

中国股市大幅波动期间股指期货 对指数现货波动的影响

方建武, 祝丽薇

(陕西师范大学 国际商学院, 陕西 西安 710100)

摘要:针对股指期货做空机制与做多机制对指数现货的影响有无异同的问题,将2014年7月至2015年8月间中国股市的大幅波动分为上涨期和下跌期,通过沪深300股指期货以及沪深300指数现货每5分钟的数据,利用Garman & Klass波动率度量公式、双变量GARCH模型和EGARCH模型来分析波动中股指期货对指数现货波动的影响。研究认为,在市场处于大幅波动期,股指期货和指数现货两个市场之间存在双向价格引导关系,其中指数现货市场处于主导地位,两个市场之间风险是相互传递的,其中指数现货市场的风险传递更加显著;在中国股市波动的利多阶段,股指期货的负收益会促进指数现货的波动,在利空阶段,股指期货的负收益影响大于正收益影响,股指期货的做空机制对指数现货市场带来的影响大于做多机制带来的影响;股指期货以其本身固有的领先于股指的特性,在应该抑制波动的时候反而加剧了波动,造成了负面影响,中国金融市场应重视其负面影响,并采取有效措施来加强对负面影响的控制。

关键词:股指期货;指数现货;风险传递;做空机制;市场波动

中图分类号:F830.91

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2017)02-0064-08

Analysis of the impact of stock index futures on index spot volatility during the sharp fluctuation of China's stock market

FANG Jian-wu, ZHU Li-wei

(School of International Business, Shaanxi Normal University, Xi'an 710100, Shaanxi, China)

Abstract: In view of the similarities and differences that short-selling mechanism and long mechanism of stock index futures affect the index spot, the sharp fluctuation of China's stock market was divided into rising and falling periods from July 2014 to August 2015. Basis on the data of every 5 minutes of the CSI 300 stock index futures and the CSI 300 index spot, this paper analyzed the impact of stock index futures

收稿日期:2016-12-23

基金项目:2016 陕西省金融学会重点研究课题项目(11)

作者简介:方建武(1964-),男,陕西西安人,副教授,经济学博士。

on index spot volatility during the sharp fluctuation by Garman & Klass volatility measurement formula, bivariate GARCH model and EGARCH model. The results show that there is a two-way price relationship between the stock index futures market and index spotmarket during the sharp fluctuation of the market, in which the index spot market is dominant with more significant risk transmission and the risks between the two markets are communicated with each other; in the bullish period of China's stock market volatility, the negative return of stock index futures will promote the volatility of the index spot. In the bad stage, the negative impact of stock index futures is greater than the positive effect. The impact of short-selling mechanism of stock index futures on the spot market is greater than that of long mechanism; by the characteristics of inherent precedence over stock index, stock index futures exacerbate volatility when it should curb volatility, causing negative effects. China's financial market should pay attention to its negative effects and take effective measures to strengthen the control of the negative impact.

Key words: stock index futures; index spot; risk transfer; short-selling mechanism; market volatility

股指期货具有套期保值的功能,能够使投资者有效地规避市场风险,在金融市场发挥着举足轻重的作用。在发达国家的金融市场上,机构投资者作为投资主力,在市场上占有较大的比例且专业性较强,而中国作为发展中国家有一亿多的“散户”,股民数量庞大。同时,国家相关政策的出台会对中国股市产生显著冲击,造成相关概念股快速涨跌停的局面,如2015年3月初的环保板块和煤炭板块。因此,中国股市是具有“中国特色”的独特金融市场。2010年4月16日,中国金融交易所推出沪深300股指期货,虽然推出较晚,但无疑推动了中国金融市场向国际化、成熟化发展。从目前股指期货市场的交易情况来看,其中投机交易占了绝大部分,伴随着过多的投机者、投机交易而来的波动,这是否会影响股票指数现货反映能力的真实度?

2014年7月底开始,中国股票市场一路上涨,迎来了多年难遇的大牛市,老股民“复苏”,新股民“萌芽”,从退休大妈到大学生纷纷进入市场,社会步入了全民炒股的时段。股市指数现货也一路迎风而涨,上证指数从2014年7月18日的2 059.07点到2015年6月12日5 166.35点,上涨了3 107.28点。随后,在接下来的周一(6月15日),大盘开始“跳水”,虽然在7月中旬和8月中上旬有过两次小幅回升,却无法改变整体大幅下滑的局势,甚至有人将这两次的回升认为是市场触底反弹的时节,而

“深套”其中。直至8月26日,大盘创下新低,收于2 927.29点,63天内,下跌2 239.06点,在随后的时间内股市指数震荡盘整。

股指期货是指数现货的预测,因此二者有着强相关性,与股市指数现货的情况相同,股指期货也从2014年7月中开始上涨。其中,沪深300股指期货2014年7月18日收于2 167.2点,至2015年6月12日收于5 335.12,期间上涨了3 167.92点,高于上证指数上涨幅度60.64个点。同样在6月15日,当日IF1506^①的股指期货合约报价开始下跌,当日下跌132.84个点。与沪深300指数现货一样,二者均是在开盘的第一个5分钟内出现阴烛。股指期货市场在七八月中旬也出现价格上扬走势,依然没有改变整体大局的走势,8月26日沪深300股指期货收于2 780点。

在2010年沪深300股指期货推出之初,它就包含争议,对于其与沪深300指数现货之间的关系,有两种完全相反的观点,从套期保值的观点看,它有助于抑制现货市场的大幅波动,减少不确定性,有稳定现货市场的作用。而另外一种观点则是从投机交易的方面出发,如果投机者众多期货市场处于过度投机状态,不仅股指期货稳定现货市场的作用达不到,其本身的高风险性反而会加剧股票现货市

① IF1506指2015年6月交割的沪深300股指期货合约。

场的波动。在此次中国股市的大幅波动中,不少人便将股市波动加剧的原因直指股指期货,认为是股指期货的高杠杆、高风险放大了股市的波动。就此,本文将大幅波动期分为大幅上涨阶段和剧烈下跌阶段,通过沪深 300 股指期货以及沪深 300 指数现货每 5 分钟的数据,来分析在这样剧烈的波动中,股指期货对指数现货波动的影响程度。

一、文献回顾

对指数现货波动与股指期货之间关系的研究,盛浙湘等通过对美国、比利时、日本、中国等不同发展阶段的 8 个国家考察,研究认为:股指期货的推出对于市场结构越完善的国家其抑制波动的能力越强^[1]。陈海强等通过对股指期货推出前后两个阶段沪深 300 指数现货价格进行 Lévy 跳跃 Kolmogorow-Smirnov 检验和 Wilcoxon 检验,研究认为:股指期货推出后沪深 300 指数现货价格的跳跃活跃指数增加,而幅度减小^[2]。邢天才等采用非对称模型对沪深 300 股指期货仿真数据进行研究,研究认为:股指期货的推出在初期对指数现货有增大波动性的作用,而远期对波动性的影响将逐渐消失^[3]。杨帆等对期货市场进行正反馈研究后认为:股指期货市场正反馈交易行为具有杠杆效应,当市场整体走弱时,负面消息对市场的冲击要远远大于正面消息对市场的冲击^[4]。朱喜安等通过对 HS300 期指日收益率进行研究,研究认为:中国股指期货对现货市场冲击具有非对称的特性,市场杠杆效应明显,利空消息对股市的影响要比同规模利好消息的冲击更强烈^[5]。李战江等对沪深 300 股指期货与现货间尾部相关性进行研究,研究认为:在大幅波动的情况下,两个市场间的上尾相关性强于下尾相关性,表明两个市场同时暴涨的概率大于同时暴跌的概率^[6]。岳华等采用 EGARCH 模型对沪深 300 股指期货与沪深 300 指数现货的日数据进行研究,研究认为:随着时间的变化,股指期货稳定现货市场波动的作用会逐步减小^[7]。王朝晖等认为期现市场具有双向波动溢出效应,但股指期货弱于指数现货,短期内波动溢出存在不对称性,长期内股指期货市场前期

的波动性能减缓当期股票市场的波动性^[8]。

对股指期货市场与指数现货市场风险传递性的研究,刘庆富等采用双变量 GARCH 模型对沪深 300 股指期货和沪深 300 指数现货进行研究,认为:股指期货市场与指数现货市场之间的风险传递是双向的,指数现货市场向股指期货市场的风险传导力度要大于股指期货市场向指数现货市场的风险传导力度^[9]。梁龙飞通过理论研究,认为交易所各项规章制度的失误与疏漏是造成股指期货市场风险对现货市场风险传递的主要原因^[10]。姚宁等采用 2006 至 2007 年中国股市大盘股和股指期货标的指数现货高频价格数据进行研究,研究认为:中国大盘股和作为股指期货标的物的沪深 300 指数现货既存在同时跳跃溢出效应,也存在中国大盘股领先沪深 300 指数现货 5 分钟跳跃溢出效应,说明中国股市和期市存在极强的风险关联性^[11]。余洪亮认为股指期货的套期保值功能能使其成为规避风险的工具,但是它又能在短期内助涨助跌,增加股市的风险^[12]。

对股指期货被操纵后对于股指影响的研究,左顺跟通过对股指期货和指数现货的实证研究,认为中国股指期货市场疑似操纵日或者疑似操纵时段股指期货市场的价格发现功能确实较弱,表明在股指期货被操纵的情况下,两个市场发生偏离^[13]。

综上所述,当前学术界多数文献是关于市场震荡盘整期的研究,或是利用仿真数据对于期现货两个市场波动及风险溢出进行研究^[14],缺少对于类似 2014 年 7 月至 2015 年 8 月这样市场大幅波动时期的研究,而这一极端时期的问题往往在社会造成极大的影响,是广大投资者和市场监管者关注的焦点。研究这一问题对如何防范市场暴涨暴跌、加强市场风险应急处置、完善金融市场风险监管有着十分重要的理论及现实意义。

二、实证分析

(一) 研究思路

本文采用 2014 年 6 月至 2015 年 8 月期间 14 个月的沪深 300 指数现货和沪深 300 股指期货的高

频数据,第一,采用 Garman & Klass (以下简称为“G & K”)对波动率的度量公式,对比大幅波动期间沪深 300 指数现货和沪深 300 股指期货的波动率^[15]。第二,采用双变量 GARCH 模型研究两市的波动及风险溢出情况。第三,将整个大幅波动期分为:大幅上涨和剧烈下跌两个阶段,采用 EGARCH 模型来对比两个时期内股指期货收益对指数现货市场分别有何影响。第四,得出相关结论。为了研究市场大幅波动情况,将波动期分为剧烈上涨时期和急剧下跌时期,分别研究在这两个期间股指期货对指数现货的影响有无差异,通过指数现货探寻股指期货推出给股票指数现货市场带来的正负两面的影响,并得出在此次股民所谓的“股灾”中,股指期货对指数现货的大幅波动现象究竟起到了正面的抑制作用,还是负面的加剧作用。

(二) 研究方法

为了研究在大幅波动中股指期货对指数现货波动的影响,采用双变量 GARCH 模型,以及基于利多和利空时期的非对称 EGARCH 模型,来分别度量股指期货对指数现货的波动溢出效应和风险传递的非对称性。

1. 双变量 GARCH 模型

股指期货 f 与指数现货 s 之间波动的相关系数,令股指期货 t 时刻的平均价格为 $P_{f,t} = (C_{f,t} + O_{f,t})/2$,指数现货 t 时刻的平均价格为 $P_{s,t} = (C_{s,t} + O_{s,t})/2$,用 $O_{f,t}$ 来表示 t 时刻股指期货的开盘价格, $O_{s,t}$ 来表示 t 时刻指数现货市场的开盘价格, $C_{f,t}$ 来表示 t 时刻股指期货的收盘价格, $C_{s,t}$ 来表示 t 时刻指数现货市场的收盘价格,则 t 时刻指数现货的收益 $R_{s,t}$ 即为: $R_{s,t} = P_{s,t} - P_{s,t-1}$, t 时刻股指期货的收益 $R_{f,t}$ 即为: $R_{f,t} = P_{f,t} - P_{f,t-1}$, 所构建的双变量 GARCH 模型的条件均值方程为

$$R_{f,t} = \alpha_0^f + \sum_{i=1}^p \alpha_i^f R_{f,t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j^f R_{s,t-j} + \gamma^f (P_{f,t-1} - P_{s,t-1}) + \varepsilon_{f,t} \tag{1}$$

$$R_{s,t} = \alpha_0^s + \sum_{i=1}^p \alpha_i^s R_{s,t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j^s R_{f,t-j} + \gamma^s (P_{s,t-1} - P_{f,t-1}) + \varepsilon_{s,t} \tag{2}$$

式中: $\varepsilon_t = (\varepsilon_{f,t}, \varepsilon_{s,t})'$, $\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sum_t)$, $\varepsilon_{f,t}$ 和 $\varepsilon_{s,t}$ 分别为式(1)和式(2)的残差项, α, β, γ 分别为指数现货 s 和股指期货 f 相关价格 P 及收益 R 的系数项,求和项中的 p, q 分别表示指数现货收益 R_s 、股指期货收益 R_f 的滞后 p, q 阶数, Ω_t 为 $t-1$ 时刻的信息集。

\sum_t 为 2×2 阶的时变条件协方差矩阵为

$$\sum_t = \begin{pmatrix} H_{ff,t} & H_{fs,t} \\ H_{sf,t} & H_{ss,t} \end{pmatrix} \tag{3}$$

条件方差方程为

$$H_{ff,t} = \varphi_0^f + \sum_{i=1}^{qf} \varphi_i^f H_{ff,t-i} + \sum_{j=1}^{pf} \eta_j^f \varepsilon_{f,t-j}^2 + \sum_{u=1}^n \lambda_u^f \varepsilon_{s,t-u}^2 \tag{4}$$

$$H_{ss,t} = \varphi_0^s + \sum_{i=1}^{qs} \varphi_i^s H_{ss,t-i} + \sum_{j=1}^{ps} \eta_j^s \varepsilon_{s,t-j}^2 + \sum_{u=1}^m \lambda_u^s \varepsilon_{f,t-u}^2 \tag{5}$$

$$H_{fs,t} = \omega_0 + \sum_{k=1}^M \omega_{1,k} H_{fs,t-k} + \sum_{k=1}^M \omega_{2,k} (\varepsilon_{f,t-1} + \varepsilon_{s,t-1}) \tag{6}$$

因此,双变量 GARCH 模型的似然函数即可设为

$$L_1(\Theta_1) = -\frac{T_1}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T_1} (\ln |\Sigma_t| + \varepsilon_t' \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t) \tag{7}$$

式中: $H_{ff,t}, H_{ss,t}, H_{fs,t}$ 分别表示股指期货 f 自身的方差方程、指数现货 s 自身的方差方程、股指期货 f 与指数现货 s 相互影响的方差方程; Θ_1 为待估计的参数向量, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{f,t}, \varepsilon_{s,t})'$, $\Sigma_{f,t}$ 和 $\Sigma_{s,t}$ 分别为式(1)和式(2)的残差项; φ, ω, η 分别为指数现货 s 和股指期货 f 各个条件方差的系数, T_1 为观测数据, \sum_t 为时变条件协方差矩阵。

2. 利多和利空时期的非对称 EGARCH 模型

为了研究在市场大幅上涨阶段以及剧烈下跌阶段,股指期货对指数现货市场收益波动的影响以及波动的非对称性在两个阶段有无差异,将利多时期和利空时期对应于大幅上涨时期阶段与剧烈下跌阶段,构建利多和利空时期的非对称 EGARCH 模

型。条件均值方程为

$$R_{f,t} = a_0 + a_1 R_{f,t-1}^+ + a_2 R_{f,t-1}^- + b_1 R_{s,t-1}^+ + b_2 R_{s,t-1}^- + e_{f,t} \quad (8)$$

$$R_{s,t} = a_0 + a_1 R_{s,t-1}^+ + a_2 R_{s,t-1}^- + b_1 R_{f,t-1}^+ + b_2 R_{f,t-1}^- + e_{s,t} \quad (9)$$

式中: $e_t = (e_{f,t}, e_{s,t})'$, $e_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$, $e_{f,t}$ 和 $e_{s,t}$ 分别式(8)和式(9)的残差项, a, b 为式(8)(9)中指数现货和股指期货各时期收益的系数项, Ω_t 为 $t-1$ 时刻的信息集; $R_{f,t-1}^+ = \max\{R_{f,t-1}, 0\}$ 和 $R_{f,t-1}^- = \min\{R_{f,t-1}, 0\}$, $R_{s,t-1}^+ = \max\{R_{s,t-1}, 0\}$ 和 $R_{s,t-1}^- = \min\{R_{s,t-1}, 0\}$, R_{t-1} 为前一期的收益; H_t 为 2×2 阶的时变条件协方差矩阵

$$H_t = \begin{pmatrix} \sigma_{f,t}^2 & \rho \sigma_{f,t} \sigma_{s,t} \\ \rho \sigma_{f,t} \sigma_{s,t} & \sigma_{s,t}^2 \end{pmatrix} \quad (10)$$

式中: ρ 为系数项。条件方差方程为

$$\ln \sigma_{f,t}^2 = \varphi_{f,0} + \varphi_{f,1} \ln \sigma_{f,t-1}^2 + k_{f,1} z_{f,t-1}^+ + k_{f,2} z_{f,t-1}^- + \delta_{f,1} z_{s,t-1}^+ + \delta_{f,2} z_{s,t-1}^- \quad (11)$$

$$\ln \sigma_{s,t}^2 = \varphi_{s,0} + \varphi_{s,1} \ln \sigma_{s,t-1}^2 + k_{s,1} z_{s,t-1}^+ + k_{s,2} z_{s,t-1}^- + \delta_{s,1} z_{f,t-1}^+ + \delta_{s,2} z_{f,t-1}^- \quad (12)$$

式中: $z_{f,t-1}^+ = \frac{e_{f,t-1}^+}{\sigma_{f,t-1}}$ 和 $z_{s,t-1}^- = \frac{e_{s,t-1}^-}{\sigma_{s,t-1}}$ 这里 $e_{f,t-1}^+ = \max\{e_{f,t-1}, 0\}$ 和 $e_{f,t-1}^- = \min\{e_{f,t-1}, 0\}$, 同样的 $z_{s,t-1}^+$, $z_{s,t-1}^-$, $e_{s,t-1}^+$ 和 $e_{s,t-1}^-$ 也可以这样得到; $\sigma_{s,t}^2$ 、 $\sigma_{f,t}^2$ 分别为指数现货 s 和股指期货 f 的条件方差, $e_{f,t}$ 和 $e_{s,t}$ 分别为式(8)和式(9)的残差项, φ, k, δ 分别为指数现货和股指期货各个条件方差在第 i 期的系数。

因此,利多和利空时期的非对称 EGARCH 模型的对数似然 L 函数可表示为

$$L_2(\Theta_2) = -\frac{T_2}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T_2} (\ln | \sum_t | + e_t' H_t^{-1} e_t) \quad (13)$$

式中: Θ_2 为待估计的参数向量, T_2 为观测数据, $e_t = (e_{f,t}, e_{s,t})'$, H_t 为式(8)和式(9)的时变条件协方差矩阵。

(三) 数据的选取

为了研究股指期货对指数现货波动的影响,本文选取的数据为沪深 300 指数现货和沪深 300 股指

期货^①,以每 5 分钟的期货价格和现货价格为代表,时间跨度为 2014 年 7 月 21 日至 2015 年 8 月 26 日,去除法定节假日,共选取 270 个交易日。由于期货市场与现货市场的交易时间不同,这里选用两个市场共同的交易时间段内的数据,即 9:30 ~ 11:30 和 13:00 ~ 15:00 内的沪深 300 指数现货和股指期货数据各 12 960 个,数据来自 Wind 数据库。

1. 波动率的度量

根据选取的数据可以分别估算在大幅波动期间股指期货与指数现货的波动率。这里我们考虑到由于波动的剧烈性,需要参照开盘价、收盘价、最高价和最低价,因此采用 G & K 的最小方差无偏的最优估计量来估算沪深 300 指数现货及股指期货的波动率。

$$\sigma_{G\&K}^2 = 0.511(u-d)^2 - 0.019 \cdot [c(u+d) - 2ud] - 0.383c^2 \quad (14)$$

式中: $u = H - O$, $D = L - O$, $c = C - O$, H 为最高价, L 为最低价, O 为开盘价, C 为收盘价。

图 1、图 2 展示了沪深 300 指数现货和沪深 300 股指期货的波动率 $\sigma_{G\&K}$ 随时间的变化(在 2014 年 7 月 21 日至 2015 年 8 月 26 日之间)。从图 1、图 2 中可以看出沪深 300 指数现货和沪深 300 股指期货的 G & K 波动率均呈现出尖峰后尾的特征,在 6 月底至 7 月初两市的波动率均较大,且出现波动值大于 10 的异常波动情况股指期货比指数现货多。整体来看股指期货的波形图比指数现货的波形图略向上,说明股指期货的波动率稍大于指数现货的波动率。

2. 波动溢出效应

为了研究股指期货波动对指数现货波动的影响,采用双变量 GARCH 模型,选取沪深 300 股指期货和沪深 300 指数现货在 2014 年 7 月 21 日至 2015 年 8 月 26 日期间的 5 分钟数据,对两市之间的波动溢出效应进行实证分析。根据 AIC 和 SC 准则,股指期货市场和指数现货市场的 $p = q = 2$ 。表 1 为模

① 由于不同交割月份的股指期货合约的活跃度不同,本文选取活跃度最高的最近期合约组成的连续数据,在当月到期日之前(即第三个周五之前)选用当月到期的合约,当月合约到期之后,选用下一个到期月的合约。

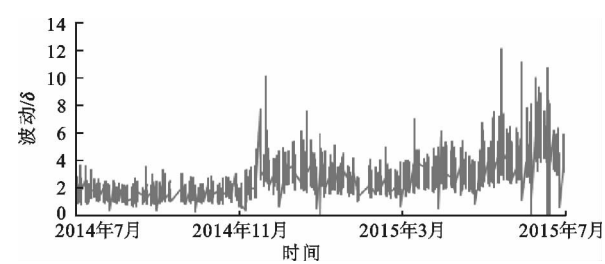


图 1 沪深 300 指数现货 G&K 波动率

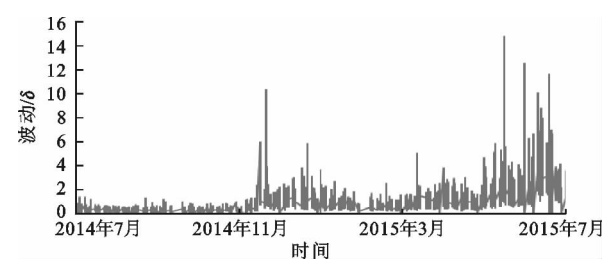


图 2 沪深 300 股指期货 G&K 波动率

型所计算出来的条件均值方程和条件方差方程的参数估计。

从表 1 中条件均值的估计量中可以看出,对于沪深 300 指数现货市场来说, β_1 、 β_2 分别表示沪深 300 股指期货的一阶滞后项、二阶滞后项对指数现货的影响,分别在 5% 和 1% 的置信水平下, $\beta_1 = 0.138\ 763$, $\beta_2 = -0.210\ 278$,即沪深 300 股指期货的一阶滞后项和二阶滞后项对沪深 300 指数现货市场有着绝对的影响,且一阶滞后项影响方向为正,二阶滞后项影响方向为负。对于沪深 300 股指期货,在 1% 的置信水平下,一阶滞后项 α_1 显著为 0.431 764,

二阶滞后项不显著,即沪深 300 指数现货的一阶滞后项沪深 300 股指期货有着绝对的影响,且影响方向为正。从而,沪深 300 指数现货和沪深 300 股指期货之间存在价格相互引导关系。从相关系数的绝对值来看,期货市场对现货市场的引导力度要弱于现货市场对期货市场的引导力度。

从表 1 的条件方差的估计量来看,对于沪深 300 指数现货市场来说, $\varphi_{s,1} = 0.310\ 265$ ($p = 0$);从沪深 300 股指期货市场来看, $\varphi_{f,1} = 0.004\ 955$ ($p = 0.014\ 9$)。二者分别在 1% 和 5% 的置信水平下显著,表明沪深 300 指数现货和沪深 300 股指期货市场的波动均具有很强的持续性。进而,估计两个市场的波动溢出关系,现货市场的 $\lambda = 0.627\ 812$ ($p = 0.038\ 2$),在 5% 的置信水平下显著;期货市场的 $\lambda = -1.381\ 208$ ($p = 0.084\ 2$),在 10% 的置信水平下显著。表明两个市场间都存在波动溢出现象,但是从显著性方面来看指数现货市场的波动溢出要强于股指期货市场的波动溢出;从系数绝对值方面来看,股指期货市场的波动溢出大于指数现货市场的波动溢出。

3. 利多期和利空期期货市场对现货市场波动影响

表 2 列出了利多时期(2014 年 7 月 21 日至 2015 年 6 月 14 日)和利空时期(2015 年 6 月 15 日至 2015 年 8 月 26 日)利用 EGARCH 模型对沪深 300 指数现货市场收益进行回归的参数结果。在利多时

表 1 指数现货和股指期货间价格溢出效应的参数估计

| 参数估计 | | 沪深 300 指数现货(s) | | | 沪深 300 股指期货(f) | | |
|--------|-------------|----------------|------------|---------|----------------|------------|---------|
| | | 参数估计值 | z 统计量 | p 值 | 参数估计值 | z 统计量 | p 值 |
| 条件均值方程 | α_0 | -0.233 998 ** | -2.367 071 | 0.017 9 | -0.239 404 | 0.184 051 | 0.193 3 |
| | α_1 | 0.399 349 *** | 11.098 550 | 0.000 0 | 0.431 764 *** | 0.157 033 | 0.006 0 |
| | α_2 | 0.047 778 | 0.683 276 | 0.494 4 | -0.042 756 | 0.093 511 | 0.647 5 |
| | β_1 | 0.138 763 ** | 2.271 526 | 0.023 1 | -0.299 389 | 0.188 651 | 0.112 5 |
| | β_2 | -0.210 278 *** | -3.239 632 | 0.001 2 | -0.072 487 | 0.087 323 | 0.406 5 |
| | γ | 0.048 627 *** | 3.324 719 | 0.000 9 | 0.031 411 *** | 0.008 467 | 0.000 2 |
| 条件方差方程 | φ_0 | 0.474 585 *** | 3.622 451 | 0.000 3 | 0.011 034 * | 1.661 353 | 0.096 6 |
| | φ_1 | 0.310 265 *** | 4.154 755 | 0.000 0 | 0.004 955 ** | 2.433 638 | 0.014 9 |
| | η | -0.175 510 ** | -2.110 937 | 0.034 8 | 1.386 632 * | 1.725 747 | 0.084 4 |
| | λ | 0.627 812 ** | 2.133 972 | 0.032 8 | -1.381 208 * | -1.726 882 | 0.084 2 |

注:***表示系数在 1% 的置信水平下显著,**表示系数在 5% 的置信水平下显著,*表示系数在 10% 的置信水平下显著。

表 2 利多、利空时期指数现货和股指期货市场影响的参数估计

| 参数估计 | | 利用时期 | | | 利空时期 | | |
|------------|-------|----------------|------------|----------|----------------|--------------|----------|
| | | 参数估计值 | z 统计量 | p 值 | 参数估计值 | z 统计量 | p 值 |
| 指数现货条件均值方程 | a_0 | 0. 314 368 *** | 0. 121 763 | 0. 009 8 | - 1. 167 397 | - 1. 508 715 | 0. 131 4 |
| | a_1 | 0. 112 171 | 0. 071 059 | 0. 114 4 | 0. 252 828 ** | 2. 407 567 | 0. 016 1 |
| | a_2 | - 0. 020 437 | 0. 071 663 | 0. 775 5 | 0. 139 020 | 1. 410 125 | 0. 158 5 |
| | b_1 | 0. 153 490 | 0. 097 331 | 0. 114 8 | 0. 213 857 *** | 2. 650 688 | 0. 008 0 |
| | b_2 | 0. 491 512 *** | 0. 417 110 | 0. 000 0 | 0. 227 513 *** | 3. 247 687 | 0. 001 2 |

注：***表示系数在 1% 的置信水平下显著，**表示系数在 5% 的置信水平下显著，*表示系数在 10% 的置信水平下显著。

期, $b_2 = 0.491\ 512$ ($p = 0$), 在 1% 的置信水平下显著, 说明当市场处于大幅上涨时股指期货市场出现的负收益会对指数现货市场的波动产生促进影响。

在利空时期, $b_1 = 0.213\ 857$ ($p = 0.008\ 0$), $b_2 = 0.227\ 513$ ($p = 0.001\ 2$), 均在 1% 的置信条件下显著, 说明当市场处于剧烈下跌的时期, 无论在期货市场出现正收益还是负收益, 均对指数现货市场的波动产生促进作用, 且影响系数的绝对值 $|b_2| > |b_1|$, 即负收益的影响性更大。

综合两个时期, 沪深 300 股指期货对沪深 300 指数现货的参数估计值, 无论是从系数的绝对值还是显著性统计上来看, 当股指期货市场出现负的收益时, 其对于指数现货市场的影响(包括显著性和强度), 均大于当股指期货市场出现正收益时对于指数现货市场的影响。

三、研究结论和建议

本文基于 2014 年 7 月至 2015 年 8 月中国股市的大幅波动, 采用 G & K 波动率度量公式、双变量 GARCH 模型和 EGARCH 模型对沪深 300 指数现货及股指期货进行了实证研究, 据此得出结论:

第一, 当市场处于大幅波动时期, 指数现货市场和股数期货市场两市之间存在双向价格引导关系, 其中股指期货市场对指数现货市场的影响要弱于指数现货市场对股指期货市场的影响, 说明在两市的价格引导上, 指数现货市场处于主导地位。同时, 两个市场间还存在双向溢出关系, 即风险是相互传递的。但从显著性方面来看, 指数现货市场的波动溢出要强于股指期货市场的波动溢出; 而从系

数绝对值方面来看, 股指期货市场的波动溢出大于指数现货市场的波动溢出, 即指数现货市场的风险传递更加显著, 而风险的传递性上股指期货市场要强于指数现货市场。

第二, 将此次中国股市的波动分成利多阶段和利空阶段来看, 股指期货市场对指数现货市场在两个阶段均存在正向杠杆效应。在利多阶段, 股指期货的负收益会促进指数现货的波动, 在利空阶段, 股指期货的负收益影响大于正收益影响, 表明股指期货的做空机制对指数现货市场带来的影响大于做多机制带来的影响。因此, 在推出股指期货时, 不仅要专注于它在抑制波动方面的正面作用, 而且不能忽略其在出现市场大幅波动情况下可能带来的负面影响, 此次中国金融市场的大起大落反映了中国缺少应对极端情况的有效机制, 同时还体现了股指期货的负面效应。

中国证监会最初推出股指期货时, 众多研究均表明股指期货有助于股市指数的稳健波动。然而, 任何事物都具有两面性, 在大多数较小幅波动的情况下, 股指期货对单一的异常波动确实可以起到正面的抑制作用。但是, 当市场处于连续大幅波动的情况下, 股指期货反而起到了加剧波动的负面影响。此次中国金融市场的大幅波动, 以中小板指数和创业板指数连续涨停开始, 带动了其余板块随之上涨, 市场泡沫被快速吹大。股指期货以其本身固有的领先于股指的特性, 在应该抑制波动的时候反而加剧了波动。同样的, 在 2015 年 6 月 15 日泡沫破裂之时, IF、IC、IH^① 及其股指期货均开始连续下

① 中国已上市的 3 个股指期货交易品种, IF: 沪深 300 股指期货; IC: 中证 500 股指期货; IH: 上证 50 股指期货。

跌,此时的股指期货也没有起到相应的抑制作用,反而造成了负面影响。所以,在股指期货引入到中国金融市场上时,大多数人只关注到了其正面作用,而忽视了负面影响,造成了在负面影响被放大时,并没有有效措施来应对市场的大泡沫。

四、结语

中国股市具有“中国特色”,即庞大的“散户”数量,“散户”的羊群效应和从众心理非常明显,加之投机性过高,难免会引起股指期货的负面影响。当牛市气氛渐浓的时候,投机者无疑会将指数进一步推高,面对全面上涨的大盘,别人的加仓和自己之前加仓带来的收益,这两者都会成为“头羊”,容易使股民失去理智。同样的事情也发生在泡沫破裂之后,对股市丧失信心的感觉因市场气氛的转变而日益浓重。这一点在中国 2016 年年初引进熔断机制时表现得尤为明显,一旦触发第一次熔断,必然很快就会触发第二次熔断,只得让推出了 4 天的熔断机制叫停。因此,无论是股指期货的推出还是熔断机制的引进,看到它所带来正面作用的同时,更要加强对其负面影响的控制。在市场出现异常情况时,如何防范不法分子利用期货做空市场来获取巨额收益,如何最小化甚至消除其所带来的负面影响值得深思,使之能够更好地适用于中国的金融市场,对于处于初级发展阶段的中国期货市场有着重大的理论及实践意义。

参考文献:

[1] 盛浙湘,顾天慧. 指数期货对市场波动性影响的比较——基于非对称 GARCH 模型的探讨及成因分析[J]. 浙江金融,2011(6):56-62.

[2] 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.

[3] 邢天才,张阁. 中国股指期货对现货市场联动效应的实证研究——基于沪深 300 仿真指数期货数据的分析[J]. 财经问题研究,2010(4):48-54.

[4] 杨帆,熊海斌. 收益率非线性波动与反馈交易行为——基于 EGARCH 模型的实证检验及其对金融监管的启示[J]. 广东财经大学学报,2014,29(1):53-61.

[5] 朱喜安,王晓娟. 基于 TARCH-CAViaR 模型的股指期货市场波动特性研究[J]. 统计与决策,2015(6):169-171.

[6] 李战江,张昊,苏金梅,等. 基于 COPULA 的沪深 300 股指期货与现货间相关性模型[J]. 内蒙古农业大学学报:自然科学版,2015,36(1):159-162.

[7] 岳华,潘圣辉. 股指期货市场对现货市场波动性影响的实证研究——基于沪深 300 股指期货[J]. 山东社会科学,2014(12):129-133.

[8] 王朝晖,李心丹. 股指期货市场与股票市场:信息传导与风险传递[J]. 社会科学战线,2013(5):253-256.

[9] 刘庆富,华仁海. 中国股指期货与股票现货市场之间的风险传递效应研究[J]. 统计研究,2011,28(11):84-90.

[10] 梁龙飞. 股指期货市场与现货市场的风险传递机制与监管研究[J]. 金融经济,2008(2):99-100.

[11] 姚宁,毛甜甜. 基于跳跃扩散模型的中国股市和期市风险关联研究[J]. 西安电子科技大学学报:社会科学版,2009,19(3):21-26.

[12] 余洪亮. 股指期货对我国股市的影响分析[J]. 知识经济,2010(24):71.

[13] 左顺根. 中国股指期货市场操纵及其对市场功能的影响研究[D]. 广州:华南理工大学,2013.

[14] 曾黎,李春. 沪深 300 股指期货、现货市场波动溢出关系研究[J]. 经营管理者,2016(23):13-14.

[15] Garman M B, Klass M. On the estimation of security price volatilities from historical data[J]. Journal of Business, 1980,53(1):67-78.