

# 股价跳跃与宏观信息发布

赵华 秦可佳

**内容提要:** 本文采用非参数跳跃识别方法首次对中国股市高频跳跃性及其与宏观信息冲击的关系进行研究, 结果表明, 股市上午开盘时跳跃次数明显大于其他交易时间, 午后开盘时的跳跃次数处于一天中的较低水平, 但跳跃幅度是一天中的峰值。并通过 Logit 模型研究了定期发布的宏观信息对中国股市价格跳跃的影响, 研究得出, 宏观信息的意外冲击对股价跳跃具有显著的影响, 股价对宏观信息冲击的调整速度大多为 10~15 分钟, 但需要 50 分钟才能反应完全。不同方向信息冲击对价格跳跃具有非对称性影响, 宏观经济信息的正向冲击会显著降低跳跃概率, 而负向冲击会增加跳跃概率。

**关键词:** 意外冲击; 信息发布; 价格跳跃

**中图分类号:** C812

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1002-4565(2014)04-0079-10

## Jumps in Stock Prices and Macro Information Release

Zhao Hua & Qin Keji

**Abstract:** The paper uses non-parametric method to identify high-frequency jumps in China's stock market and studies the relationship between price jumps and surprises of macro news, the results show that the jumps in the morning opening is significantly greater than the other trading hours, and the jumps in the afternoon opening is the lower, but the jump size is the peak. The paper studies the impact of macro news on jumps in stock prices of China's stock market with Logit model, we find that the surprises for macro news impact significantly the jumps in stock prices, and the speeds of the price adjustment for macro news are mostly 10-15 minutes. Furthermore, the different direction impacts of news on jumps in prices are asymmetric, and the positive impacts of macro news significantly reduce jump probability, but the negative impacts increase jump probability.

**Key words:** Surprise Shock; Information Release; Jump in Price

### 一、引言

自从 Merton(1976) 研究股票市场资产价格的跳跃以来, 跳跃就受到国际学术界的高度关注。近年来, 随着高频交易数据的方便获得, 金融资产价格的跳跃性研究已经成为金融经济学领域中的非常重要的前沿问题。一般认为, 资产价格及其收益率的波动性具有“时间连续性”, 但大量的典型事实表明股价遵循几何布朗运动的假设可能并不准确。跳跃即资产价格的非连续变化, 是金融资产价格变动的基本特征(Merton, 1976)。金融资产价格变化包括连续变化和非连续的跳跃变化, 资产价格的连续变化由扩散过程来描述, 而资产价格跳跃在衍生品定价、风险度量和管理、组合资产管理等方面具有与资产价格连续变化不同的涵义。

将资产价格分为连续和跳跃组成部分以后, 近年来的研究焦点集中于宏观信息和资产价格跳跃的关系。Maheu 和 McCurdy(2004) 将市场消息分为两部分: 正常消息与异常消息, 前者引起资产价格的平滑变化, 后者引起资产价格跳跃, 二者共同决定了资产收益率的分布。对于日间数据来说, 一些资产价格运动看上去几乎一样, 但基于高频数据, 我们更能捕捉到跳跃变化, 相应的研究也变得更加丰富。Johannes(2004) 指出, 跳跃有三种来源, 一是关于当前经济状态的宏观信息发布; 二是美联储的货币政策; 三是美国或其他重要国家的政治经济事件。Johannes(2004) 进一步指出, 信息发布并不意味着伴随跳跃, 只有当公布的信息中含有未预期的成分时, 跳跃才会发生。因此, 不是信息本身, 而是非预期的成分, 才是跳跃的关键。这与 Evans(2011) 对

美国期货市场日内跳跃的研究结论是一致的,他指出,在价格跳跃中,大概 1/3 对应着美国宏观信息发布,信息发布的事件本身使跳跃幅度增大,而非预期部分则解释了大部分跳跃的发生。

当金融市场对宏观经济信息做出反应以后,学者们比较感兴趣的是金融市场对宏观信息做出反应的速度。如 Balduzzi 等(2001)指出,债券市场对信息的价格调整通常发生在信息公布的 1 分钟内;波动率和交易量在公布点后显著并持续加大,交易价差扩大并在 5 ~ 15 分钟后恢复正常值。Rangel (2011) 的结果显示,大多数指标的冲击力持续时间并不长,信息发布日对跳跃强度的影响较小,不过该文的研究基于低频的日数据。

与国外学者丰富的研究相比,国内对跳跃的研究还相对薄弱,主要关注跳跃过程的特征及其对资产价格以及波动性预测的影响(王春峰等,2008)。此外,陈浪南和孙坚强(2010)基于低频日数据使用跳跃 GARCH 模型研究了股市的跳跃性,研究发现,条件波动率与跳跃行为之间存在回馈效应。对跳跃的研究同时也延伸到了期货市场,一些学者对期货市场的跳跃特点及其与现货市场的关系进行了探讨。如赵华和王一鸣(2011)发现股指期货和商品期货价格也存在跳跃性,跳跃强度具有时变性,而且跳跃强度还会对现货收益率和波动性形成影响。此外,已有少量研究逐渐关注跳跃所反映出的信息内涵。赵华和黄梨梨(2012)研究了存款准备金和利率政策对中国股市连续性波动和跳跃性波动的不同影响,但这些信息冲击均发生在股市交易时期之外。

我们不难发现,当前国内学者主要关注中国股市的跳跃性及其对资产价格以及波动性预测方面的影响,较少探讨中国股市资产价格跳跃的日内变动特征以及资产价格跳跃背后的经济原因。事实上,股票交易期间之外的政策或者信息冲击影响着股市的开盘价格变化,而股票价格的日内跳跃性更多受到股市交易期间的宏观信息冲击,而不同类型的宏观信息对股价跳跃的影响可能并不相同。因此,本文采用 Bollerslev 等(2013)跳跃识别方法对中国股市的日内跳跃特征进行分析,研究定期发布的宏观经济信息对股市跳跃的影响:第一,基于高频数据全面地分析了中国股票市场的价格跳跃的行为特征和日内变化特征。基于 Bollerslev 等(2013)非参数跳跃识别方法消除了日内效应的影响,避免遗漏或高

估跳跃,不仅识别出跳跃的存在性,还指出了跳跃发生的时刻、幅度等跳跃特征。第二,将宏观信息冲击划分为预期和非预期成分,量化了意外冲击的大小。第三,实证分析了中国股市价格跳跃与定期发布的宏观经济信息的意外冲击之间的关系,并详细考察这一影响机制。

## 二、计量方法

### (一) 跳跃识别方法

本文根据 Bollerslev 等(2013)新提出的非参数跳跃识别方法来识别价格跳跃。这种方法的优点不仅能够检测出跳跃的存在性,而且能够找出跳跃发生的时点,识别跳跃的幅度,并且在估计时考虑到了价格变动的日内效应。

假设资产的对数价格  $p_t$  服从一般的半鞅 (semimartingale) 过程,即:

$$dp_t = \alpha_t dt + \sigma_t dW_t + \int_R x \mu(dt, dx) \quad (1)$$

其中,  $\alpha_t$  为一个连续的局部有界的变差过程;  $\sigma_t$  为严格正的随机波动率过程;  $W_t$  定义了一个标准布朗运动;  $\mu(dt, dx)$  是捕捉跳跃的随机测度,  $p_t$  在  $dt$  时期发生了幅度为  $dx$  的跳跃。

用  $n+1$  和  $T$  分别表示每天等距离价格观测值的个数和交易天数,那么整个样本离散时间点为  $0, \frac{1}{n}, \frac{2}{n}, \dots, T$ , 定义离散时间区间内  $[\frac{\tau-1}{n}, \frac{\tau}{n}]$  的高频收益率为  $\Delta_{\tau}^n p = p_{\frac{\tau}{n}} - p_{\frac{\tau-1}{n}}$ , 则样本每天的已实现变差 (Realized variation, RV) 和双幂变差 (Bipower variation, BV) 定义如下:

$$RV_t = \sum_{\tau=tn+1}^{tn+n} |\Delta_{\tau}^n p|^2 \quad (2)$$

$$BV_t = \frac{\pi}{2} \sum_{\tau=tn+2}^{tn+n} |\Delta_{\tau}^n p| |\Delta_{\tau-1}^n p| \quad (3)$$

在常规条件下,当  $n \rightarrow \infty$ , RV 一致收敛于总变差, BV 的一致估计量是总变差中的价格连续变动部分,即积分波动率 (Integrated volatility), 这样可以得到:

$$RV_t \xrightarrow{P} \int_t^{t+1} (\sigma_s)^2 ds + \int_t^{t+1} \int_R x^2 \mu(ds, dx) \quad (4)$$

$$BV_t \xrightarrow{P} \int_t^{t+1} (\sigma_s)^2 ds \quad (5)$$

在 RV 测度的基础上估计波动率日内模式

(Time-of-day ,TOD) ,TOD 为:

$$TOD_i = \frac{n \sum_{t=1}^T |\Delta_{i,t}^n p|^2 1(|\Delta_{i,t}^n p| \leq \gamma \sqrt{BV_{i,t} \wedge RV_{i,t} n^{-\bar{\omega}}})}{\sum_{s=1}^{nT} |\Delta_{s,t}^n p|^2 1(|\Delta_{s,t}^n p| \leq \gamma \sqrt{BV_{[s/n]} \wedge RV_{[s/n]} n^{-\bar{\omega}}})}$$

$$i_t = (t - 1)n + i \quad (6)$$

其中 , $i = 1, \dots, n$  , $\gamma > 0$  , $\bar{\omega} \in (0, 0.5)$  , $\gamma, \bar{\omega}$  是常数 , $1(\cdot)$  是一个指示函数。 $TOD_i$  中的收益率由  $\gamma$  和  $\bar{\omega}$  截尾 ,有效地消除了跳跃 ,因此  $TOD_i$  度量了每日不同时段的扩散变差与当日平均变差的比率。一般来说 , $\gamma = 2.5$  , $\bar{\omega} = 0.49$  (Bollerslev 等 2013) ,这意味着当所有高频数据中收益率超过了其对应的随机波动率局部估计值 2.5 个标准差时 ,就确认发生了价格跳跃。 $TOD_i$  大体上呈现出我们熟知的 U 形模式 ,即每天开盘和收盘时波动率较高 ,它是每天交易时间  $i$  的函数。

构建截断方法可以直接识别每个资产的高频价格跳跃 ,跳跃时刻为:

$$\hat{\Gamma}_{[0, nT]} = \{ \tau \in [0, nT] : |\Delta_{\tau}^n p| \geq \alpha_{\tau} n^{-\bar{\omega}} \}$$

$$\alpha_{\tau} = \gamma \sqrt{BV_{[\tau/n]} \wedge RV_{[\tau/n]}^* TOD_{\tau - [\tau/n]n} n^{-\bar{\omega}}} \quad (7)$$

$$= 1, \dots, nT$$

该方法根据日内波动率模式以及每天随机波动率的估计值分离出资产价格变动中的跳跃成分 ,因此从收益率中分离出连续和跳跃成分时 ,Bollerslev 等 (2013) 方法考虑到了波动率的日内变动模式。

### (二) Logit 模型

假设有以下二元选择模型:

$$Y_i = X_i' \beta + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (8)$$

其中 , $X_i$  是包含常数项的  $k$  元解释变量 , $Y_i$  是分类变量:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{股票价格跳跃} \\ 0 & \text{股票价格没有跳跃} \end{cases}$$

假设在给定  $X_i$  时 , $Y_i = 1$  的概率为  $p$  ,即  $\text{Prob}(Y_i = 1 | X_i) = p$  ;则在给定  $X_i$  时 , $Y_i = 0$  的概率为  $1 - p$  ,即  $\text{Prob}(Y_i = 0 | X_i) = 1 - p$  。在一般的线性概率模型 (Linear probability model ,LPM) 中:

$$E(Y_i | X_i) = X_i' \beta = \text{Prob}(Y_i = 1 | X_i) = p \quad (9)$$

LPM 假设  $Y_i = 1$  的概率是线性的 ,也就是假设  $\text{Prob}(Y_i = 1 | X_i) = F(X_i' \beta)$  ,其中  $F$  是线性函数。如果将函数  $F$  定义为 Logistic 分布函数  $\Lambda(\cdot)$  ,则产生的二元选择模型为 Logit 模型:

$$\text{Prob}(Y_i = 1 | X_i) = \Lambda(X_i' \beta) = \frac{\exp(X_i' \beta)}{1 + \exp(X_i' \beta)} \quad (10)$$

对于 Logit 模型 ,其边际效应为:

$$\frac{\partial \text{Prob}(Y_i = 1 | X_i)}{\partial X_i} = \Lambda(X_i' \beta) (1 - \Lambda(X_i' \beta)) \beta \quad (11)$$

可以看到 ,Logit 模型中解释变量对  $Y_i$  取值为 1 的概率的边际影响不是常数 ,它会随着解释变量取值的变化而变化。对于非虚拟的解释变量 ,一般是用其样本均值代入到式 (11) 中 ,估计出平均的边际影响 ,边际效应表示的是解释变量变动一个单位时对  $Y$  取值为 1 的平均概率的影响。对于虚拟解释变量而言 ,则需要先分别求其取值为 1 和 0 时  $\text{Prob}(Y_i = 1 | X_i)$  的值 ,二者的差即为虚拟解释变量的边际影响。

由于 Logit 模型是非线性模型 ,常用的估计方法是极大似然估计法。对于 Logit 模型来说:

$$\text{Prob}(Y_i = 1 | X_i) = F(X_i' \beta)$$

$$\text{Prob}(Y_i = 0 | X_i) = 1 - F(X_i' \beta) \quad (12)$$

所以似然函数为:

$$L = \prod_{i=1}^N F(X_i' \beta)^{Y_i} (1 - F(X_i' \beta))^{1 - Y_i} \quad (13)$$

相应地 ,对数似然函数为:

$$\log L = \sum_{i=1}^N \{ Y_i * \log F(X_i' \beta) + (1 - Y_i) * \log [1 - F(X_i' \beta)] \} \quad (14)$$

最大化  $\log L$  的一阶条件为:

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^N \{ Y_i * X_i \frac{f_i}{F_i} + (1 - Y_i) * X_i \frac{-f_i}{1 - F_i} \}$$

$$= \sum_{i=1}^N \{ X_i f_i \frac{Y_i - F_i}{F_i (1 - F_i)} \} = 0 \quad (15)$$

由于式 (15) 不存在封闭解 ,所以要用非线性求解的迭代法求解 ,本文采用二次攀峰算法。

## 三、数据与股价跳跃特征

### (一) 数据选取与采样频率

本文包括两种类型的数据: 第一种是用于识别股票市场跳跃的高频数据; 第二种是反映宏观信息影响的宏观经济数据。沪深 300 指数覆盖了沪深市场 60% 左右的市值 ,成分股为市场中代表性好、流动性高、交易活跃的主流投资股票 ,能够反映市场主流投资的收益情况 ,因此本文选择沪深 300 指数高频数据作为研究对象 ,代表中国股市的日内变化特

征,采样时间为2005年4月8日到2011年12月31日。数据来源于CSMAR高频数据库。高频数据面临取样的问题,数据频率越低,丢失的信息就越多,理论上为了充分挖掘高频数据中的信息,应该使用最高频率的数据进行研究,但频率越高,意味着噪音越多,因此频率的选择需要在高频率和低噪音之间权衡。本文采用比较流行的波动率特征图(Volatility signature plot)确定最优抽样频率(Andersen等2000)。波动率特征图是平均已实现波动率对抽样时间间隔的图形,它是测量微观结构噪音影响的一种简便方法。当没有摩擦和收益率动态依存关系时,已实现波动率是相同总变差的一致估计量,因此,当微观结构噪音的影响停止时,波动率特征图就表现为水平形式。

沪深300指数波动率特征图表明,沪深300指数的高频数据在1分钟间隔中的平均已实现波动率最小,随着抽样间隔逐步增加,样本平均已实现波动率逐步增大,当取样间隔为5分钟时,平均已实现波动率已变得稳定,因此本文选取沪深300指数5分钟间隔的高频数据进行研究。剔除数据不完整的交易日,最后得到样本天数为1625天,每个交易日有48个收益率数据,共得到78000个沪深300指数的高频收益率数据,其中日内对数化收益率为 $\Delta_{\tau}^n p = 100 \times (p_{\tau}^n - p_{\tau-1}^n)$ ,这里 $n = 48; \tau = 1, 2, \dots, 78000$ 。

国内外对相关问题的研究为本文选取宏观经济指标提供了很好的借鉴。他们大多选取国内生产总值、货币供应量、价格指数、工业增加值等指标,也有少数学者选取利率指标进行研究。由于中国货币市场利率调整信息发布在股票交易时期之外(赵华和黄梨梨2012),本文没有将其纳入研究范围。综合考察国内外文献后,本文选取11个宏观经济指标,分别为采购经理人指数(PMI)、规模以上工业增加值增长率(IO)、城镇固定资产投资额累计增长率(FI)、社会消费品零售总额增长率(RS)、居民消费价格指数增长率(CPI)、工业品出厂价格指数增长率(PPI)、贸易差额(TB)、出口总额(EX)、进口总额(IM)、广义货币供应量增长率(M2)、国内生产总值(GDP),数据来源于MMS(Money market services)。

若某交易日有上述任何一个指标公布,则将其定义为消息日。根据Balduzzi等(2001)、Andersen和Bollerslev(1998)、Lahaye等(2009)的研究,本文采用如下方法定义意外冲击:

$$S_{\tau}^j = \frac{A_{\tau}^j - E_{\tau}^j}{\hat{\sigma}_j} \quad \tau = 1, 2, \dots, 78000 \quad j = 1, 2, \dots, 11 \quad (16)$$

其中, $\tau$ 表示时刻, $j$ 是宏观经济指标的编号, $A_{\tau}^j$ 是宏观经济指标 $j$ 在 $\tau$ 时刻所公布的实际值, $E_{\tau}^j$ 是其对应的预期值, $\hat{\sigma}_j$ 是指标 $j$ 预期误差的标准差,则 $S_{\tau}^j$ 就是宏观经济指标 $j$ 在 $\tau$ 时刻的意外冲击。宏观经济指标的标准化处理消除了量纲的影响,使我们能够比较不同信息冲击的影响。在筛选有效观测值时,为了避免股市开盘时市场噪音的影响,本文采取如下原则:只有在9:30以后的交易时间发布的宏观信息才被视作有效观测数据<sup>①</sup>。

宏观指标的实际值及预期值均来自MMS。Andersen和Bollerslev(1998)、Lahaye等(2009)以及众多学者均采用MMS调查数据的中位数作为市场预期度的度量。许多学者探讨了MMS预期值的特性。如Andersen和Bollerslev(1998)以及Balduzzi等(2001)指出MMS预期值并非显著地静态,它能够包含信息即时发布前的所有信息,因而是无偏的。当个别预期值缺失时,根据理性预期理论,将本期的实际值作为下期的预期值。

## (二) 跳跃的基本统计分析与行为特征

图1和图2展示了所有交易日以5分钟为时间间隔的收益率和价格跳跃序列。我们将图1和图2进行对比,发现股票市场波动较大时,跳跃的强度也较高。如2007年和2008年市场上大幅波动的时期,跳跃强度较高,跳跃幅度较大。从高频跳跃序列图中我们还可以观察到三个特征。第一,跳跃具有聚集性。历史跳跃行为对未来的跳跃行为产生一定的影响,大的跳跃后面伴随着大幅跳跃,小的跳跃后面伴随着小幅跳跃,呈现出时变的现象。这表明跳跃的强度及幅度都可能存在ARCH效应。第二,跳跃具有非对称性。在某些时间区间,跳跃总的影晌是正向的,即正跳跃的面积大于负跳跃的面积。比如2005年下半年、2008年和2011年,特别是2011年这一特征尤为明显。对比而言,在2006年下半年和2007年中,跳跃总的影晌为负,不过跳跃的方向与股市所处的状态并没有非常明显的关系。第三,跳跃幅度与股市状态有关。在2007年气势磅礴的大

<sup>①</sup> 由于9:30开盘时发生跳跃的次数显著大于其他时点,这种跳跃可能与夜间种种噪音冲击相关,无法准确判断跳跃是否与宏观信息发布相关,因此,与9:30有关的宏观信息冲击视为无效观测值。

牛市以及 2008 年恐慌情绪四处蔓延的大熊市中, 跳跃幅度较大。股市处于牛市时, 证券市场投资者情绪异常高涨, 沉溺于对未来形势的盲目乐观预期中, 投资行为更加活跃, 交易更为频繁, 跳跃幅度增大。而大熊市阶段, 市场低迷, 投资者信心不足, 对股价未来走势过度悲观, 很小的利空消息都可能导致股市暴跌, 跳跃幅度也会增大。2010 年以来, 市场处于上下焦灼状态, 市场缺少明显的投资机会, 因此投资者决策时较为谨慎, 跳跃幅度明显减小。

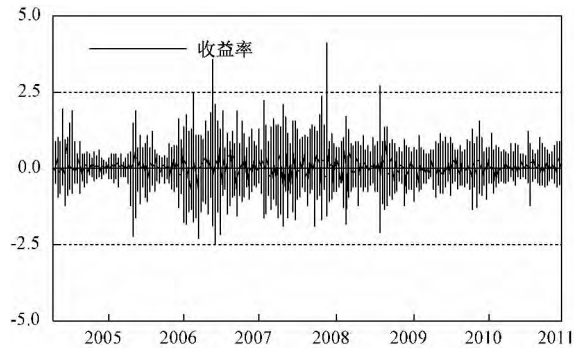


图 1 中国股市高频收益率变动图

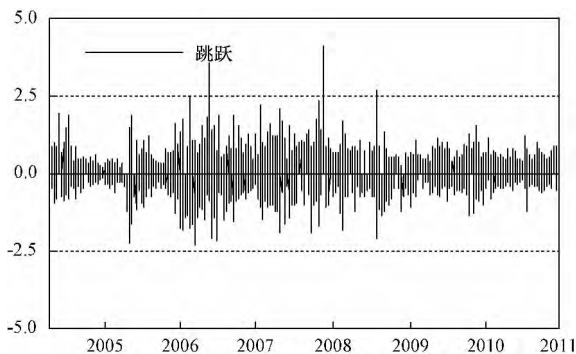


图 2 中国股市高频跳跃变动图

通过对中国股市价格跳跃的行为特征进行析发现, 从 2005 年 4 月 8 日到 2011 年 12 月 31 日的 1625 个交易日中, 有 1056 个交易日发生跳跃, 交易日发生跳跃的概率达到 65%。进一步分析, 在 78000 个时点上, 总共发生了 1536 次跳跃, 占总样本的 1.97%, 这个比例远大于欧美发达国家市场。中国股市发生跳跃的概率较大, 这可能存在两方面原因: 一是高频数据使我们更准确地检测到跳跃。使用日或者更低频数据时可能会损失一些重要的信息, 导致识别跳跃的方法出现严重的误差, 而使用高频数据识别日间跳跃就可以避免这一问题。二是作为新兴股票市场, 中国股票市场投机气氛比较严重,

投资者较少关注当前收益, 而较多地注重资本利得, 在市场上容易追涨杀跌, 带来股价和股市波动率的频繁大幅度变动。若不考虑跳跃方向, 平均跳跃幅度为 0.62, 标准差为 0.37, 若考虑到跳跃方向, 跳跃平均幅度为 0.04。总体来看, 正、负向跳跃影响基本接近。事实上, 发生负向跳跃的概率为 46.35%, 正负跳跃的平均幅度相等, 但值得注意的是, 正向跳跃的方差更大。

### (三) 跳跃的日内特征分析

我们将高频跳跃时间序列按照每个交易日 48 个 5 分钟分成 48 组, 图 3 至图 6 给出了中国股市价格跳跃的日内特征。就跳跃强度而言, 股市上午开盘的 5 分钟内跳跃次数明显大于平均水平, 共计 138 次, 而该时点以外的平均跳跃次数仅为 30 次左右。这是由于开盘前经历了一晚上的休市期, 为投资者收集信息、预测未来行情以及调整其投资策略提供了充足的时间, 所以在开盘时, 市场上积累的大量信息迅速融入, 并通过极端的价格反应形式表现出来。除此以外, 10:30 和 11:00 附近会出现间歇性的跳跃小高峰, 这两个时点都是大多数宏观经济信息发布的时间。但是整体看来, 跳跃在宏观信息公布的时点并无显著增加, 因此, 市场对宏观信息的冲出做出反应可能需要更长的时间。

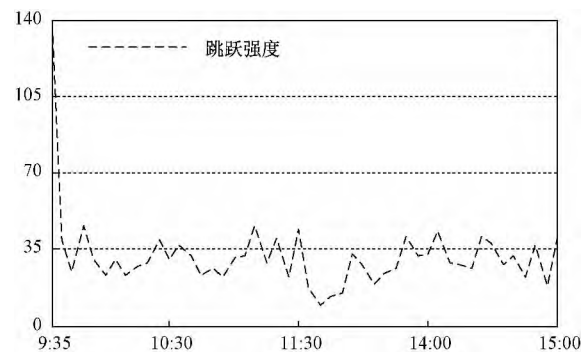


图 3 中国股市价格日内跳跃强度

跳跃幅度在一天中各个时间表现不同。为了更直观地体现不同时段的跳跃特点, 首先分析跳跃幅度的绝对值。从图 4 可以看到, 在两个重要的信息发布区域, 跳跃的幅度相对而言并不大, 特别是 10:00 到 10:30 这个区间, 绝大多数消息在此段时间公布, 但 10:30 甚至是一天中跳跃幅度最小的时点。相比之下, 下午的价格波动更加剧烈, 特别是下午开盘时, 甚至超过了上午开盘时刻。对比图 3, 下午开

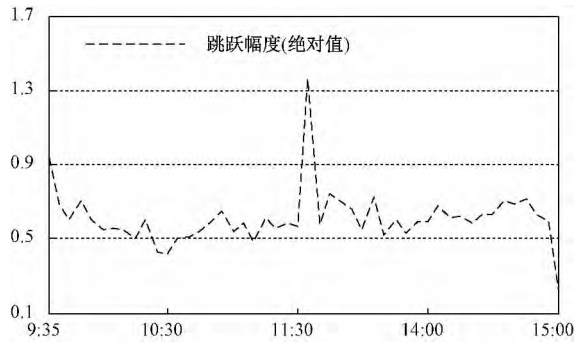


图4 中国股市价格日内跳跃幅度(绝对值)

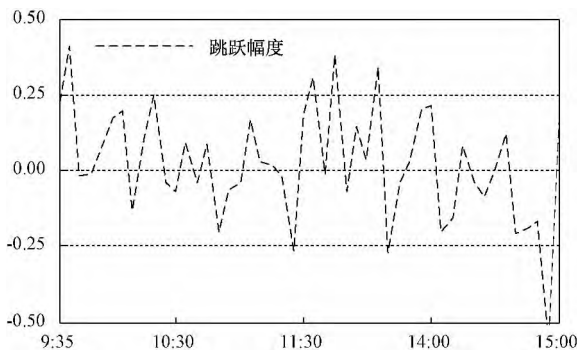


图5 中国股市价格日内跳跃幅度

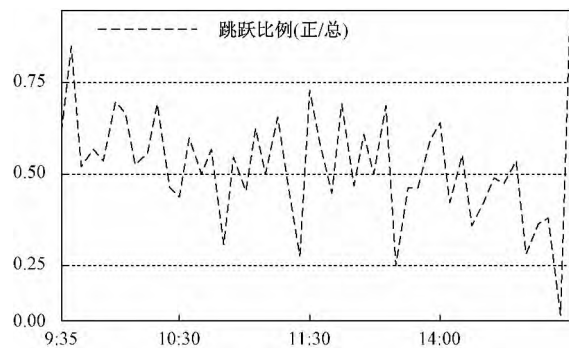


图6 中国股市价格日内跳跃比例 (正跳跃次数/总跳跃次数)

盘时刻跳跃的次数处于一天中的较低水平,但跳跃幅度却是一天中的峰值,这种特点可能进一步暗示着市场对信息消化是一个缓慢而复杂的过程。

日内跳跃具有非对称性。我们从图5和图6可以看到,股市的跳跃具有明显的非对称性,总的影响为正,这一点从两方面得到了体现:总体而言,正向跳跃的幅度大于负向跳跃,同时,正向跳跃的次数也大于负向跳跃。这与图2高频跳跃的变动特征相一致。跳跃幅度的非对称性在上午表现得更加明显,下午一点半以后,跳跃以负向影响为主,特别地,尾盘会出现大幅跳水。图6也表明,正跳跃次数与跳

跃幅度有着相似的特征。上午正跳跃的比例大多高于50%,但收盘前近90%的跳跃为负,收盘时正跳跃的比例则达到了95%。

### 四、宏观信息冲击对中国股市价格跳跃的影响

#### (一) 宏观信息冲击与股价跳跃的关系

表1展示了股价跳跃与宏观信息发布之间的关系。需要强调的是, $P(\text{跳跃}|\text{信息发布})$ 和 $P(\text{信息发布}|\text{跳跃})$ 是两个不同的概念,它们指出了价格跳跃与信息发布的两种关系。前者指的是在信息发布后1小时内<sup>①</sup>发生跳跃的概率,它描述了信息发布引起跳跃的可能性;而后者是指跳跃在多大程度上与信息发布存在关系。比如说金融危机爆发,几乎一定会引起价格跳跃,因而 $P(\text{跳跃}|\text{信息发布})$ 会非常高,但是因为此类事件发生的概率很小,因此 $P(\text{信息发布}|\text{跳跃})$ 将非常小。 $P(\text{跳跃}|\text{消息日})$ 和 $P(\text{消息日}|\text{跳跃})$ 的意义类似。

表1 跳跃与宏观信息发布关系的统计分析

交易日个数	1625
消息日个数	276
$P(\text{消息日})$	16.98%
跳跃个数	1536
跳跃与消息日匹配个数	183
跳跃与信息发布匹配个数	57
$P(\text{跳跃} \text{消息日})$	66.3%
$P(\text{消息日} \text{跳跃})$	11.91%
$P(\text{跳跃} \text{信息发布})$	20.65%
$P(\text{信息发布} \text{跳跃})$	3.71%

注“跳跃个数”是指运用前述方法观察到的实际发生的跳跃个数,“跳跃—消息日匹配个数”是指有跳跃发生的信息发布日,“跳跃与信息发布匹配个数”是在信息发布后,价格在60分钟内发生跳跃的观测值个数。 $P(\text{消息日}) = 100\% * (\text{消息日个数} / \text{交易日个数})$ ,  $P(\text{跳跃}|\text{消息日}) = 100\% * (\text{跳跃与消息日匹配个数} / \text{消息日个数})$ ,  $P(\text{消息日}|\text{跳跃}) = \text{跳跃与消息日匹配个数} / \text{跳跃个数}$ ,  $P(\text{跳跃}|\text{信息发布})$ 、 $P(\text{信息发布}|\text{跳跃})$ 类似。

从表1中可以看到,近1/5的交易日会有宏观信息发布,而消息日发生跳跃的概率高达66.3%;另一方面,如果跳跃发生,存在宏观信息发布事件的可能性是11.91%。这意味着,信息发布这一事件本身就可能存在一种“新闻效应”,使得跳跃的概率增加,或者市场对信息的反应比较滞后,不能及时反映在价格中,但在该日会有所体现。类似地,信息发布后,发生跳跃的可能性为20.65%,而近4%的跳

<sup>①</sup> 设定为1小时主要参考了Lahaye等(2011)等相关文献的做法。

跃与信息发布存在联系。

## (二) 宏观信息冲击对跳跃影响的基本分析

我们细分 11 个宏观经济指标, 分别讨论它们与股价跳跃的关系, 分析结果见表 2。统计分析结果表明, 除了 PMI, 在其他宏观经济信息发布的日子, 发生跳跃的概率都在 65% 以上, 其中 RS、CPI、M2 的发布日跳跃概率甚至大于 70%。在  $P(\text{消息日}|\text{跳跃})$  一项中, RS、FI、CPI 的值较高, 意味着跳跃与这几个指标的联系更为紧密。具体到信息发布的时点, 不考虑“意外”的信息冲击, RS 与 CPI 发布后, 跳跃的概率达到了 25% 和 27.3%, 其次是 IO、PPI 和 GDP。这说明股票市场确实与实体经济存在一种反馈机制, 这正是股市经济“晴雨表”作用的体现。

值得注意的是, M2 和 PMI 发布后, 跳跃的概率均低于 15%, M2 甚至不到 10%。一般而言, 股市与流动性存在正相关关系, 对货币政策的导向十分敏感。作为货币政策的代表性指标, M2 对跳跃的解释力并不出众。究其原因: 首先, 在本文考虑的样本区间内, M2 的公布时间是最不稳定的, 从 9:25 到 17:00 不等。9:25、9:30 发生的信息冲击可能反映在 9:30 至 9:35 期间, 但为了避免夜间噪音的影响, 此间发布的 M2 数据被剔除; 同理, 16:00 及 17:00 信息发布的影响也可能在上午开盘时有所体现, 但数据在交易期间之外依旧被视为无效。因此, 相比 CPI 等指标, M2 的有效样本数量大大减少, 被剔除的部分中很可能包含着引发跳跃的样本。其次, 虽然市场十分关注货币政策的导向, 但相对 M2 而言, 市场更关注的是央行的基准利率以及存款准备金政策, 而后两者并未包括在模型中, 也就是说 M2 也许并非货币政策导向的最佳代表指标。再次, 如果央行调整了基准利率或存款准备金率, 可能会使市场对 M2 形成更精准的预期, 减少了意外冲击, 从而减少了跳跃的概率。最后, M2 的  $P(\text{跳跃}|\text{消息日})$  是所有指标中最高的, 意味着 M2 的公布日发生跳跃的概率非常大, 但  $P(\text{跳跃}|\text{信息发布})$  仅考虑了信息发布时点及其滞后 1 小时的市场反应, 如果市场对于信息的反应比较滞后, 则会使这项概率值很低。

PMI 涵盖着生产与流通、制造业与非制造业等领域, 是国际上通行的宏观经济监测指标体系之一, 其前瞻性和简单易懂的优点是其他指标无法比拟的。但是, 从本文的结果来看, 它与跳跃的关系却并

不明显, 可能由于两个方面的原因: 其一, PMI 数据版本多。中国官方的 PMI 即 CFLP-PMI, 自 2005 年 4 月起才开始发布, 而 MMS 提供的数据就出现了三个阶段的不同版本, 即 2007 年 1 月至 2009 年 5 月期间, PMI 的真实值来自法国里昂证券 (CLSA) 和 NTC Economics, 2009 年 6 月至 2010 年 3 月来自汇丰, 2010 年 4 月开始来自中国物流与采购联合会。其二, 各版本存在数据“打架”现象。比如 2012 年 1 月, 官方 PMI 升至 50.5%, 意味着经济扩张, 但汇丰 PMI 却是 48.8%, 仍处于荣枯分水岭的下方, 而更重要的是, 这样的情况并非个例。虽然 PMI 的市场关注度很高, 但如此泾渭分明的数据只会让市场预期变得更加复杂。数据“打架”的现象也许正是 PMI 与价格跳跃关系不明显的重要原因。

作为反映实体经济的代表性指标, IO、FI、RS 常常在同一天发布, IO 往往是最先发布, 其次是 RS 和 FI, 其  $P(\text{跳跃}|\text{信息发布})$  比较接近, 但略有差异。对于衡量通货膨胀的重要指标, CPI 的  $P(\text{跳跃}|\text{信息发布})$  为 27.03%。这意味着, 当 CPI 发布时, 在超过 1/4 的情况下, 股票价格会发生跳跃。类似地, 经常一起公布的 PPI, 其次序位于 CPI 之后, 其影响力便减弱了许多。市场是否会对先发布的指标做出反应, 因而后发布的指标其影响力就减弱呢? 这会在下文的研究中有所体现。

表 2 跳跃与各宏观经济指标关系的统计分析 %

变量名	$P(\text{跳跃} \text{消息日})$	$P(\text{消息日} \text{跳跃})$	$P(\text{跳跃} \text{信息发布})$
PMI	39.53	2.21	13.95
IO	69.44	4.43	22.22
RS	70.83	5.01	25.00
FI	69.44	5.14	19.44
CPI	70.27	5.27	27.03
PPI	68.92	4.56	20.27
TB	65	3.65	15.00
EX	66.67	1.56	16.67
IM	66.67	1.56	16.67
M2	77.14	2.41	8.57
GDP	65.38	2.02	23.08

出口是拉动经济的三驾马车之一, 因此 TB 也是引起跳跃的重要原因, EX 和 IM 总是与 TB 同时公布。三项指标的信息含量比较类似, 因而各项数值也非常接近。

## (三) 宏观信息冲击对股市跳跃的影响机制

我们将考察股价跳跃对宏观信息意外冲击的反应速度、不同宏观信息对股价跳跃影响的差异性、不



同方向的宏观信息冲击对价格影响的非对称性、宏观信息冲击的边际影响等。

考虑到我国的宏观信息发布采取网络与新闻发布会相结合的方式,而新闻发布会往往持续半小时左右,给我们确定具体的发布时刻带来了困难。因此,本文在研究中考虑了价格的滞后反应。在滞后期的选择上,本文根据 Lahaye 等(2011)的做法,考察宏观信息滞后 12 期的冲击,即 1 小时内的信息冲击。因此,我们对 11 个宏观经济指标分别建立如下 Logit 模型,以检验宏观信息意外冲击对股市跳跃的影响机制:

$$J_{\tau}^* = \mu_j + \sum_{i=0}^{12} \beta_{\tau-i}^j S_{\tau-i}^j + \varepsilon_{\tau}^j, J_{\tau} = I(J_{\tau}^* > 0) \quad j = 1, 2, \dots, 11; \tau = 1, 2, \dots, 78000 \quad (17)$$

其中,  $I(J_{\tau}^* > 0)$  是指示函数,它将潜变量  $J_{\tau}^*$  转变成跳跃是否发生的二元变量  $J_{\tau}$ 。j 为十一个宏观经济指标的编号,  $\beta_{\tau-i}^j$  分别表示  $S_{\tau-i}^j$  滞后 i 期的影响系数。表 3 报告了模型(17)的估计结果,为了节省空间,我们只报告了显著的宏观经济指标。

1. 价格对宏观信息冲击的反应速度与宏观指标影响差异。

估计结果显示,在显著的宏观信息指标中,除了 GDP 的即期影响系数显著外,其余各项均为滞后期显著。也就是说在大部分信息公布时,市场不会立刻调整,信息无法马上反映到股价变化中。其中,在 8 个显著的指标中,有 5 个会在 10 ~ 15 分钟内对股价跳跃产生显著影响,有 7 个会在 30 分钟内产生显著影响,而影响最持久的为滞后 10 期,即 50 分钟。也就是说,市场对宏观信息冲击的调整速度大多为 10 到 15 分钟,更普遍的情况是,价格会在半小时内产生显著变化,但一般需要 50 分钟才能反应完全。这在一定程度上表明我国股市的信息传播及解读效率较低,市场不能及时对宏观信息冲击做出反应,这种现象可能由三方面因素造成:首先,中国股市以中小股民为主,投资者认知能力存在差异,而大部分中小股民,因为缺乏经济理论知识或难以判断复杂多变的经济形势,从而更倾向于利用别人的价值判断来代替自己的独立思考。这一特点反映到价格运动的过程中,就表现为信息释放以后缓慢与反复的价格调整。其次为有限关注。有限关注理论认为,人们在处理信息和同时进行多项任务时,存在着能力和精力上的局限性,不具备充分处理和吸收所有

表 3 宏观信息冲击对股市价格跳跃影响的估计结果

变量名	RS	FI	CPI	PPI
$\beta_0$	-0.05 (-0.07)	-0.38 (-0.49)	-0.81 (-1.27)	0.44 (0.54)
$\beta_{i-1}$	-0.18 (-0.27)	0.48 (0.99)	-0.21 (-0.26)	-0.35 (-0.54)
$\beta_{i-2}$	-0.11 (-0.17)	-0.22 (-0.26)	1.09*** (2.32)	-0.75* (-1.68)
$\beta_{i-3}$	0.23 (0.49)	-0.54 (-0.73)	-0.04 (-0.50)	-0.11 (-0.14)
$\beta_{i-4}$	-0.11 (-0.17)	-0.22 (-0.26)	0.89* (1.67)	0.11 (0.13)
$\beta_{i-5}$	0.23 (0.48)	-1.16*** (-2.24)	0.49 (0.69)	-0.52 (-0.94)
$\beta_{i-6}$	-0.62 (-1.51)	0.64 (1.58)	-0.92 (-1.53)	0.11 (0.13)
$\beta_{i-7}$	-0.42 (-0.08)	0.39 (0.73)	-0.02 (-0.02)	0.54 (0.70)
$\beta_{i-8}$	-0.99*** (-2.81)	-0.21 (-0.26)	-0.02 (-0.02)	0.22 (0.26)
$\beta_{i-9}$	-0.11 (-0.17)	0.14 (0.20)	0.97* (1.89)	-0.65 (-1.32)
$\beta_{i-10}$	0.42 (1.26)	-1.00* (-1.83)	0.34 (0.45)	1.06* (-1.79)
$\beta_{i-11}$	-0.29 (-0.48)	-0.16 (-0.19)	-0.02 (-0.02)	-0.33 (0.40)
$\beta_{i-12}$	-0.05 (-0.07)	-0.22 (-0.26)	-0.82 (-1.27)	0.11 (0.13)
变量名	TB	EX	IM	GDP
$\beta_0$	-0.00 (-0.00)	0.08 (0.08)	0.13 (0.11)	-1.70** (-1.97)
$\beta_{i-1}$	-0.00 (-0.00)	0.08 (0.08)	0.13 (0.11)	-0.30 (-0.21)
$\beta_{i-2}$	-1.08*** (-2.64)	-1.17*** (-2.60)	-0.80** (-2.00)	-0.30 (-0.21)
$\beta_{i-3}$	-0.90** (-2.05)	-1.18*** (-2.60)	-0.80** (-2.00)	-1.20 (-1.13)
$\beta_{i-4}$	-0.00 (-0.00)	0.08 (0.08)	0.13 (0.11)	-0.30 (-0.21)
$\beta_{i-5}$	0.79 (1.06)	0.32 (0.31)	-0.09 (-0.09)	1.10* (1.82)
$\beta_{i-6}$	1.02 (1.59)	0.57 (0.68)	-0.42 (0.67)	-0.30 (-0.21)
$\beta_{i-7}$	0.44 (0.48)	0.08 (0.08)	0.13 (0.11)	-0.30 (-0.21)
$\beta_{i-8}$	0.07 (2.64)	0.08 (0.08)	0.13 (0.11)	0.71 (0.88)
$\beta_{i-9}$	1.44*** (2.64)	0.08 (0.08)	0.13 (0.11)	1.37*** (2.58)
$\beta_{i-10}$	-0.00 (-0.00)	0.08 (0.08)	0.13 (0.11)	-0.30 (-0.21)
$\beta_{i-11}$	-0.75 (-1.52)	0.08 (0.08)	0.13 (0.11)	-0.30 (-0.21)
$\beta_{i-12}$	-0.72 (-1.41)	0.08 (0.08)	0.13 (0.11)	-0.30 (-0.21)

注:括号内为 t 统计量;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1% 的水平下统计显著。

可得信息的精力和能力,这样导致处于有限关注状态的投资者对信息的处理能力有限,往往不能够迅速、充分地理解信息(Engelberg 等 2011)。最后,宏观经济信息发布时间的不确定性。由于我国的信息发布时间并非特别固定,即日期及时间上的经常性



变动,这种发布的不确定性可能导致信息发布的时刻市场的流动性降低,最终造成价格调整的缓慢 (Andersen 和 Bollerslev, 1998)。

在 11 个宏观经济指标中,对股价跳跃造成显著影响的指标共有 8 个,它们分别是:社会消费品零售总额增长率 (RS)、城镇固定资产投资额累计增长率 (FI)、居民消费价格指数增长率 (CPI)、工业品出厂价格指数增长率 (PPI)、贸易顺差 (TB)、出口总额 (EX)、进口总额 (IM) 和国内生产总值 (GDP)。这表明,宏观经济信息的意外冲击与股票市场价格跳跃之间确实存在一种动态反馈机制,而这正是资本市场实现“晴雨表”功能的重要保证之一。

RS、FI、TB、EX、IM 分别代表了消费、投资和出口水平,这是拉动经济增长的三驾马车。在发达国家,消费是拉动经济增长的强劲引擎,而我国内需对拉动经济增长的作用更是不容小觑。因此,代表了社会消费水平的 RS 对股市波动的影响是显著的。其次,从我国当前的实际情况来看,经济增长仍以投资拉动为主,特别是 2008 年金融危机以来,政府为应对低迷的经济局势,采取了 4 万亿的投资计划来实现“保 8”的目标,市场对固定资产投资一直保持着较高的关注度,回归结果再次显示了市场对投资拉动作用的认同。再次,中国作为世界工厂,出口对经济的贡献有目共睹。不管是 2008 年以前贸易顺差持续增长,导致外汇占款流动性过剩,还是 2008 年以后受国际金融危机影响及人民币持续升值影响,投资者的目光都从未离开过贸易收支。而 GDP 对中国的粗放型经济来说,它的变动就更加牵动投资者的神经。因此,它们的意外信息冲击对股市价格跳跃具有显著影响并不令人感到意外。

不显著的宏观经济指标包括采购经理人指数 (PMI)、规模以上工业增加值增长率 (IO) 与广义货币供应量增长率 (M2)。正如在宏观信息冲击对跳跃影响的基本分析中所提到的,在 2005 - 2011 年期间,PMI 数据版本多达三种,而且各版本 PMI 调查的样本存在较大差异,有时存在数据“打架”现象,令投资者难以适从。规模以上工业增加值增长率代表了社会的工业生产水平,从回归结果来看,投资者对此的关注度并不高,它的影响力被同类型的宏观经济指标或同时发布的宏观经济指标削弱了。M2 对跳跃的影响并不显著,这与宏观信息冲击对股价跳跃影响的基本分析结果保持一致。

2. 信息冲击对价格跳跃非对称性影响和边际影响。

考察不同方向信息冲击对价格跳跃影响的非对称性。表 3 表明,除了 TB 滞后 9 期的影响系数为正外,RS、FI、TB、EX、IM 的影响系数均为负。这意味着宏观经济信息的正向冲击,即好消息会显著降低跳跃的平均概率,而负向冲击,即坏消息会增加跳跃的平均概率,说明市场倾向于对宏观经济指标的坏消息做出反应。一方面,这体现了信息冲击的非对称性,另一方面表明并非所有的信息冲击都会引发跳跃,正向的冲击甚至可以减小股市波动。

其次,高于预期的 CPI 信息会使其后 10 分钟、20 分钟和 45 分钟股市跳跃的概率显著增加,即超预期的 CPI 更易于引起股市跳跃。而 PPI 滞后 2 期的系数显著为负,滞后 10 期的系数显著为正。这表明,PPI 的正向冲击先减小了股价剧烈波动,继而增大。结合中国股市与宏观信息发布的特点,可能的原因是过度波动与价格修正。PPI 一般在 CPI 之后发布,如果股价在 CPI 公布时出现了超调,那么就需要对先前的波动进行修正,使得宏观信息冲击对跳跃概率的影响出现正负交替。中国的投资者构成类别、组成结构和发达股市有所差异,市场对相同信息存在异质性解读,加上投机氛围浓厚,这样的特点直接导致了中国的股市比发达国家波动更剧烈甚至出现过度反应。

GDP 正向冲击的即期影响为负,滞后 5 期和滞后 9 期的影响为正,说明高于预期的 GDP 会使跳跃的平均概率先减少后增加。对于这种现象,可能的原因是 GDP 的实际值大多情况下高于预期,也就是市场已经习惯了 GDP 的好消息,另一方面,有 8% 的锚作用,所以很可能导致市场的反应不足,使得即期的跳跃概率减少。但事后市场受 GDP 的正向鼓舞,跳跃的概率会显著增加,毕竟对中国当前经济而言,GDP 仍是全民关注的重磅指标,对市场的冲击不可避免。

表 4 中对比了不同的宏观经济指标对跳跃平均概率的边际影响<sup>①</sup>,这里仅列出了显著部分的边际影响。可以看到,大部分指标边际影响的绝对值为 2% 左右,只有 TB 和 GDP 的边际影响较大,约为

<sup>①</sup> 边际影响等于  $\Lambda'(X\beta)\beta$ , 其中  $\Lambda(\cdot)$  是 Logistic 分布函数。

3% 因此各个宏观经济指标对跳跃平均概率的边际影响比较接近。

表 4 各宏观经济指标对股价跳跃的边际影响 %

变量名		边际影响	
RS	-1.91	-	-
FI	-2.25	-1.92	-
CPI	2.10	1.72	1.87
PPI	-1.4	2.05	-
TB	-2.09	-1.74	2.78
EX	-2.25	-2.28	-
IM	-1.55%	-1.54	-
GDP	-3.28	2.13	2.64

注:表中从上到下,从左到右依次为 RS(-8)、FI(-5)、FI(-10)、CPI(-2)、CPI(-4)、CPI(-9)、PPI(-2)、PPI(-10)、TB(-2)、TB(-3)、TB(-9)、EX(-2)、EX(-3)、IM(2)、IM(-3)、GDP(0)、GDP(-5)、GDP(-9)的边际影响。

### 五、结论

本文利用沪深 300 指数 2005 年 4 月 8 日至 2011 年 12 月 31 日的 5 分钟高频数据,采用 Bollerslev 等(2013)跳跃识别方法从价格变动中剥离出高频跳跃成分,根据识别出跳跃发生的具体时刻和幅度,分析了高频股价跳跃的基本特征。本文还将宏观经济指标实际值与预期值之差进行标准化变换,量化了宏观经济信息的意外冲击,研究了宏观信息发布对中国股市价格跳跃的影响机制。根据上述研究,我们得出以下结论:

首先,中国股市具有显著的跳跃性特征。股市跳跃频率较高,65%左右的交易日都发生了跳跃,从 5 分钟间隔的高频数据来看,近 2%的时点有价格跳跃。跳跃具有聚集性,并呈现出时变特征。就跳跃强度而言,股市上午开盘的 5 分钟内跳跃次数明显大于其他交易时间的跳跃次数。跳跃幅度在一天中各个时间表现不同,下午开盘时刻跳跃的次数处于一天中的较低水平,但跳跃幅度却是一天中的峰值。日内跳跃具有非对称性,正向跳跃的幅度大于负向跳跃,同时,正向跳跃的次数也大于负向跳跃。

其次,宏观经济指标意外冲击对股价跳跃具有显著的影响。对跳跃平均概率有显著影响的指标包括:社会消费品零售总额增长率、城镇固定资产投资额累计增长率、居民消费价格指数增长率、工业品出厂价格指数增长率、贸易顺差、出口总额、进口总额和国内生产总值,各宏观经济指标对跳跃平均概率的边际影响比较接近。股价对宏观信息冲击的调整速度大多为 10~15 分钟,更普遍的情况是,价格会

在半小时内产生显著变化,但一般需要 50 分钟才能反应完全。这表明我国股市的信息传播及解读效率较低,市场不能及时反应非预期的宏观经济信息的影响。

第三,不同方向信息冲击对价格跳跃影响具有非对称性。除了贸易顺差滞后 9 期的影响系数为正外,社会消费品零售总额增长率、城镇固定资产投资额累计增长率、贸易顺差、出口总额、进口总额的影响系数均为负。这意味着宏观经济信息的正向冲击会显著降低跳跃的平均概率,而负向冲击会增加跳跃的平均概率,说明市场倾向于对宏观经济指标的坏消息做出反应。

本文的研究结论具有重要意义。中国股市的价格跳跃在资产定价、风险管理等方面不同于股价的连续变动,中国股市的价格跳跃与宏观信息非预期的意外冲击密切相关,这说明股票市场与实体经济存在一种反馈机制。但我们也注意到,中国股市的信息传播及解读效率仍较低,市场不能及时对宏观信息冲击做出反应,需要近一个小时的时间才能够充分消化宏观信息冲击,因此,投资者解读宏观信息的能力以及股票市场的反应效率还有待进一步提高。

### 参考文献

[1] Andersen, T. G., T. Bollerslev. Deutsche Mark-Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Long Run Dependencies [J]. *Journal of Finance*, 1998, 53(1): 219-265.

[2] Andersen et al. Great Realizations [J]. *Risk*, 2000, 13: 105-108.

[3] Balduzzi, P., E. J. Elton, T. C. Green. Economic News and Bond Prices: Evidence from the US Treasury Market [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2001, 36(4): 523-543.

[4] Bollerslev, T., V. Todorov, S. Z. Li. Jump Tails, Extreme Dependencies, and the Distribution of Stock Returns [J]. *Journal of Econometrics*, 2013, 172(2): 307-324.

[5] Engelberg, J., C. Sasseville, J. Williams. Market Madness? The Case of Mad Money [J]. *Management Science*, Articles in Advance, 2011, 1-14.

[6] Evans, K. P. Intraday Jumps and US Macroeconomic News Announcements [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2011, 35(10): 2511-2527.

[7] Johannes, M. The Statistical and Economic Role of Jumps in Continuous-Time Interest Rate Models [J]. *Journal of Finance*, 2004, 59(1): 227-260.

[8] Lahaye, J., S. Laurent, C. J. Neely. Jumps, Cojumps and Macro Announcements [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2011, 26(6): 893-921.

# 盈余质量对自愿性信息披露的影响及作用机理

汪 炜 袁东任

**内容提要:** 自愿性信息披露是管理层对外传递公司价值、缓解信息不对称的重要手段,是强制性财务报告的有益补充。财务报告的盈余信息不但通过契约制定约束了管理层行为,其盈余质量也反映了管理层可信度并影响自愿披露的估值作用,这些都会影响公司自愿披露行为。本文以上市公司自愿披露的前瞻性信息为对象,分析了盈余质量对自愿性信息披露的影响及作用机理。实证结果证实了盈余质量对自愿性信息披露有契约作用和鉴证作用;契约作用表现为盈余质量可通过降低代理成本提高自愿披露水平;而鉴证作用体现在盈余质量自愿披露信息提供了可鉴证性保障,提高了公司价值与自愿披露水平的相关性。

**关键词:** 自愿披露; 前瞻性信息; 盈余质量; 契约作用; 鉴证作用

中图分类号: C812 文献标识码: A 文章编号: 1002-4565(2014)04-0089-08

## The Influence of Earnings Quality on Voluntary Information Disclosure and Mechanism of Action

Wang Wei & Yuan Dongren

**Abstract:** This paper studies the influence of earnings quality on voluntary information in annual reports and its mechanism of action. By our case study, we use forward-looking information stand for voluntary disclosure, and find the positive relationship between forward-looking information and earnings quality, and that earnings quality play a contract role and a verification role on voluntary information disclosure. Contract role makes earnings quality can reduce agent cost and then increase level of voluntary information disclosure. Verification role makes earnings quality can improve the correlation of firm value and voluntary information disclosure.

**Key words:** Voluntary Disclosure; Forward-Looking Information; Earnings Quality; Contract Role; Verification Role

[9] Maheu, J. M., T. H. McCurdy. News Arrival, Jump Dynamics, and Volatility Components for Individual Stock Returns [J]. *Journal of Finance*, 2004, 59(2): 755-793.

[10] Merton, R. C. Option Pricing when Underlying Stock Returns are Discontinuous [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(1-2): 125-144.

[11] Rangel, J. G. Macroeconomic News, Announcements, and Stock Market Jump Intensity Dynamics [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2011, 35(5): 1263-1276.

[12] 陈浪南, 孙坚强. 股票市场资产收益的跳跃行为研究 [J]. *经济研究*, 2010(4): 54-66.

[13] 王春峰 等. 中国股市已实现波动率的跳跃行为研究 [J]. *系统工程*, 2008(2): 1-6.

[14] 赵华, 黄梨梨. 货币政策对中国股市连续性波动和跳跃性波动的影响研究 [J]. *投资研究*, 2012(3): 52-62.

[15] 赵华, 王一鸣. 中国期货价格的时变跳跃性及对现货价格影响的研究 [J]. *金融研究*, 2011(1): 195-206.

### 作者简介

赵华, 男, 38 岁, 安徽人, 2005 年毕业于厦门大学经济学院, 获经济学博士学位, 现为厦门大学经济学院教授, 博士生导师, 教育部计量经济学重点实验室(厦门大学)研究员。研究方向为金融计量学。

秦可信, 女, 29 岁, 广西人, 2012 年毕业于厦门大学经济学院金融系, 获经济学硕士学位, 现就职于深圳市农商行。研究方向为金融学。

(责任编辑: 程 晔)