

我国股指期货市场与股票市场的价格发现与波动溢出效应研究*

王朝晖^{1,2}, 刘成立¹, 李心丹²

(1. 宁波大学 商学院, 浙江宁波, 315211, 2. 南京大学 工程管理学院, 江苏南京, 210093)

摘要: 建立 VECM-DCC-VARMA-GARCH 模型, 以日内 5 分钟交易数据分析沪深 300 股指期货上市初期的期现动态相关性、信息传导关系与风险传递效应, 研究认为我国股指期货上市后总体运行平稳、效率较高。具体表现为: 沪深 300 指数的期现相关性高且具有时变性; 信息由期货向现货市场传导, 股指期货市场具有良好的价格发现功能; 期现市场存在波动溢出效应, 风险在期现市场双向传递, 但具有不对称性; 股指期货市场前期的波动性能减缓当期股票现货市场的波动性, 股指期货起到稳定股票市场作用。建议取消对各类投资者参与股指期货的限制, 完善股票现货市场的做空机制, 加强监管和防范风险。

关键词: 股指期货; 动态相关性; 信息传导; 风险传递; VECM-DCC-VARMA-GARCH 模型

Spillover Effect between Chinese Stock Index Futures Market and the Stock Market

Abstract: This paper investigates the linkage effect between Chinese stock index futures market and stock markets after the introduction of HS300 Stock Index futures on April 16, 2010. In this paper, we study the dynamic relationship and spillover effect between these two markets, using VECM-DCC-VARMA-GARCH Model. The empirical results show that there is mean spillover effect from stock index futures market to stock market, and mutual volatility spillover effect between the two markets. Moreover, the volatility spillover effect from stock market to stock index futures market is stronger than that from stock index futures market to stock market. The introduction of Stock Index futures decreases the market volatility, and helps stabilize the underlying stock market.

Key words: Stock Index Futures; Spillover effect; VECM-DCC-VARMA-GARCH Model

*[基金项目]: 国家自然科学基金重点资助项目(70932003); 中国博士后科学基金资助项目(20080441046); 江苏省博士后科研资助计划项目(0801035C)。

[作者简介]: 王朝晖, 宁波大学商学院副教授, 南京大学工程管理学院博士后, 博士, 研究方向: 证券投资; 刘成立, 宁波大学商学院硕士研究生, 研究方向: 证券投资; 李心丹, 南京大学工程管理学院院长, 教授, 博士生导师, 博士, 研究方向: 行为金融。

引 言

股指期货是以股价指数为标的物的新兴金融衍生品。第一份股指期货合约于 1982 年在美国堪萨斯期货交易所推出,其后便在世界各国迅速发展起来。2010 年 4 月 16 日,沪深 300 股指期货合约正式上市,开创我国金融期货先河,对完善我国资本市场体系具有重要而深远的意义。

海外市场发展经验表明,股指期货推出后股指期货与现货市场呈现长时间的同步发展。股指期货不仅具有价格发现、风险规避和资产配置等基本功能,而且对提高资本市场效率、改善定价机制具有重要作用。但股指期货的期现相关性是其各项功能发挥的基础,而期现相关性表现为市场收益的均值溢出与波动溢出效应。一个市场的收益是市场对已知信息的可预期反应,它不仅受自身前期收益的影响,还可能受其它市场前期收益的影响,它体现了期现市场间的信息传导关系。另外,市场收益波动不仅受到自身前期收益波动的影响,而且还会受到其它市场前期收益波动影响,它反应了市场主体间的风险传递效应。

从国外文献看,期现市场之间的信息传导关系与风险传递效应已得到普遍关注。在期现市场的信息传导方面,Chan (1992) 采用 ARMA 模型以 S&P 500, MMI 股价指数与期货日内 5 分钟资料为样本验证期货与现货价格在正面(负面)消息下的领先、滞后关系变化以及探讨在系统性冲击下,期货与现货间的价格关系,结论认为期货价格均保持领先现货的性质。Kim, Szakmary 和 Schwarz (1999) 对 S&P 500, NYSE Composite 和 MMI 指数期货与现货进行分析,发现 S&P 500 指数期货价格最为领先,对本身及其他市场的未预期变动具有最高的解释能力。Chatrath, David, Dhanda 和 Koch (2002) 选取 1993 年至 1996 年日内 15 分钟交易数据,采用 VAR 模型验证 S&P 500 指数期货对股价现货的领先效果,发现当市场行情处于不同的阶段时,期货与现货市场的均值溢出效果不同。在期现市场风险传递方面,Antonio 和 Holmes (1995) 研究在伦敦金融时报指数期货(FT-SE 100)上市后,使现货股价波动性增加;比较期货商品上市前后,上市前外界冲击对于市场波动性的延续性较为强烈,而在期货上市后其延续性降低,表明期货市场发挥稳定现货市场的功能。Chang, Cheng 和 Pinegar (1999) 利用日经 Nikkei 225 股价指数与期货为研究样本,实证结果发现期货交易会增加现货投资组合的条件波动性,对于现货指数组成股部分可以观察到期货与现货市场间存在波动性的双向回馈现象,但对于没有期货交易的股票则不存在波动性外溢的情形。

从国内文献看,多数研究探讨的是海外股指期货市场对现货市场的影响,这与我国股指期货市场推出较晚有关。刘凤根和王晓芳(2008)对日本的 N225 指数期货、韩国 KOSPI200 指数期货进行研究,认为指数期货的引入加剧了股票市场的波动性,而且这种波动性的加剧是由于期货市场扰乱了现货市场的稳定性所致。邢天才和张阁(2009)分析了新加坡证券交易所推出的新华富时 A50 股指期货对沪深 300 指数的影响,发现股指期货的推出轻微地增大了现货市场的波动性,同时信息对现货市场的冲击更强。彭艳、张维和熊熊(2009)就我国台湾地区以及韩国、印度等新兴市场股指期货推出对现货市场波动性影响的计量检验表明,在不同的新兴市场,股指期货的推出对股票市场波动性的影响不同。封思贤、张兵、李心丹和汪慧建(2010)研究境外异地上市的香港 H 股指数期货与新加坡新华富时 A50 指数期货与国内现货市场之间的价格发现、波动溢出等的联动影响,发现香港 H 股股指期

货对大陆股市具有溢出效应，而新华富时 A50 指数期货对大陆股市不存在明显的均值和波动溢出效应，更多受到大陆本土市场的影响。

尽管上述研究结果存在分歧，但大部学者一般认为在定价与风险管理等方面，股指期货市场对现货市场发挥着越来越重要的作用。在研究方法上，主要包括向量自回归、协整分析以及多元 GARCH 等模型。由于多元 GARCH 模型不仅能刻画多个金融市场的波动集聚性，还能有效捕捉不同金融市场之间的波动溢出，因此成为目前研究金融市场关系的主要方法。国内许多学者采用 BEKK-GARCH 模型来研究不同市场的波动溢出关系，如陈国进、许德学和陈娟（2009），李成、马文涛和王彬（2010）。但 BEKK-GARCH 模型存在着参数识别问题，系数矩阵在解释上存在障碍使得参数经济意义不够明确，而且参数过多使模型不够简洁，在实际中会遇到难以克服的计算障碍。另一个使用较多的是 DCC-MVGARCH 模型，其模型构造相对节俭，具有良好的计算优势，可以用来估计大规模的相关系数矩阵，在金融市场动态相关性研究中也得到了广泛的应用，如袁超、张兵和汪慧建（2008），游家兴和郑挺国（2009）。然而，DCC-GARCH 模型只能用来刻画市场之间的动态相关系数，不能具体分析市场之间的波动溢出效应。为克服上述研究方法的不足，本文构建 DCC-VARMA-GARCH 模型作为方差方程来刻画我国股指期货的期现动态相关性和波动溢出效应，并将均值方程和方差方程放在一个系统内进行联合估计，这样能够准确地刻画期现市场关系。

股指期货在海外市场已经积累 20 余年的发展经验，但对于我国而言却还是一个全新的领域。本文对股指期货与现货市场之间的时变相关以及收益和波动关系进行深入系统研究，以期更好地把握期现市场的信息传导和风险传递效应，这对于评价股指期货上市初期的运行效率以及股指期货的引入对我国股票市场的影响具有重要的现实意义。

1 研究方法

由于股指期货以股指现货为标的物，在到期日通过现金结算差价进行交割，这使得期货价格和现货价格收敛。这种制度设计将股指期货和股票现货两个分割的市场紧密联系起来，它们会对市场上的同一信息做出反应，从而表现出极强的联动性。但是，股指期货与股票现货毕竟为两个不同的市场，对信息反应也会有所不同。股票现货市场中的价格信号是分散的，既对个股的信息也对有关市场总体的信息进行反应，最终汇总为股票指数变动；而股指期货直接对系统性信息反应。此外，两市交易规则也不尽相同。例如，我国股指期货实行 T+0 交易，而股票市场实行 T+1 交易。为此，需要细致地考察期现市场的动态相关性，并揭示信息传导关系与风险传递效应。

因为股指期货与股票现货市场会对信息同时产生反应，呈现同涨共跌的走势，所以可考虑将条件均值方程设定为向量误差修正模型（VECM）的形式，用以考察股指期货和现货之间的长期协整关系以及短期的动态调整过程，同时可以检验收益在市场间的信息传递方向，进而考察股指期货的价格发现功能。但股指期货和现货的收益率的方差与协方差不是一个固定的常数，具有时变性和波动聚集性。为刻画金融市场之间的时变相关性，Engle（2002）提出了动态条件相关的 DCC-GARCH 模型，但仅限于市场间的动态相关系数，无法具体地分析市场间的波动溢出效应。进一步，Ling 和 McAleer（2003）提出

VARMA-GARCH 模型, McAleer, Hoti 和 Lieberman (2008) 提出 VARMA-AGARCH 模型, 将方差方程扩展成 VARMA 的形式, 允许一个变量大的冲击对其它变量方差的影响以及冲击的非对称影响。综合上述两个模型的优势, 可将 DCC-GARCH 和 VARMA-GARCH 结合成 DCC- VARMA-GARCH 模型, 作为方差方程来研究我国股指期货市场和股票市场动态相关性和波动溢出效应。

综上, 将均值方程与方差方程进行联合估计的 VECM-DCC-VARMA-GARCH 模型的均值方程表示为

$$r_t = u + \sum_{k=1}^p \Phi_k r_{t-k} + \Pi z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, $r_t = \begin{pmatrix} r_1 \\ r_2 \end{pmatrix}$ 是收益率向量 (1 代表股指期货市场, 2 代表股票现货市场),

$\Phi_k = \begin{pmatrix} \phi_{k,11} & \phi_{k,12} \\ \phi_{k,21} & \phi_{k,22} \end{pmatrix}$ 为滞后项系数矩阵, $z_{t-1} = f_{t-1} - \delta s_{t-1}$ 表示误差修正项 (f 代表股指期货

市场价格, s 代表股票现货市场价格), 反映变量之间的长期均衡关系的偏离, $\Pi = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix}$ 为

误差修正项系数向量, $\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix}$ 为残差项向量。

方差方程部分采用 DCC-VARMA-GARCH(1,1) 的形式, 方程 (1) 中残差向量 $\varepsilon_t | I_{t-1} \square N(0, H_t)$, I_{t-1} 为 $t-1$ 时刻的信息集, $H_t = \begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{pmatrix} = D_t R_t D_t$ 为残差向量条件协方差矩阵, $D_t = \text{diag}(h_{11,t}^{-\frac{1}{2}}, h_{22,t}^{-\frac{1}{2}})$ 是由两个市场收益率的条件标准差组成的对角阵, 这里把条件方差设定为 VARMA 的形式

$$h_{ii,t} = c_{ii} + \sum_j a_{ij} \varepsilon_{j,t-1}^2 + \sum_j b_{ij} h_{jj,t-1} \quad (2)$$

设 $A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}$ 为 ARCH 效应项系数矩阵, $B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}$ 为 GARCH 效应项系数

矩阵。

条件相关系数矩阵 $R_t = \text{diag}(q_{11,t}^{-\frac{1}{2}}, q_{22,t}^{-\frac{1}{2}}) Q_t \text{diag}(q_{11,t}^{-\frac{1}{2}}, q_{22,t}^{-\frac{1}{2}})$, $Q_t = (q_{ij,t})_{2 \times 2}$ 。在 Engle 提出的 DCC 模型中, Q_t 的结构设定为

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) \bar{Q} + \theta_1 \xi_{t-1} \xi_{t-1}' + \theta_2 Q_{t-1} \quad (3)$$

其中, \bar{Q} 为 ξ_{t-1} 的无条件协方差矩阵, $\xi_{t-1} = D_t^{-1} \varepsilon_t$ 为标准化残差, θ_1 、 θ_2 为参数且均大于零, 为了保证 H_t 的正定性, 要求 $\theta_1 + \theta_2 < 1$ 。

在均值方程中, 如果所有 $\phi_{k,21}$ 均为零或者不显著, 则说明股指期货市场对股票市场无均值溢出, 如果所有 $\phi_{k,12}$ 均为零或者不显著, 则说明股票市场对股指期货市场无均值溢出。

均值溢出效应的检验其实质就是单方程系数的联合显著性检验，对应的统计量

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u) / k}{SSE_u / [T - 2(k + 1)]} \quad (4)$$

其中， SSE_r 为受约束下的残差平方和， SSE_u 为未受约束下的残差平方和， k 为待检验系数的个数， T 为数据的样本量大小。

为了更清楚地说明市场间的波动溢出效应，将方差方程(2)展开

$$h_{11,t} = c_{11} + a_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + a_{12}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}h_{11,t-1} + b_{12}h_{22,t-1} \quad (5)$$

$$h_{22,t} = c_{22} + a_{21}\varepsilon_{1,t-1}^2 + a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{21}h_{11,t-1} + b_{22}h_{22,t-1} \quad (6)$$

方差方程探讨了两市场收益率的条件方差的影响因素，分别为滞后一期的两市场收益率的残差平方和两市场滞后一期的条件方差。参数 a_{11} 、 b_{11} 和 a_{22} 、 b_{22} 代表两市场波动的持续性， a_{11} 、 b_{11} 或者 a_{22} 、 b_{22} 均为零或者不显著，说明市场自身滞后一期残差项平方和滞后一期条件方差对当期条件方差无影响。 a_{12} 、 b_{12} 体现了股票市场对期货市场的 ARCH 型和 GARCH 型波动溢出效应，如果 a_{12} 、 b_{12} 同时为零或者不显著，说明股票市场收益率滞后一期残差项平方、滞后一期方差对当期期货市场条件方差无影响。 a_{21} 、 b_{21} 则反映期货市场对股票市场的波动溢出效应。本文采用似然比法检验市场间的波动溢出效应，检验统计量

$$LR = -2(L_r - L_u) \sim \chi^2(n) \quad (7)$$

其中， L_r 、 L_u 分别为受约束模型和无约束模型的对数似然函数值， n 为受约束参数的个数。

2 数据选取与初步分析

2.1 数据选取及描述性统计分析

沪深 300 股指期货合约有当月、下月及随后的两个季月，共计 4 个合约同时交易，交割日设在到期月份的第 3 个周五，交割日后，之前的下月合约成为当月合约。由于股指期货市场最近交割月份合约的成交量最大、流动性最强，成交价格也最具代表性，因此，选取沪深 300 当月连续期货合约 IFLX0 作为股指期货市场代表，相应选取沪深 300 指数代表我国股票现货市场。研究样本为沪深 300 股指期货上市交易的第一天 2010 年 4 月 16 日至 2010 年 7 月 26 日的日内 5 分钟数据。我国股指期货市场比股票现货市场分别提前 15 分钟开盘和滞后 15 分钟收盘，但在进行协整分析时，数据选取必须成对，因此，选取两个市场重叠交易时间部分，共得到 4841 对数据，来自同花顺股票行情分析系统。为避免极端数据的影响，将股指期货与股票指数取自然对数，收益率设定为连续复利收益率的百分比形式，即 $r_t = 100 \log(P_t / P_{t-1})$ 。

沪深 300 股指期货和现货收益率的基本统计特征见表 1。股指期货收益率的标准差和极端值均大于现货收益率，表明股指期货市场的波动性高于现货市场，可能因为股指期货的保证金制度具有较大的杠杆效应。从偏度统计量来看，股指期货表现为右偏而现货表现为左偏，

而且现货的左偏程度远大于股指期货的右偏程度。从峰度统计量来看，两个收益率序列均表现为尖峰、厚尾特征，而 JB 统计量也显示两个收益率序列均不服从正态分布。对收益率序列进行多元混合检验的多元 Ljung – Box Q 统计量显示，两个市场收益率和收益率平方项均存在自相关和交叉相关，因此需要对它们的一阶矩和二阶矩建立多元模型来研究其收益和波动的溢出效应。

表 1 沪深 300 股指期货和现货收益率的基本统计特征

	均值	极小值	极大值	标准差	偏度	峰度	JB	$Q_k(5)$	$Q_k^2(5)$
期货	-0.006	-2.673	3.086	0.26	0.02	20.02	54460***	532.39***	33.41**
现货	-0.005	-2.585	1.570	0.24	-0.75	11.98	19804***		

注： $Q_k(m)$ 和 $Q_k^2(m)$ 分别为序列和序列平方的多元混合检验的 Ljung – Box Q 统计量，用以检验 k 维向量序列滞后 $1 \sim m$ 阶的自相关和交叉相关系数是否联合为零，在零假设以及一些正则条件下， $Q_k(m)$ 和 $Q_k^2(m)$ 渐进服从一个自由度为 $k^2 m$ 的 χ^2 分布；***和**分别表示在 1% 显著性水平上与 5% 显著性水平上拒绝原假设。

2.2 沪深 300 股指现货与期货的基差变动趋势

沪深 300 股指期货与沪深 300 指数走势极为相似（图略），可直接考察沪深 300 股指现货与期货的基差走势（图 1）。在大部分样本期间内，基差小于零，说明我国股指期货市场以正向市场为主，符合持有成本理论。此外，基差表现趋向收敛，并稳定保持在较小区间内，初步显示股指期货上市以来，期货与现货互动关系以及市场间信息传递过程渐趋密切。

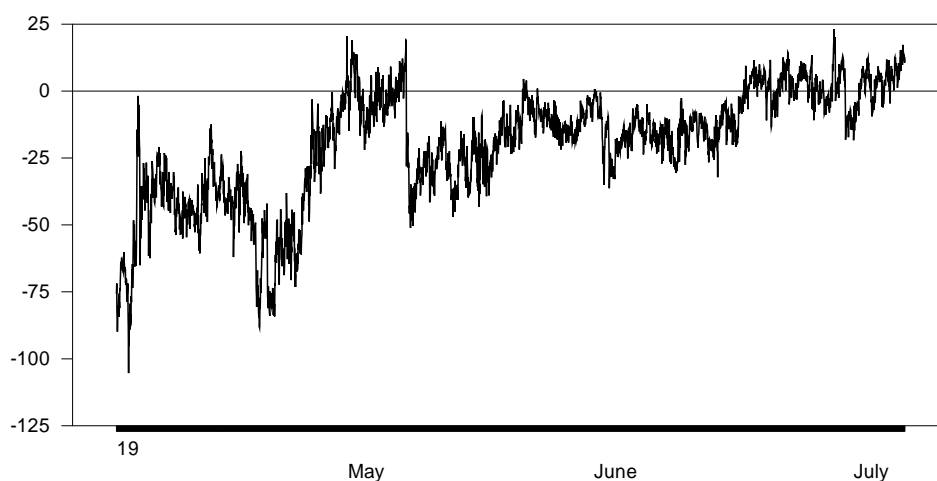


图 1 沪深 300 股指期货基差走势图

2.3 单位根及协整检验

为避免伪回归，须检验时间序列的平稳性。表 2 给出了股指期货（F）和现货（S）的对数价格序列的单位根检验结果。两序列存在单位根的原假设均未被拒绝，而收益率序列则在 1% 水平下拒绝原假设，即价格序列均是 $I(1)$ 过程。

表 2 各序列单位根检验结果

序列	S	F	ΔS	ΔF
1%临界值	-3.96	-3.96	-3.43	-3.43
ADF 统计量	-1.68	-1.87	-57.80***	-59.41***

注：***表示在 1%显著性水平显著。

对股指期货和现货价格序列进行 Johansen 协整检验（假设序列无确定性线性趋势，协整方程有截距项）。由表 3 可知股指期货和股指现货价格之间存在着协整关系，因此，可在均值方程回归中考虑误差修正项的影响。本检验结果验证了本文第二部分的均值模型设定。

表 3 沪深 300 股指期货和现货对数价格的协整检验结果

原假设	特征值	迹统计量	5%临界值	P 值
None*	0.0091	30.56	12.32	0.00
At most 1	0.0002	0.77	4.12	0.43

3 实证结果与分析

3.1 VECM-DCC-VARMA-GARCH 模型参数估计、检验与分析

依据 SC 信息准则，两个市场的向量误差修正模型（VECM）的最优滞后阶数选为 2 阶。按照第二部分设定的 VECM-DCC-VARMA-GARCH 模型，得到股指期货与现货关系的参数估计结果（表 4）。

表 4 VECM-DCC-VARMA-GARCH 模型的参数估计结果

均值方程	$r_t = u + \sum_{k=1}^p \Phi_k r_{t-k} + \Pi z_{t-1} + \varepsilon_t$			
	$\Phi_1 = \begin{pmatrix} -0.026 & -0.042 \\ -1.00 & -1.61 \\ 0.383^{***} & -0.338^{***} \\ (18.48) & (-13.24) \end{pmatrix}$	$\Phi_2 = \begin{pmatrix} 0.027 & -0.039 \\ 1.01 & -1.60 \\ 0.151^{***} & -0.099^{***} \\ (6.26) & (-4.15) \end{pmatrix}$	$u = \begin{pmatrix} -0.004 \\ -0.92 \\ 0.000 \\ (0.11) \end{pmatrix}$	$\beta = \begin{pmatrix} -0.014^{**} \\ -1.94 \\ 0.019^{***} \\ (2.70) \end{pmatrix}$
方差方程	$h_{ii,t} = c_{ii} + \sum_j a_{ij} \varepsilon_{j,t-1}^2 + \sum_j b_{ij} h_{jj,t-1}$			
	$C = \begin{pmatrix} -0.000 \\ -1.12 \\ 0.000^{**} \\ (2.35) \end{pmatrix}$	$A = \begin{pmatrix} 0.084^{***} & -0.071^{***} \\ (8.75) & (-8.01) \\ 0.004 & 0.016^{***} \\ (0.74) & (3.12) \end{pmatrix}$	$B = \begin{pmatrix} 0.816^{***} & 0.222^{***} \\ (34.85) & (6.27) \\ -0.020^{**} & 0.981^{***} \\ (-2.34) & (119.81) \end{pmatrix}$	
动态相关方程	$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) \bar{Q} + \theta_1 \xi_{t-1} \xi_{t-1}' + \theta_2 Q_{t-1}$			
	$\theta_1 = 0.009^{**} (2.54)$		$\theta_2 = 0.983^{***} (114.98)$	

注：表中括号内的数值表示估计参数的 t 统计量，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%显著性水平显著。

进一步，对所设定的模型进行诊断检验，对二元标准化残差进行混合检验。应用二元 Ljung-Box 统计量，有 $Q_2(5) = 23.93(0.25)$ ，对标准化残差的平方序列，有 $Q_2^2(5) = 6.98(0.99)$ ，括号内的数为 p 值。因此，模型的标准化残差没有显著的序列相关性或条件异方差性，说明所拟合的模型在描述条件均值和波动率方面是充分的。

表 4 显示，在均值方程中，参数 $\phi_{k,1j}$ 均不显著，表明股指期货收益率不存在自相关，也不受股票市场前期收益率的交叉影响。而参数 $\phi_{k,2j}$ 均显著，表明股指现货收益率存在自相关，同时也受至前期股指期货收益率的交叉影响。因而只存在股指期货领先现货的单向因果关系，这说明沪深 300 股指期货具有良好的价格发现功能。

误差修正项系数 β_1 在 5%显著性水平下显著为负，而另一个误差修正项系数 β_2 在 1%的显著性水平下显著为正，说明当股指期货与现货脱离长期均衡关系时，套利操作会使其价格收敛并向长期均衡靠近。此外，现货市场的误差修正项系数绝对值 0.019 大于期货市场的误差修正项系数绝对值 0.014，代表股指现货向均衡移动的速度较股指期货快，表明期货价格的权威性。

在方差方程中，所有的对角元素 a_{ii} 、 b_{ii} 均大于零，且在 1%的显著水平下拒绝原假设，说明股指期货市场和股票现货市场均存在较强的 ARCH 效应，即前期自身未预期到的大的冲击和前期累计的波动会使当期市场的波动性增大。进一步分析， $a_{ii} < b_{ii}$ 说明两个市场前一期未预期到的冲击均小于前期波动对未来市场波动性的影响，两市场波动的持续性都很强。而 $a_{11} > a_{22}$ 表明股指期货市场前期未预期到的冲击对未来波动性的影响大于股票市场，期货市场的波动对新息反应更快，将前期未预期到的冲击转化为条件方差的速度更快；但 $b_{11} < b_{22}$ ，表明与期货市场相比，新息对股票现货市场波动影响的持续性更强，股票现货市场波动的持续性大于股指期货。

在波动性的交叉影响方面，非对角元素只有 a_{21} 不显著，而其他三个元素均在 1%的显著水平下拒绝原假设，说明股指期货市场和股票现货市场之间存在波动溢出效应，风险在期现市场间传递。从短期看， a_{12} 显著为负而 a_{21} 不显著，波动溢出存在不对称性，股票现货市场前期未预期到的冲击会减小当期股指期货市场的波动性，而股指期货市场前期未预期到的冲击对当期股指期货市场的波动性没有显著的影响。从长期看， b_{12} 和 b_{21} 均显著，说明我国股指期货市场与股票现货市场波动存在双向波动溢出效应。而 $b_{21} < 0 < b_{12}$ ，表明前期股票现货市场的波动性能够在很大程度上引起当期股指期货市场更大的波动性，而且股指期货市场前期的波动性则能减缓当期股票现货市场的波动，这说明沪深 300 指数期货的引入降低了现货市场的波动性，起到了稳定股票市场的作用。

3.2 股指期货市场与股指现货市场之间的动态相关关系

图 2 给出了沪深 300 股指期货和股指现货的动态相关系数的轨迹。样本区间内条件相关系数为正，在(0.58, 0.89)区间内波动，平均值为 0.76，相关系数数值高，说明我国股指期货市场和股票市场的高度相关且具有很强的时变性。

此外，从图 2 还可以发现，沪深 300 股指期货与现货之间的动态相关系数在合约交割日

前的 1-2 天内，相关系数先是下降，交割日后又急剧上升，这说明我国股指期货市场和股票市场的关系受期货合约交割的影响。原因在于到期日前 1-2 日内，当月合约交易由活跃快速转为清淡，成交量也明显大幅下降，主力合约已提前转到下月合约，这使得当月合约与股指现货的相关性下降，而下月合约成为当月合约后，相关性又迅速恢复。



图 2 股指期货与股价现货之间的动态相关系数

最后，在动态相关系数方程的估计中， $\theta_1 + \theta_2 = 0.992$ ，表示两市场相关系数变化具有较强的持续性； $\theta_1 \ll \theta_2$ 表明相关系数主要受前期相关系数的影响，受前期末预期到信息冲击影响不大。

3.3 信息传导关系与风险传递效应的再检验

为了更严格地说明股指期货市场与股票市场之间的信息传导关系和风险传递效应，分别对均值方程和方差方程进行 F 检验和似然比检验，结果如表 5 所示。在市场间均值溢出效应方面，两市场间不存在溢出效应的原假设 ($\phi_{1,12} = \phi_{2,12} = \phi_{1,21} = \phi_{2,21} = 0$) 在 1% 的显著性水平下被拒绝，表明我国股指期货市场和股票市场间有较强的信息传导效应。进一步，对溢出方向进行检验，股指期货市场向股票市场不存在溢出效应的原假设 ($\phi_{1,21} = \phi_{2,21} = 0$) 在 1% 的显著性水平下被拒绝，而股票市场向股指期货市场不存在溢出效应的原假设在 10% 的显著性水平下不能被拒绝，这表明只存在股指期货市场向股票市场的单向信息传递。

在两个市场波动溢出效应检验中，从 LR 统计量的显著性可以看出，在 1% 的显著性水平下，三个原假设（市场间不存在波动溢出效应，不存在股指期货市场向股票市场波动溢出效应，不存在股票市场向股指期货市场波动溢出效应）均被拒绝，说明我国股指期货市场和股票市场具有双向波动溢出效应。进一步，股票市场动溢出效应的检验统计量 LR 为 67.34，大于股指期货的 10.10，与前面的参数估计 $|a_{12}| > |a_{21}|$ ， $|b_{12}| > |b_{21}|$ 一致，反映了我国股指期货市场与股票市场的波动溢出效应具有一定的非对称性，即股票市场波动溢出效应比股指期货波动溢出效应更显著。

综上，无论是均值溢出检验还是波动溢出检验都与前面的结果相一致，增强了实证研究

结果的可靠性。

表 5 期现市场信息传导关系与风险传递效应检验

信息传导（均值溢出）效应检验		风险传递（波动溢出）效应检验	
H_0	F	H_0	LR
$\phi_{1,12} = \phi_{2,12} = 0$	107.36***	$a_{12} = b_{12} = 0$	100.03***
$\phi_{1,21} = \phi_{2,21} = 0$		$a_{21} = b_{21} = 0$	
$\phi_{1,21} = \phi_{2,21} = 0$	171.57***	$a_{12} = b_{12} = 0$	10.10**
$\phi_{1,12} = \phi_{2,12} = 0$	1.98	$a_{21} = b_{21} = 0$	67.34***

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%显著性水平显著。

4 结论与政策建议

通过构建 VECM-DCC-VARMA-GARCH 模型，利用沪深 300 股指期货与股票指数的日内 5 分钟数据，对期现市场的动态相关关系、信息传导关系以及风险传递效应进行深入研究，得到如下结论：

(1) 我国股指期货市场与股票市场之间存在协整关系，在两者达成长期均衡价格关系的调整过程中，股价指数向均衡移动的速度快于股指期货，显示了股指期货价格的权威性，也保证了套期保值等规避风险功能得以顺利实现。

(2) 在期现市场之间，只存在股指期货市场向股票市场的单向均值溢出关系，信息由股指期货市场传向股票市场，显示出股指期货市场具有良好的价格发现功能。

(3) 沪深 300 股指期货收益与股指现货收益的条件波动性以及两者间的条件相关系数都是动态变化的，呈现波动聚集特征，相关系数数值较大，说明我国股指期货市场和股票市场高度相关且具有时变性。

(4) 我国股指期货和股票市场均存在 ARCH 效应，受到自身前期未预期到的冲击和前期累积信息的影响，股票期货市场将前期未预期到的冲击转化为条件方差的速度更快，信息对股票现货市场波动影响的持续性更强。

(5) 我国股指期货市场和股票市场具有双向波动溢出（风险传递）效应，但股指期货弱于股指现货。从短期看，波动溢出存在不对称性，股票现货市场前期未预期到的冲击会减小当期股指期货市场的波动性，而股指期货市场前期未预期到的冲击对当期股指期货市场的波动性影响不显著；从长期看，我国股指期货市场与股票现货市场波动存在双向波动溢出效应，前期股票现货市场的波动性能够在很大程度上引起当期股指期货市场更大的波动性，而股指期货市场前期的波动性能减缓当期股票现货市场的波动性，这说明股指期货起到了稳定股票市场的作用。

综上所述，我国股指期货上市以来，运行效率逐渐提高，已显现出价格发现、规避风险和稳定市场等基本功能，这为我国金融期货市场的进一步发展奠定了良好的基础。由此，可

以得出如下政策建议:

(1) 放宽各类投资者参与股指期货交易的限制,提高股指期货市场的深度与广度。我国股指期货市场开创初期较高的运行效率与中国金融期货交易所的精心设计、仿真交易开展以及恰当的推出时机密不可分。展望未来,股指期货市场要达到一定的深度和广度,需要更多投资者参与进来。目前,中国证监会已逐渐放行证券公司、基金公司、信托公司、QFII 等机构投资者,但一般限于套期保值操作。建议取消对机构投资者的限制,允许包括公募基金、保险公司等积极入市,并可操作套期保值、套利与投机等多种业务。同时,建议降低沪深 300 股指期货合约乘数,适时推出迷你合约,降低中小投资者的入市门槛,让更多的投资者参与股指期货,以保证充分竞争下的市场效率。

(2) 开设转融通业务与股票期权交易,完善股票现货市场作空机制。目前,我国股票现货市场仅开设了融资融券业务,但融券数量又受到证券公司已买入股票量的限制,融券利率较高,不利于通过套利维持股指期货的稳定性,也使得套期保值功能受到影响。建议开设国际上通行的转融通业务以及股票期权交易,增加与股指期货相配套的股票现货市场作空工具。

(3) 期现市场存在潜在的风险,需要加强监管和防范风险。本研究指出,股指期货市场和股票市场之间的风险传递是相互的,这可能带来市场的过度投机,从而引致风险。Barberis 和 Shleifer (2003) 认为,即使一个市场的变化与基本面因素完全无关,也会使其它市场共同变动。这样,噪音引致的波动就非常可能形成风险,传递到另一个市场并被放大。为保证股指期货的安全运行和风险防范,要进一步完善现行法律体系,加快制定期货法,并建立专门的期货监管机构,提高监管效率,同时要加强对期货公司的风险控制,加强投资者的引导与教育。

参考文献

- 陈国进,许德学,陈娟.2009.我国股票市场与外汇市场波动溢出效应分析.数量经济技术经济研究,(12):109-119.
- 封思贤,张兵,李心丹,汪慧建.2010.从中国股指期货境外的联动看我国股市定价权.金融研究,(4):101-114.
- 李成,马文涛,王彬.2010.我国金融市场间溢出效应研究—基于四元 VAR-GARCH (1, 1)-BEKK 模型的分析.数量经济技术经济研究,(6):3-19.
- 刘凤根,王晓芳.2008.股指期货与股票市场波动性关系的实证研究.财贸研究,(3):86-94.
- 彭艳,张维,熊熊.2009.新兴股指期货市场与现货市场波动性关系研究.华东师范大学学报(哲学社会科学版),(2):119-124.
- 邢天才,张阁.2009.股指期货的推出对现货市场影响的实证研究.财经问题研究,(7):83-88.
- 袁超,张兵,汪慧建.2008.债券市场与股票市场的动态相关性研究.金融研究,(1):63-73.
- 游家兴,郑挺国.2009.中国与世界金融市场从分割走向整合—基于 DCC-MGARCH 模型的检验.数量经济技术经济研究,(12):96-108.
- Antonios A, Phil H.1995. Futures trading, information and spot price volatility: evidence for FTSE-100 stock index futures contract using GARCH. Journal of Banking & Finance, 19(1): 117-129.

- Barberos N, Andrie S. 2003. Style investing. *Journal of Financial Economics*,68 (2):161-199.
- Chan K.1992. A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market. *Review of Financial Studie*,5(1):123-151.
- Chang E C, Cheng J W, Michael P J.1999. Does futures trading increase stock market volatility? The case of the Nikkei stock index futures markets .*Journal of Banking and Finance*,23(5): 727-753.
- Chatrath A C, Rohan C D.2002.Index futures leadership, basis behavior and trader selectivity. *The Journal of Futures Market*,22(7):649-677.
- Kim M, Szakmary A C, Schwarz T V.1999. Trading costs and price discovery across stock index futures and cash markets. *Journal of Futures Markets*, 19(4): 475-498.
- Ling S, McAleer M.2003. Asymptotic theory for a new vector ARMA-GARCH model. *Econometric Theory*, 2003, 19(2):280-310.
- McAleer M, Chan F, Hoti S.2008. Generalized autoregressive conditional correlation. *Econometric Theory*, 24,(6):1554-1583.
- Robert Engle.2002. Dynamic conditional correlation-a simple class of multivariate GARCH models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3):339-350.