两组,记为 S/B 组      | $SMB = [(SL + SM + SH) - (BL + BM + BH)]/3$             |
| HML 因子      | 按 30%、70% 分位数分为 L/M/H 组 | $HML = [(BH + SH) - (BL + SL)]/2$                       |

### 三、实证分析

#### (一) 统计描述

取置信度为 95%,各个因子收益及跳跃行为统计特征如表 2。我国股市市场组合月平均收益率为 0.24%,标准差为 9.15%,在行情最好的时段,月收益率达到 25.68%。SMB 因子的月平均收益率为 1.69%,小市值组合相对大市值组合将获得超额收益,我国市场具有市值效应。日间跳跃的均值为 0.14%,最大值为 6.28%;月度均值为 1.28%,最大值为 17.10%,日间跳跃比例高达 0.4414,我国股市呈现高波动性特征。图 1 显示了上证综指离散跳跃波动情况,可以看到大部分交易日存在跳跃行为,极端波动主要发生在 2008 年 9 月前后和 2015 年的 7 月和 8 月,说明 2008 年和 2015 年股市存在较多的情绪因素和非理性投资,股市具有较大的泡沫。在 2016 年以后,跳跃成分大大减小,零跳跃现象比例增加,说明投资者逐渐趋于理性化投资。表 2 和图 1 说明在上证综指波动的过程中,跳跃成分具有重要作用,因而在构建股票收益率模型的过程中,跳跃行为应作为一个关键因素纳入模型。

表 2 各个因子描述统计

|               | count | mean    | std    | min     | 50%    | 75%    | max    |
|---------------|-------|---------|--------|---------|--------|--------|--------|
| $R_m - R_f$   | 121   | 0.0024  | 0.0915 | -0.2597 | 0.0036 | 0.0509 | 0.2568 |
| SMB           | 121   | 0.0169  | 0.0480 | -0.1881 | 0.0186 | 0.0452 | 0.1971 |
| HML           | 121   | -0.0025 | 0.0448 | -0.1771 | 0.0014 | 0.0202 | 0.1948 |
| $RJV_t$       | 121   | 0.0014  | 0.0421 | 0.000   | 0.0005 | 0.0312 | 0.0628 |
| $RJV_{month}$ | 121   | 0.0128  | 0.0240 | 0.0013  | 0.0054 | 0.0816 | 0.1710 |

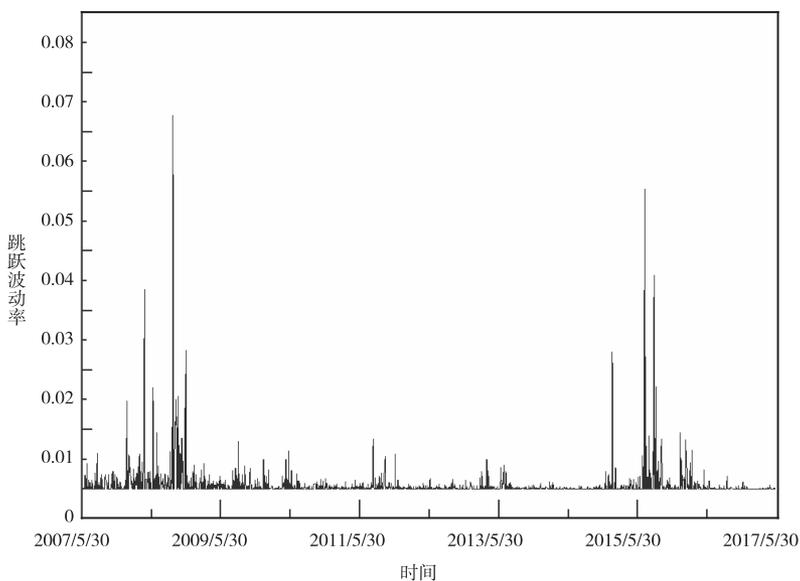


图 1 上证综指跳跃波动率统计

从构建的 6 个组合看,小市值组合的月平均收益率为 3.14%,高于大市值 1.69 个百分点;低账面市值比的月平均收益率为 2.36%,高于高账面市值比的 2.11%,表现为反账面市值效应,而中账面市值比的组合平均收益率最高为 2.42% (见表 3),一方面可能是因为中账面市值的股票流动性好,交易更为频繁;另一方面可能是因为我国投资者更趋向于保守,选择中等价值股票作为主要投资品种。由此说明价值投资不能片面追求市净率小的股票,选择市净率高的成长性股票或将获得较高的投资回报。从夏普比率看,小市值组合的夏普比率为 0.2748,明显高于大市值组合的 0.1418,说明单位风险情况下小市值组合的收益更高。

表 3 各个组合月平均收益

|        | 低账面市值比(L) | 中账面市值比(M) | 高账面市值比(H) | 总体     |
|--------|-----------|-----------|-----------|--------|
| 小市值(S) | 0.0312    | 0.0338    | 0.0293    | 0.0314 |
| 大市值(B) | 0.0160    | 0.0146    | 0.0128    | 0.0145 |
| 总体     | 0.0236    | 0.0242    | 0.0211    | 0.0230 |

## (二) 跳跃行为与股票收益关系检验

对(10)式和(11)式两个模型进行回归,除 BH 组外,已实现整体波动与收益的关系未通过显著性检验,将已实现整体波动  $RV$  分解为连续成分波动  $BV$  和跳跃成分波动  $RJV$ ,放松  $\eta_1 = \eta_2$  的限制,则  $\eta_1$  和  $\eta_2$  均通过显著性检验,且离散跳跃波动与股票收益存在显著的负相关关系,结果如表 4。市场因素通过显著性检验,证明市场风险仍是一个重要的影响股票收益率的因素。回归的调整  $R^2$  从 0.599 变化到 0.936,证明模型对组合收益率的拟合程度较好,同时也说明跳跃行为主要是以线性方式产生作用。以上证明,跳跃波动与股票收益存在显著的关系,再对  $R_m$ 、 $SMB$ 、 $HML$ 、

RJV 四个因子进行相关系数检验,各个因子间的相关系数绝对值均小于 0.4,因此不存在多重共线性。市场因子与跳跃波动率的相关关系稍大,为 -0.3,市值因子、账面市值比因子与跳跃波动率相关系数均很小,分别为 -0.01 和 0.05。

表 4 已实现连续成分和跳跃波动与收益的关系

| 组别 | $\alpha$  | $\beta$    | $\eta_1$   | $\eta_2$    | $R^2_{adj}$ | 截距 p   | $\beta_{-p}$ | $\eta_{1-p}$ | $\eta_{2-p}$ |
|----|-----------|------------|------------|-------------|-------------|--------|--------------|--------------|--------------|
| SL | 0.0220 ** | 0.7784 *** | 0.0644 *** | -0.0148 *** | 0.5990      | 0.0116 | 0.0000       | 0.0022       | 0.0003       |
| SM | 0.0213 ** | 0.8408 *** | 0.0695 *** | -0.0138 *** | 0.6359      | 0.0123 | 0.0000       | 0.0007       | 0.0005       |
| SH | 0.0169 ** | 0.8763 *** | 0.0572 *** | -0.0103 *** | 0.6770      | 0.0283 | 0.0000       | 0.0021       | 0.0040       |
| BL | 0.0115 *  | 0.8218 *** | 0.0317 **  | -0.0088 *** | 0.7452      | 0.0566 | 0.0000       | 0.0288       | 0.0017       |
| BM | 0.0069 *  | 0.9468 *** | 0.0223 **  | -0.0035 **  | 0.8944      | 0.0732 | 0.0000       | 0.0153       | 0.0458       |
| BH | 0.0037    | 0.9598 *** | 0.0141 **  | 0.0002      | 0.9355      | 0.1942 | 0.0000       | 0.0400       | 0.8938       |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。下同。

(三)跳跃波动在收益风险预测中的应用

1. 跳跃因子对三因子模型收益解释力的改善

表 5 展示了不同组合下的三因子模型的回归结果。三因子模型调整的  $R^2$  均在 0.96 以上,6 个组合均值为 0.97,回归拟合效果较好。市场因子显著性最强,各个组合的 t 值均大于 50,且不管公司规模及价值如何变化,回归系数都稳定在 0.92 以上,说明中国股市个股溢价与市场行情高度相关。市值因子的回归系数均为正值且显著,均值为 0.76。小市值回归系数大于大市值回归系数,说明小市值股票 SMB 因子收益率更高,进一步说明我国股票存在规模效应。账面市值比的回归系数均值为 -0.248,且随着账面市值比增加,回归系数不断增加并大于 0(刘辉、黄建山,2013),说明高账面市值比的价值型股票对收益率有促进作用,市值比在中国市场有一定的解释能力。而低账面市值比的成长型股票与收益率负相关,主要原因在于投资者风险偏好不同,比如小型科技公司账面市值小,但未来成长空间大,风险偏好型投资者为追求未来收益而购买该类股票,促使股价上涨。田利辉等(2014)对比 Fama-French 模型在中美两国的适用性,亦发现 HML 因子在中国股市的表现明显异于美国股市,原因在于两市本身特征和发达程度不同。

表 5 Fama-French 三因子模型回归结果

|    | 截距        | $\beta$   | s         | h          | $R^2_{adj}$ | 截距 t  | $\beta_t$ 值 | s_t 值  | h_t 值   |
|----|-----------|-----------|-----------|------------|-------------|-------|-------------|--------|---------|
| SL | 0.006 *** | 0.938 *** | 1.176 *** | -0.571 *** | 0.982       | 4.439 | 63.846      | 38.123 | -17.177 |
| SM | 0.007 *** | 0.976 *** | 1.296 *** | -0.284 *** | 0.974       | 4.266 | 53.218      | 33.665 | -6.853  |
| SH | 0.003 *   | 0.959 *** | 1.322 *** | 0.107 ***  | 0.980       | 2.406 | 61.920      | 40.671 | 3.039   |
| BL | 0.005 **  | 0.949 *** | 0.319 *** | -0.864 *** | 0.972       | 3.114 | 58.595      | 9.395  | -23.593 |
| BM | 0.005 **  | 0.996 *** | 0.302 *** | -0.343 *** | 0.962       | 2.806 | 53.880      | 7.770  | -8.194  |
| BH | 0.008 *** | 0.928 *** | 0.173 *** | 0.458 ***  | 0.972       | 5.173 | 61.236      | 5.448  | 13.357  |

表 6 为加入跳跃风险因子后的回归结果。首先考察回归截距项  $\alpha$ ,在四因子模型中,所有组别相对原模型,回归截距均降低。SH、BL、BM 组别回归截距项在 10% 置信范围内不再显著,另外三

组的  $t$  检验值与原模型相比也显著减小。截距项代表不能被模型所解释的超额收益率,以上两种变化说明,四因子模型截距项更加向 0 值趋近,即股票收益率能更好地被市场因素、市值规模因素、账面市值比因素、跳跃波动风险因素所解释,模型得到了改善。6 个组合的市场风险溢价  $\beta$  系数都在 1% 置信度内显著不为 0,且 6 个组合的  $\beta$  系数都比原 Fama-French 三因子模型的  $\beta$  系数大,说明市场跳跃将会吸收一部分市场因素对股票收益率的解释力度,本文猜测其原因是投资者大多是风险厌恶者,对于不稳定或波动较大的市场,大部分投资者基于规避风险的思想而持观望态度,在市场趋于稳定之后再择时入市。这样市场因素与单只股票或组合的收益率的联系将会降低,在回归中表现为  $\beta$  系数减小。

表 6 四因子模型回归结果

|    | 截距        | $\beta$   | $s$       | $h$        | $q$       | $R^2_{adj}$ | $t_\alpha$ 值 | $t_\beta$ 值 | $t_s$ 值 | $t_h$ 值 | $t_q$ 值 |
|----|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|-------------|--------------|-------------|---------|---------|---------|
| SL | 0.004 **  | 0.950 *** | 1.185 *** | -0.572 *** | 0.156 *** | 0.985       | 2.798        | 62.764      | 38.971  | -17.562 | 2.704   |
| SM | 0.005 **  | 0.989 *** | 1.305 *** | -0.285 *** | 0.172 **  | 0.976       | 2.721        | 52.187      | 34.295  | -6.989  | 2.373   |
| SH | 0.002     | 0.970 *** | 1.330 *** | 0.106 ***  | 0.141 **  | 0.983       | 1.101        | 60.476      | 41.300  | 3.071   | 2.297   |
| BL | 0.003     | 0.960 *** | 0.327 *** | -0.865 *** | 0.149 **  | 0.975       | 1.742        | 57.233      | 9.720   | -23.971 | 2.339   |
| BM | 0.003     | 1.009 *** | 0.311 *** | -0.343 *** | 0.154 **  | 0.965       | 1.483        | 54.886      | 8.072   | -8.330  | 2.097   |
| BH | 0.005 *** | 0.940 *** | 0.182 *** | 0.457 ***  | 0.165 **  | 0.976       | 3.454        | 60.233      | 5.805   | 13.625  | 2.778   |

再看市值规模因素,6 个组合的市值规模因子  $SMB$  的回归系数均大于原 Fama-French 三因子模型的  $SMB$  回归系数,市值规模因子的风险溢价更高,且 6 个组合回归的  $t$  检验值也均明显大于原模型,说明市值规模效应更加显著不为 0,同时验证了假设 H3。6 个组合的市值规模回归系数变化规律与原模型保持一致,说明在加入跳跃波动率因子后并不改变各个组合的特征性质,而仅改变因子对组合收益率的解释程度。以上现象说明,与市场风险因素一样,跳跃波动率将会吸收一部分市值因素对股票收益率的解释能力。本文猜想原因在于,通常大市值股票价格更加稳定,发生跳跃波动率的可能性和比例更小,小市值股票价格变动幅度更大,发生跳跃波动率的比例更高。因此,三因子模型的市值因子包含跳跃波动的信息,因子收益率也相应被吸收一部分。市场因子和市值因子收益率变大的现象进一步说明,市场因子和市值因子包含市场跳跃信息,而市场跳跃行为可能是降低因子收益率的诱因。

对比账面市值比因素,加入跳跃风险因子的四因子模型与三因子模型的回归系数并无明显差别, $t$  检验值各个组合的绝对值稍大于原模型,说明加入跳跃风险因子将使得账面市值比因子回归系数更加显著,但不影响因子收益率,进一步表明账面市值比因子不包含跳跃波动率信息。观察跳跃风险因素回归  $t$  检验值,可以看到跳跃风险因素在 5% 置信度内全部通过显著性检验,进而证明将该因子纳入 Fama-French 三因子模型有效。各个组合的跳跃风险因子收益率均为正值,进一步验证了假设 H1,但是各个组合因子收益率变化无明显规律,总体上表现为 SM 组的收益率最高,可能的原因在于,小市值中等价值的股票在市场上被交易的频率更高,使得该类型股票出现大幅度跳跃的可能性更低,但是频繁的交易又使得投资者获得较高的收益,最终表现为较小的跳跃波动和较高的收益,这与夏普比率统计结果相互印证,因此因子收益率显得更高。

跳跃风险因子全都在 5% 置信范围内通过显著性检验,其中 SL 组在 1% 范围内通过显著性检验,说明跳跃风险因子可以作为一个有效因子纳入三因子模型。各个组合回归系数均值为 0.1563,说明在我国股市总收益中,有约 15% 的收益为异常波动收益。各个组合的回归系数相差不大,且无明显变化规律,原因在于上证综指跳跃波动与组合的市值与账面市值比无明显关系,这也与我们的一般认知相吻合。

对回归拟合优度的评价主要观察调整的  $R^2$ ,在四因子模型回归中,各个组合调整的  $R^2$  均有所增加,原模型的调整  $R^2$  均值从 0.974 增加到 0.977,模型的拟合优度更佳,证明了假设 H2 的正确。拟合优度更佳、回归因子的显著性更高,市场和市值因子收益率更大、截距项更小甚至回归不显著,四种结果说明跳跃风险因子是一个不错的风险因子,以本文的组合观察看,凡是适用于三因子模型的组合,四因子模型基本都能取得更好的回归效果。

分别计算三因子模型和四因子模型的 GRS 统计量和 Fama 提出的三个衡量指标  $A|a_i|$ 、 $A|a_i|/A|\bar{r}_i|$  和  $A|a_i^2|/A|\bar{r}_i^2|$ 。GRS 检验以各个组合回归截距项同时为零为原假设,其值越小则拒绝原假设的概率越低,模型的回归效果越好,定价效率也越高。对比三因子和四因子模型的 GRS 统计量,其值分别为  $2.854e-6$  和  $1.119e-6$ ,两个模型的值都很小,在 1% 置信范围内都显著接受原假设,但是四因子模型的 GRS 更小,说明其定价效率也更高。

再观察 Fama 提出的三个指标, $A|a_i|$  主要是衡量模型中尚未解释的股票平均收益率,两个模型的  $A|a_i|$  分别为  $5.805e-3$  和  $3.623e-3$ ,四因子模型的回归项截距更小,证明四因子模型更能全面地解释股票收益率。由于加入跳跃风险因子的模型不改变各个组合的特征性质,也不改变组合的收益率和夏普比率,仅仅改变模型对股票收益率的解释能力,因此三因子和四因子模型的  $A|\bar{r}_i|$  和  $A|\bar{r}_i^2|$  将保持一致,相应的两个指标值也将因  $A|a_i|$  的减小而减小。 $A|a_i|/A|\bar{r}_i|$  和  $A|a_i^2|/A|\bar{r}_i^2|$  在不同程度上衡量投资组合的收益率不能被模型解释的比率,两个指标的值在两个模型中均比较低,证明 Fama-French 三因子模型能有效解释并拟合我国股市的平均收益特征,但效果不如加入跳跃风险因子后的模型。定价效率的改善,进一步证明了本文中的假设 H2。

对模型进行滚动回归一方面可以考察因子收益率的稳定性,另一方面可以计算因子收益率序列的协方差矩阵,进而计算因子的风险边际贡献。由于每年调仓风险结构变化一次,以 12 个月的整数倍为一个周期滚动回归检验 *SMB* 及 *HML* 因子收益率的稳定性,进而检验模型是否受到市场周期和经济周期的影响。考虑到 12 个月数据过短,会有较大的回归误差,本文选择以 24 个月为周期进行滚动回归。由于篇幅所限,图 2 仅展示 SL 组和 BH 组的 Fama-French 三因子模型的 *SMB* 因子和 *HML* 因子收益率序列,其余组别的变化情况将在下文中予以描述。对比 SL 组和 BH 组,*SMB* 因子收益率序列从 1~1.5 区整体下降到 0~0.3 区间,*HML* 因子则从 -1~(-0.25) 区间上升到 0.25~0.75 区间。两组中 *SMB* 因子和 *HML* 因子波动情况直观上相当,说明因子收益率在各个组合中比较稳定,因子收益率受市场周期性的干扰程度较小。但是随着市值及价值的增加,*SMB* 因子整体因子收益率下降,可能的原因是大市值股票价格一般趋于稳定,因此收益率下降;*HML* 因子整体因子收益率由负相关关系转变为正相关关系,原因可能是相当一部分投资者看好低账面市值比的成长型股票,因此首先表现为负相关关系,而随着账面市值比达到一定的程度后,便表现出模型的 *HML* 因子效应变为正相关关系。

以 BH 组为例,四因子模型因子收益率序列相比三因子模型的变化情况如图 3 所示。限于篇幅,图 3 仅展示了 BH 组 *SMB* 因子和 *HML* 因子收益率序列对比情况,可以看到四因子模型的 *SMB*

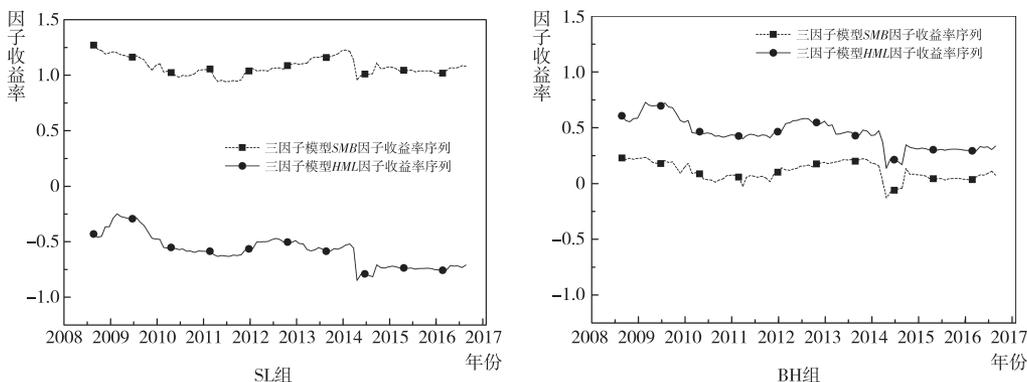


图 2 SL 组和 BH 组的 SMB 和 HML 因子收益率序列

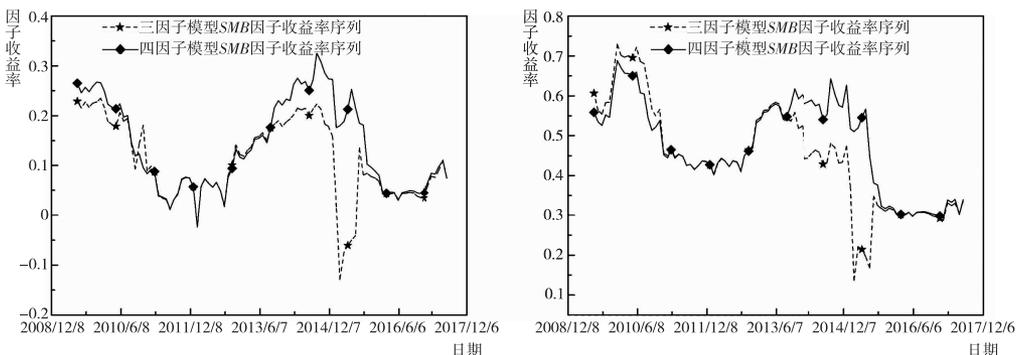


图 3 BH 组的三因子、四因子模型的 SMB 和 HML 因子收益率序列

因子和 HML 因子整体收益性略微大于三因子模型的整体收益性,波动率整体更小,说明加入跳跃风险因子的四因子模型有助于改善因子收益率及其稳定性,减小模型定价的波动性,进一步证明跳跃波动率是一个可以纳入模型的一个比较有效的因子。四因子模型和三因子模型中的因子收益率变化趋势保持一致,主要是因为四因子模型不用再另行分组,因此不改变投资组合的收益率和波动率,而仅仅是提高模型的定价效率,而这也正是本文拓展模型的目的。

对 SMB 收益率序列进行分析,在两个模型中,都表现出小市值组合的 SMB 因子收益率高于大市值组合,小市值组合的 SMB 因子收益率在两个模型中分别为 1.077 ~ 1.234 和 1.110 ~ 1.247;在大市值组合中,三因子模型的因子收益率随着账面市值比的增加从 0.254 下降到 0.109,四因子模型的因子收益率随着账面市值比的增加则从 0.270 下降到 0.141,由此也可侧面反映我国市场存在市值效应。无论是三因子模型还是四因子模型,SMB 因子的变化规律保持一致,但是三因子模型除 BM 组外,其余组合的因子收益率都小于四因子模型。如前所述,四因子模型将会增加因子的收益性,在 Fama-French 模型中可能存在跳跃行为吸收因子收益的现象。整体上,三因子模型因子收益的稳定性高于四因子模型,可能原因在于跳跃风险的原始因子暴露随着市场的变化而存在较大的波动,进而导致 SMB 因子稳定性变差。

在三因子模型中,小市值组合的因子收益率均值从 -0.579 变化到 0.096,大市值组合的因子收益率均值从 -0.878 变化到 0.447,在绝对值上大市值组合的账面市值比因子与股票收益的相关

性更强。原因可能是大市值股票受到炒作和控制的可能性更小,股价上涨的主要驱动因素为其内在价值,表现出因子与股票收益有较强的相关关系。*HML* 因子从负相关逐渐变为正相关,说明在市值和账面价值比增加到一定程度时,Fama-French 模型的价值效应显现,而在小于该账面价值比的组合中,基于中国投资者对成长股的偏好,组合收益与账面价值比存在显著负相关关系。各个组合的因子收益率波动情况大体上无明显差别, *BM* 组表现得更高,原因如前文分析,可能在于账面价值为 *M* 类的股票交易更为频繁,股票情况波动较大,导致因子收益率的波动率也更高。在四因子模型中,各个组合的变化规律与三因子模型大体上保持一致,对比两个模型,因子收益率的均值无明显变化规律,说明跳跃风险因子对账面市值比因子的效应并无明显的吸收作用,但是四因子模型的所有组合的因子收益波动率更小,证明四因子模型能在一定程度上提升 *HML* 因子收益率的稳定性。*SMB* 因子和 *HML* 因子在滚动回归与整体回归中的规律表现大致保持一致,说明经济或市场周期对模型的影响不大,两个模型的稳定性都较好。

## 2. 跳跃因子对风险预测的改善

根据本文推导的(19)式计算 Fama-French 三因子模型和四因子模型各个组合的因子风险边际贡献。<sup>①</sup> 组合的整体风险呈下降趋势,说明随着股票价值及市值的增加,投资风险下降。组合的主动风险暴露随着市值因子和价值因子的增加而下降,可以说明大市值高价值型股票收益波动率仍然小于小市值低价值型股票。

对比三因子及四因子模型的共同风险结果,可以看到四因子模型各个组合的共同风险较大,与主动风险值更为接近,说明四因子模型的风险预测能力更强。三因子模型各个组合的共同风险值相差无几,但是共同风险对整体主动风险的解释能力从 19.2% 上升到 70.8% (*BM* 组除外),说明随着市值及账面市值比的增加,投资组合的风险主要由共同因子代表的系统性风险决定,非系统性风险(残差风险)较小。四因子模型共同风险值从 0.013 变化到 0.057,对整体主动风险的解释能力从 24.7% 上升到 75.0% (*SM* 组除外)。四因子模型共同因子解释能力整体上高于三因子模型,风险预测能力更强。

分因子看,四因子模型的市场风险贡献度(因子风险边际贡献)更低,说明三因子模型的市场因素包含市场非正常波动,因子风险贡献度较高,在剔除市场非正常波动因素后,其风险贡献度下降。此外,四因子模型中,小市值组合的市场风险贡献度大于大市值组合贡献度,主要在于小市值股票本身风险更高。两个模型的 *SMB* 因子风险贡献度变化无明显规律, *HML* 因子在四因子模型中贡献度略微高于三因子模型。在四因子模型中,跳跃风险因子占有较大的贡献度,说明非正常波动对于组合的风险有较大的影响,在预测风险时应当予以重视。

## 四、结论

重大信息冲击导致的股票价格跳跃行为,是资本市场一种常见的现象。跳跃行为动态地反映了投资者对于信息冲击所做出的反映,也体现了市场的情绪因素。那么在资产定价、投资组合选择、组合风险预测和管理的过程中就应当考虑到跳跃行为的影响。本文运用上证综指 2007 年 5 月底至 2017 年 6 月底的五分钟高频交易数据,以双幂次变差理论为基础检验了我国日内跳跃行为的存在性;运用中证全指成分股上述时间段的月度数据对比检验了 Fama-French 三因子模型

<sup>①</sup> 由于篇幅所限,在此不予展示。

与纳入跳跃风险因子的四因子模型在回归拟合优度、模型定价效率上的差异。本文结论有如下三点。

第一,我国股市存在异常波动现象,在95%的置信区间内,我国日间发生离散型波动的比率高达44%,特别是在2008年和2015年,股市出现频繁和大幅度的跳跃,跳跃行为与宏观经济形式和市场突发信息密切相关。

第二,中国股市存在市值效应和价值效应,但市场风险对股价溢价的解释仍占据主导和核心位置。离散跳跃波动率与股票收益率存在较为显著的正相关关系,加入跳跃风险因子的四因子模型在拟合优度及定价效率方面优于三因子模型。

第三,两模型的SMB因子和HML因子在滚动回归与整体回归中的规律表现大致保持一致,四因子模型共同风险值更大,与组合整体主动风险更为接近,风险预测和解释能力更强。

参考文献:

1. 陈国进、刘晓群、谢沛霖、赵向琴:《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》,《管理科学学报》2016年第6期。
2. 高春亭、周孝华:《公司盈利、投资与资产定价:基于中国股市的实证》,《管理工程学报》2016年第4期。
3. 胡志军:《股票价格的跳跃行为与横截面股票预期收益率——基于沪深A股市场的实证研究》,《金融理论与实践》2016年第11期。
4. 李志冰、杨光艺、冯永昌、景亮:《Fama-French五因子模型在中国股票市场的实证检验》,《金融研究》2017年第6期。
5. 刘辉、黄建山:《中国A股市场股票收益率风险因素分析:基于Fama-French三因素模型》,《当代经济科学》2013年第4期。
6. 柳会珍、张成虎、李育林:《金融资产收益率波动预测——基于我国股票市场跳跃行为研究》,《当代经济科学》2011年第5期。
7. 欧阳志刚、李飞:《四因子资产定价模型在中国股市的适用性研究》,《金融经济研究》2016年第2期。
8. 田利辉、王冠英、张伟:《三因素模型定价:中国与美国有何不同?》,《国际金融研究》2014年第7期。
9. 王超、高扬、刘超:《股市异常波动的形成机理研究综述——基于微观投资者交互作用的视角》,《北京工业大学学报(社会科学版)》2017年第1期。
10. 王春峰、姚宁、房振明:《中国股市已实现波动率的跳跃行为研究》,《系统工程》2008年第2期。
11. 杨善林、杨模荣、姚禄仕:《股权分置改革与股票市场价值相关性研究》,《会计研究》2006年第12期。
12. 游宗君、王鹏、石建昌:《中国股票市场的收益与波动关系》,《系统管理学报》2010年第2期。
13. 赵华、秦可佳:《股价跳跃与宏观信息发布》,《统计研究》2014年第4期。
14. 左浩苗、刘振涛:《跳跃风险度量及其在风险—收益关系检验中的应用》,《金融研究》2011年第10期。
15. Andersen, T. G., & Bollerslev, T., Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models do Provide Accurate Forecasts. *International Economic Review*, Vol. 39, No. 4, 1998, pp. 885 – 905.
16. Bali, T. G., & Peng, L., Is There a Risk-Return Trade-off? Evidence from High-frequency Data. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 21, No. 8, 2006, pp. 1169 – 1198.
17. Barndorff-Nielsen, O. E., & Shephard, N., Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics Using Bipower Variation. *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 4, No. 1, 2006, pp. 1 – 30.
18. Barndorff-Nielsen, O. E., & Shephard, N., Power and Bipower Variation with Stochastic Volatility and Jumps. *Economics Papers*, Vol. 2, No. 17, 2003, pp. 1 – 37.
19. BARRA, United States Equity-Version 3 (E3). Risk Model Handbook, 1998.
20. Boudt, K., & Petitjean, M., Intraday Liquidity Dynamics and News Releases Around Price Jumps: Evidence From the Dji Stocks. *Journal of Financial Market*, Vol. 17, No. 1, 2014, pp. 121 – 149.
21. Eraker, B., Johannes, M., & Polson, N., The Impact of Jumps in Volatility and Returns. *Journal of Finance*, Vol. 58, No. 3, 2003, pp. 1269 – 1300.
22. Evans, K. P., Intraday Jumps and US Macroeconomic News Announcements. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 35, No. 10,

2011, pp. 2511 – 2527.

23. Fama, E. F. , & French, K. R. , A Five-factor Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, Vol. 116, No. 1, 2015, pp. 1 – 22.

24. Fama, E. F. , & French, K. R. , Common Risk Factors in Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, 1993, pp. 3 – 56.

25. Gibbons, M. R. , Ross, S. A. , & Shanken, J. , A Test of the Efficiency of a Given Portfolio. *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, 1989, pp. 1121 – 1152.

26. Ouadghiri, I. E. , & Uctum, R. , Jumps in Equilibrium Prices and Asymmetric News in Foreign Exchange Markets. *Economic Modelling*, Vol. 54, 2016, pp. 218 – 234.

27. Patton, A. J. , & Sheppard, K. , Good Volatility, Bad Volatility: Signed Jumps and the Persistence of Volatility. *Social Science Electronic Publishing*, Vol. 97, No. 3, 2015, pp. 683 – 697.

28. Yan, S. , Jump Risk, Stock Returns, And Slope Of Implied Volatility Smile. *Journal of Financial Economics*, Vol. 99, No. 1, 2011, pp. 216 – 233.

## **Research on Improvement of Fama-French Three-Factor Model Based on Jump Behavior**

CHEN Fengwen, JIN Qihang & HU Zongbin (Chongqing University, 400030)

**Abstract:** In this paper, based on the theory of Bi-power variation, the existence of jump behavior in the Chinese stock market is verified by using the 5-minute high-frequency trading data of the Shanghai Composite Index from May 2007 to June 2017. By decomposing the overall realized volatility into continuous volatility and jump volatility, the relationship between jump volatility and stock returns is examined. Finally, taking the Fama-French three-factor model as an example, this paper explores the application of jump behavior in forecasting earnings and risks. The conclusions are: (1) There are jump behaviors in China's stock market and the ratio of abnormal volatility is about 0.44, and there is a significant relationship between jump volatility and stock returns. (2) The four-factor model incorporating jump risk factors has a better fit and pricing efficiency than the Fama-French three-factor model and the jump risk factor can be used as an effective expansion factor. (3) The coefficients of the SMB factor and the HML factor of the two models are not much different in the rolling regression and the overall regression and both models have good stability. (4) The four-factor model has a greater common risk value, which is closer to the overall active risk, and the risk prediction and interpretation ability is stronger.

**Keywords:** Jump Behavior, Fama and French Three-Factor Model, Return and Risk

**JEL:** G11, G31

责任编辑:诗 华