

Does the Extra 30-Minutes Trading Time of Stock Futures Destabilize the Stock Market: A Quasi Natural Experimental Evidence from China*

Xianping Zhou, Guoxu Shen, Biao Li, Renfang Liu

School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan Hubei

Email: zxp2004@zuel.edu.cn

Received: Nov. 16th, 2017; accepted: Nov. 22nd, 2017; published: Nov. 28th, 2017

Abstract

During the stock market crash in 2015, stock futures have been widely criticized, which accuse the extra 30 minutes trading time of stock futures misleading stock spots. The cancellation of the extra 30 minutes trading time which means the spots trade synchronously with the futures provides a quasi natural experiment to examine the criticisms. A VECM-GJR-BEKK model is employed to investigate the varying spillover effects between the futures and spots due to the cancellation of the extra trading time. Before the cancellation, the spots have spillover effects on the futures with extra 30 minutes trading time, while the futures with extra trading time have no significant spillover effects on the next day's spots. The futures have spillover effects on the spots, but the opposite spillover effects don't hold after the cancellation. The conclusion is that the futures shouldn't be responsible for the 2015 stock markets crash. The policy implication is to restore the extra 30 minutes trading time of stock futures which could absorb the shocks during the inactive time of the spots, thus smooth the volatility of the spots.

Keywords

Stock Futures, Stock Spots, Extra Trading Time, EGARCH-X, VECM-GJR-BEKK

股指期货额外30分钟交易时间真的没有价值吗？ ——来自中国准自然实验的经验证据*

周先平, 沈国旭, 李 标, 刘仁芳

*本文入选第十五届中国金融工程学年会(2017年8月18~19日, 赤峰)并荣获优秀论文三等奖, 入选 Six International Conference on Futures and Other Derivatives (2017年11月3~4日, 宁波)。

文章引用: 周先平, 沈国旭, 李标, 刘仁芳. 股指期货额外 30 分钟交易时间真的没有价值吗? [J]. 金融, 2017, 7(5): 299-310. DOI: 10.12677/fin.2017.75030

中南财经政法大学金融学院, 湖北 武汉
Email: zxp2004@zuel.edu.cn

收稿日期: 2017年11月16日; 录用日期: 2017年11月22日; 发布日期: 2017年11月28日

摘要

2016年1月, 股指期货交易规则进行了大幅度调整, 相对于股票现货额外的30分钟连续竞价交易时间被取消, 股票指数期货和现货交易时间同步。交易时间的调整为我们研究股指期货额外30分钟交易时间是否加剧了现货市场的波动提供了一个准自然实验样本。本文借助EGARCH-X模型研究发现, 在IF股指期货交易时间缩短前, 额外30分钟的期货交易能够对冲昨日现货市场的上涨或下跌, 吸收现货收盘阶段的各种消息和冲击, 进而降低接下来的现货交易的波动率。借助VECM-GJR-BEKK模型, 我们发现在2016年1月之前的9:30~15:00同步交易时间段, 两个市场存在着双向波动溢出, 9:15~15:15的期货与9:30~15:00的现货不存在双向波动溢出。在2016年1月之后, 仅期货市场对现货市场存在单向波动传导, 而现货市场无法对期货市场输出波动。因此, 期货额外30分钟的交易时间是有价值的, 本文建议尽快恢复股指期货盘后和盘前额外的30分钟交易时间, 让市场有更多的时间来吸收冲击, 平滑波动。

关键词

股指期货, 股票指数, 额外30分钟交易时间, EGARCH-X, VECM-GJR-BEKK

Copyright © 2017 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2015年股灾期间, 股指期货受到广泛的批评, 股指期货交易规则做出了许多调整。最大的调整发生在2016年1月(表1), 包括波幅限制和交易时间等规则的改变。股指期货合约的每日价格最大波动限制由上一交易日结算价的 $\pm 10\%$ 调整为 $\pm 7\%$ 。合约最后交易日涨跌停板幅度仍为上一交易日结算价的 $\pm 20\%$ 。股指期货开收市时间与现货市场保持同步, 即股指期货的集合竞价时间为每个交易日9:25~9:30, 连续竞价交易时间为每交易日9:30~11:30和13:00~15:00。原来的连续竞价交易时间为每交易日9:15~11:30和13:00~15:15。可以清晰的看出, 在2016年之前, 期货相对于现货有额外的30分钟连续竞价交易时间, 即9:15~9:30的15分钟加上15:00~15:15的15分钟。

一揽子措施推出后不到一个星期, 股指期货就“熔断”了两次, 面对国内的质疑声, 中金所紧急叫停了“熔断机制”, 但股指期货的交易时间和开仓数依旧受到了限制。在全球绝大多数市场上, 都存在着股指期货市场开盘早于股票市场, 而收盘晚于股票市场的情况(见表2)。

价格发现、套期保值是股指期货的重要功能, 相对于现货市场提前开盘有利于市场各方发现价格, 促进现货市场形成均衡价格, 而延迟收盘使得市场有一段时间来消化流动性, 为投资者提供了调整头寸的机会。“股灾”期间, 期货市场额外30分钟出现急剧下跌, 随后开盘的现货交易也急剧下跌, 似乎期货市场给现货市场传递了“错误”的信号, 期货市场额外的交易时间备受指责。让期货和现货两个市场实现同步交易, 本意是为了缓解期货市场对现货市场的波动溢出, 但需要回答的是, 额外的交易时间真

Table 1. Trading time adjustments of the stock index futures in January 2016**表 1.** 2016 年 1 月股指期货交易时间调整

在 2016 年 1 月之前	
期货:	9:10~9:15, 集中竞价; 9:15~11:30、13:00~15:15, 连续竞价
现货:	9:15~9:25, 集中竞价, 9:30~11:30、13:00~15:00, 连续竞价
在 2016 年 1 月之后	
期货:	9:25~9:30, 集中竞价; 9:30~11:30、13:00~15:00, 连续竞价
现货:	9:15~9:25, 集中竞价, 9:30~11:30、13:00~15:00, 连续竞价

Table 2. Trading time of the major stock markets in the world**表 2.** 全球主要股票市场交易时间

股指	现货交易时间	期货交易时间	差异
德国法兰克福(DAX)	9:00~20:00	8:50~20:00	早开盘 10 分钟
FTSE100	8:00~16:30	06:30~21:00	早开盘 2 个半小时 晚收盘 4 个半小时
日经 225 指数(NIKKI225)	8:00~10:00; 11:30~14:00	8:00~10:00; 11:30~14:10	晚收盘 10 分钟
香港恒生指数(HIS)	10:00~12:30; 14:30~16:00	9:45~12:30; 14:30~16:15	早开盘 15 分钟 晚收盘 15 分钟
台湾台股(TWSE)	9:00~13:00	8:45~13:45	早开盘 15 分钟 晚收盘 45 分钟

的加剧了现货市场波动吗, 期货交易时间缩短后两个市场的波动溢出效应有何变化? 研究该问题, 对于厘清股指期货的作用和定位, 完善股票交易规则和股指期货交易规则, 进而保持股票市场健康发展都有重要的现实意义。

2. 文献综述

2.1. 日内同步交易情况下股指期货、现货之间关系研究

关于日内同步交易的大量的研究围绕其股指期货与现货之间的价格传递展开, Chan 等[1]发现美国市场上期货市场要领先现货市场 5 分钟, Abhyankar [2]利用 5 分钟高频数据对 FTSE100 和 S&P500 的期货和现货指数进行了研究, 发现在两个市场上, 期货价格要领先于现货价格。Lihara [3]研究了日经指数期货与现货价格之间的领先关系, 结果发现期货的回报领先于现货的时间可达 20 分钟, 而现货的回报比期货的回报领先最多 5 分钟, 这一关系的原因可以看成是因为期货市场较低的交易成本、没有卖空限制以及较高的杠杆而造成的。Chiang 和 Fong [4]研究了香港市场上股指期货与现货市场之间的价格领先关系, 发现期货市场平均领先现货市场 15 分钟, 同时现货市场也能预测期货市场的收益高达 5 分钟。Yang 等人[5]研究了中国沪深 300 指数的期货及其现货之间的关系, 发现现货市场在价格发现过程中起着决定性的作用, 这有可能是由于期货市场的门槛过高, 导致知情交易者被排除在市场之外。除了价格领先关系外, 期货市场与现货市场之间的波动溢出关系也是学术界争论的焦点之一。Koutmos 和 Tucker [6]研究了 S&P500 期货与现货间的波动溢出关系, 发现只存在从股指期货市场向现货市场的单向波动溢出。但也有学者发现两者之间不是单向的波动溢出关系, Chan 等[1]使用二元变量的 GARCH 模型来分析 S&P500 指数期货与现货市场数据以及 MMI 指数数据。研究发现, 股指期货和现货市场之间存在显著的双向波动溢出现象。So 和 Tse [7]对香港恒生指数期货及现货市场相互关系的研究表明两个市场间存在双向波动溢出效应。

国内的股指期货交易起步较晚, 相关的研究大多聚焦于股指期货与现货市场之间的波动溢出关系。严敏和巴曙松等[8]研究了沪深 300 指数股指期货与现货间的关系, 发现指数现货市场在价格发现中起到主导作用, 且两个市场之间不存在显著的非对称双向波动溢出效应。乔高秀和刘强[9]利用 1 分钟的高频数据发现两个市场存在着双向的波动溢出效应。左浩苗等[10]采用非参数方法估计日度股票指数和股指期货的整体波动、连续性波动和跳跃, 发现两个市场波动成分存在双向的格兰杰因果关系, 但是期货市场的跳跃并不会影响后续股票市场的跳跃。陶利斌等[11]采用信息额度的方法研究了沪深 300 股指期货和现货指数的价格发现贡献率, 结果表明股指期货在信息传递中居于主导地位, 在价格发现过程中的作用比现货市场更大, 且有随时间增强的趋势。

2.2. 非同步交易情况下股指期货、现货之间关系研究

考虑证券市场开盘前阶段和收盘后阶段的交易的目的, 一般认为在上一交易日收盘至当日开盘期间积了许多与市场相关的信息, 因此开盘前阶段的交易可视作市场对隔夜信息的整合, 能有效地促进价格发现和定价效率。Hiraki 等人[12]和 Cheng 等人[13]的研究发现延迟交易时间的未预期收益有助于预测股价收益, 这表明交易时间延长段包含了有用的信息。Chan [14]通过研究恒生指数期货市场上的交易者行为, 探讨了期货市场延长交易时间对香港期货市场的影响, 结果发现在提前交易的 15 分钟内交易量增加、期货收益的波动性减少、定价误差无显著变化, 符合私人信息假说。Taylor [15]研究了 S&P500 隔夜交易对次日价格的预测能力, 发现包含隔夜信息的模型所生成的波动性预测能够带来更为准确的风险价值测度。Tsiakas [16]通过研究欧洲市场与美国市场之间的非同步交易时间段, 发现隔夜信息对日间交易存在一定的预测能力。Chen [17]研究了交易时间对台湾台股期货的价格预测能力, 结果表明股指期货在现货开盘前的收益对股票市场的日内收益有预测作用。

国内对这一块的研究处于起步阶段, 大量的研究聚焦于日内同步交易, 仅有少数文章涉及非同步交易时间。丁振[18]通过对股指期货盘前盘后 30 分钟进行实证分析, 得出了股指期货与现货市场非同步交易时间段内, 股指期货对股指现货具有显著的引导效应。刘庆富[19]研究了股指期货市场与现货市场的日内交易结构, 发现期货市场提前交易时间段和延迟交易时间段对现货指数均有预测能力。闫海峰和董琦[20]采用价格加权贡献值的方法研究了盘前盘后 30 分钟的信息含量, 结果表明提前交易和延迟交易时间段对价格发现有更明显的作用。程展兴和剡亮亮[21]研究了沪深 300 指数延伸交易时间段与现货市场的关系, 并对比了其成熟市场的差异性, 发现非同步交易对市场效率提升具有积极作用。华仁海等[22]运用日内分笔数据和分钟数据, 对沪深 300 股指期货不同交易时段的交易特征进行比较, 结果表明, 不同交易时段知情交易者市场参与度存在明显差异, 提前交易时段知情交易的概率最高, 尽管提前交易时段的交易提供了较大的价格发现, 但定价效率较低。

总体上看, 目前有关股指期货市场方面的学术论文较多, 其研究大多集中在股票现货市场与股指期货市场的同步交易化及股指期货的日内交易, 较少关注非同步交易时间段, 对额外 30 分钟交易时间取消的讨论非常少见。此外, 以上研究大多针对沪深 300 股指期货上市早期, 取样时间较短, 时间段不统一且结论也不一致。本文试图从交易时间的缩短这一事实出发, 探讨期货市场与现货市场之间波动溢出关系的动态变化。

3. 模型说明

为了研究方便, 我们把 $t-1$ 日期货 15:00~15:15 的 15 分钟交易时间和 t 日期货 9:15~9:30 的 15 分钟交易时间认定为 t 日期货“连续”的 30 分钟交易时间 F_t^{30} , 这段时间, $t-1$ 日的现货没有交易, t 日的现货也没有连续竞价交易。期货额外 30 分钟连续竞价交易时间及其取消, 为我们研究股指期货与现货

的关系提供了一个独特的自然实验样本。现货市场 9:25 集合竞价结束，形成的价格作为 9:30 的开盘价，为了隔绝 t 日现货集合竞价结果对 F_t^{30} 的影响，我们选择 9:25 的期货价格作为 F_t^{30} 的收盘价¹，这个时点的 F_t^{30} 不受 t 日现货交易的影响，对于 t 日的现货 15:00 的收盘价 S_t 来说是外生的；同理， $t-1$ 日的现货收盘价 S_{t-1} 对于 t 日 9:25 的期货价格 F_t^{30} 来说也是外生的。

3.1. 额外 30 分钟期货交易 F_t^{30} 对 t 日现货交易 S_t 的影响

F_t^{30} 为 t 日 9:25 的期货价格的收盘价，这 30 分钟的期货交易信息对于 t 日的现货交易来说是外生的，为此，可以设立 t 日的现货交易收益率的 EGARCH-X 模型，考察额外 30 分钟期货交易对现货交易的影响：

$$\begin{aligned} RS_t &= \alpha + \beta_0 RS_{t-1} + \beta_1 RF_t^{30} + \mu_t \\ \ln(\delta_t^2) &= c + a \left| \frac{u_{t-1}}{\delta_{t-1}} \right| + b \ln(\delta_{t-1}^2) + \gamma RF_t^{30} \end{aligned} \quad (1)$$

其中， RS_t 表示 t 日现货交易 15:00 收盘价计算的收益率， RF_t^{30} 表示 t 日期货交易 9:25 收盘价计算的收益率。

3.2. $t-1$ 日现货交易 S_{t-1} 对额外 30 分钟期货交易 F_t^{30} 的影响

F_t^{30} 为 t 日 9:25 的期货价格的收盘价， $t-1$ 日现货交易 RS_{t-1} 对于这 30 分钟的期货交易来说是外生的，而且 F_t^{30} 不受 t 日现货交易的影响。为此，可以设立 t 日的期货交易收益率的 EGARCH-X 模型，考察现货交易对额外 30 分钟期货交易的影响：

$$\begin{aligned} RF_t^{30} &= \alpha + \beta_0 RF_{t-1}^{30} + \beta_1 RS_{t-1} + \mu_t \\ \ln(\delta_t^2) &= c + a \left| \frac{u_{t-1}}{\delta_{t-1}} \right| + b \ln(\delta_{t-1}^2) + \gamma RS_{t-1} \end{aligned} \quad (2)$$

其中， RS_{t-1} 表示 $t-1$ 日现货交易 15:00 收盘价计算的收益率， RF_t^{30} 表示 t 日期货交易 9:25 收盘价计算的收益率。

3.3. 不考虑期货额外交易时间的波动溢出关系计量模型

本文首先建立基于 VECM 的均值方程，以分析期货与现货市场在同步交易时间段的均值溢出效应。其次，使用二元 VECM-BEKK 模型来刻画方差方程，并在此基础上纳入负向冲击的杠杆效应(杨娇辉和王曦，2013) [23]，构建了一个二元 GJR-VECM-BEKK 模型，用以考察期现两个市场之间的波动溢出效应和来自不同市场的正负向信息冲击可能造成的不对称性影响。

3.3.1. 均值模型

刻画期货与现货市场在同步交易时间段的均值溢出效应的 VECM 如下：

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= c_1 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{j=1}^p a_{1,j} \Delta S_{t-j} + \sum_{j=1}^p b_{1,j} \Delta F_{t-j} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta F_t &= c_2 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{j=1}^p a_{2,j} \Delta S_{t-j} + \sum_{j=1}^p b_{2,j} \Delta F_{t-j} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

其中的 S_t 和 F_t 分别表示同步交易时间段对数化后的股指期货价格和现货价格。 Z_{t-1} 为表示两者之间协整关系的滞后误差修正项。 c_i 、 α_i 、 $a_{i,j}$ 、 $b_{i,j}$ ($i=1,2$ 且 $j=1,\dots,p$) 是需要估计的参数， p 是通过 AIC 准

¹也可以选择 9:20 的期货价格作为 F_t^{30} 的收盘价，进行稳健性检验。本文收集的是股指期货 5 分钟的报价数据，如果能够收集到 1 分钟的报价数据，可以选择 9:24 的期货价格作为 F_t^{30} 的收盘价。

则确定的 VECM 滞阶数。VECM 模型是用 OLS 模型中平衡方程式来估计。保留误差项 ε_{1t} 、 ε_{2t} 的估计值，并将其用于估计下面将给出的多变量 GARCH 模型。

3.3.2. 方差模型

Kroner 及 Ng [24] 将 Glosten [25] 等人提出的多变量 GARCH 模型推广到非对称情形，此后该方法便在金融研究领域得到了广泛的运用。模型的设定形式如下：

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B + D'\eta_{t-1}\eta'_{t-1}D \quad (4)$$

其中 C 、 A 、 B 及 D 是 2×2 参数矩阵， H_t 是 2×2 条件方差， ε_t 及 η_t 是 2×1 维向量包括冲击及门限序列，展开后其形式为

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ 0 & h_{22t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-1}^2 & \varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} \\ \cdot & \varepsilon_{2t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ 0 & h_{22t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \eta_{1t-1}^2 & \eta_{1t-1}\eta_{2t-1} \\ \cdot & \eta_{2t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (5)$$

其中， a_{ii} 和 b_{ii} ($i=1$ 或 2) 分别表示市场 i 收益率波动自身存在的 ARCH 效应和 MGARCH 效应，分别衡量了该市场收益率波动的集聚性和持续性； a_{ij} 和 b_{ij} ($i=1$ 或 2 , $j=1$ 或 2 , $i \neq j$) 分别表示市场 i 收益率波动的集聚性和持续性对市场 j 收益率波动的溢出效应。 ε_{1t} 及 ε_{2t} 是由非预期冲击序列的方程(3)得出的。 $\eta_{1t} = \max[0, -\varepsilon_{1t}]$ 及 $\eta_{2t} = \max[0, -\varepsilon_{2t}]$ 是 Glosten 等[25]研究的由冲击带来的负向不对称虚拟序列。 d_{ii} ($i=1$ 或 2) 和 d_{ij} ($i=1$ 或 2 , $j=1$ 或 2 , $i \neq j$) 为衡量非对称性影响的系数，分别表示市场 i 收益率波动对其自身和市场 j 收益率波动的非对称效应。

4. 实证结果

4.1. 数据选择及其基本统计特征

本文以沪深 300 股指期货当月连续合约和沪深 300 指数五分钟收盘价高频数据为研究对象，样本区间选取沪深 300 股指期货(代码: IF)上市的 2010 年 4 月 16 日至 2017 年 4 月 7 日。由于在同一时间, IF 有不同交割期限的品种在交易, 选取股指期货交易数据的原则是: 采用当月交割的股指期货交易数据, 交割日后的第一个交易日采用下个月交割的股指期货交易数据作为样本, 以此类推。沪深 300 指数的期货数据与现货数据均来源于 WIND 数据库。

我们首先统计了 2016 年 1 月之前股指期货一天中最高价或最低价出现在额外交易时间段的比例。结果如表 3 所示, 在整个样本区间, 股指期货的当日最大值出现在 9:15~9:30 的时间的比重占到了 21%, 最低值的比重为 41.35%。而出现在 15:00~15:15 这一时间段的比重达到了 10.37% 和 59.8%, 可以看出, 额外交易时间段对价格发现起到了一定的作用。

表 4 报告了沪深 300 现货指数同步交易时间段与沪深 300 股指期货交易额外交易时段收益的基本统计量。可以发现, 期货额外交易时间段和现货同步交易时间段的收益均值均为正, 现货同步交易时间段的收益率要小于额外交易时间段的收益率。而在 2016 年之后的样本来看, 股指期货和现货指数的收益率都为正, 但现货指数的收益率同样高于股指期货的收益率。此外, 2016 年 1 月 4 日之前, 无论 9:30~15:00, 还是 9:15~15:15, 收益率均值与股指当天均值相差不大。而在 2016 年 1 月 4 日之后, 股指期货收益率均值远低于股指均值。这主要是“股灾”以来执行的一系列的管制措施导致了整个期货市场的成交量下降明显, 市场参与度不高, 从而期货市场日内波动有限。而现货市场收到的限制较少, 市场参与则仍然保持着较高的活跃度, 整个市场的收益波动较大。从波动风险来看,

Table 3. The frequency of the highest and lowest prices of stock index futures appearing in the extra 30 minutes
表 3. 股指期货最高价、最低价出现在额外 30 分钟交易时间段的频率

	9:15~9:30	15:00~15:15	总交易天数	占比	占比
当日最高价出现的次数	287	144	1388	20.68%	10.37%
当日最低价出现的次数	574	630	1388	41.35%	59.8%

Table 4. The statistical description of the returns of stock index futures and spots around January 2016
表 4. 2016 年 1 月前后股指、股指期货收益率的统计性描述

	2016 年 1 月 4 日之前			2016 年 1 月 4 日之后		
	股指期货		股指	股指期货		股指
	前 1 日 15 分加当日 15 分	当天 9:30~15:00	当天 9:15~15:15	当天 9:30~15:00	当天 9:30~15:00	当天 9:30~15:00
均值	0.0212	0.0048	0.0050	0.0076	0.0082	0.0273
中值	0.0417	-0.0357	-0.0413	0.0105	0.0370	0.0801
最大值	8.6296	9.5378	9.7371	6.4823	4.9319	4.0340
最小值	-8.3129	-15.1731	-15.1731	-9.1847	-6.5526	-6.3323
标准差	1.2855	1.8126	1.8374	1.6289	1.2517	1.1544
偏度	-0.6037	-0.7056	-0.5238	-0.6038	-0.8202	-1.1575
峰度	14.5042	11.8384	11.5700	7.0374	8.0023	10.2406
J-B 值	7727.231***	4626.235***	4304.775***	1025.556***	348.7353***	727.1377***
Q(20)	176.06***	104.45***	66.579***	57.156***	40.427***	73.328***
Q ² (20)	2371.6***	825.01***	837.05***	672.37***	83.442***	138.53***
ADF 值	-12.5665***	-17.9795***	-27.96***	-35.2243***	18.0041***	19.3105***

注：“***”、“**”、“*”分别表示 1%、5%、10%的显著水平。

现货日内同步交易的波动较大，额外交易时间段虽然时间间隔较长，但是风险较小。而股指期货全时间段的收益率波动最大，同样在 2016 年 1 月之后，两个市场的波动与之前相比都有所下降。从峰度上看，额外交易时间段的峰度远远大于指数现货的峰度，表明期货额外交易时间段收益出现极端值的概率要远远大于同步交易时间段收益出现极端值的概率，同时各变量均具有尖峰厚尾的特征。JB 统计量也表明各个变量都不服从正态分布，为此，我们在 BEKK 的模型中引入不对称分布。同时，从 Q(20)的统计量可知，它们均在 1%的置信水平下统计显著，说明现货指数及其期货的隔夜收益具有很强的自相关性，从 Q²(20)统计量来看，它们均显著，这意味着两者存在异方差性。由于对时间序列进行分析必须考虑其平稳性，我们给出了带有常数项的 ADF 检验的结果，可知各个时间段的收益都是平稳的。

4.2. 额外 30 分钟期货交易 F_t^{30} 对 t 日现货交易 S_t 的影响

通过 t 日现货交易收益率的 EGARCH-X 模型，考察额外 30 分钟期货交易对现货交易的影响。从模型的结果表 5 可以看到， t 日期货交易 9:25 收盘价计算的收益率对 t 日 9:30 开始的现货交易收益率有预测能力， RF_t^{30} 上涨， RS_t 上涨。但是， RF_t^{30} 能够显著降低 t 日现货交易的波动率， $t-1$ 日期货 15:00~15:15 的 15 分钟和 t 日期货 9:15~9:30 的 15 分钟共 30 分钟“连续”的交易时间 F_t^{30} 可以稳定 t 日现货交易的波动。说明在 t 日现货交易开盘前的 30 分钟期货交易能够吸收各种消息和冲击，起到稳定现货市场的作用。

Table 5. The EGARCH-X model of spot returns
表 5. t 日现货交易收益率的 EGARCH-X 模型

变量	系数	标准误	T 值	P 值
α	0.0003	0.0002	1.6379	0.1014
β_0	0.8951	0.0152	58.8859	0.0000
β_1	0.0521	0.0190	2.7421	0.0061
c	-0.2466	0.0478	-5.1593	0.0000
a	0.1696	0.0211	8.0263	0.0000
b	0.9869	0.0047	210.1748	0.0000
γ	-4.1799	1.0860	-3.8490	0.0001

4.3. $t-1$ 日现货交易 S_{t-1} 对额外 30 分钟期货交易 F_t^{30} 的影响

通过 t 日期货交易收益率的 EGARCH-X 模型, 考察 $t-1$ 日现货交易对额外 30 分钟期货交易的影响。从模型的结果表 6 可以看到, $t-1$ 日现货市场收益率对 t 日期货市场额外 30 分钟收益率有显著的负向影响, 说明期货市场确实有对冲风险的作用, $t-1$ 日现货交易上涨后, 接下来的额外 30 分钟的期货交易会下跌, 对冲前一日现货的上涨。从方差方程来看, $t-1$ 日现货对接下来的期货交易的波动率没有显著的影响。

4.4. 2016 年 1 月之前 9:30~15:00 相同交易时间段股指期货与现货的波动溢出关系

为检验非对称性模型设定的合理性, 首先将其与不考虑非对称效应的模型进行比较。数据描述统计的结果表明, 期货与现货两个市场同步交易时间段的收益率表现出显著的“尖峰厚尾”特征, 在这一情形下, 采用基于多元正态分布的估计可能会导致估计结果产生偏误, 而基于多元 t 分布的估计将可能更为有效。本文将比较基于多元正态分布和基于多元 t 分布的估计模型, 最终比较以下四种模型: 模型 I 误差服从多元正态分布, 不考虑非对称效应; 模型 II 误差服从多元正态分布, 考虑非对称效应; 模型 III 误差服从多元 t 分布, 不考虑非对称效应; 模型 IV 误差服从多元 t 分布, 考虑非对称效应。

通过比较最大似然函数值(LogL), 我们可以发现: 首先, 在假定误差服从多元正态分布的模型 I 和模型 II 中, 考虑非对称效应的模型 II 优于不考虑该效应的模型 I。在假定误差服从多元 t 分布的模型 III 和模型 IV 中, 考虑非对称效应的模型 IV 优于不考虑该效应的模型 III, 因此, 本文计量模型构建中考虑了非对称效应的存在是合理的。此外, 在均考虑非对称效应的模型 II 和模型 IV 中, 假定误差服从多元 t 分布的模型 IV 优于模型 II。本文最终选择模型 IV 来考察现货和期货的均值溢出、波动溢出及非对称效应。

在进行模型估计之前, 我们对两组数据进行了协整检验, 表 7 中显示在 1% 的显著水平下, 期货价格序列与现货价格序列之间存在协整关系, 因此可以建立 VECM 模型进行进一步的分析。²

首先, 我们考察了在 2016 年 1 月之前同步交易时间段, 期货市场和现货市场收益率之间的波动溢出关系(表 8)。从波动溢出的系数 a_{12} 和 b_{12} 中可以看到, a_{12} 显著, 而 b_{12} 不显著, 这说明期货市场对现货市场存在明显的波动溢出效应, 但不具有持续性。此外, a_{21} 统计显著, 表明现货市场对期货市场具有短期波动溢出效应, 而 b_{21} 不显著, 说明波动的传导并不具有持续性。这说明两个市场之间存在相互的波动传导关系, 这与刘庆富等[19]的研究相一致, 但从非对称的角度来看, d_{12} 显著, 说明期货市场对现货市场的波动传导存在非对称性, 而 d_{21} 不显著, 说明现货市场对期货市场的波动传导不存在显著的非对称性。

²篇幅有限, 9:15~15:15 的期货价格序列与现货价格序列, 以及 2016 年 1 月后 9:30~15:00 期货价格与现货价格的协整检验表格没有给出, 但都通过了协整检验, 表明两组序列存在协整关系, 有兴趣的读者可以向作者索要。

Table 6. The EGARCH-X model of futures returns
表 6. t 日期期货交易收益率的 EGARCH-X 模型

变量	系数	标准误	T 值	P 值
α	0.0003	0.0000	12.2829	0.0000
β_0	0.0517	0.0008	62.7648	0.0000
β_1	-0.1383	0.0023	-61.3984	0.0000
c	-0.2105	0.0354	-5.9505	0.0000
a	0.2088	0.0228	9.1563	0.0000
b	0.9941	0.0029	340.7675	0.0000
γ	-0.3118	0.9000	-0.3465	0.7290

Table 7. The co-integration test of stock index futures and spots during 9:30~15:00
表 7. 9:30~15:00 交易时间段股指期货、现货价格序列的协整关系检验

原假设	特征根	迹检验	5%的显著性水平	P 值
不存在协整关系	0.9057	3698.6910	15.4947	1.0000
最多存在一组协整关系	0.2672	430.2014	3.8415	0.0000

Table 8. The volatility spillovers between stock index futures and spots during 9:30~15:00 before January 2016
表 8. 9:30~15:00 交易时间段股指期货、现货的波动溢出(2016 年 1 月前)

变量	系数	标准误	T 值	P 值
c_{11}	0.0046	0.0008	5.8240	0.0000
c_{12}	0.0057	0.0008	6.8092	0.0000
c_{22}	0.0000	0.0005	0.0001	1.0000
a_{11}	0.7825	0.1040	7.5215	0.0000
a_{12}	0.4340	0.1101	3.9437	0.0001
a_{21}	-0.5823	0.1147	-5.0770	0.0000
a_{22}	-0.2344	0.1159	-2.0218	0.0432
b_{11}	0.9056	0.0491	18.4607	0.0000
b_{12}	0.0714	0.0540	1.3231	0.1858
b_{21}	0.0219	0.0563	0.3896	0.6968
b_{22}	0.8392	0.0662	12.6847	0.0000
d_{11}	0.3204	0.2853	1.1234	0.2613
d_{12}	0.7859	0.2609	3.0120	0.0026
d_{21}	-0.2177	0.2743	-0.7938	0.4273
d_{22}	-0.6993	0.2579	-2.7118	0.0067

现货市场受到期货市场滞后一期负冲击比受到期货市场滞后一期正冲击产生更大的波动。这主要是由于期货市场上,可以灵活的使用杠杆工具,因此资金所有者对负面消息的反应更为明显,而现货市场缺乏有效的杠杆工具,且缺乏做空手段,导致投资者只能被动接受波动,被动平仓。

4.5. 2016 年 1 月之前当天 9:15~15:15 股指期货与现货的波动溢出关系

将股指期货的全部交易时间作为一个整体进行考察,进一步的分析期货市场与现货市场之间的波动

溢出关系,我们发现,在将额外的30分钟交易时间段纳入后,两个市场之间波动溢出关系消失了,见表9。表示两个市场的非对称性的系数 d_{12} 和 d_{21} 显示,两个市场都存在着非对称性。以往的论文,大多删除了额外交易时间段,得到的结果往往是两个市场存在显著的相互波动溢出关系,而在将额外交易时间纳入后,两个市场的波动关系不显著,我们猜测是与额外交易时间段的成交量相关,额外交易时间段的交易量往往高于平均水平,这些异常的交易量是否会包含更多的信息,由于缺乏数据,暂时无法来验证这一猜测。这一异常的现象值得进一步的研究。

4.6. 2016年1月之后股指期货与现货的波动溢出关系

最后,我们考察了2016年1月4日开始股指期货市场取消了额外交易时间段,两个市场实现了同步交易。可以看到,市场由双向传导变为单向传导,也即期货市场对现货市场的单向传导,而现货市场无法对期货市场输出波动。此外,从表10溢出效应的值 a_{11} 也可以看到,溢出效应同2016年前相比有了较大的提高。我们认为,这主要是现货市场的“融资融券”业务受到限制,现货市场失去了有效对冲下跌风险的工具,同时期货市场的开仓数的限制和保证金的不断提高,导致期货市场失去了流动性,在这样的背景下,期货市场的小小波动都会导致现货市场的较大波动。同时额外交易时间的取消,也让投资者无法提前在期货市场建立相应的仓位来对冲现货市场的波动,这放大了期货市场对现货市场的波动溢出效应。

同时从非对称性来看,两个市场之间由之前的存在单向的非对称性转变为都不存在明显的非对称性。这主要是对期货开仓数和保证金的限制,导致期货市场的杠杆效应减弱,同时额外交易时间段的取消,也让投资者无法及时在期货市场上对冲负面消息的影响。与2016年之前相比,期货市场和现货市场都受到了严格管制,导致两个市场的波动幅度较小,从而导致现货市场收益率波动对期货市场收益率波动的溢出效应不显著,且非对称效应相对较弱。

Table 9. The volatility spillovers between 9:15~15:15 stock index futures and 9:30~15:00 spots before January 2016
表 9. 9:15~15:15 股指期货与 9:30~15:00 现货的波动溢出(2016年1月前)

变量	系数	标准误	T 值	P 值
c_{11}	0.0031	0.0008	3.9949	0.0001
c_{12}	0.0044	0.0008	5.3325	0.0000
c_{22}	0.0000	0.0036	0.0001	0.9999
a_{11}	0.2435	0.1113	2.1886	0.0286
a_{12}	-0.1209	0.1193	-1.0130	0.3111
a_{21}	-0.0596	0.1168	-0.5107	0.6095
a_{22}	0.2883	0.1227	2.3494	0.0188
b_{11}	0.7993	0.0659	12.1291	0.0000
b_{12}	-0.0652	0.0682	-0.9560	0.3391
b_{21}	0.1513	0.0756	2.0019	0.0453
b_{22}	0.9877	0.0800	12.3528	0.0000
d_{11}	1.1169	0.1321	8.4583	0.0000
d_{12}	0.9446	0.1366	6.9162	0.0000
d_{21}	-0.9713	0.1431	-6.7872	0.0000
d_{22}	-0.7236	0.1562	-4.6320	0.0000

Table 10. The volatility spillovers between stock index futures and spots during 9:30~15:00 after January 2016
表 10. 9:30~15:00 交易时间段股指期货、现货的波动溢出(2016 年 1 月后)

变量	系数	标准误	T 值	P 值
c_{11}	0.0005	0.0005	0.8607	0.3894
c_{12}	-0.0011	0.0004	-2.4174	0.0156
c_{22}	0.0000	0.0023	0.0000	1.0000
a_{11}	0.0550	0.2431	0.2262	0.8211
a_{12}	0.5884	0.1747	3.3682	0.0008
a_{21}	0.0668	0.2179	0.3068	0.7590
a_{22}	0.6120	0.1649	3.7114	0.0002
b_{11}	0.6578	0.2036	3.2311	0.0012
b_{12}	0.1574	0.1354	1.1628	0.2449
b_{21}	0.3711	0.2191	1.6938	0.0903
b_{22}	0.8050	0.1539	5.2312	0.0000
d_{11}	0.3988	0.3111	1.2821	0.1998
d_{12}	-0.3322	0.2966	-1.1202	0.2626
d_{21}	-0.4809	0.3102	-1.5502	0.1211
d_{22}	0.4179	0.2941	1.4206	0.1554

5. 结论及建议

本文借助 EGARCH-X 模型对股指期货交易时间缩短前后的现货市场收益率与期货市场隔夜收益率之间的关系进行了研究, 结果发现, 在 2016 年 1 月前, 额外 30 分钟的期货交易能够对冲昨日现货市场的上涨或下跌, 吸收现货收盘阶段的各种消息和冲击, 进而降低接下来的现货交易的波动率。同时借助 VECM-GJR-BEKK 模型, 研究了两个市场在同步交易时间段的波动溢出关系。结果显示, 2016 年前, 现货市场对期货市场存在着明显的双向波动溢出关系, 两个市场之间的波动溢出明显, 现货市场与期货市场相互影响, 除此之外还存在着期货市场对现货市场的波动非对称性。而在 2016 年后, 两个市场之间的波动溢出关系由原来的双向波动溢出转变为单向波动溢出关系, 现货市场对期货市场的波动溢出消失了, 两个市场的非对称性也同样消失了。我们推测这主要是由于进入 2016 年后, 股票市场进入下跌通道, 期货市场极度缺乏流动性, 波动性加大, 期间推行和暂停“熔断机制”, 修改股指期货交易规则, 并调整了交易时间, 期货市场仍然对现货市场产生了波动溢出效应, 而现货市场却没有对期货市场产生波动溢出效应, 同时从非对称性上看, 现货市场和期货市场的非对称性消失了, 因此期货市场并没有起到稳定现货市场的作用。

股指期货市场的健康发展对现货市场有着重大意义, 在进一步深化金融改革发展的基础上, 我们建议尽快恢复常态化的股指期货交易规则(周先平等人, 2017) [26], 恢复 9:15~9:30 和 15:00~15:15 的连续竞价交易时间, 给市场更多的时间来消化信息, 从而提高期货市场的流动性, 减少其波动性。

参考文献 (References)

- [1] Chan, K., Chan, K.C. and Karolyi, G.A. (1991) Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Markets. *Review of Financial Studies*, **4**, 657-684. <https://doi.org/10.1093/rfs/4.4.657>
- [2] Abhyankar, A.H. (1995) Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets. *Journal of Futures Markets*, **15**, 457-488. <https://doi.org/10.1002/fut.3990150405>

- [3] Lihara, Y., Kato, K. and Tokunaga, T. (1996) Intraday Return Dynamics between the Cash and the Futures Markets in Japan. *Journal of Futures Markets*, **16**, 147-162. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1096-9934\(199604\)16:2<147::AID-FUT2>3.0.CO;2-K](https://doi.org/10.1002/(SICI)1096-9934(199604)16:2<147::AID-FUT2>3.0.CO;2-K)
- [4] Chiang, R. and Fong, W.M. (2001) Relative Informational Efficiency of Cash, Futures, and Options Markets: The Case of an Emerging Market. *Journal of Banking & Finance*, **25**, 355-375. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(99\)00127-2](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(99)00127-2)
- [5] Jian, Y., Yang, Z. and Zhou, Y. (2012) Intraday Price Discovery and Volatility Transmission in Stock Index and Stock Index Futures Markets: Evidence from China. *Journal of Futures Markets*, **32**, 99-121. <https://doi.org/10.1002/fut.20514>
- [6] Koutmos, G. and Tucker, M. (1996) Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Markets. *Journal of Futures Markets*, **16**, 55-69. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1096-9934\(199602\)16:1<55::AID-FUT3>3.0.CO;2-G](https://doi.org/10.1002/(SICI)1096-9934(199602)16:1<55::AID-FUT3>3.0.CO;2-G)
- [7] So, R.W. and Tse, Y. (2004) Price Discovery in the Hangseng Index Markets: Index, Futures, and the Tracker Fund. *Journal of Futures Markets*, **24**, 887-907. <https://doi.org/10.1002/fut.20112>
- [8] 严敏, 巴曙松, 吴博. 我国股指期货市场的价格发现与波动溢出效应[J]. 系统工程, 2009(10): 32-38.
- [9] 乔高秀, 刘强. 沪深 300 股指期货与现货市场价格波动与波动溢出效应——基于十五个月高频数据的实证研究[J]. 投资研究, 2012(8): 132-144.
- [10] 左浩苗, 刘振涛, 曾海为. 基于高频数据的股指期货与现货市场波动溢出和信息传导研究[J]. 金融研究, 2012(4): 140-154.
- [11] 陶利斌, 潘婉彬, 黄筠哲. 沪深 300 股指期货价格发现能力的变化及其决定因素[J]. 金融研究, 2014(4): 128-142.
- [12] Hirakia, T. (1995) The Information Content of End-of-the-Day Index Futures Returns: International Evidence from the Osaka Nikkei 225 Futures Contract. *Journal of Banking & Finance*, **19**, 921-936. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(94\)00064-A](https://doi.org/10.1016/0378-4266(94)00064-A)
- [13] Cheng, L.T.W., Li, J. and Ng, R.W.Y. (2004) Information Content of Extended Trading for Index Futures. *Journal of Futures Markets*, **24**, 861-886. <https://doi.org/10.1002/fut.20110>
- [14] Chan, Y.C. (2005) Who Trades in the Stock Index Futures Market when the Underlying Cash Market is not Trading?. *Pacific-Basin Finance Journal*, **13**, 547-561. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2005.03.001>
- [15] Taylor, N. (2007) A Note on the Importance of Overnight Information in Risk Management Models. *Journal of Banking & Finance*, **31**, 161-180. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.01.004>
- [16] Tsiakas, I. (2008) Overnight Information and Stochastic Volatility: A Study of European and US Stock Exchanges. *Journal of Banking and Finance*, **32**, 251-268. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.03.008>
- [17] Chen, C.N. (2013) The Predictability of Opening Returns for the Returns of the Trading Day: Evidence from Taiwan Futures Market. *International Review of Economics & Finance*, **25**, 272-281. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2012.07.012>
- [18] 丁振. 股指期货“15 分钟效应”的实证研究[J]. 经济师, 2009(4): 97-98.
- [19] 刘庆富, 华仁海. 中国股指期货与股票现货市场的日内信息结构研究——基于交易和非交易时段的视角[J]. 复旦学报(社会科学版), 2012, 54(3): 10-19.
- [20] 闫海峰, 董琦. 股指期货的扩展“15 分钟”交易影响分析[J]. 数理统计与管理, 2012, 31(6): 1110-1116.
- [21] 程展兴, 剡亮亮. 非同步交易、信息传导与市场效率——基于我国股指期货与现货的研究[J]. 金融研究, 2013(11): 154-166.
- [22] 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.
- [23] 杨娇辉, 王曦. 市场分割下东北亚货币的跨货币溢出效应与汇率预测[J]. 国际金融研究, 2013(5): 32-48.
- [24] Kroner, K.F. and Ng, V.K. (1998) Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns. *Review of Financial Studies*, **11**, 817-844. <https://doi.org/10.1093/rfs/11.4.817>
- [25] Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D.E. (1993) On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*, **48**, 1779-1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- [26] 周先平, 李标, 沈国旭. 股指期货该为 2015 年股灾负责吗——基于方向性波动溢出模型的实证分析[J]. 金融, 2017, 7(2): 98-110.

知网检索的两种方式：

1. 打开知网页面 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>
下拉列表框选择：[ISSN]，输入期刊 ISSN：2161-0967，即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>
左侧“国际文献总库”进入，输入文章标题，即可查询

投稿请点击：<http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱：fin@hanspub.org