

# 股指期货与股票现货相关性研究

## ——基于ARMA-GARCH模型

郑加保

(宁波大学商学院 宁波 315211)

**【摘要】** 本文采用ARMA-GARCH模型分析股指期货的推出对现货市场波动率的影响,结果发现股指期货的推出对现货市场的波动性影响不显著。在滞后二期的Granger因果检验及脉冲响应函数的分析下,得出股指期货收益率是股票现货收益率的Granger原因,股指期货引导股票现货市场价格。

**【关键词】** 因果检验 波动性 脉冲响应函数

### 一、研究背景

2010年以前中国股市由于缺乏做空工具,一直是一个单边市,投资者只能通过股指上涨赚钱,在股指期货推出以后,投资者可以通过股指期货进行买空卖空交易。各国对股指期货的推出一直都很慎重,欧美发达国家在20世纪80年代就已经有了股指期货合约,发展至今已经有近30年的历史。我国股指期货在20世纪90年代也出现过,但是由于制度不完善完全成了投机的工具,导致最后被迫关闭。2010年4月股指期货推出之后我国股票市场出现了一波快速的下跌,跌幅达到了近30%,但是之后运行一直良好。

根据历史的研究,股指期货有价格发现功能和套期保值的作用,本文选取股指期货上市前后一年的时间段,通过其交易日数据实证分析股指期货的推出对现货市场波动率的影响以及股指期货的价格发现功能。

### 二、文献综述

1. 股指期货的推出对股票现货市场波动性的影响,国外的研究并没有得出一致结论。有代表性的分析有:Harris(1989)通过协方差横向分析方法研究了S&P500指数在1975~1987年间的情况,结果表明:股指期货的推出增加了现货市场的波动性。Antoniou和Holmes(1995)研究了1980~1991年间,FTSE-100指数期货的推出对股票现货波动性的影响。通过在1984年5月推出FTSE-100期货前后,分别建立GARCH模型,比较条件方差中滞后期均值和方差的系数变化,发现股指期货的推出增强了现货市场的波动性。而Santoni(1987)通过分析1975~1986年间S&P500指数日数据和周数据,通过分析在1982年4月股指期货推出前后均值和方差的变化,发现股指期货推出后,现货指数方差没有显著变大。同时该研究发现日内最高价与最低价之差的均值在股指期货推出之后显著下降,程序化交易使股指期货活跃度提高,但是并不表明其增强了现货的波动性。Bologna和Cavallo(2002)研究了意大利MIB30指数,发现指数期货的推出削弱了现货市场的波动性。

我国学者这方面也有一定的研究,结论也不统一。邢天才

和张阁(2009)采用非对称GARCH模型分析了新华富时A50的推出对现货市场的影响,结果表明期货市场增强了沪深300指数的波动性。黄晓千、王石和张北阳(2007)采用GARCH-M模型和GJR-GARCH-M模型进行研究,发现股指期货的推出淡化了投机氛围,削弱了市场波动性。

2. 对期现货指数引导关系的研究方面,Chan(1991)使用双变量的GARCH模型研究了S&P500指数在1984~1989年间期现货的引导关系,其研究结果表明二者之间不存在谁引导谁的关系,在市场新信息的冲击下,两个市场都具有价格发现功能,二者相互依赖。

Abhyankar(1998)研究了1992年3月、6月、9月、12月FTSE100指数合约5分钟收益率的期现货收益率的领先滞后关系。在前期文献中,大部分文献几乎都是研究期现货收益率在线性格兰杰因果检验下的领先滞后关系。该文研究FTSE100指数期现货在线性和非线性格兰杰因果关系检验下的领先滞后关系,得出了期货引导现货5~15分钟。在线性格兰杰因果关系检验下,期货引导现货;与线性关系形成鲜明对比的是,在非线性格兰杰因果关系检验下,期货和现货不存在谁引导谁的关系。该文提出支持二者非线性关系的证据为交易成本的存在。

我国学者肖辉、鲍建平和吴冲锋(2006)利用脉冲响应函数和一般因子分解模型检验了道琼斯工业平均指数、S&P500指数、香港恒生指数、日经指数,英国金融时报100指数期现货之间的价格发现功能,结果发现期货在价格发现过程中占据主导地位。期货市场起到了信息定价中心的作用。夏天(2008)应用VAR模型、VECM模型、Johansen协整检验、Granger因果检验以及方差分解的方法研究了日本国内外推出的日经指数期货的关系,得出股指期货完全具有价格发现功能。

从国内外的研究可以发现,不管是股指期货市场的推出对现货市场波动性的影响,还是期现货市场间的引导关系,采用不同的方法研究不同市场,不同时间段的结论都不一样。这可能是由不同市场宏观经济环境不一样、市场的微观结构不

一样,投资者的风险偏好不一样等原因造成的。

### 三、研究方法

本文选取股指期货上市前后一年的期现货日数据,即选取2009年4月16日至2010年4月16日股指期货上市前数据,同时选取2010年4月16日至2011年4月16日股指期货上市后数据,全部241个股指期货日数据,486个股票现货数据。

本文采用ARMA-GARCH模型分析股指期货的推出对现货市场波动性的影响,然后采用Granger因果检验、脉冲响应函数分析股指期货的价格发现功能。由于篇幅所限,本文在此对模型不进行过多的介绍。

### 四、实证检验

**1. 波动率影响研究。**为了验证股指期货的推出对股票现货市场波动率的影响,本文采用ARMA(p,q)-GARCH(p,q)模型,其形式为:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \mu_{t-j}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

第一个方程为均值方程,第二个方程为条件方差方程。通过在条件方差方程中加入虚拟变量,将股指期货引入上述模型。上述模型变换为:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \gamma d$$

其中虚拟变量d的定义为:  $d = \begin{cases} 0, & \text{股指期货推出前} \\ 1, & \text{股指期货推出后} \end{cases}$

通过AIC等指标的判断,最终采用ARMA(4,4)-GARCH(2,1)模型。

**表1 波动率影响研究实证结果**

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.836 263	0.103 432	8.085 125	0
AR(2)	-0.519 095	0.159 139	-3.261 89	0.001 1
AR(3)	0.522 894	0.197 211	2.651 447	0.008
AR(4)	-0.723 232	0.137 741	-5.250 673	0
MA(1)	-0.884 956	0.109 662	-8.069 858	0
MA(2)	0.516 717	0.173 716	2.974 488	0.002 9
MA(3)	-0.490 189	0.218 526	-2.243 158	0.024 9
MA(4)	0.724 296	0.150 828	4.802 126	0
Variance Equation				
C	0.205 409	0.099 262	2.069 349	0.038 5
RESID(-1) <sup>2</sup>	-0.050 847	0.019 206	-2.647 507	0.008 1
RESID(-2) <sup>2</sup>	0.110 904	0.029 967	3.700 906	0.000 2
GARCH(-1)	0.871 307	0.049 566	17.578 65	0
d	-0.021 25	0.034 83	-0.610 115	0.541 8

通过表1可知,虚拟变量d的系数为-0.021 25,不显著,即股指期货的推出对股市的波动性影响不大。在股指期货推出后,大盘有一轮下跌,而且跌幅也比较大,这或者与当时的宏

观环境有一定的关系,与股指期货的推出没有必然的联系。上述条件方程的系数说明,市场过去的信息对当前的市场波动仍存在一定的影响。股指期货由于存在低成本和杠杆等交易优势,有助于市场信息在短时间内迅速地在期货市场波动中得到体现。一阶滞后GARCH(-1)的系数表明,上一交易日的信息冲击对当期的波动率仍有一定的贡献。

**2. 股指期货的价格发现功能。**股指期货由于存在低成本、杠杆交易、可以买空卖空等制度性优势,使得信息知情者会首先选择在期货市场上进行交易。为证明股指期货是否具有价格发现功能,本文采用两变量的VAR模型分析股指期货与沪深300指数波动率之间的关系。VAR模型的形式为:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + Hx_t + \varepsilon_t \quad (t=1, 2, \dots, T)$$

本文由于是研究股指期货与股指现货之间的相关关系,所以采用两变量的VAR模型。数据选取股指期货上市一年以来的数据,即2010年4月16日至2011年4月16日所有的交易数据。由于每天交易合约存在4个(当月合约、下月合约、下季和隔季合约),每个合约交易量不同,一般以当月合约最活跃,但是在交割日附近日期,投资者进行调仓操作导致下月合约交易量明显放大,而当月合约交易量明显减小。所以仅仅选取当月合约指数不够严谨,本文对4个合约进行交易量加权处理,得出股指期货新指数,然后再取对数收益率作为最后分析数据。即:

$$y_i = \omega_i x_i$$

其中: $x_i$ 为各合约指数, $\omega_i$ 为对应合约的交易量占4个合约交易量的权重。这里使用VAR模型分析期货收益率之间的因果关系。Grange因果关系检验可以验证一个变量的滞后变量是否可以被引入到其他变量方程中。

二元p阶的VAR模型为:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & \phi_{12}^{(1)} \\ \phi_{21}^{(1)} & \phi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(2)} & \phi_{12}^{(2)} \\ \phi_{21}^{(2)} & \phi_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-2} \\ x_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(p)} & \phi_{12}^{(p)} \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ x_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

系数矩阵中的系数 $\phi_{12}^{(q)}$ ( $q=1, 2, \dots, p$ )全部为0时变量x不能Granger引起y。首先通过VAR模型确定滞后阶。

**表2 各期滞后阶情况**

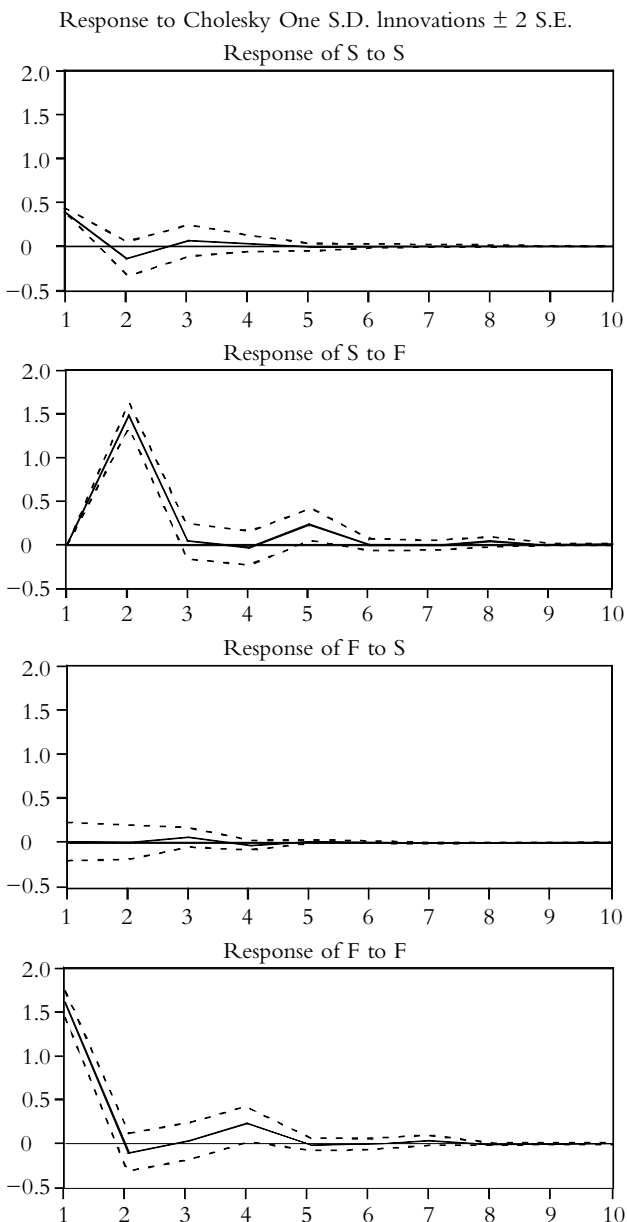
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-882.055 4	NA	6.996 525	7.621 168	7.650 881	7.633 151
1	-591.151 5	574.284 4	0.589 846	5.147 858	5.236 998	5.183 807
2	-560.882 6	59.233 12	0.470 321 *	4.921 402 *	5.069 968 *	4.981 317 *
3	-557.742 2	6.091 330	0.473 831	4.928 812	5.136 805	5.012 693
4	-553.097 3	8.929 527	0.471 223	4.923 252	5.190 671	5.031 100
5	-551.283 0	3.456 385	0.480 217	4.942 095	5.268 941	5.073 909
6	-546.218 6	9.561 361 *	0.475 875	4.932 919	5.319 191	5.088 698
7	-541.724 7	8.406 715	0.473 913	4.928 661	5.374 360	5.108 407
8	-540.152 8	2.913 312	0.484 017	4.949 593	5.454 719	5.153 305

所以从上表可以知道VAR模型取滞后一阶,即 $p=2$ 。对期现货市场的波动率做Granger因果检验。

**表3 Granger因果检验结果**

零 假 设	F统计量	P值
股指期货收益率不是股票现货收益率的Granger原因	1 709.99	6E-140
股票现货收益率不是股指期货收益率的Granger原因	2.625 39	0.074 6

从以上检验可知,在5%的置信水平下,股指期货收益率是引起股票现货收益率的Granger原因,而股票现货收益率不是引起股票期货收益率的Granger原因。在10%的置信水平下,股指期货收益率是股票现货收益率的Granger原因,同时股票现货收益率也是股指期货收益率的Granger原因。给期现货市场一个冲击,另一个市场的反应情况可以利用脉冲响应函数来分析。脉冲响应函数诠释了市场新信息对期现货市场的不同冲击,从而得到期现货市场对信息的反应速度。



从第二个图可以知道,给股指期货一个扰动,股票现货市场在第一天为0;第二天达到最大为1.5%,然后迅速减小为0,而给沪深300指数一个标准差的扰动,对沪深300股指期货市场几乎没有影响。这也印证了前面Granger因果检验的结论,在滞后二期的模型中股指期货引导股票现货价格。

**五、结论及启示**

研究发现,虽然股指期货推出不久,我国现货市场进入了一轮大幅度的调整,但是通过在GARCH模型条件方差方程中引入股指期货这个虚拟变量,其系数并没有通过t检验,表明股指期货的推出并没有增加现货市场的波动性。通过Granger因果检验可知,在5%的置信水平下,期货市场收益率是现货市场收益率的Granger原因,相反不成立。而脉冲响应函数也说明了期货市场的冲击立即在现货市场得到反应,而现货市场的冲击在期货市场上的反应很小。这也说明了期货市场对信息的反应领先于现货市场,信息知情者在拥有新信息的情况下会选择低成本的期货市场进行交易。

股指期货在这一年中运行还算平稳,现货市场虽然有一波调整但是整体波动性并没有加剧。股指期货由于其低成本、存在杠杆交易,使得交易活跃,市场信息在期货市场上的反映较快,减小了现货市场的波动性。同时由于股指期货的存在吸引了大量机构投资者的套期保值,使现货市场的流动性也得以增加,丰富了金融市场的投资工具。在理论上股指期货与股票现货应当同时同向变动,但是由于不活跃的成分股存在陈旧价格效应,使得现货指数的变动落后于期货指数的变动,投资者在期现货市场上可以依据期现货市场的领先滞后关系进行投资操作,甚至可以通过程序交易进行套利。

**主要参考文献**

1. 肖辉,鲍建平,吴冲锋.股指与股指期货价格发现过程研究.系统工程学报,2006;4
2. 彭蕾,肖涛.股指期货推出对股市波动性影响研究.云南财贸学院学报,2004;5
3. 李华,程婧.股指期货推出对股市波动性影响的研究.金融与经济,2006;2
4. 陈晗,张晓刚,鲍建平.股票指数期货理论、经验与市场运作构想.上海:上海远东出版社,2001
5. Abhyankar. Linear and Nonlinear Granger Causality: Evidence from the U.K. Stock Index Futures Market. The Journal of Futures Markets, 1998;5
6. Antoniou, Holmes. Futures trading information and spot price volatility: evidence for the FTSE -100 Stock Index Futures contract using GARCH. Journal of Banking & Finance, 1995;19
7. Tse. Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Markets. The Journal of Futures Markets, 1999;19
8. Chan. A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market. The Review of Financial Studies, 1992;5