

知情交易度量的 Lévy 跳方法及实证研究^①

龚 朴, 杨博理

(华中科技大学管理学院, 武汉 430074)

摘要: 金融市场中存在着由私有信息推动的知情交易, 其具有行为复杂、甄别困难等特性. 本文以股票价格序列的 Lévy 跳为工具揭示交易价格的异常波动, 从而测度这一较为特殊的交易情况. 基于 Lévy 跳跃程度的度量方法和知情交易概率 PIN 模型, 文章研究了股票价格的跳跃异常程度与股票交易的 PIN 值之间的相关性情况, 发现两者之间具有显著的相关关系, 并通过事件研究进一步支持了跳跃程度可以在一定程度上度量知情交易的假设. 于此同时, 给出了跳跃程度异常系数的计算方法, 用以在实践中度量跳跃的异常程度, 为知情交易的监管等提供了另一种工具上的选择.

关键词: Lévy 跳; 知情交易; PIN; 资产重组

中图分类号: F832.5 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2014)10-0082-13

0 引言

Easley 和 O'Hara 将市场上的交易者分为知情交易者和非知情交易者, 如果一笔交易的推动力是那些尚未反应到资产价格上的私有信息, 则该笔交易被定义为知情交易^[1]. 这种特殊的交易情况具有行为复杂、甄别困难等特性. 与此同时, 甄别这种特殊的交易情况不仅在市场监管层面上具有意义, 而且可以应用到交易策略等多个方面^[2]. 目前度量知情交易程度的方法主要包括间接度量法、价差分解法、价差关系法以及知情交易概率方法, 其中由 Easley 等^[3]提出的知情交易概率(probability of informed trading, PIN)方法是当前的主流度量方法. 但是该方法在一段时间内只能得到一个 PIN 值, 而现实市场风云变幻, 往往知情交易发生在较短促的时间内, 使用 PIN 值进行度量显然缺乏及时的响应. 虽然已经有研究给出了可以每日变化的 PIN 值计算过程, 但其所做的假设较强, 且所需的数据质量要求很高^[4]. 因

而, 有必要进一步研究其他的度量方法, 在时间窗口的灵活性、前提假设、以及数据的可得到性上进行优化.

金融市场中的金融变量有时会呈现出显著的不连续性, 称之为跳. 大量的实证文章与理论研究都证明了跳的存在, 并论述了其对金融管理, 例如资产组合管理、风险管理、衍生品定价等的影响. 依照一般的经济直觉, 当市场中的产品出现不寻常的买卖时, 其价格就会相应的呈现出跳的特性. 基于此, 文章将尝试使用跳来测度知情交易, 并进行相应的实证检验, 从而进一步扩展跳在金融研究中的应用, 并为知情交易的度量提供另一种较为简单易用的间接工具.

1 相关研究评述

许多文章都研究了如何度量知情交易的问题. Hasbrouck^[5]引入向量自回归方法, 通过方差分解模型价差中的不同成分进行了识别, 发现知

① 收稿日期: 2013-04-16; 修订日期: 2013-09-24.

基金项目: 国家自然科学基金重点资助项目(71231005); 国家自然科学基金面上资助项目(71071067); 教育部高等学校博士学科点专项科研基金资助项目(20110142110068).

作者简介: 龚 朴(1954—), 男, 湖北武汉人, 教授, 博士生导师. Email: gongpu@mail.hust.edu.cn

情交易在低成交量股票上较容易发生. Llorente 等^[6]从收益率与成交量之间动态关系角度加以判断,认为知情和非知情交易会导致成交量与收益率之间不同动态关系,从而可以用价值关系来对知情交易进行度量. Easley 等^[3]构建了一个序贯交易的随机过程模型,通过利用买入卖出的交易次数等信息来直接计算知情交易概率,针对纽约股票交易所和辛辛那提股票交易所的股票进行了实证研究,发现两个市场上交易单中的信息成分具有明显的区别. 在前者的基础上,又有许多研究者进行了更细致的刻画与改进,例如 Handa 等^[7]提出了基于委托驱动市场的序贯交易模型,对报价设置和交易价格形成进行建模,该模型可以估计市场中知情交易者所占的比重. Tay 等^[4]通过引入非对称条件自回归持续期(asymmetric autoregressive conditional duration, AACD) 模型进一步发展了 Easley 等人的 PIN 模型设置,模型允许好消息和坏消息的概率每天变化,从而估计出每日变化的 PIN 值. Yan 和 Zhang^[8]认为 PIN 模型中的边界解将会导致 PIN 估计值向下的偏移,因此引入算法对估计进行了改进从而克服了这种偏移的情况. 国内学者对知情交易行为的测度也给予了关注,如许敏和刘善存^[9]基于知情交易或私有信息对价格的影响反映在与交易量有关的系数上这一假设,采用 VAR 模型对股票收益进行分解得到知情交易所引起的部分. 马丹等^[10]引入动态马尔科夫状态转移模型对 PIN 模型进行了改进,允许模型中日内信息具有动态转移的特性. 攀登和施东晖^[11]基于订单驱动市场构建了新的 PIN 测度模型,并实证研究了相关的影响因素. 才静涵和夏乐^[12]则发现在引入卖空制度后, PIN 值会表现出显著升高的趋势,并认为噪声交易者参与程度的降低是其升高的主要因素.

另一方面,为了验证跳与知情交易之间的关系,首先需要对一段时间内金融变量的跳的程度进行度量. 近年来有大量的论文研究了金融意义下跳的特性,其中就有许多论文给出了跳跃程度的度量方法或标准. Woerner^[13]假设半鞅过程中存在连续的布朗运动部分,给出了跳跃程度指标

与 Hurst 指数的估计方法. Li 等^[14]将资产价格中的跳跃成分分为两类,并在细分的基础上采用贝叶斯马尔科夫链蒙特卡洛方法对其进行了模拟与估计. Belomestny^[15]针对股票和期权价格,在其不包含布朗运动成分的情况下估计了相同的跳跃程度指标. 在给出平稳过程 β 系数估计方法的基础上, Ait-Sahalia 和 Jacod^[16]研究了布朗运动加上稳定跳过程的 Fisher 信息参数,但文中跳过程占决定性部分,因此两位作者在随后的工作中进一步放宽了假设,在布朗运动占主要成分的情况下估计了纯跳跃过程的强度系数^[17]. Lee 和 Han-nig^[18]则采用了非参数估计的方法检验出程度小和程度大的 Lévy 跳的发生. 在此基础上, Lee^[19]进一步采用了三种似然估计方法构造出跳跃情况到来的预测检验,并发现跳跃的发生往往出现在大的宏观信息发布之后. Christoffersen^[20]构造了一个带动态跳跃的 GARCH 族模型,并通过极大似然估计得到了相应的跳跃程度. 欧丽莎等^[21]基于 BN-S 统计量检验分析了中国股票价格的跳跃现象,发现价格中的跳跃存在普遍性,且单支股票的跳跃主要来自于自身信息的冲击而不是指数跳跃. 杨科和陈浪南^[22]使用修正的已实现门阈多次幂变差分析了中国股市高频波动率跳跃的特征,他们发现跳跃具有聚集特征与时变特性,且跳跃对高频波动率的贡献却具有相对稳定性. 李少育^[23]融合了 GARCH-Jump 动态扩展模型和 VA-SICEK 短期利率模型^②,针对中国的短期利率过程进行拟合,验证了动态跳跃波动因素的存在.

实际上,当前对于金融变量的跳的度量已经较为成熟,但是跳并没有被直接应用于知情交易的度量当中. 文章将扩充这一方面的研究,试图为知情交易提供另一种纯粹基于股价信息的度量方法. 这里采用 Ait-Sahalia 和 Jacod^[17]给出的方法,假设股价变化服从一个 Lévy 过程,从而对其 Lévy 跳跃的程度进行度量. 相对于知情交易概率 PIN 等方法而言,使用跳跃程度这一间接度量工具,无论是在变化的时间长度、前提假设、还是所需数据的可得到性上,都具有一定的优势,因此本研究是具有一定的现实意义的.

② 由 Oldrich Vasicek 于 1977 年提出的一种市场风险驱动下的单因子短期利率模型.

2 方法

文章将采取两种方式验证跳与知情交易之间的关系: 第一种是将跳跃程度视为测度知情交易的参数, 研究其与知情交易概率 PIN 得出结果的相关性; 第二种则是采用事件研究的方法, 在金融资产本身发生重大事件之前的某一段时间, 观测其价格跳跃程度是否具有异常性, 如果存在异常则可以验证所做假设的合理性. 下面先分别介绍在两种方式中所要用到的技术模型, 也就是对知情交易概率 PIN 的估计模型以及对资产价格跳跃程度的度量.

2.1 知情交易概率 PIN

Easley 等^[3]提出用知情交易概率作为信息性交易的直接度量, 并利用决策树构建了报价驱动机制下的计算框架. 这个序贯交易决策树模型以做市商机制和报价驱动市场为背景, 假设做市商具有风险中性、竞争性等特征, 因此做市商给出的报价就是在其所知道的信息集下的资产期望价值. 作者进而将交易者分为知情交易者和非知情交易者, 前者在私有消息、特别是坏消息的条件下就会反映出不同于后者的交易行为与订单特征, 模型在此基础上进行了相应的刻画并估计出知情交易的概率. 可以看到, 该模型的现实依据在于市场定单信息来源的不平衡性, 在这一背景下, 虽然模型建立在做市商报价驱动市场之上, 但在指令驱动市场中提供流动性的委托订单交易者同样具有模型中做市商的作用, 因此该模型在一定程度上也是适用于

中国的股票市场的.

基于其所构建的序贯交易决策树结构模型, 作者给出了一个交易日内发生 B 笔买入交易、 S 笔卖出交易的似然函数形式

$$L((B, S) | \theta) = (1 - \alpha) e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha \delta e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-(\mu + \varepsilon_s)} \frac{(\mu + \varepsilon_s)^S}{S!} + \alpha (1 - \delta) e^{-(\mu + \varepsilon_b)} \frac{(\mu + \varepsilon_b)^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} \quad (1)$$

参数向量 $\theta = (\alpha, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \delta)$ 中, α 代表信息事件发生的概率, μ 为出现信息的交易日知情交易者的交易指令的到达率, ε_b 为非知情交易者买入指令的到达率, ε_s 为非知情交易者卖出指令的到达率, δ 为出现信息事件的交易日信息为坏消息的概率.

假设对于 n 个交易日, 该似然函数独立, 则 n 日的似然函数为

$$V = L((B_i, S_i)_{i=1}^n | \theta) = \prod_{i=1}^n L((B_i, S_i) | \theta) \quad (2)$$

其中 B_i 、 S_i 分别为第 i 个交易日的买入笔数和卖出笔数. 通过极大似然估计最大化似然函数 V , 得到向量参数的估计值, 再代入下式, 即可得到对应这 n 日的 PIN 值

$$PIN = \frac{\alpha \mu}{\alpha \mu + \varepsilon_s + \varepsilon_b} \quad (3)$$

其中 $\alpha \mu + \varepsilon_s + \varepsilon_b$ 代表所有指令的到达率, $\alpha \mu$ 代表知情指令的到达率.

鉴于 $B!$ 和 $S!$ 不便于计算, 可以采用变形方式来替代式(1)

$$L((B_i, S_i)_{i=1}^n | \theta) = \sum_{i=1}^n [-\varepsilon_b - \varepsilon_s + M_i(\ln x_b + \ln x_s) + B_i \ln(\mu + \varepsilon_b) + S_i \ln(\mu + \varepsilon_s)] + \sum_{i=1}^n \ln [\alpha (1 - \delta) e^{-\mu} x_s^{S_i - M_i} x_b^{-M_i} + \alpha \delta e^{-\mu} x_b^{B_i - M_i} x_s^{-M_i} + (1 - \alpha) x_s^{S_i - M_i} x_b^{B_i - M_i}] \quad (4)$$

其中 $M_i = \min(B_i, S_i) + \max(B_i, S_i) / 2$, $x_s = \frac{\varepsilon_s}{\mu + \varepsilon_s}$, $x_b = \frac{\varepsilon_b}{\mu + \varepsilon_b}$.

2.2 跳跃程度度量

本文采用 Ait-Sahalia 和 Jacod^[17] 的估计方法来度量金融变量的跳跃程度. 首先假设价格过程

为一个伊藤半鞅, 也就是说其特征在 Lebesgue 测度下绝对连续. 因此, 价格过程的一部分是与布朗运动相关的连续鞅, 而另一部分则是随机 Lévy 测度下的跳, 两部分共同组成了这一随机过程.

进而假定该价格过程服从 Lévy 过程, 即具有平稳独立增量的右连续过程. 一个 Lévy 过程

$X = \{X_t : t \geq 0\}$ 具有如下性质: 以概率 1 满足 $X(0) = 0$; 对任意 $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n < \infty$, $X_{t_2} - X_{t_1}, X_{t_3} - X_{t_2}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$ 独立, 即独立增量; 对任意 $s < t$, $X_t - X_s$ 与 X_{t-s} 同分布, 即平稳增量; X_t 有连续且有左极限.

方法使用高频金融交易数据, 在一个规定的时间区间 $[0, T]$ 内间隔固定时间 Δ_n 对价格进行观测, 即得到时间点 $0, \Delta_n, 2\Delta_n, \dots$ 上的价格. 这里为了保证结果是可信的, 需要设置 Δ_n 为一个较小的数, 而当 Δ_n 趋近于 0 的时候, 就可以在非常弱的假设条件下得到精确的结果.

假设有一个一般的 Lévy 过程 X , 进行如下变换

$$B(r)_t = \sum_{s \leq t} |\Delta X_s|^r$$

$$I_t = \{r \geq 0 : B(r)_t < \infty\}$$

$$\beta_t = \inf(I_t)$$
(5)

其中 $\Delta X_s = X_s - X_{s-}$ 是在时间点 s 的跳跃程度, 且 $r \geq 0$. 则 β_t 就反映该时间段内 Lévy 过程的跳跃程度.

Ait-Sahalia 和 Jacod^[17] 进一步定义了如下做法来估算 β_t :

1) 重申观测到数据 $X_{i\Delta_n}, i = 0, 1, \dots, [T/\Delta_n]$. 计算其差值情况

$$\Delta_i^n X = X_{i\Delta_n} - X_{(i-1)\Delta_n}$$
(6)

2) 对于给定的 $\varpi > 0$ 和 $\alpha > 0$, 令

$$U(\varpi, \alpha, \Delta_n)_i^n = \sum_{i=1}^{[T/\Delta_n]} 1_{\{|\Delta_i^n X| > \alpha \Delta_n^\varpi\}}$$
(7)

所有情况下都应满足 $\varpi < 1/2$

3) 有三种估计 β_t 的方法

①对于取定的 $0 < \alpha < \alpha'$

$$\hat{\beta}_n(\varpi, \alpha, \alpha', \Delta_n) = \frac{\log(U(\varpi, \alpha)_i^n / U(\varpi, \alpha')_i^n)}{\log(\alpha' / \alpha)}$$
(8)

$\hat{\beta}_n$ 是一个在相同时间步长 Δ_n 、相同 ϖ 情况下, 两个不同的截断系数 α 和 α' 所对应的 U 的适当标度比. 一般可以取 $\alpha' = 2\alpha$.

②对于取定的 $0 < \Delta_n < \Delta_n'$

$$\hat{\beta}_n'(\varpi, \alpha, \Delta_n, \Delta_n') = \frac{\log(U(\varpi, \alpha)_i^n / U_2(\varpi, \alpha)_i^n)}{\varpi \log 2}$$
(9)

$U_2(\varpi, \alpha)_i^n$ 定于与 $U(\varpi, \alpha)_i^n$ 一致, 计算时将

Δ_n 换成 Δ_n' . 因而这里 $\hat{\beta}_n'$ 是一个在相同截断系数 α 、相同 ϖ 情况下, 两个不同的时间步长 Δ_n 和 Δ_n' 所对应的 U 的适当标度比. 一般取 $\Delta_n' = 2\Delta_n$.

③对于取定的 $0 < \varpi < \varpi'$

$$\hat{\beta}_n''(\varpi, \varpi', \alpha, \Delta_n) = \frac{\log(U(\varpi, \alpha)_i^n / U(\varpi', \alpha)_i^n)}{\log(\varpi' / \varpi)}$$
(10)

$\hat{\beta}_n''$ 是在相同时间步长 Δ_n 、相同截断系数 α 的情况下, 两个不同的 ϖ 和 ϖ' 所对应的 U 的适当标度比.

这三种 β_t 的估计方法, 在核心上等同于经典的分布尾部评估系数在不同极致条件下的构造方法.

Ait-Sahalia 和 Jacod^[17] 说明在一般情况下, $\hat{\beta}_n$

的渐近方差小于 $\hat{\beta}_n'$ 和 $\hat{\beta}_n''$ 的渐近方差, 并主要针对

第一种方法讨论了其性质, 因此本文也选择第一种方法作为度量方式.

而对于参数的选择, 则依据原文中对方法的叙述, 选择 $\varpi = 1/5$, 截断系数

α 则依据半鞅中连续部分的波动率 (亦即

$(t^{-1} \int_0^t \sigma_s^2 ds)^{1/2}$) 来选择. 不考虑跳跃的情况, 过

程中较小增量的波动率可以采用下式进行估计

$$\sum_{i=1}^{[t/\Delta_n]} |\Delta_i^n X|^2 1_{\{|\Delta_i^n X| \leq \alpha \Delta_n^\varpi\}} \xrightarrow{P} \int_0^t \sigma_s^2 ds$$
(11)

3 跳跃程度与 PIN 值相关性研究

3.1 数据样本

对于一支股票而言, 可以每天通过高频数据来计算其当天的跳跃程度. 而要计算其 PIN 值, 则需要一段时间内每一天的买入笔数、卖出笔数.

Easley 等^[24] 证实 60 天的交易时间窗口用于估计参数才是充分的, 这里选择了从 2010 年 6 月 1 日

到 2010 年 8 月 27 日, 一共 61 天的沪深两市 A 股

股票分笔数据进行研究.

为了保证在得到跳跃程度与 PIN 值之后, 进行相关性分析具有较好的一致性, 文章中剔除了在这 61 天之中有停牌等交易异常现象的股票,

剩余股票 545 支. 对分笔数据进行处理, 得到等

时间步长高频价格数据,用以计算股票每一日的跳跃程度. 上一章模型部分已经说明步长越趋近于 0 结果越精确,因此在高频数据实际特征的基础上选择最短的有效步长,即 1s. 而由于所得到的分笔数据直接提供买卖标示,因此简单累加当日的买入笔数和卖出笔数,得到总的买入、卖出笔数,亦即 B_i 、 S_i ,用以计算股票 PIN 值.

3.2 跳跃程度 PIN 值,以及两者的相关性

基于样本数据,根据式(8)可以估计出某时间 i 内 Lévy 过程的跳跃程度,记作 J_i . 每一支股票每天都能够计算出一个跳跃系数值,以表征当日的 Lévy 跳跃程度,因此每支股票都得出一个 61 日的时间序列 $(J_1, J_2, \dots, J_{61})$.

对于单只股票而言,其当日的跳跃程度显然受到这一天总的投资程度的影响. 为了消除掉这一总体趋势的影响,以当日大盘成交额 V_i 定量表示这一天的投资者总体热情. 每个跳跃系数都除以对应这天的大盘成交额,每支股票都得到一个新的表示其跳跃程度变化的时间序列

$$Jump = (J_1/V_1, J_2/V_2, \dots, J_n/V_n) \quad (12)$$

但是在知情交易概率模型的设置下,基于一支股票 61 日的高频买卖数据仅能计算出一个 PIN 值,并以此来表示这一段时间内股票的知情交易程度. 因此在研究跳跃程度与 PIN 值的相关性时,需要通过这 61 日的时间序列构造出一个跳跃异动的系数,进而研究该异动系数与 PIN 值的相关性.

基于文章之前所提出的假设,知情交易这种异常的交易现象会引起股票价格的异动,具体表现为跳跃程度的升高. 因此,本文使用该时间序列的最大振幅,即 61 日内的最高值减去 61 日的平均值来形成异动系数,同时考虑到得到的跳跃程度时间序列实际上计算得到的是相对值,因此再除以时间序列的标准差,最终得出一个可以在各支股票之间横向比较的系数,即跳跃异动系数 JE .

$$JE = \frac{\max(Jump) - \text{mean}(Jump)}{\text{std}(Jump)} \quad (13)$$

经过这样的处理之后,每支股票都得到了一个跳跃异动系数 JE ,图 1 显示了该系数的分布情况.

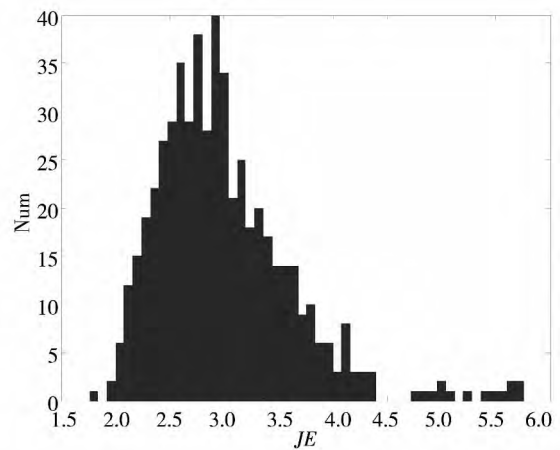


图 1 JE 系数分布情况

Fig. 1 Distribution of JE coefficient

之前已经叙述了买入笔数、卖出笔数的处理方法以及 PIN 值的计算过程,各支股票的 PIN 值可相应得到,图 2 显示了 PIN 值的分布情况.

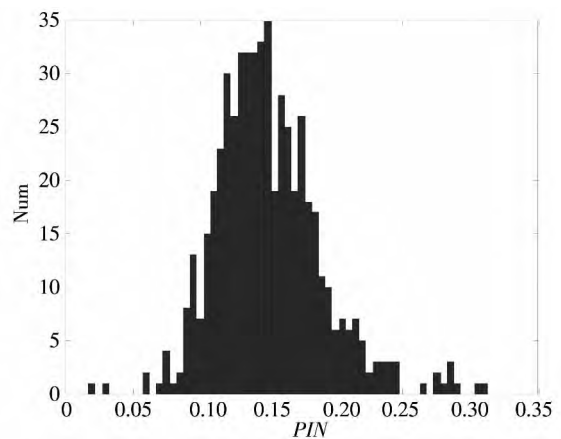


图 2 PIN 分布情况

Fig. 2 Distribution of PIN

两者的分布情况从图形上来说具有一定程度的相似性,但在细节处仍有区别,例如 JE 系数的分布有厚尾的表现并更具有向右侧偏的倾向. 表 1 给出了 JE 系数与 PIN 值的若干描述性统计,可以发现 JE 系数不仅具有较大的偏度,其峰度也较大 3.186 的峰度值说明其陡峭程度比正态分布略高.

表 1 JE 、 PIN 描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of JE and PIN

	均值	方差	偏度	峰度
JE	2.999	0.398	1.394	3.186
PIN	0.150	0.002	0.780	1.803

图形的相似性很容易联想到两者的相关性

质. 文章采用了 Spearman 秩相关检验来研究两组数据之间的关系. 对应股票的 545 个跳跃异常系数 JE 与 545 个知情交易概率 PIN , 进行 Spearman 检验, 结果显示如表 2.

表 2 Spearman 秩相关检验结果

Table 2 Results of spearman rank correlation test

	相关系数	检验		样本数 N
		单侧检验	双侧检验	
Spearman 检验	0.109	0.006	0.011	545

可以看到, 两者的 Spearman 相关系数为 0.109, 这在 $N = 545$ 时是一个较高的相关结果. 本文分别进行了单侧检验与双侧检验: 单侧检验的 P 值为 0.006, 在 0.01 水平下拒绝原假设, 认为相关性是显著的; 双侧检验的 P 值为 0.011, 在 0.05 水平下拒绝原假设, 认为相关性显著.

基于 Spearman 秩相关检验的结果, 可以认为之前所得到的跳跃程度, 或者说跳跃程度异动系数, 与判定知情交易的 PIN 值具有一定的相关性, 那么文章所提出的使用 Lévy 跳跃程度来度量

知情交易是有一定理论依据的.

此外, 文章还进一步将样本数据根据行业 and 市值水平进行了划分, 并分别计算不同分组下的 Spearman 秩相关检验系数, 从而丰富研究结论. 首先本文参考 CSRC 行业分类准则对样本进行划分, 该准则将所有上市股票划分为 13 个行业种类, 但由于 545 支股票中有 312 支股票均属于 C 类制造业, 其他行业类别的股票数量较少, 因此这里将这些股票划分为制造业和非制造业两类, 并计算相应的秩相关系数, 表 3 给出了检验结果. 可以发现, 制造业类股票的两种系数之间仍然具有较为显著的相关性, 双侧检验的 P 值在 0.05 水平下显著, 而非制造业类股票下的相关关系则不具备显著性. 通过进一步与整个样本下的检验结果进行比较, 本文发现按照行业类别进行划分后的结果并没有表现出较高的显著性与针对性, 反而弱化了整体结果, 仅能表明在制造业类股票中本文构造的跳跃程度异动系数与 PIN 值具有相对较高的关联性.

表 3 分行业 Spearman 秩相关检验结果

Table 3 Results of spearman rank correlation test in different industries

	相关系数	检验		样本数 N
		单侧检验	双侧检验	
制造业	0.112	0.024	0.049	312
非制造业	-0.018	0.394	0.789	233

然后本文将所有上市股票按照 2010 年的总市值大小分为了两类, 即低市值的股票与高市值的股票, 545 支样本股票中有 258 支低市值股、287 支高市值股, 分布较为均匀. 相应的 Spearman 秩相关检验结果如表 4 所示, 低市值的一组中两种系数之间的相关性表现出较高的显著性, 双侧检验的 P 值为

0.011, 与整体样本的检验结果非常接近, 而高市值股票的两种系数则没有表现出显著的相关关系. 这说明股票市值较低时, 跳跃异动系数与知情交易概率 PIN 值的关联程度更高, 这可能源自于低市值的股票受到异常交易的影响较为明显, 知情交易所导致的波动具有更为显著的特征.

表 4 分市值 Spearman 秩相关检验结果

Table 4 Results of spearman rank correlation test in different market values

	相关系数	检验		样本数 N
		单侧检验	双侧检验	
低市值	0.157	0.006	0.011	258
高市值	0.072	0.111	0.221	287

4 跳跃程度在事件发生前的异常现象研究

4.1 数据样本

本文选取了在 2010 年 7 至 8 两月间由于有资产重组预期而停牌的股票共 11 支作为事件研究的对象. 资产重组一般指企业资产的拥有者、控制者与企业外部的经济主体进行的对企业资产的分布状态进行重新组合、调整、配置的过程

或对设在企业资产上的权利进行重新配置的过程. 在停牌并公告之前, 资产重组预期属于公司内部信息, 但这种重大事件对复牌后的股价有很大的影响, 很容易滋生内部交易, 亦即知情交易, 因此数据样本选择这一类的股票数据是可行的.

对于每支股票, 选取其从 2010 年 1 月开始直到因资产重组预期而停牌的这一段时间内所有交易日的数据进行跳跃程度的计算. 具体股票信息及其停牌起始日期如表 5 所示.

表 5 样本信息

Table 5 Sample information

股票名称	股票代码	停牌起始日期	样本天数
丽江旅游	002033	20100813	145
驰宏锌锗	600497	20100804	139
通宝能源	600780	20100803	138
西单商场	600723	20100729	135
九龙电力	600292	20100726	132
安源股份	600397	20100726	133
万丰奥威	002085	20100722	131
航空动力	600893	20100722	130
赛马实业	600449	20100722	129
建投能源	000600	20100716	126
三友化工	600409	20100702	117

4.2 跳跃程度异常情况

参照上一章的做法, 每一支股票每天都能够计算出一个 Lévy 跳系数值, 以表征当日的跳跃程度, 因此每支股票都得出一个时间序列 (J_1, J_2, \dots, J_n) , n 为各支股票的样本天数. 每个跳跃系数都除以对应这天的大盘成交额 V_i 从而消除总体趋势的影响, 则各支股票新的跳跃程度变化时间序列可以表示为

$$Jump = (J_1/V_1, J_2/V_2, \dots, J_n/V_n) \quad (14)$$

图 3 显示出 11 支股票的跳跃程度 $Jump$ 变化情况

从图中可以看到, 每支股票在邻近停牌公告日期的时候, 其跳跃程度都有或多或少的增加, 局部的最大值也往往出现在这一时间段内.

在前文中给出了股票之间横向对比的系数构造方法, 即式(13). 这里对式子稍作修改, 使其既可以用于股票之间横向比较, 也可以在同一支股

票不同时期进行纵向对比, 从而方便察觉出一支股票的异动变化. 记需要纵向比较的所有时间内的跳跃程度时间序列为

$$Jump1 = (J_1/V_1, J_2/V_2, \dots, J_n/V_n) \quad (15)$$

而考察异动情况的某时间窗口内的跳跃程度时间序列为

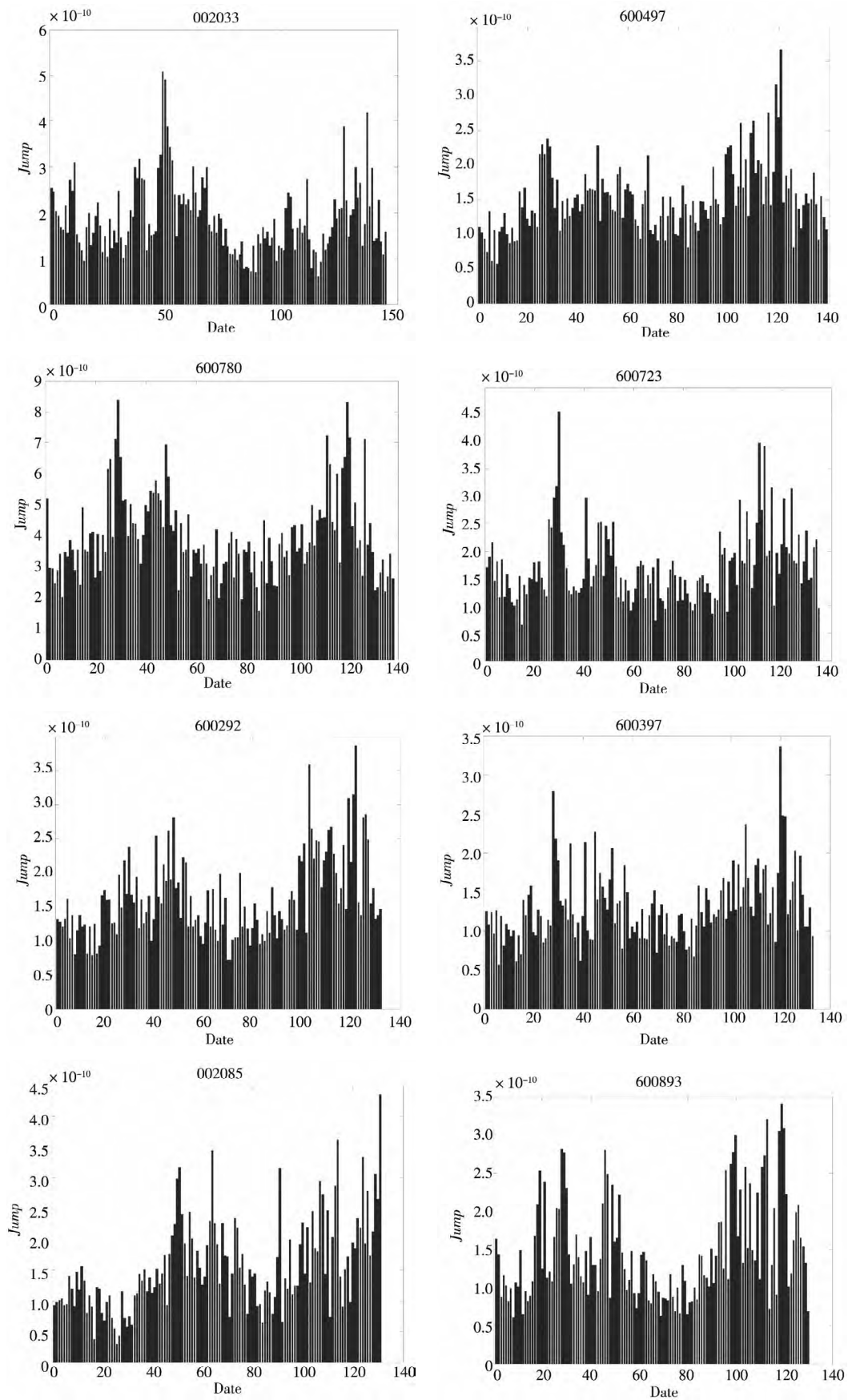
$$Jump2 = (J_{m1}/V_{m1}, J_{m1+1}/V_{m1+1}, \dots, J_{m2}/V_{m2}) \quad (16)$$

其中 $m1 \geq 1, m2 \leq n$.

则该段时间窗口内的跳跃异动系数为

$$JE = \frac{\max(Jump2) - \text{mean}(Jump1)}{\text{std}(Jump1)} \quad (17)$$

下文提取出每支股票样本中的后 100 天的跳跃程度序列作为观测对象, 并将其等分为 4 份, 计算每一份的跳跃异动系数, 亦即计算的时间窗口设为 25 天. 根据之前的说明, 结果既可以横向对比, 也能纵向对比, 如表 6.



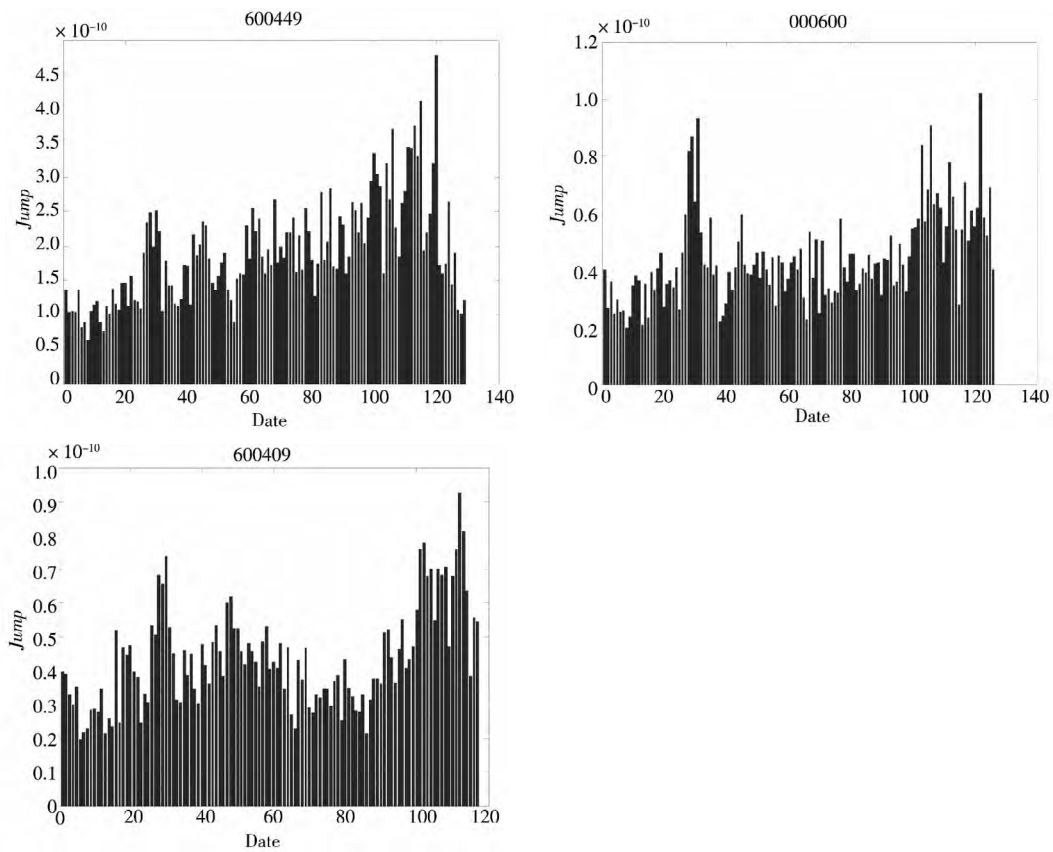


图3 跳跃程度 *Jump* 变化情况

Fig. 3 Variations of the *jump* degree

表6 时间窗口为25日的 *JE* 系数

Table 6 *JE* coefficients for 25-days time window

股票名称	<i>JE</i> 系数			
	1 - 25	26 - 50	51 - 75	76 - 100
丽江旅游	3.700	0.097	0.986	2.652
驰宏锌诺	1.422	1.103	2.123	4.203
通宝能源	2.300	0.432	2.519	3.346
西单商场	1.951	0.214	1.891	3.532
九龙电力	1.738	0.446	2.948	3.398
安源股份	1.994	0.346	2.199	4.378
万丰奥威	1.931	2.310	1.916	3.572
航空动力	1.961	- 0.024	2.250	2.854
赛马实业	0.561	0.797	1.727	3.714
建投能源	2.879	0.378	0.664	3.429
三友化工	1.940	1.098	0.428	3.236

从表中可以发现,除去丽江旅游,各支样本股票都在临近停牌公告日期的25天内跳跃异动系

数显著增大.而丽江旅游在最后25天 *JE* 系数较前两个时间窗口有较大增加,但最大值出现于第

一个 25 日, 经过股票间的横向比较之后, 可以尝
试性的解释为这段时间内也出现了异常的买卖
情况.

时间窗口也可以根据实际情况进行调整, 甚
至将时间窗口减少至一天, 这样实际上是用当日
的跳跃程度代替多个跳跃程度的最大值, 来测度
每一天的跳跃情况. 这里给出了 50 日时间窗口
和 15 日时间窗口的结果作为参考, 如表 7 和
表 8.

从表 7 中可以看到, 除去丽江旅游, 各支样本
股票都在样本期的后 50 天, 即临近停牌公告日期
的 50 天内具有更大的跳跃异动系数. 而在划分
更为细致的表 8 中, 7 支股票的跳跃异动系数在
临近停牌公告日期的 15 天之内呈现出最大值, 另
外有 3 支股票则在距离停牌公告日 16 天到 30 天
的这一段时间内表现出最大的跳跃异动系数.

表 7 时间窗口为 50 日的 JE 系数Table 7 JE coefficients for 50-day time window

股票名称	JE 系数	
	1 - 50	51 - 100
丽江旅游	3.700	2.652
驰宏锌锗	1.422	4.203
通宝能源	2.300	3.346
西单商场	1.951	3.532
九龙电力	1.738	3.398
安源股份	1.994	4.378
万丰奥威	2.310	3.572
航空动力	1.961	2.854
赛马实业	0.797	3.714
建投能源	2.879	3.429
三友化工	1.940	3.236

表 8 时间窗口为 15 日的 JE 系数Table 8 JE coefficients for 15-days time window

股票名称	JE 系数						
	1 - 15	16 - 30	31 - 45	46 - 60	61 - 75	76 - 90	91 - 105
丽江旅游	3.764	1.321	0.107	-0.035	1.009	2.362	2.700
驰宏锌锗	1.469	0.812	1.144	0.801	2.117	4.303	0.739
通宝能源	2.333	1.528	0.215	0.431	0.815	3.397	2.479
西单商场	1.975	1.287	0.217	0.138	1.915	3.577	2.246
九龙电力	1.327	1.751	0.416	0.439	1.132	2.981	3.439
安源股份	1.782	1.968	0.316	0.456	1.161	2.173	4.356
万丰奥威	-0.276	1.950	2.320	0.840	1.936	2.557	3.551
航空动力	1.870	1.856	-0.085	-0.169	2.139	2.436	2.729
赛马实业	0.578	0.361	0.817	0.956	1.184	2.312	3.770
建投能源	2.938	0.778	0.018	0.703	0.316	2.776	3.492
三友化工	0.553	1.954	1.129	0.534	-0.114	2.235	3.224

需要注意的是, 将这种系数应用到实际判别
中时, 有必要根据现实情况区分异动系数增大的
原因是真正的知情交易, 还是由于重大消息公布
所造成的群体性异常反应. 若密切关注重大消息
的发布, 这一点是可以保证的.

此外, 为了研究市场本身在某段时间内的特性,
如市场趋势等对上述事件研究的结论是否具有影

响, 本文将上一章所使用的 545 支股票样本划分为
不同时间窗口的子样本, 并计算各个时间窗口下的
 JE 系数以及 JE 系数最大值出现等情况, 通过对比
之前事件研究的结果从而得出结论. 这 545 支股票
在 2010 年 6 月 1 日到 2010 年 8 月 27 日期间没有出
现停牌等交易的异常现象, 因此可以作为与这 11 支
停牌股票相对应的对比样本进行研究.

本文首先计算了从 2010 年 6 月 21 日到 2010 年 8 月 27 日期间,每 25 天为一段、共两个分段的 JE 系数值。表 9 给出了两个分段内出现最大 JE 值的股票支数,以及相应的最大 JE 值出现概率,可以发现 2 个概率结果均接近于 50% 的随机均值,差值仅为 6.33%。与 11 支停牌股票的事件研究结果进行对比可知, JE 系数的异常并非来自于整个市场的某些特性,而确实与资产重组预期等自身性质有一定程度的关联。

表 9 时间窗口为 25 日的 JE 系数最大值分布

Table 9 Distribution of highest JE coefficient for 25-days time window

	1 - 25	26 - 50
JE 最大值出现次数	307	238
JE 最大值出现概率	56.33%	43.67%

同时本文也计算了从 2010 年 6 月 2 日到 2010 年 8 月 27 日期间,每 15 天为一段的各分段 JE 系数值。表 10 给出了相应的四段内 JE 最大值分布结果,可以发现 4 个概率结果均接近于 25% 的随机均值,最大偏离为 46 - 60 日段,与 25% 也仅相差 5.09%。此外本文还检验了 30 天为一段的两段 JE 最大值情况,与表 9 中的结果相同。这些结果均与之前停牌股票的事件研究结果相左,说明 11 支停牌股票 JE 系数的异常增加与资产重组预期有一定联系,支持了该系数反映知情交易的说法。

参 考 文 献:

- [1] Easley D, O'Hara M. Price, trade size, and information in securities markets [J]. *Journal of Financial Economics*, 1987, 19(1): 69 - 90.
- [2] Boulatov A, Hendershott T, Livdan D. Informed trading and portfolio returns [J]. *Review of Economic Studies*, 2013, 80(1): 35 - 72.
- [3] Easley D, Kiefer N M, O'Hara M. Cream-skimming or profit-sharing? The curious role of purchased order flow [J]. *Journal of Finance*, 1996, 51(3): 811 - 833.
- [4] Tay A, Ting C, Tse Y K, et al. Using high-frequency transaction data to estimate the probability of informed trading [J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2009, 7(3): 288 - 311.
- [5] Hasbrouck J. Trades, quotes, inventories, and information [J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 22(2): 229 - 252.
- [6] Llorente G, Michaely R, Saar G, et al. Dynamic volume-return relation of individual stocks [J]. *Review of Financial Studies*, 2002, 15(4): 1005 - 1047.
- [7] Handa P, Schwartz R, Tiwari A. Quote setting and price formation in an order driven market [J]. *Journal of Financial Mar-*

表 10 时间窗口为 25 日的 JE 系数最大值分布

Table 10 Distribution of highest JE coefficient for 25-days time window

	1 - 25	26 - 50
JE 最大值出现次数	307	238
JE 最大值出现概率	56.33%	43.67%

5 结 束 语

本文将 Lévy 跳作为研究工具,用 Lévy 跳跃程度的异常情况来揭示交易价格的异常波动,从而测度知情交易这一较为特殊的交易情况。文章基于 Lévy 跳跃程度的度量方法和知情交易概率 PIN ,研究了跳跃异常程度与 PIN 值的相关性情况,所得出的结果说明跳跃程度异常系数与主流的知情交易度量方法 PIN 值之间具有正的同向性,从而佐证了其可以用来度量知情交易。并通过事件研究进一步支持了 Lévy 跳跃程度可以在一定程度上度量知情交易的假设。于此同时,给出了 Lévy 跳跃程度异常系数的计算方法,用以在实践中度量跳跃的异常程度,为知情交易的监管等提供了另一种工具上的选择。对比使用广泛的知情交易度量方法如 PIN 模型等而言,使用 Lévy 跳这一间接度量工具,无论在时间窗口的灵活性、前提假设、还是所需数据的可得到性上,都具有一定的优势。

- kets, 2003, 6(4): 461–489.
- [8] Yan Y X, Zhang S J. An improved estimation method and empirical properties of the probability of informed trading [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2012, 35(2): 454–467.
- [9] 许敏, 刘善存. 基于 VAR 模型的知情交易者信息性交易概率研究 [J]. *北京航空航天大学学报(社会科学版)*, 2010, 23(5): 69–71.
Xu Min, Liu Shancun. The probability of informed trading based on VAR model [J]. *Journal of Beijing University of Aeronautics and Astronautics(Social Sciences Edition)*, 2010, 23(5): 69–71. (in Chinese)
- [10] 马丹, 牛秀敏, 王芳. 中国证券市场知情交易概率的动态马尔科夫状态转移模型研究 [J]. *数理统计与管理*, 2012, 31(4): 717–726.
Ma Dan, Niu Xiumin, Wang Fang. Estimate the probability of informed trading in China's stock market using the dynamic Markov regime switching model [J]. *Journal of Applied Statistics and Management*, 2012, 31(4): 717–726. (in Chinese)
- [11] 攀登, 施东晖. 知情交易概率的测度模型及其影响因素分析 [J]. *管理世界*, 2006, 6: 18–26.
Pan Deng, Shi Donghui. Measurement model for probability of informed trading and effective factor analysis [J]. *Management World*, 2006, 6: 18–26. (in Chinese)
- [12] 才静涵, 夏乐. 卖空制度、流动性与信息不对称问题研究——香港市场的个案 [J]. *管理科学学报*, 2011, 14(2): 71–85.
Cai Jinghan, Xia Le. Short-sale constraints, liquidity and information asymmetry: Evidence from Hong Kong stock market [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2011, 14(2): 71–85. (in Chinese)
- [13] Woerner J H. Analyzing the fine structure of continuous-time stochastic processes [J]. *Progress in Probability*, 2011, 63: 473–492.
- [14] Li H T, Wells M T, Yu C L. A Bayesian analysis of return dynamics with Levy jumps [J]. *Review of Financial Studies*, 2008, 21(5): 2345–2378.
- [15] Belomestny D. Spectral estimation of the fractional order of a Lévy process [J]. *Annals of Statistics*, 2010, 38(1): 317–351.
- [16] Ait-Sahalia Y, Jacod J. Fisher's information for discretely sampled Lévy processes [J]. *Econometrica*, 2008, 76(4): 727–761.
- [17] Ait-Sahalia Y, Jacod J. Estimating the degree of activity of jumps in high frequency data [J]. *Annals of Statistics*, 2009, 37(5A): 2202–2244.
- [18] Lee S S, Hannig J. Detecting jumps from Lévy jump diffusion processes [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 96(2): 271–290.
- [19] Lee S S. Jumps and information flow in financial markets [J]. *Review of Financial Studies*, 2012, 25(2): 439–479.
- [20] Christoffersen P. Dynamic jump intensities and risk premiums: Evidence from S&P500 returns and options [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 106(3): 447–472.
- [21] 欧丽莎, 袁琛, 李汉东. 中国股票价格跳跃实证研究 [J]. *管理科学学报*, 2011, 14(9): 60–66.
Ou Lisha, Yuan Chen, Li Handong. Empirical research on jumps in stock price in Chinese stock markets [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2011, 14(9): 60–66. (in Chinese)
- [22] 杨科, 陈浪南. 中国股市高频波动率跳跃的特征分析 [J]. *系统工程学报*, 2012, 27(4): 492–497.
Yang Ke, Chen Langnan. Jump dynamics of high-frequency volatility in Chinese stock markets [J]. *Journal of Systems Engineering*, 2012, 27(4): 492–497. (in Chinese)
- [23] 李少育. 基于动态跳跃的中国短期利率研究: 1997—2010 [J]. *管理科学学报*, 2012, 15(12): 79–90.
Li Shaoyu. Empirical study of Chinese repurchase rates by dynamic jump model: 1997–2010 [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2012, 15(12): 79–90. (in Chinese)

- [24] Easley D, Kiefer N M, O'Hara M. The information content of the trading process [J]. *Journal of Empirical Finance*, 1997, 4(2-3): 159-186.

Using Lévy jumps to measure informed trading and the empirical study

GONG Pu, YANG Bo-li

School of Management, Huazhong University of Science & Technology, Wuhan 430074, China

Abstract: There exists informed trading which is motivated by information in the financial markets. It has complex behavior and is difficult to discriminate. The paper uses Lévy jumps of the stock price series as a tool to measure the abnormality of prices so as to detect this special case in the market. Based on the method of estimating the degree of activity of jumps and probability of informed trading (PIN) model, the paper examines the relativity between stock price jumps' degree and PIN in stock trading and finds that there exists a significant correlation between the two, and then further supports the hypothesis that jump activity can be used to measure the informed trading. Except that, the paper presents the computational method of the coefficient of jumps' degree abnormality which can be contrasted. It can be regarded as another tool for the supervising of informed trading.

Key words: Lévy jumps; informed trading; PIN; asset reorganization

(上接第 23 页)

- [18] 陈祥锋, 朱道立. 资金约束与供应链中的融资和运营决策研究 [J]. *管理科学学报*, 2008, 11(3): 70-78.
Chen Xiangfeng, Zhu Daoli. Financial and operation decisions budget constraint supply chain [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2008, 11(3): 70-78. (in Chinese)
- [19] Lee C H, Rhee B D. Trade credit for supply chain coordination [J]. *European Journal of Operational Research*, 2011, 214(1): 136-146.
- [20] Zhang Qin hong, Lou Jianwen. Coordination of supply chain with trade credit under bilateral information asymmetry [J]. *System Engineering: Theory & Practice*, 2009, 29(9): 32-40.
- [21] Cakanyildirim Metin, Feng Qi, Gan Xianghua, et al. Contracting and coordination under asymmetric production cost information [R]. <http://ssrn.com/abstract=1084584>.

Designing the trade credit contract with competitive retailers

MA Zhong-hua¹, CHEN Xiang-feng²

1. School of Economics & Management, Shanghai Maritime University, Shanghai 201306, China;
2. School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China

Abstract: We study a typical supply chain in which the supplier would like to offer trade credit to the budget-constrained retailers. There exist two types of retailers (Type H and Type L) in the market. We define three different competition market, the high competition, middle competition and low competition market, according to retailers' preserve profits. Then, we set up an adverse selection model to inspect the designing of trade credits to the retailers in each competition market. Furthermore, we examine how the competition in the market affects the trade credit's parameters and the supply chain's performances, and the results show that the trade credit contract is able to coordinate the supply chain in the middle competition market.

Key words: trade credit; adverse selection; supply chain; information asymmetry