

我国开展股指期货交易对现货市场波动性的影响

—— 基于仿真交易数据的实证研究

华东师范大学商学院 葛 勇

摘要：本文运用 GARCH、TARCH 模型，通过开展股指期货交易对现货市场波动性的实证研究，发现：并没有证据显示股指期货交易增加现货市场的波动；TARCH 项的系数由股指期货交易推出前的 0.409441 变为推出后的 0.117257，表明引入股指期货交易后，信息对市场波动的不对称影响减弱了，即杠杆效应减弱了，说明股指期货交易的推出提高了现货市场的效率。

关键词：股指期货 波动性 TARCH 模型

一、引言

开展股指期货交易对我国证券市场的影响是多元的，其中最让我们关注的一个问题就是股指期货与现货市场之间的关系，尤其是股指期货交易的引入是否加大现货市场的波动，它将直接关系到我国证券市场的有效性及其发展前途。虽然我国目前还没有正式推出股指期货，但中国金融期货交易所于 2006 年 10 月 30 日开始推出了股指期货仿真交易，这为我们进行相关的实证研究提供了可能。

本文选取沪深 300（简称 HS300）股指期货 IF0712 合约为研究对象。IF0712 合约数据自 2007 年 4 月 23 日（即该合约第一个上市交易日）到 12 月 21 日（即到期日），同时为了说明 IF0712 合约推出后对现货市场的影响，选取了现货市场 HS300 指数自 IF0712 合约第一个上市交易日（即 2007 年 4 月 23 日）前后各八个月的数据 来进行分析。

国内外学者曾经做过 37 例有关股指期货与现货指数波动性的实证分析，结果表明：波动性减少的占 7 例，波动性不变的占 20 例，而波动性增加的只有 3 例[1]。这说明股指期货在大多数情况下没有增加现货指数的波动。

本文主要是从 HS300 股指期货与其现货指数的相对波动比较和 HS300 股指期货推出后对其现货波动率的实证研究这两个方面来展开的，下面将一一阐述。

二、HS300 股指期货与其现货指数的相对波动比较

从理论上讲，由于股指期货实行保证金交易同时又采取 T+0 的交易方式，故其波动程度应比现货市场大。

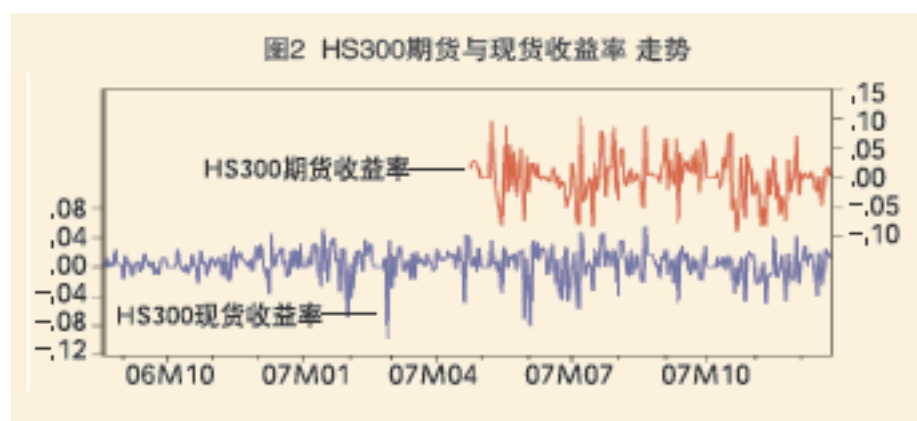


图3 现货收益率统计特征

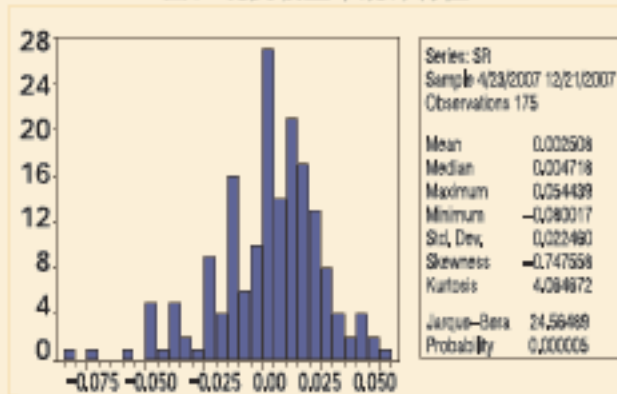
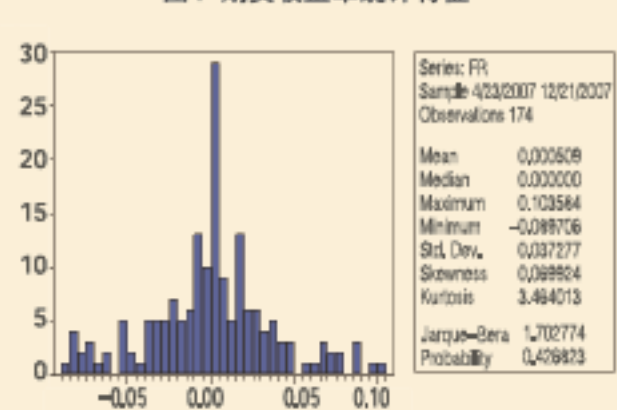


图4 期货收益率统计特征



从图 1 中可以看出：股指期货的价格在绝大多数情况下远大于现货，两者之间的价格背离程度较大。

由图 2 中可知：在绝大多数情况下，HS300 期货的波动程度远大于现货的波动程度。它们同时间的统计特征如图 3、图 4 所示：

运用图 3、图 4 相关数据构筑变差系数 k (即标准差与均值之比) 比用标准差能更好的描述期现货的波动情况，于是得到现货的变差系数 $k_{现} = 0.02246 / 0.002508 = 8.955$ ，期货的变差系数 $k_{期} = 0.037277 / 0.000509 = 73.236$ ， $k_{期}$ 远大于 $k_{现}$ ，说明 HS300 期货的波动程度远大于现货的波动程度。

三、HS300 股指期货推出后对其现货波动率的实证研究

1、研究方法

许多关于股指期货和现货市场波动性的研究是建立在股指收益率是序列不相关及同方差基础上的，然而很多研究表明股指收益率是异方差的

(Mandelbrot, 1963; Fama, 1965; Bollerslev et al, 1992), 因此忽略了这个问题的研究结论是不可靠的。更重要的是, 很多研究不能明确区分信息和波动性之间的关系, 但是这种关系相当重要, 因为信息流速度的变化将会改变现货指数的波动性, 因此除非信息保持不变, 否则即使在日数据的基础上波动性也是变的, 对这种波动性时变本质的一种有效的处理方法, 就是利用 GARCH 过程建立收益率序列的条件方差模型, 此模型的优点就是它能捕捉到金融收益率序列的波动聚类特征。误差项服从 GARCH (p, q) 过程的模型如下:

$$y_t = a_0 + \sum_{k=1}^m (\alpha_k * x_{t-k}) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t / \sigma_{\varepsilon_t} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = b_0 + \sum_{i=1}^p (b_i * \varepsilon_{t-i}) + \sum_{j=1}^q (g_j * h_{t-j}) \quad (b_i > 0, g_j > 0, i=1, \dots, p; j=1, \dots, q)$$

其中, 公式 (1) 是均值方程, 公式 (2) 是条件方差方程, $t-1$ 是信息集, p 是 ARCH 项的阶数, q 是 GARCH 项的阶数。ARCH 族模型中有一种常见的形式——TARCH 模型, 即门限自回归条件异方差模型, 它可以用来描述利好信息和利空信息对波动性的不同影响。

TARCH (p, q) 模型的条件方差方程 (均值方程见公式 (1)) 如下:

$$h_t = b_0 + \sum_{i=1}^p (b_i * \varepsilon_{t-i}) + \sum_{j=1}^q (g_j * h_{t-j}) + c \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$$

$$d_t = \begin{cases} 0 & (\varepsilon_t \geq 0) \\ 1 & (\varepsilon_t < 0) \end{cases} \quad (b_i > 0, g_j > 0, i=1, \dots, p; j=1, \dots, q)$$

在这个模型中, 好消息 ($\varepsilon_t \geq 0$) 和坏消息 ($\varepsilon_t < 0$) 对条件方差有不同的影响: 好消息有一个 b 的冲击; 坏消息有一个 $b+c$ 的冲击。如果 $c > 0$, 即存在杠杆效应, 信息的反应是非对称的。

分析信息、股票价格波动性及股指期货交易冲击的影响之间的关系, 需要解决两个主要问题: 第一, 股指期货交易是否对股票市场的波动性产生了影响; 第二, 如果股指期货交易的引入确实加剧了股票市场的波动性, 但这种波动性可能

来源于两个方面：一是信息的快速反映；二是期货交易对现货价格的扰动。为了解决第一个问题，本文在条件方差方程中加入了一个虚拟变量 DV，其系数为 m ，在引入期货交易前值为 0，引入后值为 1；对于第二个问题，本文把研究期间分为引入期货前、后两个子期间进行估计，这样可以对引入期货交易前后现货市场的波动性进行比较，从而判断期货对现货市场的扰动。

2、建模步骤

第一，股价指数收益率序列的单位根检验，主要来验证其收益率系列是否平稳，本文采用 ADF 检验；第二，根据股价指数收益率序列的自相关图、偏自相关图以及有相比较下最小的 AIC 或 SC 值，确定 ARMA 模型中的 p 、 q 值；第三，检验 ARMA 模型残差的 ARCH 效应，即其残差是否具有波动聚类性。通过残差平方序列图表或各阶 ARMA-LM 检验可以判断，如果存在则可以用 GARCH 建模；第四，GARCH 建模。从低阶开始，看其 GARCH 项是否显著，然后检验其残差是否仍然存在波动聚类性，如果存在则增加阶数，直到残差不再存在波动聚类性时模型才充分；第五，GARCH 模型中加入虚拟变量 DV。如果 DV 不显著，说明在股指期货推出的前后股指收益率的波动性并没有显著变化，反之则显著变化；第六，TARCH 模型估计。如果 TARCH 项不显著，说明条件方差对利好和利空消息的反应对称，无杠杆效应，反之则有杠杆效应。

表1 整个股指收益率序列ARMA模型检验

C	0.003964	0.001129	3.510953	0.0005
AR(1)	0.149205	0.035529	4.199570	0.0000
MA(1)	-0.795337	0.032092	-24.78283	0.0000
AR(3)	-0.183290	0.014621	-12.53589	0.0000
MA(3)	0.894645	0.010326	86.64288	0.0000
调整的R2	0.028524	F统计量		3.539795
DW统计量	2.024187	P值 (F显著性水平)		0.007574

图5 整个期指残差平方v与时间的变化关系

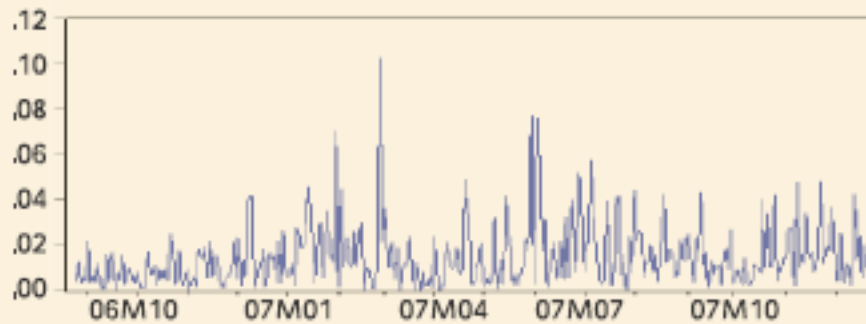


表2 整个股指收益率序列TARCH模型检验

C	0.003965	0.001295	3.061629	0.0022
AR(3)	-0.712218	0.285499	-2.494648	0.0126
MA(3)	0.775652	0.257743	3.009406	0.0026
C	0.000137	6.46E-05	2.121985	0.0338
RESID(-1) ²	-0.059901	0.060466	-0.990656	0.3219
RESID(-1) ² *(RESID(-1)<0)	0.243846	0.121827	2.001586	0.0453
GARCH(-1)	0.536745	0.218675	2.454531	0.0141
DV	4.22E-05	2.85E-05	1.478869	0.1392

表3 期指推出前股指收益率序列ARMA模型检验

C	0.006040	0.000519	11.63326	0.0000
AR(3)	0.794206	0.050476	15.73427	0.0000
MA(3)	-0.954462	0.018220	-52.38547	0.0000
调整R ²	0.060412	F统计量	6.465155	
DW统计量	2.166357	P值 (F显著性水平)	0.001973	

3、实证过程及其结果

(1) 研究股指期货交易是否对股票市场波动性产生影响

本文采用带有虚拟变量 DV 的 GARCH 模型来验证说明。首先对整个股指收益率序列进行单位根检验，采用 ADF 检验，计量结果显示：t 统计量的值为 -19.14434，小于在 5%显著性水平下的临界值 -2.869605，且其对应的 P 值极小，说明股指指数收益率序列是平稳的。接着应用现货指数收益率序列的相关图、自

相关图及其信息法则得出应当建立 AR(3)、MA(3)模型(此时模型充分且具有最小的 AIC 值-4.947604)，计量结果如表 1 所示：

对应的 P 值都较小说明整个方程及其参数显著性较好。然后用此模型来检验其残差序列的 ARCH 效应，用滞后三阶的 ARCH—LM 检验方法来验证其残差是否具有波动聚类性，结果显示 F 统计量的概率值为 0.07632，在 10%的显著性水平下可以通过，说明存在一定的 ARCH 效应，同样用图 5 也可以说明存在 ARCH 效应，因此可以尝试用 GARCH 建模。

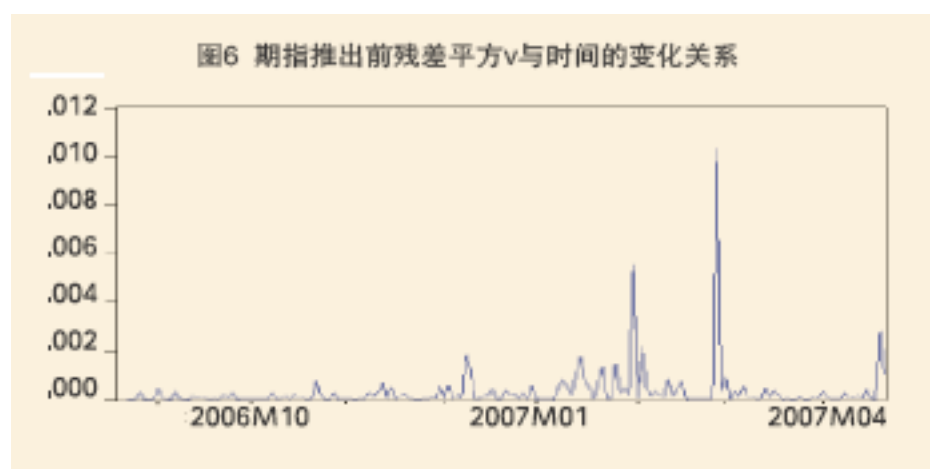


表4 期指推出前股指收益率序列TARCH模型检验

@SQRT(GARCH)	-0.740001	0.309426	-2.391526	0.0168
C	0.019796	0.005753	3.440870	0.0006
AR(3)	0.838180	0.048980	17.11287	0.0000
MA(3)	-0.958251	0.031234	-30.67966	0.0000
C	0.000191	6.81E-05	2.800870	0.0051
RESID(-1) ²	-0.116379	0.085390	-1.362907	0.1729
RESID(-1) ² (RESID(-1)<0)	0.409441	0.180989	2.262249	0.0237
GARCH(-1)	0.321156	0.219369	1.463996	0.1432

表5 期指推出后股指收益率序列ARMA模型检验

C	0.002320	0.001794	1.293082	0.1977
AR(3)	-0.817296	0.054394	-15.02560	0.0000
MA(3)	0.962733	0.022456	42.87254	0.0000
调整的R2	0.068039	F统计量		6.169009
DW统计量	1.980200	P值 (F显著性水平)		0.002595

图7 期指推出后残差平方v与时间的变化关系



通过上面的分析最后采用均值方程为 AR(3)、MA(3)的 ARMA 模型，条件方差为加入虚拟变量 DV 的 TARCH (1 , 1) 模型来建模，计量结果如表 2 所示：

DV 的系数很小为 4.22E-05，且对应的 P 值为 0.1392，表现为不显著，表明引入股指期货交易后现货指数的波动性并没有显著增加，这点从 HS300 期货(FR)与现货(SR)收益率走势图也可看出。同时 TARCH 项的系数为 0.2438，且相应 P 值为 0.0453，表现为显著，说明存在杠杆效应，利空消息比利好消息能产生更大的波动。

表6 期指推出后股指收益率序列TARCH模型检验

C	0.003125	0.002012	1.553659	0.1203
AR(3)	-0.836463	0.058727	-14.24330	0.0000
MA(3)	0.963911	0.024102	39.99244	0.0000
C	4.99E-05	2.85E-05	1.750806	0.0800
RESID(-1) ²	-0.076914	0.066579	-1.155239	0.2480
RESID(-1) ² *(RESID(-1)<0)	0.117257	0.077484	1.513300	0.1302
GARCH(-1)	0.901280	0.073516	12.25963	0.0000

(2) 研究股指期货推出前后现货指数的波动特征

第一，股指期货推出前现货指数的波动特征。首先检验现货指数收益率序列的平稳性，用 ADF 检验，计量结果显示：t 统计量的值为-14.36376，小于在 5% 显著性水平下的临界值-2.878113，且其对应的 P 值极小，说明现货指数收益率序列是平稳的。接着通过分析现货指数收益率序列的相关图、自相关图，同时结合信息法则得出应当建立 AR(3)、MA(3)模型（此时模型充分且具有最小的 AIC 值-5.200035），计量结果如表 3 所示：

对应的 P 值都极小说明整个方程及其参数显著。然后用此模型来检验其残差序列的 ARCH 效应，用滞后二阶的 ARCH—LM 检验方法来验证其残差是否具有波动聚类性，结果显示 F 统计量的概率值为 0.0529，在接近 5% 的显著性水平下可以通过，说明存在一定的 ARCH 效应，同样用图 6 也可以说明存在 ARCH 效应，因此可以尝试用 GARCH 建模。

通过上述分析最后采用均值方程为 AR(3)、MA(3)的 ARMA 模型，条件方差为 TARCH(1,1)-M 模型来建模，计量结果如表 4 所示：

TARCH 项的系数为 0.409441，相应 P 值为 0.0237，表现为显著，说明存在杠杆效应，条件方差对利好和利空消息的反应不对称，利空消息能产生更大的波动。

第二，股指期货推出后现货指数的波动特征。同样首先检验现货指数收益率序列的平稳性，用 ADF 检验，计量结果显示：t 统计量的值为-13.27686，小于在 5% 显著性水平下的临界值-2.878015，且其对应的 P 值极小，说明现货指数收益率序列是平稳的。接着应用现货指数收益率序列的相关图、自相关图及其信息

法则得出应当建立 AR(3)、MA(3)模型(此时模型充分且具有最小的 AIC 值 -4.796511), 计量结果如表 5 所示:

对应的 P 值较小说明整个方程及其参数表现良好。然后用此模型来检验其残差序列的 ARCH 效应,用滞后三阶的 ARCH—LM 检验方法来验证其残差是否具有波动聚类性,结果显示 F 统计量的概率值为 0.0723,在 10%的显著性水平下可以通过,说明存在一定的 ARCH 效应,同样用图 7 也可以说明存在 ARCH 效应,因此可以尝试用 GARCH 建模。

经过上述分析最后采用均值方程为 AR(3)、MA(3)的 ARMA 模型,条件方差为 TARCH(1,1)模型来建模,计量结果如表 6 所示:

TARCH 项的系数为 0.117257,相应的 P 值为 0.1302,在 5%的显著性水平下表现为不显著,说明在推出股指期货交易后,信息的不对称影响大大减弱了,没有证据表明利空消息比利好消息能产生更大的波动。

四、结论

通过上述实证研究,可以得到如下结论:

1. 从变差系数 k 期远大于 k 现 可以明显地看出:股指期货交易本身的波动远远大于现货市场的波动。

2. DV 的系数很小为 $4.22E-05$,且对应的 P 值为 0.1392(在 5%的显著性水平下表现为不显著),说明股指期货交易的引入并没有加大现货市场的波动。

3. TARCH 项的系数由股指期货交易推出前的 0.409441 变为推出后的 0.117257,说明引入股指期货交易后,信息对市场波动的不对称影响减弱了,即股指期货交易的推出提高了现货市场的效率。

(责任编辑:蒋晓全)

参考文献：

1. 张学东：《股价指数期货理论与实践研究》，中国社会科学出版社 2005 年版。
2. 张学莹、金德环：《金融计量学教程》，上海财经大学出版 2005 年版。
3. 徐国祥、李宇海：《股指期货投资指南》，上海人民出版社 2007 年版。
4. 叶德磊：《中国证券市场发展研究》，江西人民出版社 2004 年版。
5. 张世英、樊智：《协整理论与波动模型-金融时间序列分析及应用》，清华大学出版社 2004 年版。
6. 杨丹：《股指期货投资》，暨南大学出版社 2004 年版。
7. Stoll&Whaley, 1990, The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns[J],
Journal of Financial and Quantitative Analysis, No.4,pp.441~468.
8. Bessmbinder.H and Seguin.P.J, 1992, Futures-Trading Activity and Stock Price Volatility[J], Journal of Finance, No.5,pp.2015~2034.
9. Bollerslev.T,1986,Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity[J], Journal of Econometrics, vol.3, pp.307~327.
10. Harris.L, 1989, S&p500cash Stock Price Volatility[J], Journal of Finance, vol.44,pp.1155~1175.