

异常波动中股指期货和现货市场信息传导机制

王 爽, 宋 军

(复旦大学经济学院, 上海 200433)

摘要: 实证分析了 2015 年中国股票市场异常波动前后, 沪深 300 股指期货与指数现货市场的动态关系. 利用 1 min 高频数据和日数据, 构建向量误差修正模型. 结果表明, 在正常的市场状态中, 期货市场对偏离长期均衡关系的反应和调整速度比现货市场反应速度快; 但是在 2015 年股票市场异常波动中, 现货价格对偏离长期均衡关系的反应速度更快. 此外, 利用脉冲响应函数研究变量受到冲击时对系统的动态影响, 发现在异常波动市场中, 现货价格受自身冲击的影响大于受期货市场冲击的影响. 可见, 2015 年股票市场现货价格的剧烈波动并不是由股指期货交易引起的, 本轮市场异常波动的原因不应该归咎于股指期货.

关键词: 沪深 300 指数; 沪深 300 指数期货; 向量误差修正模型; 脉冲响应函数

中图分类号: F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-5781(2017)05-0628-10

doi: 10.13383/j.cnki.jse.2017.05.006

Information transmission between futures and spot markets of the stock index in the abnormal market

Wang Shuang, Song Jun

(School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: This paper analyzes the dynamic interactions between CSI300 index and index futures prices before and after the market crash of 2015. Using vector error correction model based on the minute and daily data, it shows that, in normal markets, index futures adjusts faster than stock index to the equilibrium when facing disequilibrium errors, while stock index reacts faster in the abnormal market of 2015. Impulse response function analysis also points out that the impulse of stock index plays a larger role than the impulse of index futures on spot market price changes in abnormal markets. In conclusion, the abnormal fluctuation of stock index market in 2015 may not be caused by index futures trading, and index futures should not be blamed as the cause of the market crash.

Key words: CSI300 index; CSI300 index futures; vector error correction model; impulse response function

1 引 言

资本市场的“异常波动”在全球范围内并不罕见, 例如 1987 年美国股市的大崩盘, 2000 年美国纳斯达克泡沫破裂, 2008 年的美国次贷危机引发的各国股票市场的震荡等. 此处提出的“异常波动”是指一段时间内资本市场出现异于常态的上涨或者下跌. 这种异于常态通常有以下两个特征: 首先, 非常小的基本面变化却引起了价格的剧烈变动, 有时候在没有大的负面信息披露的情况下, 市场突然发生大幅度下降; 其次, 这种

收稿日期: 2016-07-13; 修订日期: 2017-03-27.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71371055).

异于常态的波动往往表现为整个市场而非个股的下跌。2015年6月至8月中国股市经历了异常波动^[1]。股指期货在2015年6月股市异常波动之后受到更多的质疑,很多人质疑“恶意做空者”利用股指期货制造恐慌性下跌,由于金融风险的传染效应,导致现货市场的异常波动。因此以中金所为代表的监管方对股指期货市场采取了极为严厉的监管措施:最初在2015-07-08针对中证500股指期货出台了一些政策调整。随后,在2015-08-26开始,针对三大股指期货合约进行严格的监控限制,包括:1)调整股指期货日内开仓限制标准,8月26日将股指期货单品种单日开仓交易量超过600手认定为“日内开仓交易量较大”的异常交易行为,8月31日超过100手,9月7日超过10手即认定为“日内开仓交易量较大”的异常交易行为。2)提高持仓交易保证金,8月26日将非套期保值持仓的交易保证金由10%提高到12%,8月27日提高到15%,8月28日提高至20%,8月31日提高至30%,9月7日升至40%,并将套保交易保证金由10%提高到20%。3)提高股指期货的日内平仓手续费并加强投资者账户管理。但是,在对股指期货市场的严格限制下,2016年1月初股票现货市场依然经历了价格的异常波动。而作为重要的风险中性避险工具的股指期货在受到严厉的监管之后成交量和总持仓量大幅度下降。那么,本轮市场异动中,股指期货是否需要现货市场价格的异常波动负责?股指期货交易是否需要继续鼓励和发展?迄今为止,较少的学者针对上述的问题给出系统性地研究。因此,客观、严谨地针对该问题进行论证具有重要的理论意义和实践意义。

国外已有很多文献研究了期货价格和现货价格的信息传导。Ryoo等^[2]认为期货交易增加了现货价格对冲击的反应速度,减少了信息冲击的持久性,增加了现货市场的波动性。Bose^[3]认为期货市场反应信息的速度更快,信息从期货市场流向现货市场。Mantu等^[4]认为大部分商品期货市场的价格发现能力强于现货,信息从期货市场流入现货市场。Boyd等^[5]研究认为期货较期权具有更低的交易成本,并且在价格发现过程中具有明显的更高的比例。Kim等^[6]通过实证检验了交易成本假说。国内学者针对该问题的研究集中在沪深300指数期货推出初期,华仁海等^[7]针对1min高频数据,采用向量误差修正模型(vector error correction model, VECM)分析了我国股指期货推出初期的期现价格之间的引导关系,认为股指期货在信息传递中居于主导地位。Zhu等^[8]同样研究了沪深300指数现货和期货市场的关系,通过VECM认为短期内期货市场对新信息反应的更快,向长期均衡调整的更快。Jian等^[9]采用非对称ECM-GARCH模型,实证认为沪深300指数期货上市初期,现货价格在价格发现的过程中有更为主导的作用。谢晓闻等^[10]采用非线性Granger因果检验方法,探究了中国期货市场的价格发现功能的现状。侯县平等^[11]对金融危机中市场传染效应进行了研究。

已有的文献虽然为研究期货和现货之间的动态关系的领域打下了很好的基础,但是并没有对不同的市场行情进行区分,也没有深入探讨在市场异常波动情况下,期货和现货之间的信息传导可能出现的差异。而谢百三等^[12]探讨了中国2015年“股灾”的深层次原因,但是并没有给出令人信服的实证检验证据。本文与上述文献的不同之处在于本文在已有文献基础上检验了2015年中国股票市场异常波动中,期货和现货之间的信息传播方式和系统的动态关系变化。通过对比异常波动情形与正常市场的情形下,期现市场内的信息传播方式和冲击反应的差异,更加深入了解在极端市场下股指期货和现货市场的信息传导方式。结论认为,我国2015年股票市场异常波动中,现货价格对偏离长期均衡关系的反应更快,与正常市场相区别;脉冲响应函数也显示现货价格受自身冲击的影响大于受期货市场冲击的影响。可见,2015年股票市场现货价格的剧烈波动不应该归咎于股指期货。

2 向量误差修正模型

根据有效市场理论,假设理性投资者、不存在市场摩擦的情况下,股指期货和指数现货应该同时反映新信息,期现市场的价格应时刻处于长期均衡状态。然而完全有效的市场在现实中并不存在,由于期货市场和现货市场中具有不同的交易成本、杠杆率、投资者构成以及不同的交易机制,导致信息在股指期货和现货市场中的传递效率不同步,这种不同步会使得信息在某个金融市场中更快的先传播,然后扩散到与之关联的

其他市场中. 对于期货与现货价格的反应速度, Fleming 等^[13]认为主要有两种假说: 一种是交易成本假说, 即具有最低交易成本的市场对新信息的反应应该是最快的; 一种是杠杆假说, 即可以使用最少的资金量完成交易的市场对信息的反应应该是最快的. 根据交易成本假说和杠杆假说, 由于股指期货具有: 1) 更低的交易成本, 2) 更少量的资金完成交易, 3) T+0 的交易机制, 所以股指期货市场对信息的反应应该快于现货市场的反应速度.

根据持有成本的股指期货定价模型^[14], 基于期现套利的股指期货定价模型^[15], 股指期货和指数现货价格之间应该具有长期均衡关系和经济含义. 如果股指期货价格和指数现货价格经过检验是存在协整关系的非平稳时间序列, 则可以采用 VECM 模型对两者之间的均衡关系进行如下假设检验:

假设 1 根据交易成本假说和杠杆假说, 股指期货市场对信息的反应应该快于现货市场, 当期货和现货价格偏离长期均衡时, 期货价格应该对该信息的反应速度更快.

若实证结果显示: 在面临悲观信息(或情绪)冲击时, 投资者倾向于选择在现货市场上交易而非期货市场上交易, 使得现货价格对偏离期现长期均衡的反应速度更快, 则不支持本轮市场异常波动是由于期货市场的交易引起.

假设 2 如果本轮市场异常波动是由于股指期货的下跌造成现货价格的更大幅度的下跌, 则利用脉冲响应函数来阐释 VECM 的滞后结构传递信息冲击时, 异常状态下(异常波动样本期内)期货市场受到信息冲击对现货价格产生的影响力应该大于正常状态下(正常市场样本期内)期货市场受到信息冲击对现货价格产生的影响力.

如果实证结果不支持假设 2, 而是在暴跌时现货价格受到信息冲击对现货价格的影响更大, 则表明本轮市场的异常波动中, 现货价格的大幅度波动更多是由于现货市场受到信息冲击而导致的.

向量误差修正模型是带有协整约束的向量自回归模型. 一般用来研究不同变量之间的长期和短期的影响关系, 只有变量存在协整关系时才可以构建 VECM 模型. VECM 的数学表达式如下

$$\Delta \mathbf{y}_t = \alpha \xi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

其中误差修正项为

$$\xi_{t-1} = \beta^T \mathbf{y}_{t-1}, \quad (2)$$

式(1)、式(2)中, t 为观测时期, $t = 1, 2, \dots, N$. $\mathbf{y}_t$ 是 $k \times 1$ 阶向量, $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})^T$, $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt}$ 都是非平稳的时间序列, 且存在一个及以上的协整关系. β 为协整方程的系数矩阵. α 为向量误差修正项的调整系数矩阵, 它表示变量之间的均衡关系偏离长期均衡状态时, 将其重新调整回到均衡的调整速度和调整方向. 若 α_i (即第 i 个分量的调整系数)较小, 表明当偏离长期均衡关系时, 第 i 分量回到均衡状态的速度较慢, 反之亦然. Γ_i 为差分滞后向量的系数矩阵, 反映各变量的短期波动对作为被解释变量的短期变化的影响, 若 Γ_i 中的系数不全为 0, 则表明短期内各变量之间存在引导关系, 系数越大, 引导力度越强.

脉冲响应函数(impulse response function, IRF)可以考察系统受到冲击后的动态过程, 跟踪某个干扰的一次冲击对所有内生变量的当前和将来的影响. 本文将利用脉冲响应函数来阐释, 当指数现货市场或者期货市场受到信息冲击时, 是如何通过 VECM 的滞后结构传递的, 并对比正常市场和异常波动市场中各信息冲击对现货价格的影响力大小. 本文采用传统的脉冲响应函数方法, 其数学定义为

$$I(n | \mathbf{q}, \Lambda_{t-1}) = E[\mathbf{y}_{t+n} | \varepsilon_t = \mathbf{q}, \varepsilon_{t+1} = \varepsilon_{t+2} = \dots = \varepsilon_{t+n} = \mathbf{0}, \Lambda_{t-1}] - E[\mathbf{y}_{t+n} | \varepsilon_t = \mathbf{0}, \varepsilon_{t+1} = \varepsilon_{t+2} = \dots = \varepsilon_{t+n} = \mathbf{0}, \Lambda_{t-1}], \quad n = 1, 2, \dots, \quad (3)$$

其中 $\mathbf{q}$ 为冲击向量, 如果系统内第 i 个内生变量受到单位脉冲时, 取 $\mathbf{q} = \mathbf{i}_i$ ($\mathbf{i}_i$ 为单位矩阵的第 i 列); 如果第 i 个内生变量受到一个标准差的冲击强度, 则 $\mathbf{q} = s_i \mathbf{i}_i$, s_i 为 i 变量的回归标准差. t 代表某一时刻, Λ_{t-1} 为 $t-1$ 时刻的信息集(历史运行轨迹). $I(n | \mathbf{q}, \Lambda_{t-1})$ 的经济含义为两个相同系统的运行差别: 在 t 时刻之

前两个系统的运行状态完全相同, 第一个系统在 t 到 $t+n$ 期($n=1, 2, 3 \dots$)仅在 t 时刻受到强度为 q 的冲击, 第二个系统作为基准系统, 在 t 到 $t+n$ 期间没有受到任何冲击. 可见, 脉冲响应函数描述了系统受到单次的某强度的冲击后, 当前和将来期系统各变量的波动的过程.

本文将会进一步运用 Pesaran 等^[16]提出的广义脉冲响应分析(generalized impulse response analysis) 进行稳健性检验, 检验当 $t+1$ 到 $t+n$ 期的冲击是随机并服从联合正态分布时, t 期受到一单位标准差强度的冲击的期货价格和现货价格的冲击反应函数.

3 日内信息传播方式与冲击反应

3.1 样本选择与数据处理

为了分析期货市场和现货市场的日内信息的传播方式在异常波动市场中是否有所区别, 本节选取沪深 300 指数现货和沪深 300 主力期货合约的每 1 min 收盘价作为代表. 由于期货合约的生存周期是有限的, 而主力合约为市场存续合约中交易量最大的合约, 流动性最好, 在所有的存续合约中最具有代表性. 数据来源于 WIND 数据库. 表 1 描述了样本数据的选择及样本区间.

表 1 分钟数据样本及样本区间
Table 1 Sample and sample interval of minute data

样本名称	样本及样本区间	样本容量
样本 A	2013-07-01~ 2014-01-30, 交易时间上午 9:30~11:30; 下午 13:00~15:00, CSI300 指数现货及期货价格	1 min 高频数据, 样本数 据 35 186 条
样本 B	2015-06-10~2015-08-31, 交易时间上午 9:30~11:30; 下午 13:00~15:00, CSI300 指数现货及期货价格	1 min 高频数据, 样本数 据 13 978 条

表 1 中, 样本 A 为正常市场对比组, 样本 B 为异常市场区间. 样本 A 选取了 2013-07-01~2014-01-30, 这段时间, 股指期货已经运行三年多, 指数期货的作用能够充分的展现, 作为正常市场状态下的样本对比组是十分合适的. 而 2015 年中国股市的第一个暴跌的阶段为 2015-06-15~2015-07-08; 第二轮暴跌阶段为 2015-08-18~2015-08-26^[1]. 故样本 B 的样本区间, 涵盖了两次暴跌的时间, 可以用来代表异常波动市场中股指期货和现货之间的关系. 数据处理方面, 为了满足数据同步性的需求, 选取指数现货和期货共同的交易时间数据.

本文将沪深 300 现货市场的价格序列的自然对数记为 S_t , 指数期货的价格序列的自然对数记为 F_t . 由于指数本身是相对价格, 取自然对数不会影响对价格波动的研究. 表 2 为样本统计特征.

表 2 样本 A 及样本 B 描述性统计
Table 2 Descriptive statistics of sample A and sample B

样本		均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B统计量	P 值	样本数
样本 A	S_t	7.753 6	7.834 8	7.673 4	0.038 7	-0.113 6	1.917 3	1 794.360 0	0.000 0	35 186
	F_t	7.752 8	7.833 6	7.654 0	0.041 6	-0.281 8	2.118 5	1 604.956 0	0.000 0	35 186
样本 B	S_t	8.317 1	8.589 4	7.990 5	0.131 6	0.092 8	3.117 4	28.077 5	0.000 0	13 978
	F_t	8.294 5	8.592 4	7.921 2	0.146 8	-0.009 9	3.103 0	6.409 1	0.040 6	13 978

从表 2 中可直观地看出, 异常市场(样本 B)1 min 频率的期货和现货的价格标准差大于正常市场(样本 A); 期货的价格波动更为剧烈; 从 JB 统计量可知期现价格均不服从正态分布, 具有尖峰厚尾的特征.

3.2 分钟数据 VECM 实证结果

在建立 VECM 之前, 首先要建立长期的协整关系方程. 故先对各时间序列进行平稳性检验, 以确定是否可以进行协整分析. 本文采用 ADF 检验方法进行平稳性检验, 平稳性检验采用 SIC 准则确定最优滞后期; 协整检验采用 E-G 两步法.

1) 平稳性及协整检验

对样本 A、样本 B 在样本期间的价格序列、价格序列一阶差分(也即收益率序列)进行平稳性检验, 检验结果详见表 3.

表 3 分钟数据平稳性检验

Table 3 Stationary test of minute data

ADF 值	S_t	F_t	ΔS_t	ΔF_t
样本 A	-2.113 6	-2.314 7	-111.008 2***	-188.963 2***
样本 B	-1.365 1	-1.202 2	-63.083 6***	-117.422 9***

注: *** 表示在 1% 水平下显著

表 3 中, ADF 检验结果可以看到, 样本 A 以及样本 B 区间内, 价格序列 S_t 和 F_t 为非平稳序列, 但是价格序列的一阶差分 ΔS_t 和 ΔF_t 是平稳的. 故可以认为价格序列 S_t 和 F_t 是一阶单整过程, 即 S_t 和 F_t 服从 $I(1)$ 过程.

采用 E-G 两步法即可检验两个变量间的协整关系. 首先以期货价格 F_t 为因变量, 现货价格 S_t 为自变量建立线性回归方程, 得到回归的残差序列; 第二步, 对残差序列进行单位根检验, 如果残差序列平稳, 那么认为现货价格 S_t 与期货价格 F_t 具有协整关系. 回归方程结果见表 4, 协整检验的结果见表 5.

表 4 回归方程结果

Table 4 Results of regression equations

	回归方程	截距 t-值	系数 t-值
样本 A	$F_t = -0.499 9 + 1.064 4 S_t$	-74.036 5***	1222.305***
样本 B	$F_t = -0.933 4 + 1.109 5 S_t$	-112.202 2***	1109.396***

注: *** 表示在 1% 水平下显著

表 5 分钟数据协整检验

Table 5 Cointegration test of minute data

	检验类型	ADF 值	P-值	结论
样本 A	(0, 0, 18)	-3.853 2	0.000 1	平稳
样本 B	(0, 0, 6)	-5.083 5	0.000 0	平稳

注: 检验类型 (c, t, k) , 参数 c, t, k 分别表示在 ADF 检验中是否包括常数项、时间趋势项及以 SIC 准则选择的滞后期

无论是样本 A 还是样本 B, 现货价格序列 S_t 与期货价格序列 F_t 具有协整关系, 两者具有稳定的共同趋势.

2) 最优滞后阶数的确定

建立 VECM 之前, 要先确定模型的最优滞后阶数. 为此, 本文先利用现货价格序列 S_t 与期货价格序列 F_t 建立无约束的 VAR 模型, 检验 VAR 所有的根模的倒数是否均小于 1. 若所有的根模的倒数均小于 1, 可以认为该 VAR 模型是稳定的. 本文根据多数原则来确定滞后阶数, VAR 模型的选择结果为: 样本 A 的最优滞后阶数为 40 期; 样本 B 的最优滞后阶数为 15 期. 那么本文取样本 A 的 VECM 的最优滞后阶数为 39; 样本 B 的 VECM 的最优滞后阶数为 14.

3) VECM 的估计

通过协整检验已知沪深 300 指数现货和指数期货之间具有长期的均衡关系. 对期现价格进行 Granger 因果关系检验, 无论是样本 A 还是样本 B, 期货价格和现货价格之间存在显著的相互引导关系, 两者在价格引导方面互为因果. 下面构建 VECM 模型, 研究它们之间出现偏离时, 重新回到长期均衡状态的价格相互引导关系. 限于篇幅, 表 6 和表 7 仅列出部分参数估计结果.

根据表 6 和表 7 中的结果, 可得样本 A 的正规化协整方程以及 VECM 结果为

$$\begin{pmatrix} \Delta F_t \\ \Delta S_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.001 5 \\ 0.000 2 \end{pmatrix} (F_{t-1} - 1.015 1 S_{t-1} + 0.118 2) + \sum_{i=1}^{39} \Gamma_i \begin{pmatrix} \Delta F_{t-i} \\ \Delta S_{t-i} \end{pmatrix} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

样本 B 的正规化的协整方程以及 VECM 结果为

$$\begin{pmatrix} \Delta F_t \\ \Delta S_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.001\ 6 \\ 0.003\ 2 \end{pmatrix} (F_{t-1} - 1.129\ 2S_{t-1} + 1.097\ 5) + \sum_{i=1}^{14} \Gamma_i \begin{pmatrix} \Delta F_{t-i} \\ \Delta S_{t-i} \end{pmatrix} + \varepsilon_t. \quad (5)$$

根据式(4)和式(5), 正常市场下误差修正项的调整系数矩阵向量为 $\alpha_A = (\alpha_F, \alpha_S)^T = (-0.001\ 5, 0.000\ 2)^T$, 异常市场下为 $\alpha_B = (\alpha_F, \alpha_S)^T = (-0.001\ 6, 0.003\ 2)^T$, 误差修正项调整系数反映了变量之间的均衡关系偏离长期均衡状态时, 将其调整到均衡状态的调整速度. 期货方程的误差修正系数 α_F 为负数、现货方程的误差修正系数 α_S 为正数, 符合反向修正机制, 其经济含义为当期货市场价格对长期均衡价格的偏离为正时, 期货价格高于长期均衡价格, 因此期货投机者以及套利者均有动机卖出期货合约, 使得期货价格下跌, 下一期期货市场收益减小, 反之亦然; 当现货市场价格低于长期均衡价格, 套利者将买入现货卖出期货使现货价格增高, 促使现货市场的收益为正, 向长期均衡方向回归.

表 6 样本 A 的 VECM 估计结果

Table 6 VECM output of sample A

ξ_{t-1}	估计值	标准差	t统计值
FP(-1)	1	-	-
SP(-1)	-1.015 1	0.048 2	[-21.065 6]
C	0.118 2	-	-
期货方程	估计值	标准差	t统计值
CointEq1(α_F)	-0.001 5	0.000 7	[-2.054 7]
D(FP(-1))	-0.046 5	0.008 0	[-5.821 8]
vdots	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
D(SP(-1))	0.086 0	0.012 4	[6.934 2]
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
C	8.80E-07	4.80E-06	[0.184 0]
现货方程	估计值	标准差	t统计值
CointEq1(α_S)	0.000 2	0.000 4	[0.385 2]
D(FP(-1))	0.252 6	0.005 1	[49.320 9]
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
D(SP(-1))	-0.047 8	0.008 0	[-5.995 7]
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
C	-8.50E-07	3.10E-06	[-0.276 9]

表 7 样本 B 的 VECM 估计结果

Table 7 VECM output of sample B

ξ_{t-1}	估计值	标准差	t统计值
FP(-1)	1	-	-
SP(-1)	-1.129 2	0.025 0	[-45.115 0]
C	1.097 5	-	-
期货方程	估计值	标准差	t统计值
CointEq1(α_F)	-0.001 6	0.001 6	[-1.019 7]
D(FP(-1))	-0.000 7	0.010 8	[-0.061 8]
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
D(SP(-1))	0.018 6	0.016 3	[1.142 2]
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
C	-3.88E-05	2.50E-05	[-1.570 3]
现货方程	估计值	标准差	t统计值
CointEq1(α_S)	0.003 2	0.001 1	[3.001 6]
D(FP(-1))	0.195 3	0.007 1	[27.540 5]
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
D(SP(-1))	0.071 5	0.010 7	[6.671 0]
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
C	-2.15E-05	1.60E-05	[-1.325 2]

样本 A 的 $\alpha_F = -0.001\ 5$, $\alpha_S = 0.000\ 2$, 意味着正常的市场状态下, 期货市场对偏离长期均衡关系的反应和调整速度更快(这与文献[8]的回归结果相一致), 大概是现货市场反应速度的 8 倍左右. 期货市场比现货市场对偏离长期均衡状态时反应得更快, 在应对新信息时, 期货的反应速度领先于现货, 这和交易成本假说/杠杆假说的预期结果一致^[3]. 期货市场具有更高的流动性、更低的交易成本以及高杠杆特征, 而沪深 300 指数现货的价格变化是由现货市场对应的一揽子股票的加权组合反映出来的, 故两者对新信息的反应速度会有所区别. 样本 B 的 $\alpha_F = -0.001\ 6$, $\alpha_S = 0.003\ 2$, 意味着本轮市场异常波动状态下, 现货市场对偏离长期均衡关系的反应和调整速度更快, 现货价格对消息的反应更快. 这与交易成本假说的预期结果并不一致. 此轮异动在市场面临负面情绪冲击时, 大多数人卖出现货而不是股指期货. 本文认为导致此实证结果的主要原因是: 此次市场异常波动与现货市场快速去杠杆有关, 具体来言, 由于买入股票的资金中存在巨量的杠杆资金, 当负面情绪的冲击引发股价下降时, 受到风险控制的限制, 一些高风险的杠杆资金需要卖出股票以降低市场风险暴露, 而在股票流动性不佳的情况下, 股票的巨大抛盘造成了股价大幅下跌, 进而触发了更多杠杆资金的平仓措施, 形成正反馈, 造成股价下跌的恶性循环. 现货市场对信息的反应传播至期货市场, 并

引起期货市场的下跌.

对差分滞后向量的系数矩阵 $\mathbf{F}_i$ 分析, 正常市场(样本 A)和异动市场(样本 B)中的期货价格对现货价格的引导力度比现货价格对期货价格的引导力度更强. 更进一步的分析见脉冲响应函数分析.

3.3 高频数据下对信息冲击反应分析

脉冲响应函数描述的是内生变量的冲击对自身和其他内生变量的影响. 为了更加直观地对比两种市场情形下, 沪深 300 指数期货与现货价格之间的动态关系的差异, 基于 3.2 节中 VECM 实证结果的滞后结构的信息传递, 运用 IRF 进一步考察异常波动市场中, 期货市场受到信息冲击对现货价格的影响力度是否明显高于正常市场中对现货价格的影响力度. 分析结果如图 1 所示.

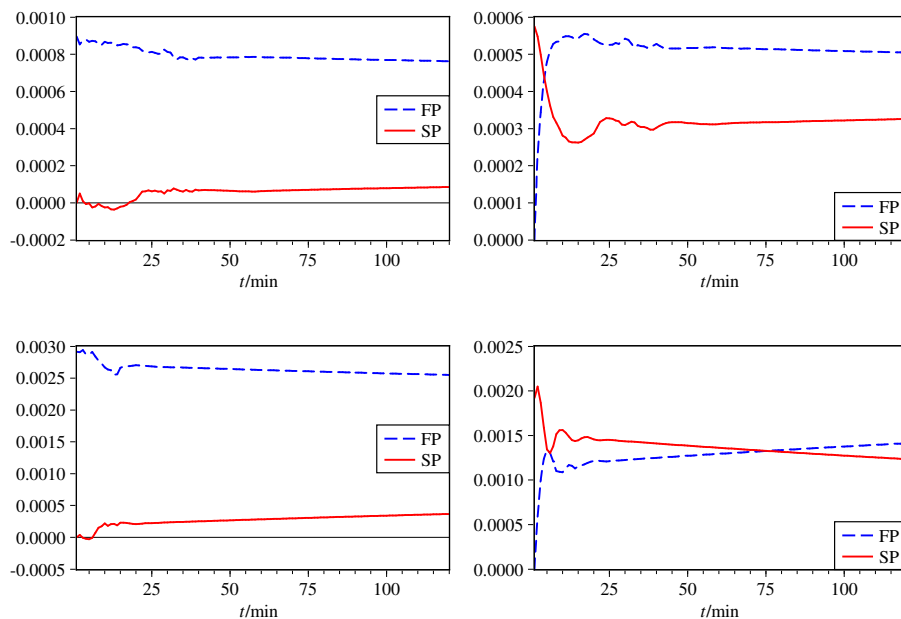


图 1 标准差信息冲击下的期现市场脉冲响应分析(1 min 数据)

Fig. 1 Response of futures and spot price to one S.D. innovations(1 min data)

如图 1 所示, 左上图表示正常情况下(样本 A), 期货市场(FP)或现货市场(SP)在 $t = 0$ 时刻受到单位标准差的冲击后, 期货市场价格脉冲响应图; 右上图表示正常市场情况下, 期现市场在 $t = 0$ 时刻受到单位标准差的冲击后, 现货市场价格脉冲响应图. 相对应的, 左下图为异常情况下(样本 B), 期现市场受到单位标准差冲击后, 期货市场价格脉冲响应图; 右下图为异常情况下, 期现市场受单位标准差冲击后的现货市场的脉冲响应图. 对比右上图和右下图, 可以比较明显的看出: 在异常波动市场中, 现货市场受到信息冲击对现货价格的影响力(比例)更大, 大于正常状态下现货市场受到信息冲击时对现货价格的影响力(比例). 异常波动市场中, 期货市场受到冲击对现货价格的影响力(比例)更小, 小于正常状态下期货冲击对现货价格的影响力(比例).

此外, 对上述分析结果进行稳健性检验: 1) 采用广义脉冲响应分析对上述结果进行检验, 得出结论一致, 通过稳健性检验. 2) 采用 5 min 数据进行检验, 得出结论一致, 通过稳健性检验.

4 日频信息传播方式与冲击反应

4.1 样本选择与数据处理

在进行日信息传播方式的研究时, 本文将异动市场的时间起始范围拓展至 2014-11-24, 从 2014-11-24 开始也是本次异动市场行情的第一波暴涨阶段, 这波暴涨基本上持续到 2014-12-31, 共 28 个交易日. 所以

将这波暴涨的起始时间作为本次异动市场的日信息传播方式研究的样本起始时间,算是合理的样本起始期的选择.对于样本的截止日期,一种是可以选择在 2015-08-26,这一天后,由于相关监管机构的一些政策的出台,市场逐渐企稳.另一种选择是将时间更新至 2016-01-29,主要的原因是从 2015-06-15(也为本次市场异动的第一个暴跌时段的起始时间)开始,基差由正转负,在接下来的时间里,期货和现货之间几乎一直保持着负基差.负基差体现着投资者对市场的悲观情绪,是市场暴跌表现的开始和持续的代表,所以本文在研究异动市场的日信息传播方式时将样本期更新至 2016-01-29,该时间段内的样本数据在本小节内简称为样本 D.对比样本组的样本期间拓展至 2013-07-01~2014-11-21,作为正常市场的日信息传播方式的代表,并简称样本 C.截取沪深 300 指数现货和期货的日收盘数据做为对应的样本数据.样本数据的选择及样本区间详见表 8.

表 8 日数据样本及样本区间
Table 8 Sample and sample interval of daily data

样本名称	样本及样本区间	样本容量
样本 C	2013-07-01~2014-11-21, 沪深 300 指数现货及期货日收盘价格	样本数据 342 条
样本 D	2014-11-24~2016-01-29, 沪深 300 指数现货及期货日收盘价格	样本数据 292 条

同样取价格序列的自然对数作为期货和现货的价格序列,并进行样本的描述性统计分析,分析参见表 9.

表 9 样本 C 及样本 D 描述性统计
Table 9 Descriptive statistics of sample C and sample D

样本		均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B统计量	P-值	样本数
样本 C	S_t	7.739 6	7.861 1	7.643 5	0.052 8	0.157 8	1.885 3	19.125 0	0.000 1	342
	F_t	7.738 5	7.864 3	7.628 2	0.055 6	0.088 5	1.835 0	19.786 6	0.000 1	342
样本 D	S_t	8.232 4	8.585 6	7.882 0	0.149 4	0.485 3	2.784 6	12.024 5	0.002 4	292
	F_t	8.221 8	8.587 0	7.891 5	0.154 3	0.540 1	2.834 3	14.533 0	0.000 7	292

4.2 日数据实证结果

1) 日数据 VECM 构建

在建立 VECM 之前,分别对样本 C 和样本 D 进行平稳性检验.检验结果显示现货价格序列 S_t 、期货价格序列 F_t 服从 $I(1)$ 过程.采用 E-G 两步法检验两个变量间的协整关系,结果显示,无论是样本 C,还是样本 D, S_t 与 F_t 具有协整关系,两者有稳定的共同趋势.根据多数原则确定模型的最优滞后阶数,样本 C 构建 VECM 的最优滞后期为 3 期;样本 D 的 VECM 最优滞后期为 3 期.对样本 C 及样本 D 进行期货价格和现货价格的 Granger 因果检验,期货价格和现货价格之间均存在着显著的相互引导关系,两者在价格引导方面互为因果.由于篇幅的限制,具体的输出数据在此不再赘述.

2) VECM 的估计

通过协整检验已知沪深 300 指数现货和指数期货之间协整关系存在,具有长期的均衡关系.下面构建 VECM,研究它们之间出现短期偏离时,重新回到长期均衡状态的价格相互引导关系.由于篇幅的限制,此处仅列出样本 C 及样本 D 的 VECM 表达式.

样本 C 的正规化的协整方程以及 VECM 结果为

$$\begin{pmatrix} \Delta F_t \\ \Delta S_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.200 & 1 \\ 0.044 & 4 \end{pmatrix} (F_{t-1} - 1.0416S_{t-1} + 0.3230) + \sum_{i=1}^3 \Gamma_i \begin{pmatrix} \Delta F_{t-i} \\ \Delta S_{t-i} \end{pmatrix} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

样本 D 的正规化的协整方程以及 VECM 结果为

$$\begin{pmatrix} \Delta F_t \\ \Delta S_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.094 & 0 \\ 0.212 & 1 \end{pmatrix} (F_{t-1} - 1.0384S_{t-1} + 0.3271) + \sum_{i=1}^3 \Gamma_i \begin{pmatrix} \Delta F_{t-i} \\ \Delta S_{t-i} \end{pmatrix} + \varepsilon_t. \quad (7)$$

根据式(6)和式(7),可知日数据同样表明正常市场下, $|\alpha_F|$ 更大,即期货市场对偏离长期均衡关系的反应和调整速度更快,和交易成本假说/杠杆假说的预期结果一致;异常波动市场下, $|\alpha_S|$ 更大,即现货市场对

偏离长期均衡关系的反应和调整速度更快. 与 1 min 高频数据的实证结论一致. 值得注意的是: 异常波动情况下, 误差修正调整系数 α_F 为正, 不符合反向修正机制, 造成这一实证结果的主要原因为: 由于检验日数据的样本区间 D 内, 中金所出台了各种限制股指期货交易的相关政策, 使得之后的一段时间内期货与现货价格出现长期的负基差, 且无法通过套利交易进行期现套利, 令期货价格难以向长期均衡水平进行反向修正.

4.3 日数据对信息冲击反应分析

基于日数据的 VECM 实证结果的脉冲响应分析结果如图 2 所示.

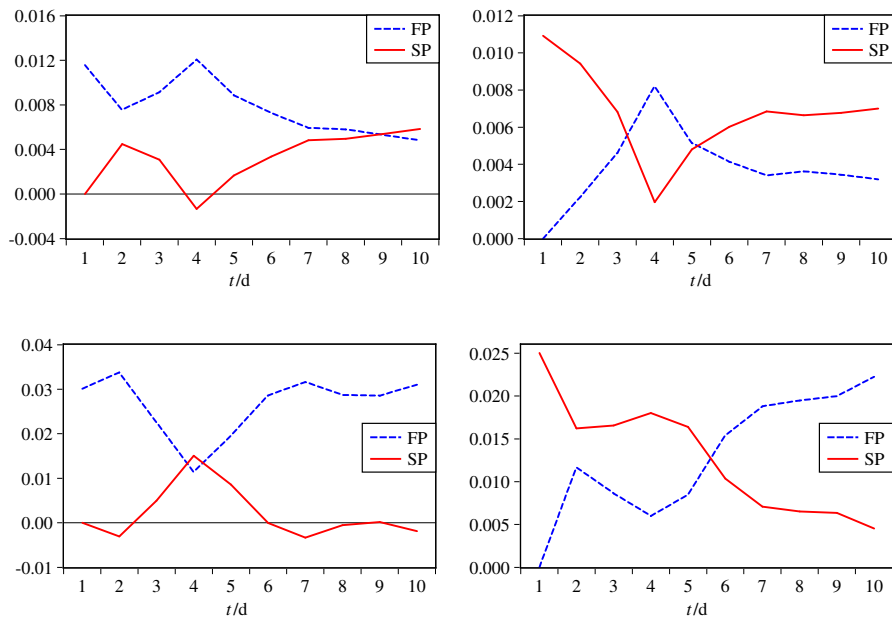


图2 标准差信息冲击下的期现市场脉冲响应分析(日数据)

Fig. 2 Response of futures and spot price to one S.D. Innovations(daily data)

图2中各子图对应的脉冲响应分析结果与图1中顺序相同, 区别是图2为基于日数据的 VECM 的滞后结构的信息冲击反应图. 日数据的 VECM 最优滞后期为 3 d, 可以看到, 在受到冲击的 2 d~4 d 内, 异常波动市场中(右下图)现货市场受到信息冲击对现货价格的影响力(比例)大于正常市场中(右上图)现货市场受到信息冲击对现货价格的影响力(比例). 所得结论与 1 min 高频数据得到的结论相一致.

此外, 对日数据的信息冲击反应进行稳健性检验: 1)采用广义脉冲响应分析对上述结果进行检验, 得出相一致的结论, 通过稳健性检验. 2)将主力期货合约的剩余期限加入日数据的 VECM 模型中进行稳健性检验, 所得结论依然与前文结论一致, 通过稳健性检验.

5 结束语

本文通过对 1 min 的高频数据以及日频数据构建 VECM, 实证比较了中国股票市场 2015 年市场异常波动前后时间段内, 沪深 300 股指期货与现货市场的动态关系. 实证结果表明: 在正常市场状态下, 期货市场面对冲击时调整的速度更快, 符合交易成本假说; 但是在本轮市场异常波动中, 现货面对冲击时的调整速度更快, 脉冲响应分析也显示了当系统面对冲击进行动态调整时, 现货价格受现货市场冲击的影响更多些. 本文认为本轮市场异常波动中, 在市场面临负面情绪冲击时, 大多数人卖出现货(交易成本较高)而不是卖出股指期货(交易成本较低). 导致此实证结论的很可能的原因是此次市场异常波动与现货市场快速去杠杆有关. 所以本轮市场异动的原因不应该归咎于股指期货. 股指期货作为风险中性的风险管理工具, 需要被鼓励而非抑制. 已有国内外学者通过理论研究表明如果金融市场中卖空工具缺乏, 会加剧市场的暴涨暴跌^[17]; 如果

做空的交易成本明显大于做多的交易成本, 可能导致“观望投资者”在选择交易策略时会更易隐藏自己的做空信息, 从而引发暴跌^[18]。股指期货作为目前我国股票现货市场最主要的做空工具, 为市场提供双向交易和风险对冲的机制, 它不仅不是导致本轮市场异常波动的原因, 而且对缓解现货市场暴涨暴跌具有重要的作用。因此, 不能以本轮市场的异常波动为借口, 大规模的限制甚至逼停股指期货等金融衍生品市场的交易和发展。

参考文献:

- [1] 吴晓灵, 李剑阁, 王忠民. 完善制度设计提升市场信心. 清华金融评论, 2015(12): 14–23.
Wu X L, Li J G, Wang Z M. Improve the system design and enhance the market confidence. Tsinghua Financial Review, 2015(12): 14–23.
- [2] Ryoo H J, Smith G. The impact of stock index futures on the Korean stock market. Applied Financial Economics, 2004, 14(4): 243–251.
- [3] Bose S. Contribution of Indian index futures to price formation in the stock market. Money & Finance, 2007, 3(1): 39–56.
- [4] Mantu K M, Debashis A, Suresh B M. Price discovery and volatility spillovers in futures and spot commodity markets: Some Indian evidence. Journal of Advances in Management Research, 2014, 11(2): 211–226.
- [5] Boyd N, Locke P. Price discovery in futures and options markets. Journal of Futures Markets, 2014, 34(9): 853–867.
- [6] Kim M, Szakmary A C, Schwarz T V. Trading costs and price discovery across stock index futures and cash markets. Journal of Futures Markets, 1999, 19(4): 475–498.
- [7] 华仁海, 刘庆富. 股指期货与股指现货市场间的价格发现能力探究. 数量经济技术经济研究, 2010(10): 90–100.
Hua R H, Liu Q F. The research on price discovery ability between stock index futures market and stock index spot market. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2010(10): 90–100.
- [8] Zhu J, Diao J. Price discovery in index futures and spot market in China: Based on HS300 stock index futures // IEEE, International Conference on Business Management and Electronic Information. 2011: 424–427.
- [9] Jian Y, Yang Z, Zhou Y. Intraday price discovery and volatility transmission in stock index and stock index futures markets: Evidence from China. Journal of Futures Markets, 2012, 32(2): 99–121.
- [10] 谢晓闻, 方 意, 赵胜民. 中国期货市场价格发现功能研究. 系统工程学报, 2016, 31(3): 364–372.
Xie X W, Fang Y, Zhao S M. Study of the price discovery function in China's future market. Journal of Systems Engineering, 2016, 31(3): 364–372.
- [11] 侯县平, 黄登仕, 徐 凯, 等. 金融危机对中国证券市场传染效应的影响. 系统工程学报, 2015, 30(3): 331–343.
Hou X P, Huang D S, Xu K, et al. Impact of financial crisis on contagion effect between China's securities markets. Journal of Systems Engineering, 2015, 30(3): 331–343.
- [12] 谢百三, 童鑫来. 中国 2015 年“股灾”的反思及建议. 价格理论与实践, 2015(12): 29–32.
Xie B S, Tong X L. Reflections and suggestions on China's stock market crashes in 2015. Price Theory & Practice, 2015(12): 29–32.
- [13] Fleming J, Ostdiek B, Whaley R E. Trading costs and the relative rates of price discovery in stock, futures, and option markets. Journal of Futures Markets, 1996, 16(4): 353–387.
- [14] Cornell B, French K R. The pricing of stock index futures. Journal of Futures Markets, 1983, 3(1): 1–14.
- [15] Modest D M, Sundaresan M. The relationship between spot and futures prices in stock index futures markets: Some preliminary evidence. Journal of Futures Markets, 1983, 3(1): 15–41.
- [16] Pesaran H H, Shin Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. Economics Letters, 1998, 58(1): 17–29.
- [17] Hong H, Stein J C. Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes. Review of Financial Studies, 2003, 16(2): 487–525.
- [18] Cao H H, Coval J D, Hirshleifer D. Sidelined investors, trading-generated news, and security returns. Review of Financial Studies, 2002, 15(2): 615–648.

作者简介:

王 爽(1985—), 女, 黑龙江双鸭山人, 博士, 研究方向: 金融市场, Email: shuangwang12@fudan.edu.cn;

宋 军(1973—), 女, 湖南长沙人, 副教授, 研究方向: 金融工程, 资产定价, Email: songjun@fudan.edu.cn.