文章编号：1007－6735(2025)05－0603－10　DOI: 10.13255/j.cnki.jusst.20240707001

宏观经济信息发布对价格跳跃及后续收益率可预测性的影响

肖悦文
（上海理工大学 管理学院，上海 200093）

摘要：为了研究不同类型的宏观经济信息发布对基金市场价格跳跃的触发作用以及对后续收益率可预测性的影响，使用跳跃过滤检验法对基金的日内收益率进行了跳跃侦测，构造了 logistic 回归模型及面板回归模型。研究发现：宏观经济信息发布对跳跃有显著的触发作用，但定期信息的作用远大于不定期信息；在定期信息引发价格跳跃后基金收益率会出现反转，不定期信息引发跳跃后未出现显著的收益动量或收益反转，但定期信息跳和非定期信息跳后基金收益率反转都得到了缓解。此外，市场对不定期信息的反应程度低于对定期信息的反应程度，市场反应过度主要集中在定期信息上。揭示了基金市场对定期信息与不定期信息反应的非对称性，为投资决策提供参考。

关键词：宏观经济信息发布；跳跃；收益率可预测性；基金市场
中图分类号：F 830.9　　**文献标志码：**A

Impact of macroeconomic news announcements on price jumps and subsequent return predictability

XIAO Yuewen
(*Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China*)

Abstract: In order to investigate the triggering effects of various types of macroeconomic news announcements on price jumps in the fund market and the news effects on the predictability of subsequent returns, this article implemented the jump filtered test to detect jumps in fund intraday returns, and constructs logistic regression models as well as panel regression models. Results show that macroeconomic news announcements have a significant triggering effect on jumps. The triggering effect of scheduled news is much greater than that of unscheduled news. Returns reverse following jumps associated with scheduled news, whereas no significant momentum or reversal of returns are observed

收稿日期：2024−07−07
基金项目：国家自然科学青年基金资助项目（72103138）；上海市哲学社会科学规划一般课题资助项目（2019BJB023）
通信作者：肖悦文（1983—），女，讲师．研究方向：金融市场．E-mail：xiaoyuewen@usst.edu.cn

引文格式：肖悦文．宏观经济信息发布对价格跳跃及后续收益率可预测性的影响[J]．上海理工大学学报，2025，47(5)：603-612.
Citation: XIAO Yuewen. Impact of macroeconomic news announcements on price jumps and subsequent return predictability[J]. Journal of University of Shanghai for Science and Technology, 2025, 47(5): 603-612.

following jumps associated with unscheduled news. However, both jumps associated with scheduled news and those with unscheduled news alleviate the reversal of returns. In addition, the market's response to unscheduled news is not as strong as its response to scheduled news. Market overreaction is mainly concentrated on scheduled news. This study reveals asymmetric response patterns of the fund market to scheduled versus unscheduled news announcements, and provides reference for investment decisions.

Keywords: *macroeconomic news announcement*; *jump*; *return predictability*; *fund market*

信息是推动资产价格变化的重要因素，信息冲击可能会改变金融市场参与者的交易行为，引发极端价格波动（跳跃），使后续收益率可预测性等市场质量指标发生变化。

关于宏观经济信息发布对金融市场质量的影响，现有文献大多以市场指数、蓝筹股或成分股、债券、外汇为研究对象，仅关注为数不多的几类信息。尽管国内有研究者分析了正向信息和负向信息的非对称性影响，但基于国内市场的定期信息 (scheduled news) 和不定期信息 (unscheduled news) 的系统性分析尚未得见。

此外，国内的相关研究普遍具有样本频率低的特点，没有对市场质量指标的日内变化进行探讨。本文采用超高频宏观经济数据，将宏观经济信息分为正、负向信息与定期、不定期信息，分门别类地研究不同属性的宏观经济信息发布对价格跳跃的触发效应以及对后续收益率可预测性的影响。

1 研究方法

1.1 跳跃侦测

关于金融资产价格跳跃行为的研究，首要问题是进行跳跃的侦测。Lee 等[1]提出的侦测方法（LM 方法）不仅能识别跳跃发生的时间，还可确认一个交易日中跳跃发生的次数。记第u个日内交易区间的跳跃检验统计量为

$$\mathcal{L}(u) \equiv \frac{S(t_u) - S(t_{u-1})}{\widehat{\sigma}(t_u)} \tag{1}$$

式中：t_u表示第u个区间的末端时刻；$S(t_u)$为对数资产价格；$\widehat{\sigma}(t_u)$为瞬时波动率的估计量。

$$\widehat{\sigma}(t_u) \triangleq \sqrt{\frac{\pi}{2}\frac{1}{K-2}\sum_{j=u-K+2}^{u-1}|S(t_j)-S(t_{j-1})||S(t_{j-1})-S(t_{j-2})|}$$

式中，K表示瞬时波动率的窗口宽度。

如果在t_u没有价格跳跃，$\mathcal{L}(u)$近似服从正态分布。令$C_N = \sqrt{2\ln N} - \frac{\ln\pi + \ln(\ln N)}{2\sqrt{2\ln N}}$，$S_N = \frac{1}{\sqrt{2\ln N}}$，其中，$N$为总观测数。令显著水平为$\alpha$，若$|\mathcal{L}(u)| > C_N - S_N\ln(-\ln(1-\alpha))$，则拒绝在$t_u$时不存在价格跳跃的假设。

LM 跳跃检验采用K= 156 作为 15 min 频率下估计瞬时波动率的窗口宽度，隐含地假设波动率在多个交易日内是恒定的。然而，文献中对日内或周内波动率的周期性已经有了广泛的共识[2]。LM 模型忽视了波动的周期性，在高波动期间会过度识别，在低波动期间会识别不足[3]。因此，本文使用 Boudt 等[4]提出的跳跃过滤检验法（filtered test），用$\widehat{\sigma}_{\mathrm{WSD}}(t_u) = \widehat{s}_{\mathrm{WSD},u}\widehat{f}_{\mathrm{WSD},u}$替换 LM 统计量中的$\widehat{\sigma}(t_u)$，其中，$\widehat{s}_{\mathrm{WSD},u}$和$\widehat{f}_{\mathrm{WSD},u}$的构造见 Boudt 等[4]的研究。在对 LM 方法的修改中，Boudt 等[4]建议使用N来表示每个交易日的观察次数，这对应于检验一天内是否存在跳跃。跳跃侦测中，指定显著性水平为 1%。

1.2 宏观经济信息发布对价格跳跃的触发效应

研究表明，宏观经济信息是极端价格波动的重要驱动力，这在股票[1, 5]、期货[3, 6]、债券[7]、外汇[3, 8]和基金[5, 9]等市场都得到了验证。

然而，大多数文献关注定期发布的信息，或者关注点仅限于少数公告。尽管 Xiao 等[9]使用 RavenPack News Analytics（RPNA）综合新闻库，验证了定期宏观经济新闻引发的跳跃和不定期宏观经济新闻引发的跳跃后动态不同，但他们没有明确比较定期宏观经济新闻和不定期宏观经济新闻对未来跳跃的预测力。

Jiang 等[10]使用股票价格的跳跃作为大型信息冲击的代理变量。然而，新闻事件和跳跃之间一一对应的假设是值得怀疑的，一方面并非所有的信息冲击都会引发极端价格波动，另一方面并非

所有极端价格波动都是由宏观经济信息引起的。Evans[6] 指出，E-Mini S&P 500、10 年期美国国债和欧元–美元外汇期货中只有 1/3 的日内价格跳跃可以与宏观经济新闻公布挂钩。

除宏观经济信息外，流动性冲击也是激发跳跃的潜在原因之一[11]。以 $p_{k,t}$ 表示第 k 个资产在第 t 个 15 min 区间内发生跳跃的概率，考虑到上述诸因素，可以建立如下 logistic 模型研究跳跃的触发机制：

$$\ln\left(\frac{p_{k,t}}{1-p_{k,t}}\right)=\alpha+\beta_1 D_{\text{news},t}+\beta_2 A_{k,t}+\beta_3 C_{k,t} \quad (2)$$

式中：$D_{\text{news},t}$ 为示性变量，当第 t 个区间前 30 min 内有宏观信息时取值为 1，否则为 0；$A_{k,t}$ 为第 k 个资产在第 t 个区间内的 Amihud 比率[12]；$C_{k,t}$ 为示性变量，当第 k 个资产在第 t 个区间前 30 min 内发生过跳跃时取值为 1，否则为 0；α 为常数项；β_1、β_2、β_3 为系数。如果 β_1 显著大于 0，表明宏观信息发布对跳跃发生有显著的触发作用。在本文中没有信息指没有从 RPNA 数据库中找到相关宏观经济信息的证据。

为区分正向信息和负向信息对跳跃的激发作用，考虑如下模型：

$$\ln\left(\frac{p_{k,t}}{1-p_{k,t}}\right)=\alpha+\beta_1 D_{\text{posnews},t}+\beta_2 D_{\text{negnews},t}+\beta_3 A_{k,t}+\beta_4 C_{k,t} \quad (3)$$

式中：$D_{\text{posnews},t}$ 和 $D_{\text{negnews},t}$ 分别为第 t 个区间前 30 min 内正面信息和负面信息发布的示性变量，每条信息的情绪由 RPNA 数据库提供；β_1、β_2、β_3、β_4 为系数。如果 $\beta_1(\beta_2)$ 显著大于 0，表明正向（负向）宏观信息发布对跳跃发生有显著的触发作用。

为区分定期信息和不定期信息对跳跃的激发作用，建立如下模型：

$$\ln\left(\frac{p_{k,t}}{1-p_{k,t}}\right)=\alpha+\beta_1 D_{\text{scheduled},t}+\beta_2 D_{\text{unscheduled},t}+\beta_3 A_{k,t}+\beta_4 C_{k,t} \quad (4)$$

式中：$D_{\text{scheduled},t}$ 和 $D_{\text{unscheduled},t}$ 分别为第 t 个区间前 30 min 内定期宏观信息示性变量和非定期宏观信息示性变量。如果 $\beta_1(\beta_2)$ 显著大于 0，则表明定期（不定期）宏观信息发布对跳跃发生有显著的触发作用。

1.3　宏观经济信息发布对跳跃后收益率可预测性的影响

如果市场是有效的，那么收益率序列不存在显著的自相关性，投资者无法通过分析历史价格数据预测未来收益。

为考察跳跃后短期收益率的可预测性，构造如下回归模型：

$$r_{t,i}^k=\beta_0+\beta_1 r_t^k+\beta_2 r_t^k J_t^k+\beta_3 J_t^k+\beta_4 r_t^k A_t^k+\beta_5 A_t^k+\mu_k+\gamma_{\text{year}}+\varepsilon_t \quad (5)$$

式中：r_t^k 表示第 k 个资产在第 t 个区间内的收益率；$r_{t,i}^k$ $(i=1,2,3,4)$ 分别表示第 t 个区间 $15i$ min 内的累积收益率；J_t^k=1(0) 表示第 k 个资产在第 t 个区间内发生（未发生）跳跃；A_t^k 表示第 k 个资产在第 t 个区间内的 Amihud 比率；μ_k 和 γ_{year} 分别表示基金固定效应和年固定效应；ε_t 为误差项。如果 β_2 显著大于（小于）0，表明宏观信息发布增强了收益率持续（反转）或减弱了收益率反转（持续）。跳跃对收益自相关的影响由交叉项 rJ 体现。

将跳跃分为信息跳跃和非信息跳跃，利用如下回归模型来考察跳跃后短期收益率的可预测性：

$$r_{t,i}^k=\beta_0+\beta_1 r_t^k+\beta_2 r_t^k J_{\text{news},t}^k+\beta_3 r_t^k J_{\text{nonews},t}^k+\beta_4 J_{\text{news},t}^k+\beta_5 J_{\text{nonews},t}^k+\beta_6 r_t^k A_t^k+\beta_7 A_t^k+\mu_k+\gamma_{\text{year}}+\varepsilon_t \quad (6)$$

式中：$J_{\text{news},t}^k$=1(0) 表示第 k 个资产在第 t 个区间内发生（未发生）信息跳跃；$J_{\text{nonews},t}^k$=1(0) 表示第 k 个资产在第 t 个区间内发生（未发生）非信息跳跃；其他符号意义与式 (5) 相同。

将跳跃分为非信息正跳跃、非信息负跳跃、有信息正跳跃和有信息负跳跃，利用如下回归模型可以检验跳跃方向对后续收益率的影响：

$$r_{t,i}^k=\beta_0+\beta_1 r_{\text{jump},t}^k+\beta_2 r_{\text{jump},t}^k J_{\text{ponews},t}^k+\beta_3 r_{\text{jump},t}^k J_{\text{nenews},t}^k+\beta_4 r_{\text{jump},t}^k J_{\text{pononews},t}^k+\beta_5 r_{\text{jump},t}^k A_t^k+\mu_k+\gamma_{\text{year}}+\varepsilon_t \quad (7)$$

式中：$r_{\text{jump},t}^k$ 表示第 k 个资产在第 t 个区间内的跳跃收益率；$J_{\text{ponews},t}^k$、$J_{\text{nenews},t}^k$、$J_{\text{pononews},t}^k$ 分别为第 k 个资产在第 t 个区间内发生信息正跳跃、信息负跳跃、非信息正跳跃的示性函数；其他符号意义与式 (5) 相同。

根据 RPNA 提供的标识将信息分为定期信息和非定期信息，相应地将信息跳跃分为定期信息触发的跳跃和不定期信息触发的跳跃（一些跳跃与定期和非定期信息都有关联，为了避免混淆，将它们从子样本中排除）。利用如下的回归模型可以研究定期信息和不定期信息触发的跳跃对后续收

益率的影响有何不同：

$$r_{t,i}^{k}=\beta_0+\beta_1 r_{\text{jump},t}^{k}+\beta_2 r_{\text{jump},t}^{k}J_{\text{sche},t}^{k}+\beta_3 r_{\text{jump},t}^{k}J_{\text{unsche},t}^{k}+\beta_4 J_{\text{sche},t}^{k}+\beta_5 J_{\text{unsche},t}^{k}+\beta_6 r_{\text{jump},t}^{k}A_t^{k}+\beta_7 A_t^{k}+\mu_k+\gamma_{\text{year}}+\varepsilon_t \quad (8)$$

式中：$J_{\text{sche},t}^{k}$、$J_{\text{unsche},t}^{k}$分别为第k个资产在第t个区间内发生定期信息跳跃、非定期信息跳跃的示性函数；其他符号意义与式(7)相同。

2 实证分析

2.1 样本数据

宏观经济信息数据从RPNA数据库道琼斯版取得，样本区间覆盖2010—2020年。RPNA是一个用于收集和分析实时新闻的数据库，广泛应用于宏观经济研究、金融市场分析和投资策略开发[13]。RPNA除提供信息发布的具体时间和类别外，还提供信息的情绪指标，即事件情绪得分(ESS)、事件新颖性得分(ENS)和事件相关性得分(RELEVANCE)，取值范围从0～100。低于50的ESS表示负新闻情绪，等于50的ESS表示中性新闻情绪，高于50的ESS表示正新闻情绪。ENS表示新闻公告的新颖程度。第一个报道某事件的新闻被认为是最新颖的，ENS值为100。RELEVANCE表示某主体与新闻报道的关联程度，RELEVANCE取值100代表高度相关。

为去除潜在的干扰性新闻并关注最相关新闻，本文排除了ENS和RELEVANCE低于100的新闻事件。样本期内共收集到13 780条中国宏观经济新闻，其中5 162条为隔夜新闻，838条为午间新闻，其余7 780条新闻在交易时间内发布；负向新闻4 943条，正向新闻有5 473条，中性新闻有3 364条；定期发布的新闻有10 835条，不定期发布的新闻有2 945条。

本文的研究对象为上海证券交易所上市基金，交易数据从锐思数据库取得。在上海证券交易所，交易日的9:30—11:30及13:00—15:00为交易时间，中午休市。为满足高频运算对基金活跃度的要求，把每个交易日划分为16个长度为15 min的交易时段，如果一只基金在某个交易日至少有6个时段存在交易，则称这个交易日为该基金的活跃交易日；如果一只基金在某一年的活跃交易日在125个以上，把这只基金在该年度的交易数据纳入样本。执行上述筛选标准后，样本中包含了70个基金。

本文采用的收益率是对数收益率，因为在检验收益率反转时采用对数收益率可以避免简单收益率产生的失真[14]。

为避免正负收益率互相抵消，本文计算收益率绝对值的描述性统计量。隔夜收益率绝对值的均值为0.74%，远高于日内交易区间收益率绝对值的均值。午间收益率绝对值的均值为0.03%，远低于日内收益率绝对值的均值。在日内交易区间中，开盘区间的收益率绝对值均值最大。在大多数区间里，有信息区间的收益率绝对值均值更大。隔夜收益率绝对值标准差为1.06%，午间收益率绝对值标准差为0.09%，在日内交易区间中，开盘区间的收益率绝对值标准差最大，为0.46%。

2.2 跳跃侦测

对于每个样本基金，估计交易区间收益率跳跃次数，每年、月、天的平均跳跃次数和总跳跃比率(检测到的跳跃次数与测试次数之比，这里排除了隔夜和午间收益率)。跳跃比率在0.1%～2.1%之间，意味着跳跃频发的基金平均3个交易日中发生一次跳跃，跳跃低发的基金平均60个交易日发生一次跳跃。每个交易日中的样本基金大约会发生0.02～0.32次跳跃。由于篇幅所限，这里不一一列举。

应用改进的LM跳跃检测方法，计算在15 min区间内发生的价格跳跃的比率和频率(见表1)，并对70只样本基金求取平均值。其中，跳跃比率为区间内的跳跃次数与该区间的测试次数之比，跳跃频率是区间内的跳跃次数相对于总跳跃次数的比率。表中的时间是15 min区间的开始时间，所有跳跃比率和频率数值都以百分比表示。结果显示，跳跃频率和比率在开盘和收盘区间较高。

2.3 宏观经济信息对价格跳跃的触发效应

虽然信息可以引发跳跃，但并非所有的跳跃都与信息事件相关。如果跳跃区间起点在信息发布的30 min内，将此跳跃标记为信息跳跃，其他跳跃称为非信息跳跃，非信息跳跃可能与私人信息或数据库没有记录的信息有关。对于发生在交易时间以外的新闻事件，视为发生在下一个交易区间起点的前一秒，如夜间新闻则认为其发生在下一交易日的9:29:59，交易日午间新闻则认为其发生在当日12:59:59。

70只样本基金在这11年内有2 330个与信息

表 1　跳跃频率和比率

Tab.1　Jump frequencies and jump ratios

时间	跳跃比率	跳跃频率	时间	跳跃比率	跳跃频率
9:30	2.15	0.46	13:00	0.53	0.13
9:45	1.14	0.27	13:15	0.47	0.11
10:00	0.78	0.18	13:30	0.43	0.10
10:15	0.57	0.14	13:45	0.45	0.11
10:30	0.61	0.14	14:00	0.55	0.13
10:45	0.46	0.11	14:15	0.52	0.12
11:00	0.52	0.12	14:30	0.65	0.15
11:15	0.52	0.12	14:45	2.34	0.55

事件相关的价格跳跃，有 3 931 个与信息事件不明确相关的跳跃。这表明，尽管信息是价格跳跃不可忽视的驱动力，但仍存在大量的非信息价格跳跃。

为表述清晰起见，把模型 2～4 的 logistic 回归结果放在表 2 内。研究发现，无论是定期信息还是不定期信息，正向信息还是负向信息，宏观经济信息发布对跳跃都有显著的触发作用。定期信息的系数远大于不定期信息系数，说明定期信息的影响更突出，更有可能引发市场价格跳跃。类似地，正向信息的影响略大于负向信息影响。此外，A的系数为正，说明较低流动性的区间更有可能发生跳跃。C的系数为正，说明跳跃出现了聚集现象，这与 Lee[5] 对道琼斯工业指数成分股的研究结论一致。

本文使用的新闻样本中有大量夜间发布的公告，不同类型信息产生的叠加效应聚集在开盘时段内。因此，去除开盘后半小时内的样本，重新拟合模型 2～4 的 logistic 回归，结果与表 2 一致（为节省篇幅，未在文中报告，索取可得）。此外，新闻样本中包括多种类型的宏观经济新闻，此处暂不区分不同类型新闻的影响力，对每一条新闻公告赋予同等权重，关于货币政策对跳跃的触发效应以及对跳后收益率可预测性的影响将在下文进行专门研究。文献 [15] 表明，我国股市的价格跳跃与宏观经济信息预期外的冲击密切相

表 2　模型 2～4 的 logistic 回归结果

Tab.2　Logistic regression results for model 2～4

变量	不含时间固定效应			包含时间固定效应		
	模型2	模型3	模型4	模型2	模型3	模型4
D_{news}	0.815 2***			0.711 6***		
	(22.03)			(17.55)		
C	1.882 5***	1.904 7***	1.874 0***	1.871 5***	1.889 9***	1.872 1***
	(26.52)	(26.32)	(26.19)	(23.84)	(23.57)	(23.63)
$D_{scheduled}$			0.777 4***			0.707 7***
			(20.97)			(17.59)
$D_{unscheduled}$			0.415 1***			0.264 3***
			(10.40)			(5.52)
$D_{posnews}$		0.593 5***			0.492 3***	
		(12.95)			(9.87)	
$D_{negnews}$		0.517 8***			0.401 2***	
		(12.22)			(9.38)	
A	0.001 9***	0.001 8***	0.001 9***	0.002 0***	0.002 0***	0.002 0***
	(7.90)	(7.76)	(7.91)	(8.06)	(7.92)	(8.02)
常数	−5.093 7***	−5.043 1***	−5.076 8***	−4.174 9***	−4.071 7***	−4.157 9***
	(−60.53)	(−61.20)	(−60.92)	(−37.43)	(−37.79)	(−36.97)
时间固定效应	无	无	无	有	有	有
样本容量	666 760	666 760	666 760	666 760	666 760	666 760

注：***、**、* 分别表示显著性水平p<0.01、p<0.05、p<0.1。

关。由于本文使用的新闻样本类型覆盖面较广，既包括定期发布的新闻，也包括不定期发布的新闻，其中有相当多的新闻无预期参考。本文主要关注新闻发布时点，至于宏观经济新闻中的信息含量，即未预期到的信息，有待后续研究。

2.4 宏观经济信息发布对跳跃后收益率可预测性的影响

表3给出了模型5的回归结果。整体来看，跳跃对收益率自相关无显著影响。在后续的研究中，将探究跳跃的特征对跳跃后收益可预测性的影响。

表3 模型5的回归结果

Tab.3 Regression results for model 5

变量	因变量r_1	因变量r_2	因变量r_3	因变量r_4
r	−0.024 7***	−0.000 7	0.005 7	−0.000 4
	(−2.99)	(−0.07)	(0.47)	(−0.04)
rJ	0.000 1	−0.000 5	−0.000 5	−0.000 5
	(0.17)	(−0.91)	(−0.93)	(−0.89)
rA	−0.000 6***	−0.000 8***	−0.000 9***	−0.001 1***
	(−6.51)	(−10.10)	(−9.55)	(−13.14)
J	−0.000 0*	−0.000 0*	−0.000 0**	−0.000 0**
	(−1.84)	(−1.76)	(−2.44)	(−2.36)
A	0.000 0***	0.000 0***	0.000 0***	0.000 0***
	(27.00)	(14.78)	(8.13)	(12.05)
样本容量	674 627	668 658	662 766	656 958
R^2	0.000 6	0.000 1	0.000 2	0.000 2
基金固定效应	有	有	有	有
年固定效应	有	有	有	有

表4给出了模型6的回归结果。研究表明，在非信息跳跃后收益率表现出显著的反转，随后逐渐得到纠正，说明非信息跳跃是一种市场过度反应。至于信息跳跃，由于r和rJ_{news}的系数和仅在0.1显著性水平下是显著的。说明信息跳跃15 min之后虽然会出现收益率反转，但远不如非信息跳跃后的收益反转现象显著。

表5给出了模型7的回归结果，研究结果显示，非信息负跳跃半小时之后会出现收益反转，其他3种跳跃后基本未出现明显的收益持续或反转现象。

模型8的回归结果(见表6)表明：非信息跳跃后收益率出现反转；至于信息跳跃，非定期信息

表4 模型6的回归结果

Tab.4 Regression results for model 6

变量	因变量r_1	因变量r_2	因变量r_3	因变量r_4
r	−0.021 2**	0.004 3	0.010 1	0.005 2
	(−2.55)	(0.43)	(0.83)	(0.48)
rJ_{news}	−0.007 4	−0.047 8**	−0.052 3**	−0.050 2**
	(−0.43)	(−2.22)	(−2.34)	(−2.03)
rJ_{nonews}	−0.075 0*	−0.084 8*	−0.066 8	−0.096 0*
	(−1.86)	(−1.94)	(−1.23)	(−1.87)
rA	−0.000 5***	−0.000 7***	−0.000 8***	−0.001 0***
	(−4.75)	(−7.34)	(−6.70)	(−9.82)
J_{news}	−0.000 1	−0.000 1	−0.000 1	−0.000 2**
	(−1.11)	(−1.40)	(−1.39)	(−2.22)
J_{nonews}	−0.000 0	−0.000 0	0.000 1	0.000 1
	(−0.23)	(−0.39)	(0.52)	(0.89)
A	0.000 0***	0.000 0***	0.000 0***	0.000 0***
	(18.93)	(12.46)	(7.41)	(11.08)
样本容量	674 627	668 658	662 766	656 958
R^2	0.000 7	0.000 3	0.000 2	0.000 3
基金固定效应	有	有	有	有
年固定效应	有	有	有	有
$r+rJ_{\text{news}}$	−0.028 6	−0.043 4*	−0.042 2*	−0.045 0*
	(−1.612 0)	(−1.842 3)	(−1.684 7)	(−1.702 1)
$r+rJ_{\text{nonews}}$	−0.0962**	−0.0804*	−0.0567	−0.0908*
	(−2.4234)	(−1.8657)	(−1.0745)	(−1.8127)

跳跃后未出现显著的收益动量或收益反转，定期信息跳跃后收益率出现反转，说明市场对不定期信息的反应程度不及对定期信息的反应，市场反应过度主要集中在定期信息上。从$r_{\text{jump}}J_{\text{sche}}$与$r_{\text{jump}}J_{\text{unsche}}$的系数均大于0可以看出，定期信息跳和非定期信息跳后收益率反转都得到了缓解。

2.5 进一步分析

本文参考贾盾等[16]的做法，选取中国人民银行发布的广义货币供应量(M2)报告和货币政策执行报告作为我国货币政策公告，其中M2报告来自于央行每月发布的金融统计数据报告，货币政策执行报告则每季度发布一次。样本期内收集到176条货币政策报告公告，其中，M2报告132条，货币政策执行报告44条(数据收集于中国人民银行网站)。

表7给出了以中国货币政策公告为新闻样本

表 5　模型 7 的回归结果

Tab.5　Regression results for model 7

变量	因变量r_1	因变量r_2	因变量r_3	因变量r_4
r_{jump}	−0.1082	−0.1271	−0.1668*	−0.1636*
	(−1.26)	(−1.40)	(−1.71)	(−1.74)
$r_{jump}J_{ponews}$	0.0668	0.0771	0.1230	0.0968
	(0.63)	(0.66)	(1.00)	(0.81)
$r_{jump}J_{pononews}$	−0.0023	0.0502	0.1401	0.0905
	(−0.02)	(0.35)	(0.88)	(0.60)
$r_{jump}J_{nenews}$	0.0886	0.0841	0.1151	0.1416
	(1.10)	(0.90)	(1.08)	(1.49)
rA	0.0007**	0.0007**	0.0001	−0.0011***
	(2.61)	(2.22)	(0.22)	(−3.46)
样本容量	5 256	5 189	5 135	5 085
R^2	0.0559	0.0303	0.0229	0.0308
基金固定效应	有	有	有	有
年固定效应	有	有	有	有
$r_{jump}+r_{jump}J_{ponews}$	−0.0415	−0.0500	−0.0439	−0.0669*
	(−1.4352)	(−1.4639)	(−1.2263)	(−1.7051)
$r_{jump}+r_{jump}J_{pononews}$	−0.1105	−0.0769	−0.0267	−0.0731
	(−1.6020)	(−1.0037)	(−0.2990)	(−0.8894)
$r_{jump}+r_{jump}J_{nenews}$	−0.0197	−0.0430	−0.0518	−0.0220
	(−0.4113)	(−0.8869)	(−0.9577)	(−0.4408)

表 6　模型 8 的回归结果

Tab.6　Regression results for model 8

变量	因变量r_1	因变量r_2	因变量r_3	因变量r_4
r_{jump}	−0.1096**	−0.0960**	−0.0785	−0.1067**
	(−2.58)	(−2.12)	(−1.49)	(−2.20)
$r_{jump}J_{sche}$	0.0433	0.0222	0.0137	0.0331
	(0.94)	(0.41)	(0.21)	(0.53)
$r_{jump}J_{unsche}$	0.1193**	0.0601	0.0366	0.0729
	(2.31)	(1.12)	(0.64)	(1.38)
$r_{jump}A$	0.0007***	0.0007***	0.0002	−0.0011***
	(2.90)	(2.92)	(0.61)	(−4.45)
J_{sche}	−0.0000	−0.0000	−0.0001	−0.0002
	(−0.36)	(−0.25)	(−0.71)	(−1.13)
J_{unsche}	−0.0000	0.0000	−0.0001	−0.0004*
	(−0.04)	(0.22)	(−0.34)	(−1.72)
A	−0.0000	0.0000	0.0000	0.0000***
	(−0.19)	(0.02)	(1.32)	(3.82)
样本容量	4 907	4 842	4 789	4 742
R^2	0.0592	0.0315	0.0184	0.0300
基金固定效应	有	有	有	有
年固定效应	有	有	有	有
$r_{jump}+r_{jump}J_{sche}$	−0.0663***	−0.0738***	−0.0648*	−0.0737*
	(−4.3305)	(−2.7303)	(−1.9046)	(−1.7601)
$r_{jump}+r_{jump}J_{unsche}$	0.0097	−0.0360	−0.0418	−0.0339
	(0.3076)	(−0.9332)	(−1.1569)	(−1.4135)

的模型 2 的估计结果，研究表明货币政策公告对跳跃有显著的触发作用。然而在控制了交易区间固定效应后，我国货币政策公告对跳跃无显著触发作用，这可能是由样本不平衡造成的(在 176 条货币政策报告公告中，有 151 条发生在隔夜区间，还有 18 条发生在 10:00—10:15 区间内)。表 8 给出了模型 6 的估计结果，在与我国货币政策公告有关的跳跃后，基金收益率没有显著的持续或反转效应，而在与货币政策无关的跳跃后，基金收益率呈现显著的反转效应。这说明，我国的货币政策公告被迅速准确地反映在基金市场价格中。

美国作为全球第一大经济体，其货币政策不仅影响本土资产价格，还会对其他国家的资产价格产生溢出效应[17-19]，姜富伟等[20]发现美联储货币政策调整对我国股市波动率有显著影响。

本文将美国联邦公开市场委员会 (FOMC) 会议决议公告作为美国货币政策新闻，数据来源为美联储网站。样本区间为 2010—2020 年，包括

表 7　以中国货币政策公告为新闻样本的模型 2 回归结果

Tab.7　Regression results for model 2 using Chinese monetary policy announcements as news samples

变量	不含时间固定效应	包含时间固定效应
D_{news}	0.7078***	0.0889
	(6.38)	(0.76)
C	2.0663***	1.9504***
	(27.25)	(23.08)
A	0.0018***	0.0019***
	(7.42)	(7.64)
常数	−4.8980***	−3.7569***
	(−61.82)	(−37.09)
时间固定效应	无	有
样本容量	666 760	666 760

表 8 以中国货币政策公告为新闻样本的模型 6 回归结果

Tab.8 Regression results for model 6 using Chinese monetary policy announcements as news samples

变量	因变量r_1	因变量r_2	因变量r_3	因变量r_4
r	−0.021 2**	0.004 3	0.010 1	0.005 2
	(−2.55)	(0.43)	(0.83)	(0.48)
rJ_{news}	0.022 3	−0.004 9	−0.007 0	−0.007 1
	(1.05)	(−0.19)	(−0.32)	(−0.31)
rJ_{nonews}	−0.049 5*	−0.071 8**	−0.062 6*	−0.079 5**
	(−1.90)	(−2.46)	(−1.74)	(−2.27)
rA	−0.000 5***	−0.000 7***	−0.000 8***	−0.001 0***
	(−5.72)	(−8.63)	(−7.93)	(−11.83)
J_{news}	−0.000 0	−0.000 2	−0.000 1	−0.000 0
	(−0.06)	(−0.77)	(−0.47)	(−0.14)
J_{nonews}	−0.000 0	−0.000 1	−0.000 0	−0.000 0
	(−0.82)	(−0.99)	(−0.16)	(−0.38)
A	0.000 0***	0.000 0***	0.000 0***	0.000 0***
	(23.01)	(13.41)	(7.70)	(11.64)
样本容量	674 627	668 658	662 766	656 958
R^2	0.000 7	0.000 3	0.000 2	0.000 3
基金固定效应	有	有	有	有
年固定效应	有	有	有	有
$r+rJ_{\text{news}}$	0.001 2	−0.000 6	0.003 1	−0.001 8
	(0.061 5)	(−0.025 1)	(0.172 4)	(−0.096 4)
$r+rJ_{\text{nonews}}$	−0.0707***	−0.0675**	−0.0525	−0.0742**
	(−2.7667)	(−2.2931)	(−1.4867)	(−2.1506)

89次美联储货币政策会议决议公告，公告时间均在我国证券市场非交易时段。因此，本文使用日频数据分析美国货币政策公告对跳跃的触发作用及跳跃日后的收益率可预测性情况。为此建立如下 logistic 模型研究跳跃的触发机制：

$$\ln\left(\frac{p_{k,d}}{1-p_{k,d}}\right)=\alpha+\beta_1 D_{\text{fomc},d}+\beta_2 A_{k,d}+\beta_3 C_{k,d} \quad (9)$$

其中：$D_{\text{fomc},d}$为 FOMC 公告示性变量，当第d个交易日凌晨有 FOMC 公告时取值为 1，否则为 0，$A_{k,d}$为第k个资产在第d个交易日的 Amihud 比率；$C_{k,d}$为示性变量，当第k个资产在第d个交易日内发生过跳跃时取值为 1，否则为 0。

将跳跃日分为有 FOMC 公告跳跃日和无 FOMC 公告跳跃日，考察跳跃后短期收益率的可预测性。建立如下回归模型：

$$\begin{aligned} r_{d,i}^k =&\beta_0+\beta_1 r_d^k+\beta_2 r_d^k J_{\text{fomc},d}^k+\beta_3 r_d^k J_{\text{nofomc},d}^k+\\ &\beta_4 J_{\text{fomc},d}^k+\beta_5 J_{\text{nofomc},d}^k+\beta_6 r_d^k A_t^k+\\ &\beta_7 A_t^k+\mu_k+\gamma_{\text{year}}+\varepsilon_d \end{aligned} \quad (10)$$

式中：r_d^k表示第k个资产在第d个交易日的收益率；$r_{d,i}^k$ $(i=1,2,3,4)$分别表示第d个交易日后i个交易日内的累积收益率；$J_{\text{fomc},d}^k$=1(0)表示第k个资产在第d个交易日发生(未发生)有 FOMC 公告的跳跃；$J_{\text{nofomc},d}^k$=1(0) 表示第k个资产在第d个交易日发生(未发生)无 FOMC 公告的跳跃；A_d^k表示第k个资产在第d个交易日的Amihud比率；μ_k和γ_{year}分别表示基金固定效应和年固定效应；ε_d为误差项。

表 9 给出了模型 10 的估计结果，研究发现 FOMC 公告对紧随其后的交易日内跳跃的触发作用显著。表 10 给出了模型 11 的估计结果：对于跳跃交易日，如果当日开盘前有 FOMC 公告，那么该交易日后第一个交易日呈现显著的收益率持续现象且该现象仅保持一个交易日，之后收益率既不表现出显著的持续性也不表现出显著的反转性；如果跳跃交易日开盘前没有 FOMC 公告，那么随后的两个交易日不出现显著持续或反转现象，从第三个交易日起呈现收益率反转。由此可见，我国基金市场对 FOMC 公告的反应没有对我国货币政策公告的反应及时、有效。因为美国货币政策以维持美国经济稳定增长为首要目标，对我国金融市场的溢出效应是间接的，所以对我国金融市场的影响具有一定的迟滞性。值得注意的

表 9 模型 10 的估计结果

Tab.9 Estimation results for model 10

变量	结果
D_{fomc}	0.171 4**
	(2.03)
C	0.398 4***
	(6.59)
A	0.019 0***
	(4.32)
常数	−2.227 0***
	(−26.51)
样本容量	42 748

表 10　模型 11 的估计结果

Tab.10　Regression results for model 11

变量	因变量r_1	因变量r_2	因变量r_3	因变量r_4
r	0.028 2***	0.017 0	−0.001 1	−0.005 3
	(4.23)	(1.66)	(−0.13)	(−0.50)
rJ_{fomc}	0.578 9***	−4.353 9	−4.488 0	−4.658 7
	(4.11)	(−1.42)	(−1.44)	(−1.48)
rJ_{nofomc}	0.019 1	−0.091 3	−0.182 5***	−0.189 9***
	(0.47)	(−1.66)	(−3.19)	(−3.23)
rA	−0.009 3***	−0.012 1***	−0.010 2***	−0.009 7***
	(−11.28)	(−9.13)	(−9.15)	(−7.53)
J_{fomc}	−0.000 2	0.005 7	0.005 2	0.003 3
	(−0.35)	(0.85)	(0.83)	(0.52)
J_{nofomc}	−0.000 3	0.000 1	0.000 6	0.000 9
	(−1.33)	(0.23)	(0.93)	(1.25)
A	−0.000 0***	−0.000 1***	−0.000 1**	−0.000 1**
	(−5.15)	(−5.65)	(−2.63)	(−2.30)
样本容量	41 198	40 664	40 146	39 665
R^2	0.002 4	0.019 1	0.014 0	0.011 7
基金固定效应	有	有	有	有
年固定效应	有	有	有	有
$r+rJ_{\text{fomc}}$	0.607 1***	−4.336 9	−4.489 1	−4.664 0
	(4.300 7)	(−1.421 2)	(−1.444 2)	(−1.479 7)
$r+rJ_{\text{nofomc}}$	0.0473	−0.0743	−0.1836***	−0.1952***
	(1.1786)	(−1.4366)	(−3.0888)	(−3.4335)

是，考虑到样本期内 FOMC 公告发布时间均在我国非交易时段，本文关于 FOMC 部分的研究使用日频数据。

3　结　论

定期信息的发布时间和发布频率是已知的，投资者在一定程度上能够预先做出规划，因而市场对这类信息的反应更为迅速。不定期信息包括非预期的声明或事件，其发生时间是随机的，内容在公布前也是未知的，因此投资者对不定期信息存在延迟发现的现象。如何有效地控制市场跳跃风险，是政府部门和投资者面临的重要课题。在制定相关政策、发布相关信息时，有关部门应该对市场反应有一个科学的预判，政策发布后应对市场进行动态监控，对跳跃风险进行预警并适时采取相应措施。对于市场参与者来说，跳跃风险不仅可能给他们带来巨额损失，而且难以利用资产组合加以对冲，因此，他们应正确解读相关信息，既要对跳跃风险保持足够的警惕，又不能对信息反应过度。

参考文献：

[1] LEE S S, MYKLAND P A. Jumps in financial markets: a new nonparametric test and jump dynamics[J]. Review of Financial Studies, 2008, 21(6): 2535−2563.

[2] ANDERSEN T G, BOLLERSLEV T. Intraday periodicity and volatility persistence in financial markets[J]. Journal of Empirical Finance, 1997, 4(2/3): 115−158.

[3] LAHAYE J, LAURENT S, NEELY C J. Jumps, cojumps and macro announcements[J]. Journal of Applied Econometrics, 2011, 26(6): 893−921.

[4] BOUDT K, CROUX C, LAURENT S. Robust estimation of intraweek periodicity in volatility and jump detection[J]. Journal of Empirical Finance, 2011, 18(2): 353−367.

[5] LEE S S. Jumps and information flow in financial markets[J]. Review of Financial Studies, 2012, 25(2): 439−479.

[6] EVANS K P. Intraday jumps and US macroeconomic news announcements[J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35(10): 2511−2527.

[7] JIANG G J, LO I, VERDELHAN A. Information shocks, liquidity shocks, jumps, and price discovery: evidence from the U. S. treasury market[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2011, 46(2): 527−551.

[8] PICCOTTI L R. Jumps, cojumps, and efficiency in the spot foreign exchange market[J]. Journal of Banking & Finance, 2018, 87: 49−67.

[9] XIAO Y W, YIN X K, ZHAO J. Jumps, news, and subsequent return dynamics: an intraday study[J]. Journal of Financial Research, 2020, 43(3): 705−731.

[10] JIANG G J, ZHU K X. Information shocks and short-term market underreaction[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124(1): 43−64.

[11] BOUDT K, PETITJEAN M. Intraday liquidity dynamics and news releases around price jumps: evidence from the DJIA stocks[J]. Journal of Financial Markets, 2014, 17: 121−149.

[12] AMIHUD Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects[J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5(1): 31−56.

[13] BODILSEN S T, LUNDE A. Exploiting news analytics for volatility forecasting[J]. Journal of Applied Econometrics, 2025, 40(1): 18−36.

[14] WANG P, WANG P J. Asymmetry in return reversals or asymmetry in volatilities? —New evidence from new markets[J]. Quantitative Finance, 2011, 11(2): 271−285.
[15] 赵华, 麻露, 唐菲婕. 跳跃、共跳和非预期宏观信息 [J]. 管理科学学报, 2017, 20(10): 17−30.
[16] 贾盾, 孙溪, 郭瑞. 货币政策公告、政策不确定性及股票市场的预公告溢价效应——来自中国市场的证据 [J]. 金融研究, 2019(7): 76−95.
[17] BERNANKE B S, KUTTNER K N. What explains the stock market's reaction to federal reserve policy?[J]. The Journal of Finance, 2005, 60(3): 1221−1257.
[18] 陈创练, 王浩楠, 单敬群. 美联储政策对全球经济的溢出效应与国际货币政策协调机制研究 [J]. 统计研究, 2023, 40(6): 20−35.
[19] 李斌, 雷印如, 王健. 美联储货币政策溢出、央行预期管理与中国资产价格 [J]. 世界经济, 2024, 47(1): 57−85.
[20] 姜富伟, 郭鹏, 郭豫媚. 美联储货币政策对我国资产价格的影响 [J]. 金融研究, 2019(5): 37−55.

（编辑：丁红艺）

（上接第 566 页）

[21] MENTER F R. Two-equation eddy-viscosity turbulence models for engineering applications[J]. AIAA Journal, 1994, 32(8): 1598-1605.
[22] NEWMARK N M. A method of computation for structural dynamics[J]. Journal of the Engineering Mechanics Division, 1959, 85(3): 67−94.
[23] 史旭阳, 黄典贵. 低 Re 下双向受迫振动圆柱尾涡结构分析 [J]. 工程热物理学报, 2020, 41(8): 1917−1923.
[24] MELIGA P, CHOMAZ J M. An asymptotic expansion for the vortex-induced vibrations of a circular cylinder[J]. Journal of Fluid Mechanics, 2011, 671: 137−167.
[25] LI X T, LYU Z, KOU J Q, et al. Mode competition in galloping of a square cylinder at low Reynolds number[J]. Journal of Fluid Mechanics, 2019, 867: 516−555.

（编辑：丁红艺）