

doi: 10.15936/j.cnki.1008-3758.2019.04.003

中国 A 股市场三种股指期货价格 先导及波动溢出效应的计量检验

田树喜, 夏天洋, 杨童舒

(东北大学 工商管理学院, 辽宁 沈阳 110169)

摘 要: 利用 VAR-BEKK-GARCH 模型, 对 2015 年中国 A 股市场大震荡期间三种股指期货的价格先导及波动溢出效应进行了计量检验。检验结果显示, 大震荡期间中证 500 指数期货的价格先导作用显著强于沪深 300 指数期货和上证 50 指数期货, 而波动溢出效应则显著弱于沪深 300 指数期货和上证 50 指数期货, 也就是说, 股指期货的价格先导机制有助于提升市场的信息效率, 进而发挥减震作用, 这一检验结果在股指期货“松绑”后依然稳健。鉴于三种股指期货标的指数在权重组成上的差异, 研究结论对中国股指期货交易的差异化监管及新合约设计具有借鉴意义。

关 键 词: 股指期货; 价格先导; 波动溢出

中图分类号: F 830.91

文献标志码: A

文章编号: 1008-3758(2019)04-0344-07

An Empirical Test on the Price Leading and Volatility Spillover Effect of the Three Index Futures in China's A-share Market

TIAN Shu-xi, XIA Tian-yang, YANG Tong-shu

(School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110169, China)

Abstract: Based on the VAR-BEKK-GARCH model, this paper tests the price leading and volatility spillover effect of the three stock index futures in China's A-share market during the great turbulent period in 2015. The test results show that during the turbulent period, the price leading effect of the CSE 500 index futures is significantly stronger than that of the CSI 300 index futures and the SSE 50 index futures, while its volatility spillover effect is significantly weaker than that of the CSI 300 index futures and the SSE 50 index futures. That is to say, the price leading mechanism of the stock index futures can improve the information efficiency and reduce the volatility of China's stock market. The test results are still robust after the “unbinding” of China's stock index futures. In view of the differences the weighted stocks of CSI 300, SSE 500 and CSE 500, the conclusions will provide reference for the differentiated supervision and the design of new contracts China's stock index futures.

Key words: stock index futures; price leading; volatility spillover

收稿日期: 2019-01-15

基金项目: 辽宁省社会科学规划基金重点资助项目(L17AJY005)。

作者简介: 田树喜(1970-), 男, 辽宁本溪人, 东北大学副教授, 经济学博士, 主要从事金融衍生品市场发展研究; 杨童舒(1982-), 女, 辽宁沈阳人, 东北大学讲师, 经济学博士, 主要从事金融发展与投融资问题研究。

一、问题的提出

1982年2月24日,美国堪萨斯期货交易所推出了价值线综合指数期货合约,标志着股指期货的诞生。自诞生以来,股指期货对股票市场的影响问题一直备受关注。从长期来看,股指期货对股票市场深化发展的推动作用毋庸置疑的,而人们关注的焦点主要集中在两个方面:一是股指期货推出的时机。如果股票市场自身发展还不成熟,例如,市场做空机制不完善,股指期货推出未必可以起到应有的作用。二是股指期货能否在股票市场剧烈震荡时起到“减震器”的作用。如果相关监管机制不健全,投机资本可能利用股指期货的杠杆效应投机获利,从而加剧股票市场的波动。布雷迪报告(1988)曾将美国1987年10月19日的股市暴跌归咎于指数套利和组合投资保险,尽管 Miller(1991)指出股指期货不是“87股灾”的元凶,但同时也指出股指期货的交易缺陷导致了大量空单短期内无法执行,从而加剧了市场的恐慌气氛。1998年香港金融保卫战期间,国际投机资本窥视到港币联系汇率制的僵化和市场监管缺陷,充分利用股指期货的杠杆机制做空市场,加剧了股市、期市和汇市之间的风险联动。亚洲金融危机之后,世界各国普遍加强了对金融衍生工具的监管,股指期货的相关交易制度也逐步完善。因此,在2008年全球金融海啸期间,股指期货总体运行平稳,即便是在全球普遍采取“禁空令”来限制卖空行为的情况下,也没有影响到同样具有卖空机制的股指期货市场的正常运作,股指期货市场以充足的流动性为投资者提供了避险需求。

2010年4月16日,中国金融期货交易所(中金所)首次推出了沪深300指数期货合约,合约推出后的2个月内,A股市场经历了20%左右的下跌,但随后逐渐反弹,股指期货运行平稳,交易量也逐渐上升。2015年4月16日,中金所又推出了上证50和中证500指数期货合约,两种期货合约推出后,相应的现货市场指数在37个交易日内分别经历了9%和41%上涨,随后的61个交易日又分别经历了40%和45%的下跌,因此,股指期货再次被推至“风口浪尖”。2015年9月2日,中金所针对股指期货及相关做空机制采取了严格限制措施,股指期货交易“名存实亡”。虽然中金所在2017年先后两次对股指期货交易进行了“松

绑”,但幅度有限,股指期货交易规模远低于股灾前的水平。2018年,上证综指最大跌幅高达31%,由于缺乏有效对冲机制,机构只能“望市兴叹”,同时,金融界要求全面放开股指期货交易的呼声日益提高。另一方面,监管当局仍然顾虑全面放开股指期货交易后,是否会重现2015年的大震荡行情,同时,随着中国金融开放程度的提高,国际投机资本对中国金融市场的潜在威胁也在增加。在此背景下,全面分析检验A股市场三种指数期货的价格先导和波动溢出效应,对于中国股指期货市场的健康发展具有重要的借鉴意义。

二、文献综述

自从沪深300指数期货诞生以来,关于股指期货对中国股票市场的影响问题,学者们已经进行了大量研究,尤其是在2015年A股市场剧烈震荡之后。由于沪深300指数期货开发得最早且覆盖了市场的主要权重股,所以,大部分研究是围绕沪深300指数期货而进行的,但由于研究方法和数据的差异,研究结论也存在着争议。多数研究认为股指期货不是股市暴跌的原因,相反对股指期货的限制交易却导致股票市场丧失了必要的做空机制进而加剧了市场波动,例如, Han & Liang(2016)^[1],丁逸俊和冯芸(2017)^[2],吴刘杰和钱燕(2017)^[3],谢太峰(2017)^[4],Miao等(2017)^[5],Liu & Zhong等(2018)^[6]。另一方面,也有学者研究认为,股指期货的限制交易措施对A股市场的波动起到了抑制作用,例如,王爽和宋军(2017),常城等(2017)^[7-8]。

在上证50和中证500指数期货推出之后,部分学者针对三种股指期货进行了分析研究。例如,魏建国和李小雪(2015)^[9]利用VECM-PT-IS模型的研究认为,三种A股指数期货市场的新信息融入份额的均值都大于现货市场,并且中证500股指期货的价格发现功能最强,沪深300次之,上证50较弱,上述差异源于三种指数成分股的不同而导致活跃程度的差异。李政等(2016)^[10]利用VAR模型的研究认为,沪深300和中证500两种指数,主要是期货指数引导现货指数,出现的频率都在90%以上,在剩余的情形下,两者相互引导;而上证50指数,虽然期货指数引导现货指数的频率达到75%,两者相互引导的频率在10%左右,但在约15%的递归子样本下,

现货指数引导期货指数,且这些样本全部集中于 2015 年股灾期间。刘文文和沈骏(2016)^[11]利用 GJR-GRACH-M 模型的研究认为,上证 50 和中证 500 指数期货的推出有助于降低股票市场的非对称波动,且中证 500 指数期货对信息的反应速度高于沪深 300 和上证 50 指数期货。袁晨和傅强(2017)^[12]利用 DCC-MVGARCH 模型的研究认为,沪深 300 和上证 50 表现为期货收益与现货收益同期正相关或现货微弱引领期货,而中证 500 表现为期货收益微弱引领现货收益,但限制交易导致期货收益与现货收益之间非同步运行甚至负相关。许桐桐等(2018)^[13]利用信息共享模型的研究认为,仓位限额降低了三种指数期货的价格发现能力,其中影响最大的是上证 50 指数期货的价格发现能力。蒋进进和钱军辉(2017)^[14]利用 DID 方法的研究认为,限制交易后沪深 300 和中证 500 两种指数期货的成分股相对于非成分股的流动性显著下降,且沪深 300 指数成分股流动性下降程度显著大于中证 500 指数成分股。刘成立(2017)^[15]利用 VECM-DCC-VARMA-AGARCH 模型的研究认为,三种指数期货在股灾期间均存在波动溢出效应,其中,大盘股指数波动长期记忆特征显著,中小盘股指数非对称波动效应显著。

综上所述,学者们针对 A 股市场三种指数期货的比较研究,大多集中在价格发现方面,缺乏波动溢出效应的比较研究,尤其是缺乏三种指数期货价格先导与波动溢出综合作用的比较研究。理论上,如果股指期货的价格先导机制提升了市场的信息效率,其减震功能将得以充分发挥,期货市场与现货市场之间的波动溢出效应会减弱;但如果股指期货的价格先导是投机资本预先操纵的结果,则期货市场与现货市场之间的波动溢出效应会进一步加剧,此时的交易限制才是必要的。沪深 300 和上证 50 指数分别是由 A 股市场市值前 300 名的股票和沪市 A 股市场市值前 50 名的股票编制而成,而中证 500 指数是由 A 股市场剔除沪深 300 指数中成分股及总市值排名前 300 名的股票后,总市值排名靠前的 500 只股票编制而成。由于三种指数期货的权重差异,它们在价格先导和波动溢出方面的差异是不容忽视的。据此,本文采用 VAR-BEKK-GARCH 模型,对 A 股市场三种指数期货的价格先导和波动溢出效应进行计量检验和比较分析,进而得出相关结论与启示。

三、模型设定

Engle(1982)^[16]指出,异方差性不仅存在于截面数据中,金融时间序列也会出现波动积聚的异方差特征,并据此提出了自回归条件异方差(ARCH)模型,来描述随机误差项条件方差与其滞后项的相关特征。Bollerslev(1986)^[17]提出了广义自回归条件异方差(GARCH)模型,解决了回归分析中的多重共线性问题,随后 GARCH 模型被广泛应用于金融时间序列分析。Engle & Kroner(1995)^[18]在综合 Baba、Engle、Kraft & Kroner 的研究基础上提出了 BEKK-GARCH 模型来描述时间序列之间的波动溢出关系。BEKK-GARCH 模型的条件方差可以源于向量自回归(VAR)模型的随机扰动,因此,建立 VAR-BEKK-GARCH 模型既可以分析时间时间序列之间的先导关系,也可以分析彼此之间波动溢出效应。本文首先设定 VAR 模型,包含公式(1)和公式(2):

$$\ln S_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \ln S_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{1i} \ln F_{t-i} + \epsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$\ln F_t = \alpha_2 + \sum_{j=1}^n \beta_{2j} \ln S_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{2j} \ln F_{t-j} + \epsilon_{2,t} \quad (2)$$

其中, $\ln S_t$ 和 $\ln F_t$ 分别为现货指数和期货指数的自然对数序列。公式(1)中,如果 $\ln S_t$ 与 $\ln F_{t-i}$ 之间线性关系显著,说明期货价格对于现货价格具有显著的先导作用;公式(2)中,如果 $\ln F_t$ 与 $\ln S_{t-i}$ 线性关系显著,说明现货价格对于期货价格具有显著的先导作用。

记 VAR 模型中 $\epsilon_{i,t}$ 的条件方差为 $h_{ii,t} = \text{Var}(\epsilon_{i,t})$, $\epsilon_{i,t}$ 与 $\epsilon_{j,t}$ 之间的协方差为 $h_{ij,t} = \text{Cov}(\epsilon_{i,t}, \epsilon_{j,t})$, 并且,依据对称性有 $h_{12,t-1} = h_{21,t-1}$, 则基于 VAR 的 BEKK-GARCH 模型设定为公式(3):

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}\mathbf{C}^T + \mathbf{A}\epsilon_{t-1}\epsilon_{t-1}^T\mathbf{A}^T + \mathbf{B}\mathbf{H}_{t-1}\mathbf{B}^T \quad (3)$$

$$\mathbf{H}_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix}; \mathbf{C} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix};$$

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}; \mathbf{B} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}$$

公式(3)中, \mathbf{H}_t 为随机误差项的条件方差和协方差矩阵; \mathbf{C} 为常数项下三角矩阵; \mathbf{A} 为滞后随机误差项及其交互项的参数矩阵; \mathbf{B} 为滞后随机误差

项的条件方差和协方差参数矩阵。进一步将公式(3)展开后得到现货序列和期货序列的条件方差方程为公式(4)和公式(5)：

$$h_{11,t}=c_{11}^2+\alpha_{11}^2\epsilon_{1,t-1}^2+2\alpha_{11}\alpha_{12}\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1}+\alpha_{12}^2\epsilon_{2,t-1}^2+\beta_{11}^2h_{11,t-1}+2\beta_{11}\beta_{12}h_{12,t-1}+\beta_{12}^2h_{22,t-1}$$

(4)

$$h_{22,t}=c_{22}^2+\alpha_{22}^2\epsilon_{2,t-1}^2+2\alpha_{21}\alpha_{22}\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1}+\alpha_{21}^2\epsilon_{1,t-1}^2+\beta_{22}^2h_{22,t-1}+2\beta_{21}\beta_{22}h_{21,t-1}+\beta_{21}^2h_{11,t-1}$$

(5)

公式(4)中,如果 $h_{11,t}$ 与 $\epsilon_{2,t-1}^2$ 线性关系显著,说明期货序列对现货序列存在显著的短期波动溢出;如果 $h_{11,t}$ 与 $h_{22,t-1}$ 线性关系显著,说明期货序列对现货序列的波动溢出具有长期记忆。公式(5)中,如果 $h_{22,t}$ 与 $\epsilon_{1,t-1}^2$ 线性关系显著,说明现货序

列对期货序列存在显著的短期波动溢出;如果 $h_{22,t}$ 与 $h_{11,t-1}$ 线性关系显著,说明现货序列对期货序列的波动溢出具有长期记忆。

四、实证检验

1. 样本数据及其统计特征

从 2015 年 4 月 16 日到 2015 年 9 月 1 日的 98 个交易日内,沪深 300、上证 50 和中证 500 指数均经历了急速上涨和下跌的剧烈波动行情,因此,首先选择这一区间的三种指数的日收盘数据作为样本,来检验大震荡期间股指期货的价格先导和波动溢出效应。三种指数的自然对数序列及其自回归残差的统计指标如表 1 所示。

表 1 样本数据的统计指标

指 数	均值	标准差	偏度	峰度	JB 值	LB(5)	LB ² (5)
沪深 300	8.378	0.135	−0.526	2.770	4.681*	13.632**	9.407*
上证 50	7.957	0.139	−0.787	2.955	10.010***	8.649***	8.890*
中证 500	9.055	0.152	0.192	2.517	1.539	16.901***	26.041**

注：JB 为关于指数序列自回归残差 ϵ_t 的 Jarque-Bera 统计量;LB(n)和 LB²(n)分别为关于自回归残差 ϵ_t 及其平方项滞后 n 期的 Ljung-Box 统计量；*、**、*** 分别代表在 10%、5%和 1%的显著水平下拒绝原假设,下同

从描述波动情况的标准差来看,中证 500 指数的标准差最高,沪深 300 和上证 50 的标准差无显著差异,尽管中证 500 指数的波动指标偏高,但波动变化是源于对自身信息变化的反应还是源于期货交易的波动溢出还需进一步检验。从偏度来看,沪深 300 和上证 50 序列均呈现显著的左偏特征,且二者的自回归残差 ϵ_t 的 JB 统计量均拒绝了正态分布假设,价格变化呈现非对称特征。中证 500 虽表现为小幅右偏,但自回归残差 ϵ_t 的 JB 统计量接受了正态分布假设,其价格变化的非对称特征不显著。另一方面,LB(5)和 LB²(5)统计检验表明,三种指数的自回归残差 ϵ_t 及其平方

项 ϵ_t^2 均存在显著的条件相关特征,因此应采用 GARCH 系列模型检验指数序列波动积聚情况。

2. 格兰杰因果关系检验

利用 VAR 模型对期货序列与现货序列之间的价格先导关系进行检验。VAR 模型中的 $\ln(S_t^{IF})$ 和 $\ln(F_t^{IF})$ 分别代表沪深 300 现货指数和期货指数的对数序列, $\ln(S_t^{IH})$ 和 $\ln(F_t^{IH})$ 分别代表上证 50 现货指数和期货指数的对数序列, $\ln(S_t^{IC})$ 和 $\ln(F_t^{IC})$ 分别代表中证 500 现货指数和期货指数的对数序列。三种序列 VAR 模型检验结果如表 2 所示。

表 2 格兰杰因果关系检验结果

指 数	原 假 设	滞后期	F 统计值	P 值	结论
沪深 300	$\ln(S_t^{IF})$ 不是 $\ln(F_t^{IF})$ 变化的格兰杰原因	4	4.015***	0.005	拒绝
	$\ln(F_t^{IF})$ 不是 $\ln(S_t^{IF})$ 变化的格兰杰原因	4	1.267	0.289	接受
上证 50	$\ln(S_t^{IH})$ 不是 $\ln(F_t^{IH})$ 变化的格兰杰原因	1	4.354**	0.039	拒绝
	$\ln(F_t^{IH})$ 不是 $\ln(S_t^{IH})$ 变化的格兰杰原因	1	0.268	0.605	接受
中证 500	$\ln(S_t^{IC})$ 不是 $\ln(F_t^{IC})$ 变化的格兰杰原因	4	8.001***	2.E−05	拒绝
	$\ln(F_t^{IC})$ 不是 $\ln(S_t^{IC})$ 变化的格兰杰原因	4	5.567***	0.001	拒绝

注：VAR 模型的滞后期综合 LogL,LR,FPE,AIC,SC,HQ 准则而确定

沪深 300 和上证 50 现货指数不是期货指数变化的格兰杰原因的原假设被拒绝,说明现货指

数构成了期货指数变化的格兰杰原因,即沪深 300 和上证 50 现货指数对期货指数具有显著的

先导作用。另一方面,沪深 300 和上证 50 期货指数不是现货指数变化的格兰杰原因的原假设被接受,说明期货指数未能构成现货指数变化的格兰杰原因,即沪深 300 和上证 50 期货指数对现货指数的先导作用不显著。对于中证 500 指数而言,现货指数不是期货指数变化的格兰杰原因以及期货指数不是现货指数变化的格兰杰原因的原假设均被拒绝,说明中证 500 的现货指数与期货指数在 A 股市场剧烈震荡期间双向先导关系显著。

3. 波动溢出效应检验

利用 BEKK-GARCH 模型对三种指数的期货序列与现货序列之间波动效应进行计量检验,结果如表 3 所示。

表 3 BEKK-GARCH 模型波动溢出效应检验结果

参数	估计值	参数	估计值	参数	估计值
a_{11}^{IF}	1.910***	a_{11}^{IH}	2.707***	a_{11}^{IC}	0.675***
a_{12}^{IF}	1.783***	a_{12}^{IH}	2.198***	a_{12}^{IC}	0.405***
a_{21}^{IF}	1.662***	a_{21}^{IH}	3.100***	a_{21}^{IC}	0.598***
a_{22}^{IF}	2.356***	a_{22}^{IH}	2.128***	a_{22}^{IC}	0.542***
β_{11}^{IF}	0.642***	β_{11}^{IH}	-0.034	β_{11}^{IC}	0.197***
β_{12}^{IF}	-0.160***	β_{12}^{IH}	-0.226***	β_{12}^{IC}	0.002
β_{21}^{IF}	-0.076***	β_{21}^{IH}	-0.389***	β_{21}^{IC}	-0.095**
β_{22}^{IF}	0.704***	β_{22}^{IH}	-0.178***	β_{22}^{IC}	0.104***

注:受篇幅所限,表 3 中省略了 BEKK-GARCH 模型中的常数项信息

首先,从波动的自相关特征来看, $a_{11}^{IF}=1.910$, $a_{11}^{IH}=2.707$, $a_{11}^{IC}=0.675$; $a_{22}^{IF}=2.356$, $a_{22}^{IH}=2.128$, $a_{22}^{IC}=0.542$,说明无论是现货序列,还是期货序列,上证 50 指数和沪深 300 指数波动的自相关特征均显著大于中证 500 指数。从波动溢出的角度来看,三种指数的期货序列和现货序列都存在显著的双向波动溢出效应,其中,从反映短期波动溢出效应的参数值 α_{ij} 来看, $a_{12}^{IH}=2.198$ 最

大, $a_{12}^{IF}=1.783$ 次之, $a_{12}^{IC}=0.405$ 最小,即上证 50 期货序列对现货序列的短期波动溢出效应最大,沪深 300 次之,中证 500 最小。另一方面, $a_{21}^{IH}=3.100$ 最大, $a_{21}^{IF}=1.662$ 次之, $a_{21}^{IC}=0.598$ 最小,说明上证 50 现货序列对期货序列的短期波动溢出效应最大,沪深 300 次之,中证 500 最小。从反映长期波动溢出效应的参数值 β_{ij} 来看, β_{21}^{IF} 、 β_{21}^{IH} 和 β_{21}^{IC} 均通过了显著性检验,说明三种指数现货序列对期货序列的波动溢出均具有长期记忆性。另一方面, β_{12}^{IF} 和 β_{12}^{IH} 通过了显著性检验,而 β_{12}^{IC} 未通过显著性检验,说明上证 50 和沪深 300 期货序列对现货序列波动溢出具有长期记忆性,而中证 500 期货序列对现货序列的波动溢出不具有长期记忆性。

4. 稳健性检验

2018 年 12 月 3 日,中金所再次对 A 股市场的股指期货交易进行了松绑:一是将沪深 300 和上证 50 指数期货交易保证金标准统一调整为 10%,将中证 500 指数期货交易保证金标准调整为 15%;二是自 2018 年 12 月 3 日起,将股指期货日内过度交易行为的监管标准调整为单个合约 50 手,套期保值交易开仓数量不受此限;三是自 2018 年 12 月 3 日起,将股指期货平今仓交易手续费标准调整为成交金额的万分之四点六。相对于前两次松绑(2017 年 2 月 16 日和 2017 年 9 月 18 日),此次松绑后,三种指数期货的保证金标准基本恢复到股灾之前的水平,虽然单笔交易限额仍远低于股灾前水平,但股指期货交易规模相对于严格限制期间已有显著提升,因此,本文选择 2018 年 12 月 3 日至 2019 年 4 月 15 日期之间的样本数据进行稳健性检验。三种指数期货价格先导作用的稳健性检验结果如表 4 所示。

表 4 VAR 模型价格先导关系稳健性检验结果

指 数	原 假 设	滞后期	F 统计值	P 值	结论
沪深 300	$\ln(S_t^{IF})$ 不是 $\ln(F_t^{IF})$ 变化的格兰杰原因	1	0.420	0.519	接受
	$\ln(F_t^{IF})$ 不是 $\ln(S_t^{IF})$ 变化的格兰杰原因	1	0.470	0.495	接受
上证 50	$\ln(S_t^{IH})$ 不是 $\ln(F_t^{IH})$ 变化的格兰杰原因	1	0.008	0.930	接受
	$\ln(F_t^{IH})$ 不是 $\ln(S_t^{IH})$ 变化的格兰杰原因	1	1.451	0.232	接受
中证 500	$\ln(S_t^{IC})$ 不是 $\ln(F_t^{IC})$ 变化的格兰杰原因	1	9.253**	0.003	拒绝
	$\ln(F_t^{IC})$ 不是 $\ln(S_t^{IC})$ 变化的格兰杰原因	1	2.900*	0.092	拒绝

注:VAR 模型的滞后期综合 LogL,LR,FPE,AIC,SC,HQ 准则而确定

价格先导关系的稳健性检验结果表明,中证 500 指数期货序列对现货序列的价格先导作用在股指期货交易松绑之后依然稳健,而沪深 300 指

数和上证 50 指数期货序列的价格先导作用在松绑后仍不显著。

股指期货交易在 2018 年 12 月 3 日被进一步

松绑后,A 股市场三种指数期货序列与现货序列之间波动溢出效应的稳健性检验结果如表 5 所示。

表 5 BEKK-GARCH 模型波动溢出效应稳健性检验结果

参数	估计值	参数	估计值	参数	估计值
α_{11}^{IF}	0.232***	α_{11}^{IH}	0.231***	α_{11}^{IC}	0.226***
α_{12}^{IF}	0.033***	α_{12}^{IH}	0.041***	α_{12}^{IC}	0.003***
α_{21}^{IF}	0.033***	α_{21}^{IH}	0.039***	α_{21}^{IC}	0.003***
α_{22}^{IF}	0.233***	α_{22}^{IH}	0.231***	α_{22}^{IC}	0.225***
β_{11}^{IF}	0.760***	β_{11}^{IH}	0.862***	β_{11}^{IC}	0.677***
β_{12}^{IF}	0.165***	β_{12}^{IH}	0.265***	β_{12}^{IC}	0.012***
β_{21}^{IF}	0.159***	β_{21}^{IH}	0.263***	β_{21}^{IC}	0.011***
β_{22}^{IF}	0.759***	β_{22}^{IH}	0.857***	β_{22}^{IC}	0.678***

波动溢出效应的稳健性检验结果表明,虽然与 2015 年 A 股市场剧烈震荡时期相比,衡量波动溢出效应的参数 α_{ij} 和 β_{ij} 在数值上均降发生下降,但三种指数期货序列与现货序列之间波动溢出效应依然显著,并且,上证 50 指数期货序列与现货序列之间波动溢出效应最大,沪深 300 指数其次,中证 500 指数最小,这一检验结果与 2015 年 A 股市场剧烈震荡期间波动溢出效应的大小顺序相同,即检验结论具有稳健性。

五、结论与启示

本文计量检验结果表明,在 2015 年中国 A 股市场剧烈波动期间,中证 500 指数期货的价格先导作用显著强于沪深 300 指数和上证 50 指数期货。就波动溢出效应而言,沪深 300 和上证 50 指数期货的波动溢出效应显著强于中证 500 指数期货,且具有长期记忆特征,而中证 500 指数期货的波动溢出效应在短期内显著弱于沪深 300 指数和上证 50 指数期货,且不具有长期记忆性。这一检验结论在股指期货“松绑”后依然稳健。从三种指数的权重情况来看,沪深 300 指数中金融类股份的权重达 40%,上证 50 指数中金融类股份的权重达 60%,而中证 500 指数中权重最大的医药生物类股份仅为 12%。从三种指数中上市公司市值的中位数来看,2018 年,沪深 300、上证 50 及中证 500 指数中上市公司市值的中位数分别为 424 亿、1644 亿和 129 亿。因此,就沪深 300 和上证 50 指数而言,两种指数的权重结构相对集中,且期货交易规模无法与现货市场交易规模相匹配,这虽然降低了投机资本利用沪深 300 和上证

50 指数期货进行市场操纵的风险,但同时也导致了股指期货在市场发生系统性风险时无效发挥价格先导和市场减震作用。另一方面,中证 500 指数的权重结构分散且现货市场交易规模相对较小,中证 500 指数期货可以在价格发现中居于主导地位,市场信息效率得以提升,股指期货市场对股票现货市场的波动溢出显著减弱。

综上所述,本文的研究启示有以下几点:一是逐步完善股指期货市场的准入制度和做空机制,在加强市场风险防范的同时,逐步扩大股指期货交易规模,使股指期货的经济功能得以充分发挥。二是关注 A 股市场三种指数期货交易的差异化特征,鉴于中证 500 指数期货较好的价格先导和市场减震作用,一些创新性设计可以首先在中证 500 指数期货市场试点,运行成熟后再逐步推行到沪深 300 和上证 50 指数期货市场。三是充分借鉴国际金融市场上的成功经验,开发系列 mini 型指数期货。据中国证券登记结算有限公司统计,截至 2018 年 12 月 31 日,中国内地 A 股市场投资者数量已经达到 1.34 亿,其中,散户投资者的比重高达 95%,而目前三种股指期货的准入门槛对散户而言偏高,因此,开发 mini 型指数期货可为散户投资者提供必要的风险管理工具。

参考文献:

[1] Han Qian, Liang Jufang. Index Futures Trading Restrictions and Spot Market Quality: Evidence from the Recent Chinese Stock Market Crash[J]. The Journal of Futures Markets, 2017,37(4):411-428.

[2] 丁逸俊,冯芸. 极端下跌事件的正反馈效应与监管限制溢出[J]. 中国管理科学, 2017,25(9):81-96.

[3] 吴刘杰,钱燕. 我国股指期货现货市场间波动溢出及动态相关研究——基于“疯牛”与“股灾”期的比较视角[J]. 浙江金融, 2017(1):58-64.

[4] 谢太峰,王硕,苏磊. 我国股指期货加大了现货市场的波动——基于 ARMA-GARCH 模型的实证检验[J]. 金融理论与实践, 2017,457(8):13-18.

[5] Miao Hong, Ramchander S, Wang T Y, et al. Role of Index Futures on China's Stock Markets: Evidence from Price Discovery and Volatility Spillover[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2017,44:13-26.

[6] Liu Jinyu, Zhong Rui. Equity Index Futures Trading and Stock Price Crash Risk: Evidence from Chinese Markets [J]. The Journal of Futures Markets, 2018, 38: 1313-1333.

[7] 王爽,宋军. 异常波动中股指期货和现货市场信息传导机制[J]. 系统工程学报, 2017,32(5):628-637.