

中国股指期货跳跃对股指现货跳跃的影响研究^①

——基于同步与延伸交易的视角

王明涛^{1,2}, 孙西明¹, 陈云²

(1. 上海财经大学金融学院, 上海 200433; 2. 上海市金融信息技术研究重点实验室, 上海 200433)

摘要: 利用沪深300股价指数及其当月期货连续合约5分钟高频数据, 基于logit和回归模型分析了股指期货同步及延伸交易时段价格跳跃对股指现货跳跃的影响, 并检验了不同市场行情下结论的差异. 研究表明: 股指期货同步及提前交易时段价格跳跃对标的指数跳跃有显著影响, 且在熊市中影响更大. 无论同步还是提前交易时段, 股指期货向上(向下)跳跃对标的指数向上(向下)跳跃有显著正向影响, 且分别在牛市、熊市更为显著. 股指期货提前交易时段跳跃对现货开盘时段指数跳跃的影响主要来自其开盘前后5分钟, 且具有递减效应, 其影响程度大于股指期货同步交易时段跳跃对股指现货跳跃的影响. 前一日延迟交易时段股指期货跳跃对标的指数开盘时段的跳跃没有显著影响.

关键词: 股指期货; 股指现货; 跳跃; 同步及延伸交易

中图分类号: F803.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)05-0064-19

0 引言

跳跃是证券市场中常见的资产价格行为, 对跳跃行为的研究有助于更好刻画收益率的统计特性, 提高资产定价的准确度, 从而对资产配置和风险管理产生深刻影响. 股指期货的推出不仅给投资者提供了风险对冲的有利工具, 也对稳定各国股票市场起到了重要作用. 但股指期货市场固有的风险特征及对现货市场的不利冲击也引起了人们高度关注, 特别是当重大事件发生时, 往往会引起两个市场资产价格的大幅度关联“跳跃”波动. 那么, 股指期货的推出是否增大了现货市场的跳跃是政策制定者、市场监管者及投资者关注的热点问题之一, 因为跳跃会瞬间冲击资本市场交易机制, 扰乱金融市场秩序, 从而对投资者的决策产生重大影响. 我国股指期货自推出以来, 同样表现出期货市场与现货市场资产价格的大幅度关联

“跳跃”波动, 因此, 研究我国股指期货对股指现货跳跃的影响, 对于构建投资策略和跳跃风险管理具有重要的意义.

目前, 国内外学者对资产价格跳跃行为进行了大量研究, 但对于不同市场之间资产价格跳跃影响关系的研究相对较少. De Bandt 和 Hartmann^[1]发现由大国风险事件所引起的跳跃能够跨境传导到其他国家的资本市场中. Asgharian 和 Bengtsson^[2]发现多个国家股票指数之间存在跳跃扩散效应, 同时给出了刻画风险事件影响股票市场跳跃发生次数及大小的方法. Chan 等^[3]研究了美国天然气期货及其标的现货市场价格之间的系统性跳跃溢出现象, 发现它们之间的共跳特征. Lahaye 等^[4]研究了美国股指期货、债券期货和汇率市场之间的共跳关系, 发现同一信息发布会引起两个或两个以上市场同时跳跃. Lee 等^[5]发现期货延伸交易对现货市场具有重要影响, 期货提

① 收稿日期: 2016-07-19; 修订日期: 2017-07-25.

基金项目: 国家自然科学基金重大研究计划重点资助项目(91546202); 上海市科委“科技创新行动计划”资助项目(14511107202; 15511107302).

作者简介: 王明涛(1964—), 男, 河南偃师人, 博士, 教授. Email: mtwang@shufe.edu.cn

前交易比延迟交易对现货市场的影响更大,信息交易者主导了提前交易。

在国内,赵华和王一鸣^[6]研究了我国金属期货市场跳跃行为对现货市场收益率和波动率的影响,发现当期和滞后一期的期货跳跃强度对现货收益率和波动率有显著影响,期货价格跳跃对现货市场起到了价格发现作用。陈莹等^[7]发现沪深 300 指数期货具有价格发现能力,其价格发现是通过其波动性来实现的。刘庆富等^[8]分别给出了股指期货和现货市场跳跃溢出贡献度,并分析了我国股指期货和现货市场的跳跃信息含量及其跳跃之间的信息传递关系。酆金梁等^[9]发现股指期货的推出及其交易行为降低了现货市场的波动性,提高了现货市场的流动性。华仁海等^[10]发现沪深 300 股指期货提前交易时段含有大量私有信息,开盘时段的交易具有更大的价格发现功能。

从上述文献看出,国内外学者对国际股票市场之间、期货市场之间跳跃行为进行了一定的研究,一些学者分析了商品期货对其标的现货市场价格跳跃的影响,个别文献研究了股指期货与股票市场跳跃之间的关系。上述研究多数是针对成熟市场的,对新兴市场的研究相对较少,得出的结论也不一致。另外,在少数研究股指期货对股票现货市场跳跃影响的文献中,较少分析股指期货延伸交易跳跃对股指现货跳跃的影响,很少分析不同市场环境下,股指期货跳跃对现货股指跳跃(包括向上、向下跳跃)的影响。这些问题无疑对研究我国股指期货对股指现货价格跳跃的影响具有重要的意义。

鉴于此,本研究基于 5 分钟高频数据,首先应用 Lee 和 Mykland^[11]方法识别和计量股指期货和现货日内跳跃;其次,基于 logit 模型分析股指期货同步交易时段价格跳跃对现货指数跳跃的影响,应用多元回归模型分析股指期货延伸交易时段价格跳跃对现货开盘时段标的指数跳跃的影响,同时,将市场环境分为牛市、熊市,分别研究股指期货同步及延伸交易时段价格跳跃对标的指数向上、向下跳跃的影响。研究发现:无论是同步还是提前交易,股指期货价格跳跃对标的指数跳跃都有显著影响,这种影响在熊市中更大;股指期货价格向上跳跃对标的指数向上跳跃有显著正向影响,其向下跳跃对标的指数向下跳跃也有显著正

向影响,且分别在牛市、熊市更为显著。股指期货提前交易时段跳跃对现货开盘时段指数跳跃的影响主要来自其开盘后前 5 分钟,且具有递减效应;其影响程度大于股指期货同步交易跳跃对现货股指跳跃的影响。前一日延迟交易时段股指期货跳跃对标的指数开盘时段的跳跃没有显著影响。

1 理论分析与研究假设

在股指期货和股指现货波动关系的研究中,信息是重要的基础因素,Ross^[12]认为金融市场的波动是由市场间信息流动引起的。根据有效市场假说,金融市场价格反映了当前信息,信息的变动会影响金融市场价格波动。由于各个市场对信息的反映程度不同,因此其有效性也不相同。影响金融市场波动的信息可分为共同信息和私有信息^[13],共同信息会同时影响各个市场的预期,使各市场都可能产生波动,但由于各个市场效率存在差异,因此市场对信息的反应也不会同步,这就产生了波动溢出效应,即一个市场的波动引起另一个市场的波动。当某一市场上出现特有信息(私有信息)时,投资者的跨市交易行为将会对另一市场资产价格变化产生影响。由于股指期货市场具有交易成本低、交易时间长、双向交易和财务杠杆性高等特点,因此,从理论上讲,股指期货市场相对于股指现货市场效率更高、更有效。当市场出现共同信息时,股指期货市场比现货市场会更快、更有效反应这些信息,使其具有价格发现功能。股指期货的套保套利等跨市场操作,使得期货市场的特有信息会很快传递到现货市场,影响现货股指的波动。此外,由于股指期货的价格发现功能,投资者会依据股指期货的价格变动来预测现货指数的变化,这样,股指期货交易产生的价格波动也会影响股票现货市场的波动。

龚朴和杨博理^[14]发现,股票市场价格跳跃与拥有私有信息的知情交易显著相关。卢斌和华仁海^[15]发现,铜等期货交易中含有大量私有信息,信息不对称程度高。Wang 等^[16]发现中国股指期货与现货跳跃与宏观经济信息的发布有关。何诚颖等^[17]发现新信息主要通过股指期货市场进行反应,沪深 300 股指期货具有价格发现功能。张

宗成和王郎^[18]发现香港股指期货交易时所产生的冲击会使现货的波动性加大。Robbani 和 Bhuyan^[19]认为,尽管股指期货的推出增加了市场流动性,但也吸引了很多不成熟的非理性投资者,加剧了股票市场的波动性。本研究认为,股指期货具有价格发现功能,新信息会首先在期货市场上得到反应,然后传导到股指现货市场,进而提高了现货市场效率。另外,鉴于我国期货市场不够成熟以及交易者的投机活动,股指期货的推出,会加剧现货市场的跳跃波动。为此,提出假设 1。

H1 股指期货跳跃显著增加现货股指跳跃。

由于我国股票市场不是全天 24 小时连续交易,上午开盘时投资者的交易很多是基于前一交易日收盘到当天开盘之间的新信息进行的,所以一般在开盘后一段时间里的交易比其他时段更加活跃,股票价格波动也更大。Cheng 等^[20]发现早盘延伸期货交易包含的信息对现货交易有显著影响,有明显的价格发现功能。Liu 等^[21]发现在早盘延伸交易阶段,股指期货与期货一样具有价格发现功能,可以有效预测股指现货开盘阶段价格变化,随着时间的推移,这种预测作用逐步减弱。马丹和尹优平^[22]发现股市开盘时段跳跃发生的可能性更大,而导致跳跃的原因大多与前一交易日收盘后的新信息有关。由于我国股指期货早于现货市场 15 分钟开盘(提前交易),晚于现货市场 15 分钟收盘(延迟交易),因此,前一交易日收盘后的信息会首先在股指期货提前交易时段得到反应。在现货市场收盘后,新信息也会反应在股指期货延迟交易中。根据市场有效性原则,股指期货延迟交易所包含的信息也会在第二天提前交易中得到反应。另外,随着时间的推移和新信息的加入,股指期货提前交易跳跃对股指现货跳跃的影响会逐步减弱。因此,提出假设 2。

H2 股指期货提前交易时段跳跃对股指现货开盘时段跳跃有显著影响,且这种影响具有递减效应。前一交易日股指期货延迟交易时段跳跃对现货市场开盘时段跳跃的影响不显著。

信息冲击是资产价格发生跳跃的主要原因之一。Chen 等^[23]把信息分为正向和负向“意外”信息,研究发现市场对两种不同信息的反应是不对称的。而信息一般分为“利多”与“利空”两种,利多信息会增加投资者购买证券的欲望,增加成交

量,导致资产价格向上跳跃;利空信息则会增加投资者卖出证券的欲望,导致资产价格向下跳跃。根据期货市场的价格发现功能,“利多、利空”信息会首先在期货市场上引起期货价格向上、向下跳跃,然后传导到现货市场。为此,提出假设 3。

H3 无论是同步交易还是提前交易,股指期货向上跳跃对标的指数向上跳跃有显著正向影响,向下跳跃对标的指数向下跳跃也有显著正向影响。

不同市场环境下,投资者参与证券买卖的热情不同,对信息的反应不同,对股市波动的影响也不同,股指期货的跳跃溢出效应也会有差异。朱钧均和谢识予^[24]发现,在牛市中,“利多”消息显著增加股市波动,“利空”消息不影响股市波动;但在熊市中,“利空”消息显著提高股市波动,而“利多”消息却没有显著影响。Veronesi^[25]发现投资者对牛市中的坏消息反应过度,对熊市中的好消息反应迟钝,这导致市场波动在熊市比牛市中大。在上升行情中,由于市场获利机会增加,投资者参与股票买卖的热情会提高,再考虑到其非理性情绪和羊群效应,投资者会更关注“利多”信息,并放大其影响,对“利空”信息往往关注不足;在牛市行情中,更多的是“利多”信息,因此,各类信息更容易引起股指期货和股指现货向上跳跃,相反,在下降行情中,投资者参与股票买卖的热情会大幅度下降,悲观情绪蔓延,投资者会更关注“利空”信息,对“利多”信息则关注不足。在熊市行情中,更多的是“利空”信息,因此,各类信息更容易引起股指期货和现货向下跳跃。

由于多数投资者为风险厌恶型,因此投资者对利空信息的反应程度往往大于利多信息。另外,在熊市中,由于市场获利机会减少,投资者对各类信息的反应更为敏感,因此,股指期货对股指现货跳跃的影响更为显著。为此,提出假设 4 及其分假设。

H4 不同市场环境下,股指期货跳跃对标的指数跳跃的影响不同。

H4.1 股指期货跳跃对标的指数跳跃的影响在熊市行情中更大。

H4.2 股指期货向上跳跃对标的指数向上跳跃的影响在牛市中更大;股指期货向下跳跃对标的指数向下跳跃的影响在熊市中更大。

2 股指现货与期货跳跃的识别与计量

目前对资产价格跳跃识别的方法有两类：一是基于模型估计的参数化方法，二是基于高频数据的非参数方法。参数化方法（有以 ARCH 和 SV 模型为基础的系列模型^[26,27]）有两个明显缺陷，一是不能将跳跃直接进行量化识别，二是无法对日内的跳跃特征进行刻画。非参数方法是基于高频数据，先估计出波动率和波动率中的连续波动部分，然后用波动率估计量减去连续波动的估计量，得到跳跃波动，如 Barndorff 和 Shephard^[28] 的二次幂变差理论、Andersen 等^[29] 的相对跳跃统计量等，但这些方法只能确定某一天是否发生跳跃，而无法确定发生了几次跳跃和跳跃发生的时刻。文献[29]建立了日内序列跳跃识别方法，用于识别日内多次跳跃。Lee 和 Mykland^[11] 用价格对数收益率与瞬时波动估计的比值标准化后作为识别跳跃的统计量，设定统计量阈值来识别跳跃。本研究拟采用文献[11]的方法（LM 方法）^②。

设研究区间为 $[0, T]$ ，将该区间 n 等分， $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n = T, \Delta t_i = t_i - t_{i-1} = \frac{T}{n}$ 。根据 LM 方法，检验 Δt_i 时间段是否发生跳跃，可以用 t_i 之前 $K-1$ 个短时间段的收益率计算出的二次幂变差作为 t_i 时刻瞬时波动的估计量，然后用第 K 个短时间段的收益率与 t_i 时刻瞬时波动估计量 $\overline{\sigma(t_i)^2}$ 的比值作为检验统计量 $\theta(i)$ ，其计算公式为

$$\theta(i) = \frac{\ln \frac{P(t_i)}{P(t_{i-1})}}{\sigma(t_i)} \quad (1)$$

$$\overline{\sigma(t_i)^2} = \frac{1}{K-2} \sum_{j=i-K+2}^{i-1} \left| \frac{\ln(P(t_j))}{P(t_{j-1})} \right| \left| \frac{\ln(P(t_{j-1}))}{P(t_{j-2})} \right| \quad (2)$$

其中 $P(t)$ 是 t 时刻的资产价格。根据 LM 方法，波动估计窗口长度 K 既要保证足够长以消除跳跃对瞬时波动估计值的影响，又要远小于总样本数 n ；因此， K 的最优值应是满足上述条件的最小整数。本研究的数据频率为 5 分钟，因此选择的 K 值为不小于 $\sqrt{242 \times nobs}$ 的最小整数^③。

如果检验时间没有发生跳跃， $\theta(i)$ 近似服从标准正态分布；否则，当 $\theta(i)$ 大于一定的临界值时，就可以拒绝没有发生跳跃的原假设。

记 \bar{A}_n 为没有发生跳跃的时间段 i 的集合，当 $\Delta t \rightarrow 0$ 时，有

$$\frac{\max_{i \in \bar{A}_n} |\theta(i)| - C_n}{S_n} \rightarrow \xi \quad (3)$$

$$C_n = \frac{(2 \ln n)^{1/2}}{c} - \frac{\ln \pi + \ln(\ln n)}{2c(2 \ln n)^{1/2}} \quad (4)$$

$$S_n = \frac{1}{2c(2 \ln n)^{1/2}}, c = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} \approx 0.7979 \quad (5)$$

ξ 的累计概率分布函数为

$$P(\xi \leq x) = \exp(-e^{-x}), \quad (6)$$

当 $\frac{|\theta(i)| - C_n}{S_n} > \beta^*$ 时，拒绝没有跳跃的原假设，其中，在 1% 和 5% 显著水平下，分别为 4.6001 和 2.9702。将该方法重复运用于连续时间段，可以检验每个时间段是否发生跳跃。LM 方法既可识别 1 天内发生几次跳跃，也可识别发生跳跃的时段，同时还可识别跳跃的正负、估计跳跃幅度的均值和方差等，这些是它独有的特点。

3 研究设计

3.1 样本选取与数据来源

选取沪深 300 股指期货当月连续合约^④及其标的指数 2010 年 4 月 16 日到 2015 年 8 月

② Lee 和 Mykland^[11] 使用蒙特卡罗模拟比较了 LM 和 ABD 检验方法，认为 LM 方法更优。

③ 选择的股指现货及期货波动估计窗口长度分别为 107 和 114。其中，242 为我国股市年平均交易天数。

④ 当月连续合约指所有最近 1 个月份（并非当前月份）的合约连续起来。如今天是 2011 年 12 月 27 日，那么“当月连续”就是 IF1201，因为 IF1112 在 12 月 23 日已经交割了，如果过了 2012 年 1 月 20 日（IF1201 交割的日子），则“当月连续”又变成 IF1202 了。当月连续合约一般也是交易量最大、最活跃合约。

31日^⑤间全部交易日的价格5分钟高频数据为研究样本^⑥。其中,沪深300股指和股指期货分别有62 736和70 578个样本(股指期货比现货每个交易日多出30分钟交易时间,当月合约最后交易结束时间为15:00)。采用的数据包括样本区间内指数价格、交易量(股)等。对于牛市、熊市的划分,参考文献[30]和文献[31],将样本区间分为:“牛市”(2010年4月16日—2010年10月29日、2012年12月3日—2013年1月31日及2014年4月1日—2015年6月8日);“熊市”(2011年3月1日—2011年12月30日、2012年3月1日—2012年11月30日、2013年2月1日—2013年7月31日及2015年8月3日—2015年8月31日)。其中牛市、熊市分别有461和571个交易日。数据来源于万德和天相投资数据库。

3.2 变量定义

1)被解释变量。主要有股指现货跳跃及跳跃次数,其中股指现货跳跃包括总跳跃及向上、向下跳跃虚拟变量;跳跃次数为现货市场开盘后*j*分钟内股指平均跳跃次数。

2)解释变量。主要包括股指期货跳跃及跳跃次数,其中股指期货跳跃包括总跳跃及向上、向下跳跃虚拟变量;跳跃次数为现货市场开盘后*j*分钟内股指期货平均跳跃次数、股指期货当日提前交易时段和前一交易日延迟交易时段平均跳跃次数。

3)控制变量。为控制其它因素对股指现货跳跃的影响,引入如下控制变量

①现货指数预期和非预期交易量。在众多影响股市跳跃等异常波动的因素中,各类不可预期的宏观经济及政策因素造成的信息冲击和由订单流不平衡及流动性造成的流动性冲击是重要因素^[33,34]。Li^[35]和郇金梁等^[9]研究发现预期交易量体现了市场流动性,非预期交易量体现了信息。因此,可以用现货指数预期及非预期交易量反应

流动性及信息冲击,其提取方法如式(7)所示

$$\ln V_{s,t} = c + \sum_{j=1}^p b_j \ln V_{s,t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

式(7)中, $\ln V_{s,t}$ 、 $\ln V_{s,t-j}$ 分别是现货股指当期和滞后*j*期对数交易量;残差项 ε_t 为非预期交易量 $V_{s,t}^{unexp}$,非残差项部分为预期交易量 $V_{s,t}^{exp}$ 。*p*由 $\ln V_{s,t}$ 的偏自相关系数特征确定(样本区间内,其偏自相关系数具有5阶截尾特征)^⑦。

②现货股指连续波动率。Duan等^[36]发现资产价格波动率对其跳跃行为也有影响。陈浪南和孙坚强^[37]发现股指在较高条件波动率期间内,倾向于具有较高的跳跃强度和跳跃发生概率。李洋和乔高秀^[38]发现股指期货的连续波动对跳跃波动有正向影响。为此,本研究用现货股指连续波动率($\sigma_{sc,t}$)反应其对股指现货跳跃的影响,这样可以剔除股指现货波动率中的跳跃部分,避免在模型中出现股指现货跳跃对其跳跃概率的影响。其计算方法为^[28]

$$BPV_t(\Delta) = \mu_t^{-2} \sum_{j=2}^M |r_{t_j}| |r_{t_{j-1}}|, \\ \mu_t = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \approx 0.79788, \\ r(t_i) = \ln \frac{P(t_i)}{P(t_{i-1})}, \\ \sigma_{sc,t} = \sqrt{BPV_t(\Delta)} \quad (8)$$

$\sigma_{sc,t}$ 与 $V_{s,t}^{exp}$ 可能存在一定的相关性,但它们反应的内容有较大不同, $V_{s,t}^{exp}$ 一般是由投资者偏好、投资组合调整及流动性需求等因素引起, $\sigma_{sc,t}$ 一般是由正常信息引起;预期交易量变化可能引起连续性波动,但预期交易量不变化,连续性波动也可能变化,故均将其作为控制变量引入。

③股指现货前一期跳跃。控制股指跳跃集聚性对当期跳跃的影响。

④随机干扰项。 ε_t 表示模型中不可观测的随机扰动项。所有变量定义如表1所示。

⑤ 中金所决定自2015年9月7日起所有股指期货客户在单个产品,单日开仓交易量不得超过10手,故样本去掉2015年9月以后的数据。

⑥ 应用高频数据进行分析时,数据频率越高,噪音越大。为了有效规避噪音的影响,参考陈海强和张传海^[32],选取5分钟数据。

⑦ 在样本内现货股指对数交易量无明显时间趋势,故直接用Box-Jenkins法建模。

表 1 变量名称与定义

Table 1 Names and definitions of variables

变量	定义	变量	定义
$IJ_{s,t}$	股指跳跃	$M\sigma_{sc,t}$	股指连续波动率平均值
$IJ_{s,t}^+$	股指向上跳跃	$MD_{s,t}^j$	股指跳跃次数平均值
$IJ_{s,t}^-$	股指向下跳跃	$MD_{s,t}^{+j}$	股指向上跳跃次数平均值
$IJ_{s,t-1}$	股指前一期跳跃	$MD_{s,t}^{-j}$	股指向下跳跃次数平均值
$IJ_{s,t-1}^+$	股指前一期向上跳跃	$MD_{f,t}^j$	股指期货跳跃次数平均值
$IJ_{s,t-1}^-$	股指前一期向下跳跃	$MD_{f,t}^{+j}$	股指期货向上跳跃次数平均值
$IJ_{f,t}$	股指期货跳跃	$MD_{f,t}^{-j}$	股指期货向下跳跃次数平均值
$IJ_{f,t}^+$	股指期货向上跳跃	$FJ_{o,t}$	提前交易时段股指期货跳跃次数平均值
$IJ_{f,t}^-$	股指期货向下跳跃	$FJ_{c,t-1}$	前一交易日延迟交易时段股指期货跳跃次数平均值
$V_{s,t}^{exp}$	股指预期交易量,按式(7)提取的非残差项	$FJ_{o,t}^+$	提前交易时段股指期货向上跳跃次数平均值
$MV_{s,t}^{exp}$	股指预期交易量平均值	$FJ_{o,t}^-$	提前交易时段股指期货向下跳跃次数平均值
$V_{s,t}^{unexp}$	股指非预期交易量,按式(7)提取的残差项	$FJ_{c,t-1}^+$	前一交易日延迟交易时段股指期货向上跳跃次数平均值
$MV_{s,t}^{unexp}$	股指非预期交易量平均值	$FJ_{c,t-1}^-$	前一交易日延迟交易时段股指期货向下跳跃次数平均值
$\sigma_{sc,t}$	股指连续波动率,按式(8)计算		

注：所有跳跃变量均为虚拟变量,当发生相应跳跃时为 1,否则为 0。

3.3 模型设计

3.3.1 同步交易时段股指期货跳跃对股指现货跳跃的影响模型

为检验 H1,首先通过描述性统计,分析沪深 300 股指在其期货推出前后 1 年的跳跃行为是否发生了显著变化,然后,进一步分析股指期货跳跃对股指现货跳跃的影响。由于被解释变量和解释变量(跳跃)为虚拟变量,为此建立如下 logit 回归模型分析股指期货跳跃对股指现货跳跃的影响

$$\ln \left(\frac{p(IJ_{s,t}=1)}{p(IJ_{s,t}=0)} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 IJ_{f,t} + \alpha_2 IJ_{s,t-1} + \alpha_3 \sigma_{sc,t} + \alpha_4 V_{s,t}^{exp} + \alpha_5 V_{s,t}^{unexp} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中 $IJ_{s,t}$ 和 $IJ_{f,t}$ 分别表示股指现货与期货的跳跃情况, $p(IJ_{s,t}=1)$ 表示 Δt 时段内股指现货发生跳跃的概率; $V_{s,t}^{exp}$ 和 $V_{s,t}^{unexp}$ 为指数现货的预期和非预期交易量,用于反应现货市场流动性及信息冲击对股指现货跳跃的影响; $\sigma_{sc,t}$ 反应股指现货连续波动对其跳跃的影响; $IJ_{s,t-1}$ 为股指现货前一期跳跃状态。该模型控制了股指期货跳跃之外其它影响现货跳跃的主要因素,使股指期货跳跃对

股指现货跳跃的影响分析更为准确,这是同类问题研究与现有模型^[39]的主要区别。

为进一步分析股指期货跳跃对现货股指向上、向下跳跃的影响,在模型(9)的基础上,分别将 $IJ_{s,t}$ 、 $IJ_{f,t}$ 和 $IJ_{s,t-1}$ 替换为 $IJ_{s,t}^+$ 、 $IJ_{f,t}^+$ 和 $IJ_{s,t-1}^+$ 或替换为 $IJ_{s,t}^-$ 、 $IJ_{f,t}^-$ 和 $IJ_{s,t-1}^-$;其中, $IJ_{f,t}^+$ 、 $IJ_{f,t}^-$ 、 $IJ_{s,t}^+$ 、 $IJ_{s,t}^-$ 分别表示股指期货与现货向上、向下跳跃情况^⑧, $IJ_{s,t-1}^+$ 、 $IJ_{s,t-1}^-$ 为股指现货前一期向上、向下跳跃变量。

3.3.2 延伸交易时段股指期货跳跃对股指现货跳跃的影响模型

为分析股指期货延伸交易时段跳跃对股指现货开盘时段跳跃的影响,建立如下模型(10)

$$MD_{s,t}^j = \alpha_0 + \alpha_1 MD_{f,t}^j + \alpha_2 M\sigma_{sc,t} + \alpha_3 MV_{s,t}^{exp} + \alpha_4 MV_{s,t}^{unexp} + \alpha_5 FJ_{o,t} + \alpha_6 FJ_{c,t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中 $MD_{s,t}^j$ 和 $MD_{f,t}^j$ 、 $M\sigma_{sc,t}$ 、 $MV_{s,t}^{exp}$ 和 $MV_{s,t}^{unexp}$ 分别为股票市场开盘后 j 分钟内股指现货及期货发生跳跃次数的平均值、股指平均连续性波动及股指平均预期与非预期交易量; $FJ_{o,t}$ 与 $FJ_{c,t-1}$ 分别为当

⑧ 在应用模型(9)分析股指期货跳跃对现货指数向上跳跃的影响时,试图将股指期货向下跳跃作为控制变量加入,但实证结果表明,其对股指现货向上跳跃发生的概率无影响;同样,在分析股指期货跳跃对现货指数向下跳跃的影响时,股指期货向上跳跃对股指现货向下跳跃发生的概率无影响。

日股指期货提前交易时段平均跳跃次数和前一交易日延迟交易时段平均跳跃次数. 根据统计, 无论是沪深300股指现货还是期货, 其大部分跳跃都发生在开盘后前15分钟, 特别是第1个5分钟, 因此 j 值分别取为5和15^⑨.

为进一步分析股指期货在延伸交易时段跳跃对现货股指向上跳跃的影响, 构建如下回归模型(11)

$$MD_{s,t}^{j+} = \alpha_0 + \alpha_1 MD_{f,t}^{j+} + \alpha_2 M\sigma_{sc,t} + \alpha_3 MV_{s,t}^{exp} + \alpha_4 MV_{s,t}^{unexp} + \alpha_5 FJ_{o,t}^+ + \alpha_6 FJ_{o,t}^- + \alpha_7 FJ_{c,t-1}^+ + \alpha_8 FJ_{c,t-1}^- + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中 $MD_{s,t}^{j+}$ 和 $MD_{f,t}^{j+}$ 分别为股票市场开盘后 j 分钟内股指现货和期货发生向上跳跃次数的平均值, $FJ_{o,t}^+$ 、 $FJ_{o,t}^-$ 与 $FJ_{c,t-1}^+$ 、 $FJ_{c,t-1}^-$ 分别为股指期货提前交易时段平均向上、向下跳跃次数和前一交易日延迟交易时段平均向上、向下跳跃次数. 这里仅考虑 $MD_{f,t}^{j+}$ 对 $MD_{s,t}^{j+}$ (同期股指期货向下跳跃对股指现货向上跳跃无显著影响)的影响. 在分析延伸交易时段股指期货跳跃对现货股指向下跳跃的影响时, 可以在式(11)基础上, 将 $MD_{s,t}^{j+}$ 和 $MD_{f,t}^{j+}$ 分别替代为 $MD_{s,t}^{j-}$ 和 $MD_{f,t}^{j-}$ 即可.

4 实证结果与分析

4.1 描述性统计

4.1.1 跳跃频率统计

在样本区间内, 共检测到沪深300股指发生354次跳跃, 其中向上、向下跳跃分别占45.20%和54.80%; 股指期货发生351次跳跃, 向上、向下跳跃分别占53.85%和46.15%. 在1306个交易日, 股指现货发生跳跃和多次跳跃的天数分别占总交易日的24.20%和2.53%; 股指期货发生跳跃和多次跳跃的天数分别占总交易日的21.67%和4.29%. 此外, 沪深300股指期货和现货发生跳跃的5分钟时间段所占比例分别为

0.50%和0.56%, 说明跳跃具有稀疏性.

4.1.2 跳跃时间分布特征

沪深300股指期货及现货每个交易日在每5分钟时间段的平均跳跃次数分布见图1和图2^⑩. 股指期货在9:15—9:20的平均跳跃次数最大(0.1103次^⑪), 在9:15—9:30集中了总跳跃的42.74%, 前5分钟跳跃占总跳跃的41.03%. 现货股指在9:30—9:35的平均跳跃次数最大(0.1784次), 9:30—9:45集中了总跳跃的67.70%, 前5分钟跳跃占总跳跃的65.82%. 沪深300股指及其期货除开盘后前几分钟和下午开盘后13:00—13:05平均跳跃次数较高之外(不明显), 其它跳跃分布基本均匀. 可见, 无论是沪深300股指期货还是现货, 在一天中, 跳跃集中在开盘后15分钟(特别是5分钟)内.

从跳跃在时间段的分布看, 跳跃与信息存在着较大联系, 平均跳跃次数较大的时间段, 都是市场信息释放最活跃的时间. 以前的相关研究, 为了实现现货和期货市场数据对齐, 均剔除了股指期货延伸交易时段的数据, 这样会损失很大信息量. 因此, 研究股指期货延伸交易时段跳跃对现货市场跳跃的影响具有重要意义.

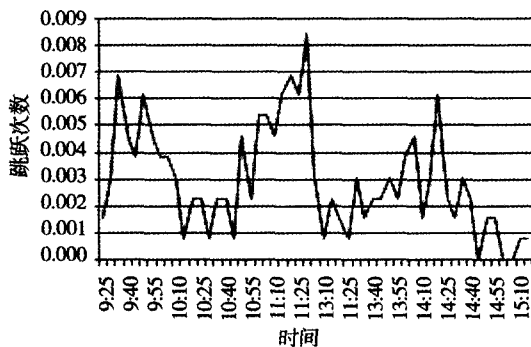


图1 沪深300股指期货1天各时段跳跃分布 (不包含9:15—9:20这5分钟)

Fig.1 Jump distribution of CSI300 index future at each period of the day (Do not contain 9:15—9:20)

⑨ 沪深300股指在9:30—9:35和9:30—9:45之间集中了总跳跃的65.82%和67.70%; 股指期货在9:15—9:20和9:15—9:30集中了总跳跃的41.03%和42.74%.

⑩ 第1个5分钟跳跃发生平均次数较高, 为图形展示合理, 图中去掉了第1个5分钟数据.

⑪ “次数”是用样本期所有交易日属于该时段发生的跳跃次数除以总交易日数, 得到每5分钟时段的平均跳跃次数.

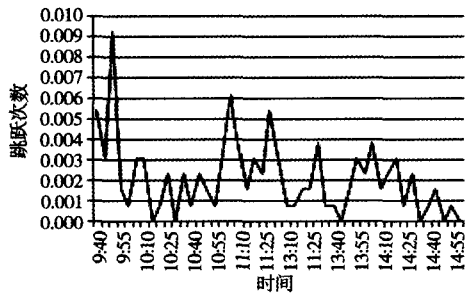


图2 沪深300股票指数1天各时段跳跃分布
(不包含9:30—9:35这5分钟)

Fig. 2 Jump distribution of CSI300 index at each period of the day
(Do not contain 9:30—9:35)

4.1.3 主要解释变量统计性描述

全样本情况下,各主要解释变量的描述性统计见表2。

根据表2,沪深300股指非预期和预期交易

表2 解释变量描述性统计

Table 2 Descriptive of explanatory variables

	$IJ_{f,t}$	$IJ_{s,t}$	$\sigma_{sc,t}$	$V_{s,t}^{exp}$	$V_{s,t}^{unexp}$
均值	0.005 0	0.005 6	0.001 4	14.199 4	0.000 1
中位数	0.000 0	0.000 0	0.001 0	14.052 8	-0.019 9
最大值	1.000 0	1.000 0	0.037 2	17.176 7	3.971 0
最小值	0.000 0	0.000 0	0.000 0	12.283 2	-4.336 7
标准差	0.070 5	0.074 9	0.001 4	0.777 5	0.258 1
样本数	70 333	62 689	62 687	62 684	62 684

4.2.1 全样本情况下股指期货同步交易跳跃对股指现货跳跃的影响

1)全样本下股指期货同步交易总跳跃对股指现货总跳跃的影响。

在应用模型(9)分析同步交易时段^⑫股指期货总跳跃对标的股指总跳跃影响时,为了有效规避多重共线性问题,要求解释变量之间不存在明显相关性,检验结果^⑬验证了这一点(相关系数最大为0.441($\sigma_{sc,t}$ 与 $V_{s,t}^{exp}$ 之间的相关系数));另外,ADF检验表明,各解释变量都是平稳的。回归结果见表3^⑭。

根据表3,沪深300股指期货跳跃($IJ_{f,t}$)对其标的股指跳跃有显著正向影响(1%水平上显著),说明在控制了各类未预期信息和流动性冲

量的标准差/均值分别为2.581和0.0547,说明非预期交易量变动远大于预期交易量,它是反应信息的主体。

4.2 同步交易时段股指期货跳跃对标的指数跳跃的影响

股指期货推出是否对标的股指跳跃产生显著影响?为此,本研究统计了沪深300股指在其期货推出前后1年(245个交易日)的跳跃情况。在沪深300股指期货推出前后1年内,沪深300股指分别有50次跳跃和59次跳跃,发生跳跃的天数分别为42天和53天。在股指期货推出后1年时间内,股指现货发生跳跃次数和天数都明显增加,因此,有理由认为股指期货增加了现货股指的跳跃。

击及股指现货连续性波动、前一期股指现货跳跃对股指现货跳跃影响外,股指期货跳跃的确显著增加了股指现货跳跃发生的概率,也说明我国股指期货市场具有价格发现功能,新信息会首先引起股指期货跳跃,然后传导到股指现货市场,引起股指现货跳跃。假设1成立。

股指现货连续性波动显著增加股指现货跳跃发生的概率,这与陈浪南和孙坚强^[37]的结论相同;股指现货非预期交易量显著增加股指现货跳跃发生的概率,说明信息冲击是股市发生跳跃的重要原因,而 $V_{s,t}^{exp}$ 对股指现货跳跃发生概率的影响不显著,但符号为负,说明股指现货预期交易量增加有助于降低股市跳跃发生的概率,这与Li^[35]的结论类似。

⑫ 同步交易数据是指剔除了股指期货提前和延迟交易阶段数据。

⑬ 后文相关分析都进行了类似检验。

⑭ 由于篇幅限制,所有表格均没有列出常数项。另外,由于 $V_{s,t}^{exp}$ 与 $\sigma_{sc,t}$ 有较高相关性(0.441),故仅在表3中列出分别去掉($V_{s,t}^{exp}$ 或 $\sigma_{sc,t}$)的结果。

表3 同步交易时段股指期货总跳跃对股指现货总跳跃的影响

Table 3 The effect of stock index futures jumps on the jumps of spot index in synchronous trading period

变量	全样本①	全样本②	全样本③	牛市	熊市
	系数				
$IJ_{f,t}$	2.356 6** (0.266 5)	2.374 0** (0.264 3)	2.625 9** (0.261 3)	1.865 4** (0.537 0)	2.088 1** (0.395 0)
$IJ_{s,t-1}$	-1.938 4 (0.994 2)	-1.886 8 (0.981 2)	0.660 5 (0.610 0)	-1.594 4 (1.211 6)	-2.129 3 (1.415 1)
$\sigma_{sc,t}$	224.912 2** (20.593 1)	218.524 0** (17.293 5)		366.694 1** (42.128 3)	246.992 9** (42.866 4)
$V_{s,t}^{exp}$	-0.042 6 (0.074 0)		0.284 1** (0.063 5)	-0.430 5** (0.127 2)	0.573 7** (0.140 7)
$V_{s,t}^{un\ exp}$	4.687 0** (0.158 4)	4.692 0** (0.158 1)	5.0123 ** (0.154 9)	5.654 8** (0.306 6)	4.626 2** (0.239 2)
观测值	62 689	62 689	62 689	22 129	27 409
McFadden R^2	0.321 5	0.321 4	0.296 8	0.414 1	0.333 8

注：**、*分别表示在1%、5%水平下显著；括号内的数字为标准误。

$IJ_{s,t-1}$ 的系数为负且不显著,说明股指现货前一期发生的跳跃会抑制现在跳跃发生的概率,可能因为市场在5分钟内基本对信息进行了消化,由于非预期信息一般不会在极短时间内连续发布,因此一个5分钟内股指发生跳跃,下一个5分钟内发生跳跃的概率往往会下降。 $IJ_{f,t}$ 系数的显著性与绝对值均大于 $IJ_{s,t-1}$ 的系数,说明新

信息(体现在股指期货跳跃上)对股指现货的影响大于旧信息(体现在股指现货前一期跳跃上)的影响,反应了股指期货的价格发现功能。

2)全样本下股指期货同步交易跳跃对股指现货向上跳跃、向下跳跃的影响。

在全样本情况下,股指期货同步交易跳跃对标的指数向上跳跃、向下跳跃影响的回归结果见表4。

表4 同步交易时段股指期货跳跃对现货股指向上、向下跳跃的影响

Table 4 The effect of jumps of stock index future on the up and down jumps of spot stock index in the synchronous trading period

变量	股指现货向上跳跃			股指现货向下跳跃		
	全样本	牛市	熊市	全样本	牛市	熊市
	系数					
$IJ_{f,t}^+/IJ_{f,t}^-$	3.228 4** (0.370 2)	2.889 0** (0.652 9)	2.785 2** (0.533 1)	3.089 8** (0.381 9)	2.693 4** (0.903 3)	2.816 3** (0.608 2)
$IJ_{s,t-1}^+/IJ_{s,t-1}^-$	0.213 4 (1.226 8)	0.966 3 (1.443 9)	-	-1.148 1 (1.043 6)	-2.215 6 (1.649 3)	-1.581 3 (1.460 8)
$\sigma_{sc,t}$	125.608 4** (29.562 3)	221.714 5** (51.242 9)	168.799 4** (62.326 5)	210.535 5** (23.106 1)	365.383 5** (46.911 0)	232.582 1** (46.571 8)
$V_{s,t}^{exp}$	-0.056 0 (0.108 1)	-0.467 9** (0.169 7)	0.311 4 (0.232 4)	0.074 3 (0.094 6)	-0.322 2 (0.177 3)	0.681 5** (0.164 8)
$V_{s,t}^{un\ exp}$	5.292 6** (0.221 5)	6.544 0** (0.426 6)	5.351 8** (0.346 5)	3.301 9** (0.187 0)	3.865 1** (0.361 8)	3.442 8** (0.255 9)
观测数	62 689	22 129	27 409	62 689	22 129	27 409
McFadden R^2	0.384 0	0.470 6	0.424 6	0.199 1	0.274 1	0.221 5

注：**、*分别表示在1%、5%水平下显著；括号内的数字为标准误。

根据表4,沪深300股指期货向上跳跃($IJ_{f,t}^+$)对标的指数向上跳跃有显著正向影响

(1%水平上显著);股指期货向下跳跃($IJ_{f,t}^-$)对标的指数向下跳跃有显著正向影响(1%显著水

平)。说明“利多、利空”信息会首先在期货市场上引起期货价格向上跳跃、向下跳跃,然后传导到现货市场,引起现货股指向上跳跃、向下跳跃。这部分证明了H3。

与总跳跃相同,股指现货连续性波动及其非预期交易量都显著增加股指现货向上跳跃、向下跳跃发生的概率;而股指现货预期交易量和前一期股指向上(向下)跳跃对股指现货向上跳跃、向下跳跃发生概率的影响不显著。

4.2.2 不同市场行情下股指期货跳跃对股指现货跳跃的影响

1)不同行情下股指期货同步交易总跳跃对股指现货总跳跃的影响。

应用模型(9),牛市、熊市环境中,股指期货总跳跃对现货股指总跳跃的影响见表3。不论牛市、熊市,沪深300股指期货同步交易跳跃对标的指数跳跃的影响都非常显著(1%水平上显著),而且该影响在熊市中更大(熊市中 $IJ_{f,t}$ 系数大小与显著性都大于牛市),这是因为,熊市中主要是利空信息,风险厌恶型投资者对利空信息更为敏感,因此,股指期货对股指现货跳跃的影响在熊市中更为显著。H4.1成立。

除股指现货预期交易量($V_{s,t}^{exp}$)外,其它控制变量对股指现货跳跃的影响与全样本情况下相同。 $V_{s,t}^{exp}$ 在牛市中显著减低股指现货跳跃发生的概率,但在熊市中显著增加股指现货跳跃发生的概率,这是因为,在牛市中预期交易量增加往往增加流动性,有助于拟制股指跳跃波动^[35],但在熊市中,预期交易量增加,可能与抢反弹或恐慌性杀跌有关,这两种情况下都会引发股市进一步下跌,增加跳跃发生的概率。从影响系数及显著性看, $V_{s,t}^{exp}$ 对股指现货跳跃的影响都远小于 $V_{s,t}^{m,exp}$ 的影响,说明流动性冲击对股指现货跳跃的影响远小于信息冲击的影响。

2)不同行情下股指期货同步交易跳跃对股指现货向上跳跃、向下跳跃的影响。

牛市、熊市中,股指期货同步交易向上跳跃、向下跳跃对股指现货向上跳跃、向下跳跃的影响见表4。根据表4,无论牛市、熊市,沪深300股指期货向上跳跃对股指现货向上跳跃有显著正向影响,这种影响在牛市更为显著;股指期货向下跳跃

对股指现货向下跳跃有显著正向影响,这种影响在熊市更为显著。H4.2成立。

$V_{s,t}^{exp}$ 在牛市中对股指现货向上跳跃发生的概率产生显著负向影响,在熊市中对股指现货向下跳跃发生的概率产生显著正向影响,但其影响程度均远小于 $V_{s,t}^{m,exp}$ 的影响程度。其它控制变量对股指现货向上跳跃、向下跳跃发生概率的影响与对股指现货总跳跃的影响相同。

4.3 延伸交易时段股指期货跳跃对股指现货跳跃的影响

4.3.1 全样本情况下股指期货延伸交易跳跃对股指现货跳跃的影响

1)全样本下股指期货延伸交易总跳跃对股指现货总跳跃的影响。

应用模型(10),在全样本情况下,股指期货提前交易和前一日延迟交易总跳跃对股指现货开盘时段总跳跃的影响见表5。

根据表5,无论是在股票市场开盘第1个5分钟还是前15分钟内,变量 $FJ_{o,t}$ 的系数均在1%水平下显著为正,说明股指期货提前交易时段的跳跃会显著增加标的指数开盘时段跳跃次数。这是因为股指期货提前交易时段含有大量信息,该时段跳跃对股指现货开盘时段跳跃的影响反映了信息的传递过程;从回归系数看, $FJ_{o,t}$ 对股指现货开盘第1个5分钟平均跳跃($MD_{s,t}^5$)的影响程度远大于对股指现货开盘前15分钟平均跳跃($MD_{s,t}^{15}$)的影响,说明 $MD_{s,t}^5$ 主要是消化开盘前的信息,随着时间的推移,股价指数对开盘前的信息已逐步吸收,导致股指期货提前交易时段跳跃对现货指数跳跃的影响随时间的延长而减弱。

$FJ_{c,t-1}$ 的系数不显著,说明前一交易日股指期货延迟交易时段跳跃对股指现货市场开盘时段跳跃没有显著影响,这可能是因为股指期货前一交易日延迟交易跳跃所包含的信息已在第二天反应到股指期货当日提前交易的价格序列中。这些证明了H2。此外, $MD_{f,t}^j$ 的系数在现货市场开盘15分钟内不显著且绝对值小于 $FJ_{o,t}$ 系数,说明与现货同期的股指期货跳跃对股指现货跳跃的影响小于股指期货提前交易时段跳跃的影响,也说明股指期货提前交易时段跳跃所包含的信息量更大。

股指现货连续性波动及其非预期交易量显著增加股指现货平均跳跃次数;股指现货预期交易量对股指现货平均跳跃次数有显著负向影响,但其影响远小于非预期交易量的影响。

进一步将股指期货提前交易时段分解为 9:15—9:20、9:20—9:25 和 9:25—9:30 3 个时段(考虑到 $FJ_{c,t-1}$ 的系数不显著,故不再将其细分),分析其对现货市场开盘时段跳跃的影响,见表 5,其中 $FJFS_{o,t}$ 、 $FJMS_{o,t}$ 、 $FJLS_{o,t}$ 分别对应股指

期货开盘后 3 个 5 分钟时间段股指期货平均跳跃次数。

根据表 5, $FJFS_{o,t}$ 对指数现货开盘后前 5 分钟、15 分钟平均跳跃次数均有显著影响,而 $FJMS_{o,t}$ 和 $FJLS_{o,t}$ 对指数现货开盘时段的跳跃无显著影响,说明新信息主要反应在 $FJFS_{o,t}$ 中。对比 $FJFS_{o,t}$ 对现货开盘后前 5 分钟、15 分钟平均跳跃次数的影响系数,同样可以得出股指期货提前交易跳跃对现货指数跳跃的影响随着时间的延长而减弱。

表 5 股指期货提前延迟交易总跳跃对股指现货总跳跃的影响

Table 5 The effect of jumps of stock index future in extending trading period on the jumps of spot index

变量		$j=5$	$j=5$	$j=15$	$j=15$
		(不分解)	(分解)	(不分解) ^⑤	(分解)
系数					
$MD_{f,t}^j$		-0.015 6 (0.108 6)	-0.034 5 (0.109 9)	-0.115 0 (0.077 6)	-0.127 2 (0.078 0)
$FJ_{o,t}$	$FJFS_{o,t}$	0.266 8 ** (0.085 8)	0.086 1 ** (0.029 1)	0.107 0 ** (0.030 3)	0.034 2 ** (0.010 3)
	$FJMS_{o,t}$		-0.028 0 (0.229 1)		-0.022 9 (0.080 6)
	$FJLS_{o,t}$		0.267 1 (0.164 4)		0.124 9 (0.067 5)
$FJ_{c,t-1}$		0.895 4 (0.687 0)	0.894 8 (0.687 2)	0.347 1 (0.242 0)	0.346 6 (0.241 9)
$M\sigma_{sc,t}$		82.507 3 ** (5.666)	82.429 7 ** (5.671 1)	26.005 0 ** (1.929 6)	25.964 7 ** (1.929 5)
$MV_{s,t}^{exp}$		-0.176 9 ** (0.014 3)	-0.176 3 ** (0.014 3)	-0.056 0 ** (0.005 3)	-0.055 9 ** (0.005 3)
$MV_{s,t}^{unexp}$		0.277 4 ** (0.021 9)	0.277 2 ** (0.021 9)	0.253 9 ** (0.023 6)	0.255 1 ** (0.023 6)
观测数		1 306	1 306	1 306	1 306
调整 R ²		0.265 0	0.264 7	0.217 6	0.218 2

注: **、* 分别表示在 1%、5% 水平下显著;括号内的数字为标准误。

2) 全样本下股指期货延伸交易跳跃对现货股指向上跳跃、向下跳跃的影响。

在全样本情况下,股指期货延伸交易跳跃对现货股指向上跳跃、向下跳跃的影响见表 6。其中 $FJFS_{o,t}^+$ 、 $FJMS_{o,t}^+$ 、 $FJLS_{o,t}^+$ 和 $FJFS_{o,t}^-$ 、 $FJMS_{o,t}^-$ 、 $FJLS_{o,t}^-$ 分别对应 9:15—9:20、9:20—9:25 和 9:25—9:30 3 个时间段股指期货向上跳跃、向下平均跳跃次数。

根据表 6, $FJ_{o,t}^+$ 和 $FJ_{o,t}^-$ 对股指现货开盘后前 5 分钟、15 分钟的向上跳跃、向下跳跃都有显著影响(1%水平上显著),说明股指期货提前交易时段向上跳跃次数会显著增加股指现货开盘时段向上跳跃次数,而向下跳跃次数^⑥会显著减少股指现货向上跳跃次数; $FJ_{o,t}^-$ 会显著增加股指现货开盘时段向下跳跃次数,而 $FJ_{o,t}^+$ 会显著减少股指现货向下跳跃次数。从 $FJ_{o,t}^+$ 、 $FJ_{o,t}^-$ 的系数看, $FJ_{o,t}^+$

⑤ 表 5—表 9 中的分解(“不分解”)指将(不将)股指期货开盘后 15 分钟数据分解为 3 个“5 分钟”时段。

⑥ 在回归分析时,向下跳跃平均次数为“负数”。

对股指现货向上跳跃的影响远大于 $FJ_{o,t}^-$ 的影响，导致现货指数总体向上跳跃；同样， $FJ_{o,t}^-$ 远大于 $FJ_{o,t}^+$ 对股指现货向下跳跃的影响，导致现货指数总体向下跳跃。这证明了 H3。另外，只有 $FJFS_{o,t}^+$ 和 $FJFS_{o,t}^-$ 对股指现货开盘时段向上、向下跳跃有显著影响，而 $FJMS_{o,t}^+$ 、 $FJLS_{o,t}^+$ 和 $FJMS_{o,t}^-$ 、 $FJLS_{o,t}^-$ 对股指现货开盘时段向上、向下跳跃无显著影响，

说明股指期货提前交易跳跃所含信息主要反应在其开盘后前 5 分钟的跳跃中。同样，从回归系数看， $FJ_{o,t}^+$ 和 $FJ_{o,t}^-$ 对股指现货开盘后前 5 分钟向上跳跃、向下跳跃的影响程度远大于对股指现货开盘前 15 分钟向上跳跃、向下跳跃的影响，这进一步说明了股指期货提前交易跳跃对现货指数跳跃的影响随着时间的延长而减弱。

表 6 股指期货延伸交易跳跃对股指现货向上跳跃、向下跳跃的影响^①

Table 6 The effect of jumps of stock index future in extending trading period on the up and down jumps of spot index

变量	股指现货向上跳跃			股指现货向下跳跃			
	$j=5$ (不分解)	$j=15$ (不分解)	$j=15$ (分解)	$j=5$ (不分解)	$j=15$ (不分解)	$j=15$ (分解)	
	系数						
$MD_{f,t}^+/MD_{f,t}^-$	-0.052 3 (0.091 5)	-0.103 5 (0.069 7)	-0.102 0 (0.069 5)	0.178 5 (0.163 5)	0.100 3 (0.102 2)	0.106 3 (0.104 2)	
$FJ_{o,t}^+$	0.475 8 ** (0.075 5)	0.179 3 ** (0.027 1)	$FJFS_{o,t}^+$	0.057 2 ** (0.009 1)	0.401 1 ** (0.095 7)	0.129 7 ** (0.032 4)	0.043 3 ** (0.010 9)
			$FJMS_{o,t}^+$	0.003 8 (0.079 7)			0.010 4 (0.095 6)
			$FJLS_{o,t}^+$	0.0833 7 (0.079 9)			0.072 3 (0.095 8)
$FJ_{o,t}^-$	0.292 8 ** (0.087 0)	0.088 9 ** (0.031 2)	$FJFS_{o,t}^-$	0.030 6 ** (0.010 7)	0.803 4 ** (0.109 9)	0.261 0 ** (0.037 3)	0.089 8 ** (0.012 8)
			$FJMS_{o,t}^-$	0.013 4 (0.079 7)			-0.025 4 (0.095 6)
			$FJLS_{o,t}^-$	0.013 7 (0.046 1)			0.068 7 (0.056 4)
$FJ_{c,t-1}^+$	0.545 2 (0.472 9)	0.131 9 (0.169 7)	0.131 1 (0.169 2)	0.351 7 (0.598 5)	0.084 5 (0.202 7)	0.084 4 (0.202 9)	
$FJ_{c,t-1}^-$	-	-	-	-	-	-	
$M\sigma_{sc,t}$	26.421 5 ** (3.905 8)	6.431 3 ** (1.354 5)	6.228 7 ** (1.352 7)	-55.330 9 ** (4.944 5)	-19.495 9 ** (1.618 5)	-19.468 0 ** (1.622 7)	
$MV_{s,t}^{exp}$	-0.065 9 ** (0.009 9)	-0.018 1 ** (0.003 7)	-0.017 9 ** (0.003 7)	0.098 4 ** (0.012 5)	0.037 1 ** (0.004 4)	0.037 1 ** (0.004 4)	
$MV_{s,t}^{un exp}$	0.172 5 ** (0.015 0)	0.144 1 ** (0.016 5)	0.146 9 ** (0.016 5)	-0.105 8 ** (0.019 0)	-0.107 0 ** (0.019 7)	-0.106 5 ** (0.019 8)	
观测数	1 306	1 306	1 306	1 306	1 306	1 306	
调整 R^2	0.168 9	0.117 9	0.123 5	0.177 1	0.175 9	0.174 5	

注：**、* 分别表示在 1%、5% 水平下显著；括号内的数字为标准误。

$FJ_{c,t-1}^+$ 和 $FJ_{c,t-1}^-$ 的系数不显著，说明股指期货前一交易日延迟交易时段的跳跃对股指现货向上跳跃、向下跳跃均没有显著影响。

与现货指数同期的股指期货向上跳跃、向下跳跃对股指现货向上跳跃、向下跳跃次数的影响不显著；股指现货连续性波动及其非预期交易量、

① 由于篇幅限制，这里不列出 5 分钟的分解情况。

股指现货预期交易量对股指现货向上跳跃、向下跳跃次数的影响与同步交易分析相同。

4.3.2 不同行情下股指期货延伸交易跳跃对股指现货跳跃的影响

1) 不同行情下股指期货延伸交易总跳跃对股指现货总跳跃的影响

应用模型(10),在牛市、熊市中,股指期货当日提前交易和前一交易日延迟交易时段总跳跃对股指现货开盘时段总跳跃的影响见表7^⑩。

根据表7,无论牛市、熊市, $FJ_{o,t}$ 会显著增加股指现货开盘后前5分钟的跳跃,其中, $FJFS_{o,t}$ 对现货指数跳跃有显著影响而 $FJMS_{o,t}$ 和 $FJLS_{o,t}$ 对现货指数开盘后前5分钟的跳跃没有显著影

响。从 $FJFS_{o,t}$ 的系数及显著性和 $FJ_{o,t}$ 显著性看,在提前交易时段,股指期货跳跃对标的指数跳跃的影响在熊市中大于牛市中,这进一步证明 H4.1。

无论牛市、熊市, $FJ_{c,t-1}$ 和 $MD_{f,t}^j$ 对股指现货开盘时段跳跃没有显著影响,股指现货连续性波动、股指现货预期与非预期交易量对股指现货平均跳跃次数的影响与全样本情况下相同。

2) 不同行情下股指期货延伸交易跳跃对股指现货向上跳跃、向下跳跃的影响。

应用模型(11),在牛市、熊市中,股指期货延伸交易跳跃对股指现货向上跳跃、向下跳跃的影响见表8和表9。

表7 不同市场行情下股指期货延伸交易总跳跃对现货市场总跳跃的影响

Table 7 The effect of jumps of stock index future in extending trading period on the jumps of spot index in bear and bull market

变量		牛市		熊市	
		不分解	分解	不分解	分解
		系数			
$MD_{f,t}^j$		-0.174 8 (0.167 7)	-0.132 7 (0.182 1)	0.105 1 (0.177 0)	0.108 3 (0.176 7)
$FJ_{o,t}$	$FJFS_{o,t}$		0.086 5* (0.044 1)	0.293 9* (0.136 5)	0.095 8* (0.042 3)
	$FJMS_{o,t}$	0.278 2* (0.130 9)	-		-0.018 9 (0.351 8)
	$FJLS_{o,t}$		-0.037 1 (0.222 2)		0.581 3 (0.319 4)
$FJ_{c,t-1}$		-0.008 7 (0.860 1)	-0.007 7 (0.860 7)	1.649 2 (1.057 5)	1.657 1 (1.055 6)
$M\sigma_{sc,t}$		83.376 2** (9.904 6)	83.251 9** (9.913 8)	89.552 2** (12.013 4)	88.559 9** (12.002 5)
$MV_{s,t}^{exp}$		-0.197 0** (0.023 0)	-0.197 1** (0.023 0)	-0.188 7** (0.033 9)	-0.184 2** (0.034 0)
$MV_{s,t}^{unexp}$		0.364 9** (0.042 2)	0.364 3** (0.042 2)	0.404 8** (0.042 9)	0.404 6** (0.042 9)
观测值		461	461	571	571
调整 R^2		0.293 1	0.292 1	0.307 2	0.309 8

注: **、* 分别表示在1%、5%水平下显著;括号内的数字为标准误。

⑩ 由于股指期货提前交易跳跃对股指现货开盘后前5分钟和前15分钟跳跃的影响类似,表7~表9仅列出股指期货提前延迟交易跳跃对股指现货开盘后第1个5分钟跳跃的影响(即 $j=5$)。

表 8 不同市场行情下股指期货延伸交易跳跃对股指现货向上跳跃的影响

Table 8 The effect of jumps of stock index future in extending trading period on the up jumps of spot index in the bear and bull market

变量		牛市		熊市	
		不分解	分解	不分解	分解
		系数			
$MD_{f,t}^+$		-0.079 8 (0.130 2)	-0.080 0 (0.129 5)	-0.051 6 (0.163 1)	-0.049 5 (0.163 4)
$FJ_{o,t}^+$	$FJF5_{o,t}^+$	0.531 2 ** (0.114 2)	0.162 9 ** (0.038 8)	0.467 4 ** (0.132 4)	0.155 7 ** (0.044 2)
	$FJMS_{o,t}^+$		0.026 7 (0.222 8)		-
	$FJLS_{o,t}^+$		0.082 7 (0.223 1)		-
$FJ_{o,t}^-$	$FJF5_{o,t}^-$	0.353 0 ** (0.123 0)	0.116 6 ** (0.041 4)	0.260 8 (0.152 1)	0.091 0 (0.053 2)
	$FJMS_{o,t}^-$		-		-
	$FJLS_{o,t}^-$		0.101 4 (0.222 6)		0.047 8 (0.161 4)
$FJ_{c,t-1}^+$		0.258 5 (0.672 4)	0.259 46 (0.668 5)	-0.085 7 (0.683 6)	-0.085 6 (0.684 3)
$FJ_{c,t-1}^-$		-	-	-	-
$M\sigma_{sc,t}$		16.342 6 * (7.640 1)	15.129 0 * (7.606 6)	32.429 8 ** (7.864 8)	32.536 8 ** (7.884 1)
$MV_{s,t}^{exp}$		-0.088 6 ** (0.021 8)	-0.083 5 ** (0.021 7)	-0.100 0 ** (0.018 3)	-0.099 9 ** (0.018 3)
$MV_{s,t}^{un exp}$		0.228 1 ** (0.027 3)	0.227 0 ** (0.027 2)	0.275 8 ** (0.033 6)	0.275 7 ** (0.033 6)
观测值		461	461	571	571
调整 R^2		0.211 3	0.220 4	0.206 7	0.205 0

根据表 8 和表 9, 无论牛市、熊市, 无论股指现货开盘后前 5 分钟是向上跳跃还是向下跳跃, 股指期货提前交易时段的跳跃, 都对其有显著影响: $FJ_{o,t}^+$ ($FJ_{o,t}^-$) 会显著增加 (减少) 股指现货向上跳跃次数; $FJ_{o,t}^-$ ($FJ_{o,t}^+$) 会显著增加 (减少) 股指现货向下跳跃次数. 从回归系数看, $FJ_{o,t}^+$ 对股指现货开盘后前 5 分钟的向上跳跃影响远大于其对向下跳跃的影响, 这在牛市更为突出. $FJ_{o,t}^-$ 对股指现货开盘后前 5 分钟的向下跳跃影响远大于其对向上跳跃的影响, 这在熊市更为突出. 这说明无论牛市、熊市, $FJ_{o,t}^+$ ($FJ_{o,t}^-$) 跳跃更容易引起股指现货开盘后前 5 分钟向上 (向下) 跳跃. 与全

样本分析相同, $FJF5_{o,t}^+$ 、 $FJF5_{o,t}^-$ 对股指现货开盘后前 5 分钟的向上跳跃、向下跳跃有显著影响, 而 $FJMS_{o,t}^+$ 、 $FJLS_{o,t}^+$ 、 $FJMS_{o,t}^-$ 、 $FJLS_{o,t}^-$ 对股指现货开盘后前 5 分钟的向上跳跃、向下跳跃无影响.

无论牛市、熊市, $FJ_{c,t-1}^+$ 、 $FJ_{c,t-1}^-$ 对股指现货市场向上跳跃、向下的跳跃都没有显著影响. 只有与现货市场同期的股指期货向下跳跃对股指现货向下跳跃有显著正向影响, 但影响显著性小于股指期货提前交易时段向下跳跃的影响. 股指现货预期与非预期交易量、连续性波动对股指现货平均向上跳跃、向下跳跃次数的影响与全样本情况下相同.

表9 不同市场行情下股指期货提前延迟交易跳跃对股指现货向下跳跃的影响

Table 9 The effect of jumps of stock index future in extending trading period on the down jumps of spot index in the bear and bull market

变量		牛市		熊市	
		不分解	分解	不分解	分解
		系数 (标准误)			
$MD_{f,t}^-$		-0.281 9 (0.227 7)	0.005 4 (0.314 0)	0.737 6* (0.327 9)	0.737 1* (0.328 1)
$FJ_{o,t}^+$	$FJF5_{o,t}^+$	0.304 5* (0.129 5)	0.101 3* (0.043 1)	0.560 4** (0.167 2)	0.186 5** (0.057 2)
	$FJM5_{o,t}^+$		-		0.052 6 (0.328 3)
	$FJL5_{o,t}^+$		-		0.338 4 (0.328 8)
$FJ_{o,t}^-$	$FJF5_{o,t}^-$	0.690 3** (0.150 5)	0.244 7** (0.051 3)	1.045 2** (0.179 6)	0.334 0** (0.060 8)
	$FJM5_{o,t}^-$		-		-
	$FJL5_{o,t}^-$		-0.057 5 (0.222 3)		0.789 7 (0.628 0)
$FJ_{c,t-1}^+$			-0.075 9 (0.668 2)	0.913 9 (0.984 5)	0.916 6 (0.985 2)
$FJ_{c,t-1}^-$			-	-	-
$M\sigma_{sc,t}$			-50.840 9** (7.683 8)	-71.125 8** (11.192 0)	-71.408 5** (11.215 9)
$MV_{s,t}^{exp}$			0.096 6** (0.017 8)	0.086 2** (0.031 8)	0.087 3** (0.032 0)
$MV_{s,t}^{nexp}$			-0.090 0** (0.032 8)	-0.175 0** (0.040 0)	-0.176 4** (0.040 0)
观测值		461	461	571	571
调整 R^2		0.218 9	0.169 3	0.220 0	0.218 9

注：**、* 分别表示在 1%、5% 水平下显著；括号内的数字为标准误。

4.4 稳健性检验

为了检验结论的稳健性,本研究将样本数据抽样频率由 5 分钟改为 15 分钟,首先按 LM 方法识别沪深 300 股指及其期货发生跳跃的时段及跳跃方向,然后重新应用模型 9~模型 11 分析同步及延伸交易时段,股指期货跳跃对股指现货总跳跃及向上跳跃、向下跳跃的影响。在计算过程中,由于采用的是 15 分钟数据,因此在模型 10~模型 11 的分析中,直接用 15 分钟跳跃数据而非平均数据。除了计算数据有所不同外,得出的结论基本相同。

另外,由于牛市、熊市的准确日期无法准确衡

量,因此将牛市、熊市的日期向前、向后分别调整 1 个月,重新计算牛市、熊市情况下,沪深 300 股指期货对其现货股指总跳跃及向上跳跃、向下跳跃的影响,发现得出的基本结论完全相同。

5 结束语

本研究以 2010 年 4 月 16 日到 2015 年 8 月 31 日沪深 300 股指期货及现货指数 5 分钟高频数据为样本,利用 logit 和多元回归模型分析了股指期货同步及延伸交易时段跳跃对股指现货跳跃

的影响.研究发现:第一,股指期货同步及提前交易时段跳跃对标的指数跳跃都有显著正向影响,这种影响在熊市中更大,前一交易日延迟交易时段跳跃对标的指数跳跃没有显著影响.第二,股指期货提前交易时段跳跃对股指现货开盘时段跳跃的影响主要来自于股指期货开盘后前5分钟的跳跃,随着时间的推移,这种影响具有递减效应.第三,股指期货同步交易向上(向下)跳跃对股指现货向上(向下)跳跃有显著正向影响,且分别在牛(熊)市中更为显著.第四,股指期货提前交易时段向上跳跃、向下跳跃对股指现货开盘时段向上跳跃、向下跳跃都有显著影响,其中,股指期货向上跳跃比向下跳跃对股指现货向上跳跃的影响更大,股指期货向下跳跃比向上跳跃对股指现货向下跳跃的影响更大,且分别在牛(熊)市更显著.此外,股指现货市场的波动状况、股指非预期交易量都显著增加股指现货跳跃发生的概率,而股指预期交易量在牛市中会显著降低股指现货向上跳跃发生的概率,在熊市中则会显著增加股指现货

向下跳跃发生的概率.

通过本研究,提出以下几点建议.首先,证券市场监管部门应将股指现货与期货市场风险纳入到同一监管框架下,并更加关注期货市场跳跃对市场交易机制的冲击及对现货市场的影响,特别是在熊市环境下期货市场跳跃的影响.其次,股指期货交易监管部门应加强提前交易时段跳跃的监控,特别是开盘后前5分钟市场跳跃检测与控制,因为提前交易时段跳跃对股指现货开盘时段跳跃的影响主要来自于股指期货开盘后前5分钟跳跃,而且该时段跳跃占日总跳跃的41.03%.第三,加强熊市环境中股指期货向下跳跃,特别是提前交易时段向下跳跃的监控,因为在熊市中,股指期货向下跳跃更容易引起现货市场向下跳跃及市场恐慌.当然,也应当加强牛市环境中股指期货向上跳跃的监控.最后,还要加强现货市场非预期交易量及波动性监管,因为现货市场连续波动性、股指非预期交易量都会显著增加股指现货跳跃发生的概率.

参考文献:

- [1] De Bandt O, Hartmann P. Systemic Risk: A Survey[R]. Frankfurt: European Central Bank, Working Paper, 2000.
- [2] Asgharian H, Bengtsson C. Jump spillover in international equity markets[J]. Journal of Financial Econometrics, 2006, 4(2): 167 - 203.
- [3] Chan K, Chan K C, Karolyi G A. Intraday volatility in the stock index and stock index futures markets[J]. Review of Financial Studies, 1991, 4(4): 657 - 684
- [4] Lahaye J, Laurent S, Neely C J. Jumps, co-jumps and macro announcements[J]. Journal of Applied Econometrics, 2011, 26(6): 893 - 921.
- [5] Lee H C, Chien C Y, Chen H L, et al. The extended opening session of the futures market and stock price behavior: Evidence from the Taiwan Stock Exchange[J]. Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, 2009, 12(3): 403 - 416.
- [6] 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 - 205.
Zhao Hua, Wang Yiming. A study on the time-varying jump of Chinese futures price and its effect on spot price[J]. Journal of Financial Research, 2011, (1): 195 - 205. (in Chinese)
- [7] 陈莹, 武志伟, 王杨. 沪深300指数衍生证券的多市场交易与价格发现[J]. 管理科学学报, 2014, 17(12): 75 - 84.
Chen Ying, Wu Zhiwei, Wang Yang. Multi-market trading of HS300 index derivatives and price discovery of stock market index[J]. Journal of Management Sciences in China, 2014, 17(12): 75 - 84. (in Chinese)
- [8] 刘庆富, 朱焱, 方力. 股指期货现货市场间的跳跃扩散效应及其信息含量——基于跳跃变量回归模型的新证据[J]. 复旦学报(社会科学版), 2013, (4): 17 - 25.
Liu Qingfu, Zhu Yao, Fang Li. Jump diffusion and information content between stock index futures and its spot markets: A new ev-

- idence on regressive models of jump variables[J]. *Fudan Journal (Social Sciences)*, 2013, (4): 17–25. (in Chinese)
- [9] 郦金梁, 雷 曜, 李树璟. 市场深度、流动性和波动率——沪深 300 股票价格指数期货启动对现货市场的影响[J]. *金融研究*, 2012, (6): 124–138.
- Li Jinliang, Lei Yao, Li Shujing. Market depth, liquidity and volatility: The effect of the launching of HS300 index futures to the stock market[J]. *Journal of Financial Research*, 2012, (6): 124–138. (in Chinese)
- [10] 华仁海, 袁 立, 鲍 锋. 沪深 300 股指期货在现货交易和非交易时段交易特征的比较研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, (1): 146–158.
- Hua Renhai, Yuan Li, Bao Feng. CSI 300 stock index futures trading character and price discovery in non-spot trading hours[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2015, (1): 146–158. (in Chinese)
- [11] 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.
- [12] Ross S A. Information and volatility: The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy[J]. *Journal of Finance*, 1989, 44(1): 1–17.
- [13] Fleming J, Kirby C, Ostdiek B. Information and volatility linkages in the stock, bond and money markets[J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 49(1): 111–137.
- [14] 龚 朴, 杨博理. 知情交易度量的 Lévy 跳方法及实证研究[J]. *管理科学学报*, 2014, 17(10): 82–94.
- Gong Pu, Yang Boli. Using Lévy jumps to measure informed trading and the empirical study[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2014, 17(10): 82–94. (in Chinese)
- [15] 卢 斌, 华仁海. 基于 MCMC 方法的中国期货市场流动性研究[J]. *管理科学学报*, 2010, 13(9): 98–106.
- Lu Bin, Hua Renhai. Research on liquidity of Chinese futures markets via MCMC method[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(9): 98–106. (in Chinese)
- [16] Wang H, Yue M Q, Zhao H. Cojumps in China's spot and stock index futures markets[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2015, 35(11): 541–557.
- [17] 何诚颖, 张龙斌, 陈 薇. 基于高频数据的沪深 300 指数期货价格发现能力研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2011, (5): 139–151.
- He Chengying, Zhang Longbin, Chen Wei. Research on price discovery of HS300 index futures based on high frequencies data[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2011, (5): 139–151. (in Chinese)
- [18] 张宗成, 王 郦. 股指期货波动溢出效应的实证研究——来自双变量 EC-EGARCH 模型的证据[J]. *华中科技大学学报(社会科学版)*, 2009, 23(4): 75–80.
- Zhang Zongcheng, Wang Yun. An empirical research of the volatility and spillover effects of stock index futures market based on EC-EGARCH model[J]. *Journal of Huazhong University of Science and Technology (Social Science Edition)*, 2009, 23(4): 75–80. (in Chinese)
- [19] Robbani M G, Bhuyan R. Introduction of futures and options on a stock index and their impact on the trading volume and volatility: Empirical evidence from the DJIA component[J]. *Derivatives Use, Trading & Regulation*, 2005, 11(3): 246–260.
- [20] Cheng L, Jiang L, Ng R. Information content of extended trading for index futures[J]. *The Journal of Futures Markets*, 2004, 24(9): 861–886.
- [21] Liu W, Hsieh W, Tu A. Does the early bird catch the worm? The information content of Taiwan's index option trading in the early 15-min pre-opening session[J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2017, 41(7): 168–189.
- [22] 马 丹, 尹优平. 交易间隔、波动性和微观市场结构——对中国证券市场交易间隔信息传导的实证分析[J]. *金融研究*, 2007, (7): 165–174.
- Ma Dan, Yin Youping. Transaction interval, volatility and micro-market structure empirical analysis of information transmission in

- trading intervals of Chinese securities market[J]. *Journal of Financial Research*, 2007, (7): 165 - 174. (in Chinese)
- [23] Chen L D, Jiang G J, Wang Q. Market reaction to information shocks: Does the bloomberg and briefing. com survey matter? [J]. *Journal of Futures Markets*, 2013, 33(10): 939 - 964.
- [24] 朱钧钧, 谢识予. 中国股市波动率的双重不对称性及其解释——基于 MS—TGARCH 模型的 MCMC 估计和分析[J]. *金融研究*, 2011, (3): 134 - 148.
- Zhu Junjun, Xie Shiyu. Double asymmetry of Chinese stock market volatility and its interpretation: Based on MCMC estimation and analysis of MS-TGARCH model[J]. *Journal of Financial Research*, 2011, (3): 134 - 148. (in Chinese)
- [25] Veronesi P. Stock market overreaction to bad news in good times: A rational expectations equilibrium model[J]. *Review of Financial Studies*, 1999, 12(5): 975 - 1007.
- [26] Maheu J M, Mccurdy T H. News arrival, jump dynamics and volatility components for individual stock returns[J]. *Journal of Finance*, 2004, 59(2): 755 - 792.
- [27] Duffie D, Pan J. Transform analysis and asset pricing for affine jump-diffusions[J]. *Econometrica*, 2000, 68(6): 1343 - 1376.
- [28] Barndorff N, Shephard N. Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipowervariation[J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2006, 4(1): 1 - 30
- [29] Andersen T G, Bollerslev T, Frederiksen P. Continuous-time models, realized volatilities and testable distributional implications for daily stock returns[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2010, 25(2): 233 - 261.
- [30] 何兴强, 李 涛. 不同市场态势下股票市场的非对称反应——基于中国上证股市的实证分析[J]. *金融研究*, 2007, (8): 131 - 140.
- He Xingqiang, Li Tao. The asymmetric reactions of stock market to bull and bear phases: Based on empirical analysis of Shanghai Stock Exchange[J]. *Journal of Financial Research*, 2007, (11): 131 - 140. (in Chinese)
- [31] 陆 蓉, 徐龙炳. “牛市”和“熊市”对信息的不平衡性反应研究[J]. *经济研究*, 2004, 41(3): 65 - 72.
- Lu Rong, Xu Longbin. The asymmetry information effect on bull and bear stock market[J]. *Economic Research Journal*, 2004, 39(3): 65 - 72. (in Chinese)
- [32] 陈海强, 张传海. 股指期货交易会降低股市跳跃风险吗? [J]. *经济研究*, 2015, 50(1): 153 - 167.
- Chen Haiqiang, Zhang Chuanhai. Does index futures trading reduce stock market jump risk? [J]. *Economic Research Journal*, 2015, 50(1): 153 - 167. (in Chinese)
- [33] Lee S S. Jumps and information flow in financial markets[J]. *Review of Financial Studies*, 2012, 25(2): 439 - 479.
- [34] 韦立坚, 张 维, 熊 熊. 股市流动性踩踏危机的形成机理与应对机制[J]. *管理科学学报*, 2017, 20(3): 1 - 23.
- Wei Lijian, Zhang Wei, Xiong Xiong. The mechanism and solution for the liquidity stampede crisis in stock markets[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(3): 1 - 23. (in Chinese)
- [35] Li J. Cash trading and stock index futures price volatility[J]. *Journal of Futures Market*, 2011, 31(5): 465 - 486.
- [36] Duan J, Ritchken P, Sun Z. Approximating GARCH-jump models, jump-diffusion processes and option pricing[J]. *Mathematical Finance*, 2010, 16(1): 21 - 52.
- [37] 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, 45(4): 54 - 66.
- Chen Langnan, Sun Jianqiang. Jump dynamics in stock returns[J]. *Economic Research Journal*, 2014, 45(4): 54 - 66. (in Chinese)
- [38] 李 洋, 乔高秀. 沪深300股指期货市场连续波动与跳跃波动——基于已实现波动率的实证研究[J]. *中国管理科学*, 2012, 20(11): 451 - 458.
- Li Yang, Qiao Gaoxiu. Continuous volatility and jump volatility for the CSI 300 index futures: Empirical research based on realized volatility[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2012, 20(11): 451 - 458. (in Chinese)
- [39] 刘庆富, 朱迪华, 周思泓. 恒生指数期货与现货市场之间的跳跃溢出行为研究[J]. *管理工程学报*, 2011, 25(1): 115 - 120.

Liu Qingfu, Zhou Dihua, Zhou Sihong. Jump spillover behavior between HSI futures and HSI markets[J]. Journal of Industrial Engineering and Engineering Management, 2011, 25(1): 115 - 120. (in Chinese)

Jump effects of stock index futures on its underlying spot index in China: A perspective of synchronous and extending trading

WANG Ming-tao^{1,2}, SUN Xi-ming¹, CHEN Yun²

1. School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

2. Shanghai Key Laboratory of Financial Information Technology, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China

Abstract: Using 5-minute high-frequency price data of CSI 300 stock index futures and its underlying index, this paper analyses jump effects of Stock index futures on spot index during synchronous and extending trading session by logit and regression models. The conclusions are examined under different market conditions. The results indicate that price jumps of stock index futures have significant influences on its underlying index jump during synchronous and pre-opening sessions, especially in bear markets. No matter in synchronous or in pre-opening trading periods, up-jumps (down-jumps) of stock index futures have a significantly positive effect on up-jumps(down-jumps) of the underlying index, and are more significant in bull (bear) markets respectively. The jump effects of stock index futures during the pre-opening trading session on the spot index jumps during its opening period mainly exist in the first five minutes of the pre-opening trading session and have diminishing effects. The degree of influence is greater than the jump effect of stock index futures at same trading period on spot index jump. The stock index futures jumps during post-closing trading session the day before do not have a significant influence on the underlying index jumps at its opening period.

Key words: stock index futures; stock index spot; jump; synchronous and extending trading