

沪深 300 指数期货的价格发现和波动溢出效应研究

胡秋灵¹, 张苏凤¹, 文博²

(1. 陕西师范大学 国际商学院, 西安 710062; 2. 天津财经大学, 天津 300222)

摘要:我国沪深 300 指数期货推出后,股指期货的价格发现功能以及对现货市场波动性的影响成为学术界的关注焦点。基于 Johansen 协整分析、向量误差修正模型和带有误差修正的双变量 EGARCH 模型,对沪深 300 指数期货市场和现货市场之间的价格发现功能以及互动关系进行了深入的研究和分析,结果显示:沪深 300 指数现货市场居于价格发现的主导地位;沪深 300 指数期货交易减弱了现货市场的条件波动。可见,虽然沪深 300 指数期货的价格发现功能并未得到应有的发挥,然而熨平股指波动的功能却得到了体现。

关键词: 沪深 300 指数期货; 价格发现; 波动溢出; 非对称性

中图分类号: F830.9

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2012)06-0077-06

我国以沪深 300 指数为标的指数的股指期货于 2010 年 4 月 16 日正式推出。股指期货的推出不仅改变了我国证券市场只能通过单边做多获利的历史,更为重要的是可以为投资者提供更灵活的资产组合管理途径,为规避股票现货资产组合的系统性风险提供了必不可少的金融工具。股指期货市场的建立会吸引额外的新资金进入证券市场交易,期货的避险功能提供了现货与期货价格间的稳定关系,指数期货套利及投资组合则使期货与现货间的关系更为稳定。股指期货从推出到现在已经有 4 个月时间了,那么股指期货的推出是使期货与现货间的关系更稳定了,还是加剧了现货市场的波动? 股指期货是否发挥了良好的价格发现功能? 本文将基于这些问题对沪深 300 指数期货与现货市场间的关系进行研究。

股指期货的主要功能有价格发现、套期保值、套利、资产配置等,要充分发挥这些功能,必须先了解股指期货与现货价格的关联性以及波动性的交互影响。最早研究期货价格与现货价格之间联动性关系的学者是 Garbade and Silber (1983),他们通过构建一个动态模型来刻画期货价格与现货价格在价格发现功能中作用的大小^[1];Booth, So and Tse (1999) 运用协整技术与误差修正模型对德国 DAX 指数现货、期货与期权的价格发现功能进行研究发现期货具备价格发现功能,并且该功能优于期权^[2];Zhong 等(2004)采用 EGARCH 模型与协整模型分

析得出墨西哥股票指数期货市场具有有效的价格发现功能^[3];国内学者基于沪深 300 股指期货仿真交易数据也对期货价格发现功能进行了研究。严敏、巴曙松(2009)借助向量误差修正模型、公共因子模型和带有误差修正的双变量 EGARCH 模型,基于沪深 300 股指期货仿真交易数据,对股指期货市场和现货市场之间的价格发现功能以及互动关系进行了研究和分析,研究结论表明目前指数现货市场在价格发现中起到主导作用^[4];郭彦峰等(2009)针对沪深 300 仿真交易的日成交资料,研究发现在价格发现功能部分,不论长短期,现货市场相对期货市场较具主导地位^[5];文先明等(2010)以沪深 300 股指期货仿真交易数据及沪深 300 指数为研究样本,通过使用向量自回归(VAR)模型、向量误差修正(VEC)模型、脉冲响应分析和方差分解等方法研究也发现,股指期货在价格发现方面总体来说受到现货市场的影响还是占相对主导地位,我国仿真交易中的股指期货还没有达到成熟期货市场的价格发现水平^[6]。在波动性溢出方面,Edwards(1988)利用 S&P500 与 Value Line 指数期货上市前后的对比研究结果发现:Value Line 投资组合的波动程度未明显改变,但 S&P500 指数长期的波动略下降^[7]。Antoniou 和 Holmes(1995)利用 GARCH 模型研究了 FTSE-100 股指期货对现货市场的波动影响,发现上市股指期货虽使价格波动增加,但其隐含着信息流速度也变快了^[8];Eric 等(1999)明确指出期货交易造成

收稿日期: 2010-09-26

基金项目: 国家人文社会科学基金资助项目(07BJY169);教育部人文社科基金资助项目(06JA790068);陕西师范大学人文社会科学基金重点资助项目(09SZD11)

作者简介: 胡秋灵(1964—),女,博士,副教授,金融发展研究所所长,E-mail:hu_ql@163.com

市场的不确定性增加,进而加大了现货市场的波动性^[9];史美景等(2007)利用一元 GARCH 模型,分析了香港恒生 H 股指期货合约引入对现货市场波动性的影响,结果发现股指期货推出后,现货市场的波动过程更趋稳定^[10];郭彦峰等(2009)基于沪深 300 指数期货仿真交易数据,首次运用 VEC-DCC-(BV) GARCH 模型研究得出沪深 300 指数期货交易加大了沪深 300 指数的条件波动^[11];邢天才(2010)基于中金所推出的沪深 300 指数仿真期货对沪深 300 指数的影响进行了分析,发现股指期货的推出对现货市场的波动性没有较大影响,但增大了现货市场的非对称效应^[12]。

本研究的意义在于:在沪深 300 指数股指期货推出之初,研究股指期货市场与现货市场之间的价格发现过程和波动风险溢出,有助于深化期货市场的价格发现理论,鉴定各个市场在价格发现和风险传递中作用的大小;有助于客观分析股指期货推出对我国股市现货市场的影响,如果期货交易造成更多非理性的投机活动使得现货市场的波动性加大,那么政府主管机关就应该考虑加强对股指期货市场的监管。相反,假若股指期货的引入减缓了现货市场的波动,增加现货市场的效率,那么政府应该放宽投资者进入条件,加速股指期货市场的发展。本文希望通过分析沪深 300 指数期货交易的推出对中国现货市场波动性的影响以及股指期货市场的价格发现功能,为股指期货市场发展的后续政策制定以及更深入的研究提供一定的参考。

一、数据和研究方法

(一)数据

本研究所使用数据为股指期货推出时间(2010年4月16日)至2010年8月20日沪深300指数期货及其标的现货(沪深300指数)的日内5分钟交易收盘数据。为了克服期货价格不连续的缺点,沪深300指数期货使用当月连续数据,数据来源于

大智慧软件,计量分析软件为 Eviews6.0。为使数据选择具有同一时间基准,采集二者共有的交易时段(上午 9:30 至中午 11:30 和下午 13:00 至下午 15:00)的五分钟交易收盘价进行资料配对,配对后共获得 4 032 个数据。为消除时间序列可能存在的异方差,对期货价格序列和现货价格序列取自然对数,记期货市场的价格序列自然对数为 $IF_t = \ln P_t$, 期货市场的收益率为 $R_{1,t} = \ln P_t - \ln P_{t-1}$, 现货市场的价格序列自然对数为 $HS300_t = \ln C_t$, 现货市场的收益率为 $R_{2,t} = \ln C_t - \ln C_{t-1}$, 其中第 t 交易日的期货价格与现货价格的收盘价分别为 P_t 和 C_t 。我们通过比对期货与现货对数价格走势图发现,二者短期走势在某些时段相差较大,特别是前 800 个样本期货价格和现货价格相差很大,这主要是由于股指期货推出前期以个人投资者居多,随着机构投资者的加入,套期保值市场份额增加,使得期货的价格发现功能有所增强,故后期两个市场走势渐趋一致。但总体来看两个市场的长期走势都比较接近,表明有可能存在长期均衡(协整)关系。

(二)预分析及研究方法

1. 描述性统计

从表 1 中可以看出,期货五分钟收益率的波动大于现货五分钟收益率的波动,现货收益率分布的偏度为负值,而期货收益率分布的偏度为正,期货收益率分布的峰度大于现货收益率分布的峰度且二者都大于 3。表明期货和现货收益率呈现典型的尖峰厚尾不对称分布特征,两个收益率时间序列正态检验(J-B)也没有通过,拒绝正态分布的假设。期货和现货收益率以及收益率平方的滞后 12 阶自相关系数是否联合为 0 的 $Q(12)$ 、 $Q^2(12)$ 统计量检验表明,期货收益率以及收益率平方存在严重的自相关,现货收益率平方存在严重自相关现象,表现出较强的波动聚集性和异方差特征,适合用 GARCH 族模型来刻画。

2. ADF 单位根和协整关系检定

表 1 沪深 300 指数期货和现货五分钟收益率的描述性统计

参数	均值	标准差	偏度	峰度	J-B 统计量	$Q(12)$	$Q^2(12)$
R_1	-0.000 042 2	0.002 366	0.425 506	20.575 96	52 006.30	24.864**	29.12***
R_2	-0.000 037 8	0.002 273	-0.648 644	12.230 13	14 591.92	9.736 2	30.453***

注:J-B 统计量为检验正态性的 Jarque-Bera 统计量; $Q(12)$ 为 Ljung 和 Box 提出的检验收益序列自相关性的 Q 统计量; $Q^2(12)$ 为检验收益平方序列自相关性的 Q 统计量;*** 代表 1% 的显著水平下显著;** 代表 5% 的显著水平下显著;* 代表 10% 的显著水平下显著。

在进行协整关系检验前,必须检验期货和现货价格序列的平稳性。本文采用 ADF 检验来确定两个序列是否服从单位根过程,并以 AIC 和 SC 值取最小来确定最佳滞后期数,如果这两个序列有同样

的单整阶数,才可以进行协整关系检验。在表 2 中,ADF 检验值的检定结果表明,在 1% 的显著水平下,期货对数价格序列 IF 和现货对数价格序列 HS300 都为非平稳序列。但是两个价格序列一阶差分后所

对应的序列(R_1 和 R_2)均为平稳序列。因此,期货价格序列和现货价格序列都是一阶单整过程,即 $IF \sim I(1)$, $HS300 \sim I(1)$, 可以进行协整检验,以确定二者之间是否存在长期关系。

表 2 沪深 300 指数期货和现货价格单位根检验结果

ADF 检验统计量	沪深 300 指数期货		沪深 300	
	IF	R_1	HS300	R_2
	-3.111 5**	-65.083 1***	-2.980 9	-64.08 04***

注:***代表 1%的显著水平下显著;**代表 5%的显著水平下显著;*代表 10%的显著水平下显著。

生变量。这正好适用于分析现货和期货市场间的相互关系。所以,本文采用 Johansen 协整检验法对期货和现货价格进行协整关系检验。在进行协整检验前首先要确定模型的最优滞后阶数,根据残差分析和 AIC 准则、SC 准则、HQ 准则以及 LR 检验、FPE (Final Prediction Error)综合确定 VAR 模型的最优滞后阶数为 4,因此本文选取 Johansen 协整检验的最优滞后阶数为 VAR 模型滞后阶数减 1。根据数据特征和单位根检验的结果,协整检验选取只含截距不含趋势项的模型。由表 3 中迹统计量 λ_{trace} 和最大特征值统计量 λ_{max} 可知,在 5%的显著水平下,期货和现货价格序列之间存在协整关系。该结论表明,沪深 300 指数期货和沪深 300 指数现货序列之间具有长期均衡关系。

表 3 沪深 300 指数期货和现货价格间的 Johansen 协整检验

零假设	λ_{trace} 统计量	5%临界值	λ_{max} 统计量	5%临界值
$r \leq 0$	1 654.8**	15.494 7	1 008.23**	14.264 6
$r \leq 1$	646.57**	3.841 5	646.57**	3.841 5

注:***代表 1%的显著水平下显著;**代表 5%的显著水平下显著;*代表 10%的显著水平下显著。

3. 向量误差修正模型和脉冲响应

通过协整关系检验得知沪深 300 指数期货和现货价格间存在长期均衡关系,便可以运用误差修正模型分析二者间价格的领先与滞后关系。下面将利用误差修正模型来分析沪深 300 指数期货和现货的价格发现功能。模型见式(1)和式(2)。

$$R_{1,t} = \mu_1 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{11} R_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{12} R_{2,t-i} + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$R_{2,t} = \mu_2 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{21} R_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{22} R_{2,t-i} + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

$$IF_t = a + bhs300t + Z_{t-1} \quad (3)$$

$R_{1,t}$ 和 $R_{2,t}$ 分别表示期货和现货 5 分钟收益率, μ_1 和 μ_2 为常数项, α_1 和 α_2 为误差修正项系数, β_i^{11} 、 β_i^{12} 、 β_i^{21} 、 β_i^{22} 为短期调整系数, p 为滞后阶数, $\varepsilon_{1,t}$ 和 $\varepsilon_{2,t}$ 为残差项,服从联合正态分布, Z_{t-1} 是从协整回归

协整检验有 Engle-Granger 两步法与 Johansen 检验法。EG 两步法使用方便,但是在小样本下 OLS 协整估计具有实质性偏差。而 Johansen 检验不存在内生变量与外生变量的区别,所有变量都被视为内

(式(3))中获得的误差修正项。从长期来看,误差修正项的调整系数 α_1 和 α_2 表现了在系统偏离长期均衡状态时,期货价格和现货价格的调整速度和调整方向,若 α_1 (或 α_2) 统计显著,则表明现货价格(期货价格)长期 Granger 引导期货价格(现货价格)。从短期来看, β_i^{11} 、 β_i^{12} 、 β_i^{21} 、 β_i^{22} 表明解释变量变化对被解释变量短期变化的影响。若式(1)中 β_i^{12} 显著不全为零,则说明 R_2 Granger 引导 R_1 , 即现货价格领先期货价格;同样,若式(2)中 β_i^{21} 显著不全为零,则说明 R_1 Granger 引导 R_2 , 即期货价格领先现货价格。

误差修正模型只能检验期货价格与现货价格在长期或者短期是否存在因果关系,但不能证明二者短期价格发现功能的相对强弱以及彼此之间的相互作用过程,因此,如果实证检验结果表明期货价格和现货价格存在双向引导关系,则需要进一步应用脉冲响应函数对其进行研究。脉冲响应函数 (Impulse Response Function) 主要分析当模型内某一内生变量以一个标准差的大小发生变动时,对于模型内所有内生变量当前和未来取值的动态影响过程,从而了解各新息对模型内生变量的相对重要性。

4. VECM-EGARCH 模型

本文在利用误差修正模型研究指数期货和现货价格发现功能的同时,将进一步探讨二者间波动的溢出效应。双变量 EGARCH 模型不仅能刻画资产收益率的波动聚集特性,而且能研究利好利空消息对收益率波动性的影响,因此,本文采用双变量 VEC-EGARCH 模型来研究期、现货市场之间的波动溢出效应。双变量 VEC-EGARCH 模型均值方程为上面的式(1)和式(2),条件方差方程为对均值方程的残差进行建模,表达式如下

$$\varepsilon_{i,t} = I_{t-1} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \sim N(0, H_{i,t}) \quad (4)$$

$$H_{i,t} = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t}^2 & \sigma_{12,t} \\ \sigma_{12,t} & \sigma_{2,t}^2 \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$\ln(\sigma_{2,t}^2) = \alpha_{10} + \alpha_{11}f_1(Z_{1,t-1}) + \alpha_{12}f_2(Z_{2,t-1}) + \gamma_1 \ln(\sigma_{1,t-1}^2) + \omega_1 \ln(\sigma_{2,t-1}^2) + \varphi \ln Z_{t-1}^2 \quad (6)$$

$$\ln(\sigma_{2,t}^2) = \alpha_{20} + \alpha_{21}f_2(Z_{2,t-1}) + \alpha_{22}f_1(Z_{1,t-1}) + \gamma_2 \ln(\sigma_{2,t-1}^2) + \omega_2 \ln(\sigma_{1,t-1}^2) + \varphi_2 \ln Z_{t-1}^2 \quad (7)$$

$$f_i(Z_{i,t-1}) = |Z_{i,t-1}| - E(|Z_{i,t-1}|) + \delta_i Z_{i,t-1} \quad i=1, 2 \quad (8)$$

$$E(|Z_{i,t-1}|) = \sqrt{\frac{2}{\pi}}, Z_{i,t-1} = \frac{\varepsilon_{it}}{\delta_{it}} \quad (9)$$

α_{i0} 为常数项, γ_i 检测期货市场和现货市场波动的聚类性, ω_1 (ω_2) 表示现货市场(期货市场)前一期条件方差对当期期货市场(现货市场)的波动溢出效应, α_{ii} 和 δ_i 表示单位新息冲击对波动的影响程度, 其中 α_{ii} 为新息冲击的规模效应(size effects)参数, δ_i 为新息冲击的符号效应(sign effects)参数。当 $\alpha_i > 0$ 时, $\delta_i < 0$, 则负冲击比正冲击导致更大的波动, 即坏消息引起的股票价格的波动大于同等程度好消息引起的波动。这种不对称性即所谓的“杠杆效应”。 $\delta_i > 0$, 则正冲击比负冲击会导致市场更大的波动。 $\delta_i = 0$, 则正冲击与负冲击对波动的影响是对称

的。 φ_i 用来捕捉误差修正项对条件方差的影响效果, 刻画了在系统偏离长期均衡状态时, 条件方差调整速度的快慢, 偏离长期均衡状态越大, 波动性应该越大, 因而理论上应该为正值。

二、实证结果与分析

(一) 向量误差修正模型

本文选用滞后 2 阶的向量误差修正模型(VECM)进行估计。表 4 给出了误差修正模型估计结果。从长期来看, 调整系数 α_1 在 1% 的置信水平下显著, 而 α_2 统计不显著, 表示误差修正项是调节沪深 300 指数期货变动的重要因素, 但对沪深 300 指数的调节作用不明显, 即沪深 300 指数现货价格是期货价格变动的主要因素, $\alpha_i < 0$ 表明误差修正项对期货价格具有负向调节作用, 如果误差修正项为正, 说明期货价格偏高, 则在下一期通过套利会使期货价格下降, 现货价格上升。按照 Gonzalo 和 Granger(1995)提出的理论来解释, 这种结果表明长期内期货价格变化受制于现货价格变化, 即现货市场的价格发现功能强于期货市场。

表 4 向量误差修正模型参数估计结果

参数	μ_i	α_i	$R_{1,t-1}$ (β_1^{i1})	$R_{1,t-2}$ (β_2^{i1})	$R_{2,t-1}$ (β_1^{i2})	$R_{2,t-2}$ (β_2^{i2})
$R_{1,t}$	0.000 043 1 (-1.1577)	-0.023*** (-3.328)	0.057 98*** (2.337 8)	0.044 6* (1.739 1)	-0.112 9*** (-4.1853)	-0.029 6 (-1.164 9)
$R_{2,t}$	-0.000 029 (-0.851 8)	0.007 9 (1.256 2)	0.465 6*** (20.540 8)	0.159*** (6.784 3)	-0.398 5*** (-16.16)	-0.822 6*** (-3.535 9)

注: 括号内为 t 统计量的值; *** 代表 1% 的显著水平下显著; ** 代表 5% 的显著水平下显著; * 代表 10% 的显著水平下显著。

从短期来看, 均值方程式(1)中 β_1^{i2} 统计显著, 说明现货价格 Granger 引导期货价格; 均值方程式(2)中 β_1^{i2} 和 β_2^{i2} 统计显著, 说明期货价格 Granger 引导现货价格, 综上可得, 短期内期货价格与现货价格之间存在双向的 Granger 因果关系。上述检验结果表征了期货价格与现货价格之间存在双向引导关系, 但是没能给出二者短期价格发现能力的相对强弱以及彼此之间的相互作用过程, 为进一步刻画期货价格变动与现货价格变动之间的相互影响, 我们应用脉冲响应函数对其进行进一步的研究。Pesaran 等(1998)^[13]所提出的广义脉冲响应函数克服了 Cholesky 分解存在的不足。因此本研究采用广义脉冲响应函数法。分析沪深 300 指数期货和沪深 300 指数的广义脉冲响应图我们发现, 对来自现货价格的一个标准差大小的新息冲击, 在第 1 期时, 期货价格的响应为 0.002 4, 之后, 即从第 2 期到第

10 期, 一直到维持在 0.002 3 左右; 而对来自期货价格的一个标准差大小的新息冲击, 期货价格的响应在第 2 期时最大, 且为 0.002 2, 小于 0.002 3。可见, 现货价格对期货价格的冲击作用较为敏感、强烈、持久和稳定, 而期货价格对现货价格的冲击作用相对较弱, 从一个侧面反应了现货价格在价格发现中占据主导地位。

(二) VEC-EGARCH 模型

在建立 GARCH 模型之前, 我们应该对基于误差修正项的均值方程进行 ARCH 效应检验, 以确定下一步建立 VEC-EGARCH 模型的合理性, 我们运用拉格朗日乘数(LM)检验法对式(1)和式(2)设立的均值方程的残差序列进行 ARCH-LM 检验。结果显示 LM(2) 统计量显著, 因此拒绝没有 ARCH 效应的原假设, 显示收益率残差序列的 ARCH 效应非常明显, 存在显著的条件方差。因此可以进一步建立 GARCH 模型进行分析。为了同时考虑两个市场间

波动的溢出效应和波动的非对称性,本文选择了双变量VEC-EGARCH(1,1)模型来分析股指期货与现货价格间的波动溢出效应。具体参数估计结果如表5所示。

表5 双变量VEC-EGARCH(1,1)模型估计结果

参数	α_{i0}	α_{i1}	α_{i2}	γ_i	ω_i	δ_i	φ_i
$\ln(\sigma_{1,t}^2)$	0.305 9*** (5.231 1)	0.135 2*** (15.104)	-0.043 6*** (-5.72)	0.883 9*** (80.803)	0.135** (10.524)	-0.748 0*** (-13.444 7)	0.003 6*** (4.996 0)
$\ln(\sigma_{2,t}^2)$	0.033 2** (2.12)	-0.003 8** (-2.176 0)	0.038 1*** (8.967 8)	1.025 4** (187.489 8)	-0.024 64*** (-5.198)	-3.682 2*** (-6.167 7)	0.001 3*** (7.656 8)

注:***代表1%的显著水平下显著;**代表5%的显著水平下显著;*代表10%的显著水平下显著。

于 $\alpha_{11}>0$ 和 $\alpha_{12}>0$ 在1%水平下显著,且 $\delta_1<0$ 和 $\delta_2<0$ 在1%水平下都显著,说明期、现货市场的坏消息引起的自身市场波动的增加幅度大于好消息,两个市场均有杠杆效应。在检验期货市场与现货市场之间的波动溢出效应时,可以从长期与短期来考察两个市场间的波动溢出效应:长期主要是通过误差修正项来分析, δ_1 和 δ_2 均大于0且在1%水平下显著,说明误差修正项对于条件方差具有很好的解释作用,当期货价格与现货价格处于非均衡状态时,投资者的套利行为使得两个市场的波动幅度都将增加,由于 $\delta_1>\delta_2$,进一步说明期货市场波动增加的幅度要大于现货市场,期货市场对非均衡状态的反应比现货市场敏感、剧烈;短期则是通过条件方差项和均值残差项来考察:(1) $\omega_1>0$ 在5%水平下显著,说明存在现货市场对期货市场的条件方差溢出效应,且现货市场的前期波动加剧了期货市场的当期波动,由于 $\omega_2<0$ 在1%水平下显著,说明期货市场对现货市场也存在着条件方差项溢出效应,但是期货市场的前期波动减弱了现货市场的当期波动;(2)对于均值残差项而言,由于 α_{12} 和 α_{21} 在1%水平显著,这说明现货市场和期货市场之间存在双向均值残差项溢出效应。

表6 模型诊断性检验结果

序列名 符号	期货对数价格序列 IF	现货对数价格序列 HS300
$Q(12)$	8.763 4(0.71)	10.869(0.54)
$Q^2(12)$	5.828(0.925)	6.934 2(0.862)
ARCH-LM	1.313 5(0.933 5)	3.234 8(0.663 8)

注: $Q(12)$ 和 $Q^2(12)$ 分别为检验残差序列和残差平方序列自相关性的 Q 统计量;ARCH-LM为检验残差是否存在ARCH效应的统计量,圆括号内数值为伴随概率。

(三)模型的诊断性检验

最后对模型进行诊断性检验,以确定模型使用的正确性,表6为VEC-EGARCH模型诊断估计结果。从表6可知,期货市场和现货市场收益的残差

在检验期货市场与现货市场的波动聚集性时,系数 γ_1 和 γ_2 均统计显著,这表明对于沪深300股指期货和现货两个市场而言,方差具有显著波动聚集特征。在检验消息对价格冲击的不对称效应中,由

及残差平方都不存在自相关,ARCH检验也显示经过VEC-EGARCH模型的拟合残差已不存在ARCH效应,表示所选用的模型整体上是合适的。

三、结论与启示

本文以沪深300股指期货和现货的五分钟收盘数据为研究对象,选取股指期货推出时间(2010年4月16日至2010年8月20日)的数据,运用协整检验、误差修正模型、脉冲响应和VEC-EGARCH模型分析了沪深300股指期货与现货市场价格发现功能与波动溢出效应,探讨了沪深300股指期货市场与现货市场间存在的相互作用,得出的结论与启示为:

第一,沪深300股指期货与现货价格存在长期的协整关系和短期的双向Granger因果关系。这一结论表明,我国沪深300股指期货合约交易规则和制度设计基本上是有有效的,投资者可以在期货市场和现货市场实施反向操作,进行套期保值和套利活动,实现风险转移和分散;无论是长期还是短期,沪深300指数现货市场的价格发现功能都强于期货市场。沪深300股指期货价格发现功能较弱可能是由于目前机构投资者的参与程度和市场份额仍然较低,套期保值力量较弱,投机氛围仍然较浓。相信随着我国期货市场结构的逐渐成熟,期货市场的价格发现功能将会逐步加强。

第二,沪深300股指期货和现货都具有显著的波动持续性特征;在条件方差项溢出方面,存在现货市场对期货市场的正向条件方差溢出效应,即现货市场的前期波动加剧了期货市场的当期波动,但是期货市场对现货市场的条件方差溢出效应却是反向的,即期货市场的前期波动减弱了现货市场的当期波动,这说明沪深300股指期货的引入一定程度上减弱了沪深300指数的波动性,减弱了市场的投机气氛。

第三,沪深300股指期货和现货价格均有杠杆

效应,即说明期、现货市场的坏消息引起的自身市场波动的增加幅度大于好消息,期、现货市场对坏消息的反应较为敏感,而对于好消息反应较为迟钝。

第四,误差修正项对于沪深300指数期货市场的条件均值和条件方差都具有很好的解释作用,这说明当期货价格偏离均衡状态时,由于套利机会的存在,会通过误差修正项使其向均衡状态调整。但

误差修正项只对现货市场的条件方差存在很好的解释作用,对现货市场的条件均值不具有较好的解释作用。严敏等(2009)认为在进行动态套期保值时,若考虑误差修正项对条件方差的影响,可能会利于增强套期保值效果^{[4]34-38}。因此引入误差修正项的条件方差更能有效地分析期货市场与现货市场的波动溢出效应。

参考文献:

- [1] Garbade K D, Silber W L. Price movement and price discovery in futures and cash markets [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1983(65):289-297.
- [2] Booth G. Price discovery in the German equity index derivatives markets[J]. *The Journal of Futures Markets*, 1999(19):619-643.
- [3] Mao Zhong. Price discovery and volatility spillovers in index futures markets:some evidence from Mexico [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2004(28):3037-3054.
- [4] 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, 27(10):34-38.
- [5] 郭彦峰, 黄登仕. 沪深300指数期货的价格发现与波动性外溢——基于仿真交易日数据的经验研究[J]. *管理评论*, 2009(8):13-22.
- [6] 文先明, 梁琳, 黄亚雄. 股指期货仿真交易与现货相互引导关系[J]. *系统工程*, 2010, 28(3):13-18.
- [7] Edwards F R. Does futures trading increase stock market volatility[J]. *Financial Analysts Journal*, 1988(44):63-69.
- [8] Antoniou A, Holmes P. Futures trading, information and spot price volatility: evidence for the FTSE - 100 stock index futures contract using GARCH[J]. *Journal of Banking and Finance*, 1995(19):117-129.
- [9] Eric C. Chang, Joseph W. Dose futures trading increase stock market volatility? the case of the nikkei stock index futures markets[J]. *Journal of Banking & Finance*, 1999(23):727-753.
- [10] 史美景, 邱长溶. 股指期货对现货市场的信息传递效应分析[J]. *当代经济科学*, 2007, 29(4):27-31.
- [11] 郭彦峰, 黄登仕, 魏宇. 我国指数期货与现货之间的价格发现和波动性外溢[J]. *管理评论*, 2009, 21(8):13-22.
- [12] 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.
- [13] Pesaran M, Shin Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models[J]. *Economic Letters*, 1998, 58(1):12-79.

Research on Price Discovery and Volatility Spillovers of China Hu-Shen 300 stock Index Futures

HU Qiuling¹, ZHANG Sufeng¹, WEN Bo²

(1. International Business School of Shanxi Normal University, Xi'an 710062, China;

2. Tianjin University of Finance & Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: After the introduction of China Hu-Shen 300 stock index futures, the price discovery function and the impact of volatility to spot market of the stock index have been the academic focus. This paper studies the price discovery function and interaction between the futures and spot markets of Hu-Shen 300 stock indexes based on the Johansen co-integration analysis, Vector error correction model and bivariate EGARCH model with an error correction. The evidence suggests that most of the price discovery takes place at the spot markets; China Hu-Shen 300 stock index futures will weaken the conditional fluctuations of the spot market. Visibly, the price discovery function of Hu-Shen 300 stock index futures did not been due to play. However, its function of stock index volatility has been reflected.

Key words: Hu-Shen 300 stock index futures; price discovery; volatility spillovers; asymmetry

[责任编辑: 箫姚]