

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2015.11.016

沪深 300 股指期货的价格发现能力及波动溢出效应研究

——基于 BEEK-GARCH 模型的证据^①

陶启智, 李亮, 郭姝辛

西南财经大学 金融学院, 成都 611130

摘要: 以沪深 300 股指期货自推出至今的 1 分钟数据作为研究样本, 使用 BEEK-GARCH 模型量化沪深 300 股指期货和现货市场的价格发现能力及波动溢出效应。研究发现, 我国期货市场成立初期并未发挥其价格发现功能, 这一现象随着市场成熟度增加而逐渐改善, 期货市场在价格发现过程中占主要地位。通过 GARCH 模型对收益率调整过程进行估计, 发现市场之间存在双向波动溢出效应: 短期内表现出均值回归; 长期来看, 误差修正项系数显著异于 0, 符合调整的负反馈性质, 价格偏差会被纠正从而达到长期均衡。

关键词: 沪深 300 指数期货; 价格发现功能; 波动溢出效应

中图分类号: F830.91

文献标志码: A

文章编号: 1673-9868(2015)11-0104-10

股票指数是由若干具有代表性的股票价格加权而成, 由此衍生出的标准化交易合约具有规避风险的套期保值功能, 即股指期货。由于低交易成本、高财务杠杆、高流动性等特点, 投资者可以在期货市场上构建与现货市场相反的头寸规避现货价格变动的风险。中国 2005 年 8 月发布沪深 300 股票指数, 包含 300 只大规模、交易活跃的股票, 涵盖了沪深两市 60% 的市值, 是第一支比较全面综合地反映中国 A 股市场的股票指数。2010 年 4 月 16 日, 沪深 300 股指期货正式上市交易并得到快速发展。沪深 300 股指期货在推出前后, 受到监管部门、学术界和投资者的广泛关注, 主要体现为: 第一, 期货市场和现货市场受同质信息影响, 两个市场应当长期存在均衡关系; 第二, 期货市场的结构、交易制度等使得期货市场具备价格发现功能, 这是套期保值的前提, 因此可以从期货市场的价格发现功能衡量评价市场有效性; 最后, 研究收益率波动的传导有助于了解市场的整体风险和跨市场信息流的传递。

国外研究发现, 期货市场具备更强的价格发现功能, 且与现货市场存在双向波动溢出效应。我国首次推出股指期货合约, 风险控制严格, 准入门槛较高, 部分机构投资者无法有效参与, 导致期货市场的交易规模、市场流动性等难以与西方国家成熟的期货市场对比。国内期货市场的初期研究结果认为现货市场在价格发现中起主要作用。一些学者利用模拟数据或短期内的真实交易数据研究后发现我国期货市场的价格发现功能并不显著。股指期货发展日趋成熟, 期货、现货间的价格发现功能和波动溢出效应是否发生改变有待进一步验证。本文对为期 4 年的沪深 300 指数当月连续期货合约和沪深 300 指数 1 分钟高频数据研究发现沪深 300 股指期货的价格发现功能在初期并不显著, 但后期逐步得到发挥; 现货市场和期货市场存在双向波动溢出效应。

① 收稿日期: 2014-09-12

基金项目: 国家自然科学基金项目(71271173)。

作者简介: 陶启智(1979-), 男, 四川成都人, 博士, 副教授, 主要从事公司并购研究。

1 理论与文献回顾

1.1 股指期货与现货指数价格关系

股票指数与股票指数期货交易不同,但交易的基础资产本质相同,期货价格与现货价格在共同信息的影响下变动,意味着同一商品的价格在不同市场间不应存在大幅偏离,否则存在可被利用的套利空间。

早期研究通过检验期货价格与现货价格之间的协整关系来探索非平稳价格序列间的长期稳定关系,如美国主要市场指数^[1]、日经指数^[2]、金融时报 100 指数^[3]、S&P 500 指数^[4]、道琼斯工业平均指数^[5]、恒生指数^[6]等股指期货和现货均被证实具有协整关系。根据格兰杰因果定理,存在协整关系的两个一阶平稳序列表明序列之间存在着某种引导或同步关系,而向量误差模型又能够描绘序列之间的短期波及长期均衡,据此,学者们在协整和向量误差模型的框架下研究市场的价格发现功能。

1.2 价格发现功能

“价格发现”即市场寻找均衡价格的过程。由于期货市场具有交易成本低、高流动性、交割迅速、允许卖空等特征,期货价格往往包含投资者对现货价格的期望,使得期货市场对新信息反应更迅速,具有更强的价格发现功能^[7]。文献常表述为期货市场价格领先现货市场,如:文献[8]发现 S&P 500 指数中,期货市场的价格引导着现货市场;文献[9]对比 S&P500 期货、S&P500 小型期货及存托凭证,发现小型期货的价格发现能力高达 90%;文献[10]对比分析了由日本和芝加哥分别主推的日经 225 股指期货,认为前者价格发现能力优于后者;而对新兴股指期货市场的研究结论并不一致,如文献[11]在向量误差修正模型的框架下检验印度 Nifty50 股指期货和现货市场,未证实该期货市场稳定发挥了价格发现功能;文献[12]认为短期内,新华富时 A50 指数期货未表现出引导沪深 300 指数价格的功能。

对我国沪深 300 股指期货市场的价格发现功能的相关研究有两种观点:认为期货市场价格发现功能不完善,如文献[13]利用仿真合约的研究表明我国现货市场价格引导期货市场,文献[14—15]利用真实交易数据的研究也得出类似结论;另一种观点则认为期货价格在价格发现中占主导地位^[16—17]。我国沪深 300 股指期货市场成立晚,研究所选时间段短、频率低,加之研究方法差异,所以未有定论,本文拓展研究样本与数据质量,为其提供新证据。

1.3 波动溢出效应

波动溢出指投资者行为改变除了对自身市场造成影响,还会传递至关联市场。波动溢出效应通过信息波动与传播状况来量化价格发现能力。学者用 GARCH 族模型研究价格收益率的波动群聚性和非对称性特征。有研究表明 S&P 500 股指期现货的波动溢出效应可能对称^[18],也可能非对称^[19]。文献[5]对 DJIA 股指及期货的研究也表明非对称性的存在。类似地,对我国沪深 300 股指期货和现货市场波动溢出效应的研究也有两种意见:支持双向波动溢出效应^[16, 20]或持否定观点^[13, 21]。

金融时间序列的波动特征可以用单变量 GARCH 模型描绘,也可以借助两步法刻画市场间的波动溢出效应^[18],但所需估计参数多、难以保证协方差矩阵正定。文献[22]提出的 BEEK-GARCH 模型能有效改善其缺陷。目前运用该模型来研究我国股指期货市场波动效应的文献较少,部分学者用其研究股指期货市场^[12, 15]或 A、B 股市场之间的波动溢出效应^[22]。

总结现有文献可知发达国家的期货市场具有价格发现优势,而新兴期货市场价格发现能力随市场发展程度、市场结构、研究模型和数据频率等波动。我国股指期货正式推出前,部分文献使用仿真数据提供了方法和思路上的引导;股指期货推出后对股指期货的价格发现能力和波动溢出效应的研究还很有限。本文样本从沪深 300 股指期货成立之日到 2014 年 4 月底,利用 BEEK-GARCH 模型分析股指期货市场价格发现能力与波动溢出效应,为沪深 300 股指期货市场的相关研究提供新证据。

2 模型介绍

模型围绕如何证明股指期货的价格发现功能、如何分析市场间的波动溢出效应展开。由于金融资产的

价格一般都是非平稳序列, 为避免伪回归问题, 先检验现货价格是否为单阶同整, 再确定其协整关系. 定义沪深 300 股指现货和期货价格的符号分别为 S_t 和 F_t , 序列之间的协整关系可以表示为:

$$F_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + ecm_t \quad (1)$$

协整关系说明两个序列之间至少存在一个方向的格兰杰原因, 但二者之间的引导关系需要通过格兰杰因果检验刻画, 对于两个平稳的时间序列, 若其中某个序列(如 F_t) 变化快于另一个序列(如 S_t), 则可以利用 F_t 序列来预测 S_t 序列, 此时称 F_t 是 S_t 的格兰杰原因. 但这只给出了序列之间的相互引导关系, 要得到更精确的结论, 还需借助其他分析工具(脉冲响应函数和方差分解) 分析两个市场之间相互施加影响的时间长度和动态过程.

2.1 价格发现能力

协整关系虽然表明两个序列长期存在某种稳定关系, 但短期内序列可能会偏离均衡, 套利机制的存在会不断调整这种偏离, 此时可以建立误差修正模型来刻画期现货的长短期关系.

对价格序列取对数得到 s_t 和 f_t , 收益率表示为 $\Delta s_t = s_t - s_{t-1}$ 和 $\Delta f_t = f_t - f_{t-1}$, 二元向量误差修正模型为:

$$\begin{aligned} \Delta s_t &= \beta_{s,0} + \gamma_s ecm_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{ss,j} \Delta s_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{sf,j} \Delta f_{t-j} + \varepsilon_{s,t} \\ \Delta f_t &= \beta_{f,0} + \gamma_f ecm_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{fs,j} \Delta s_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{ff,j} \Delta f_{t-j} + \varepsilon_{f,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中: $\beta_{sf,j}$ 和 $\beta_{fs,j}$ 度量了短期波动, $\beta_{ss,j}$ 和 $\beta_{ff,j}$ 则对两个时间序列向均值回归的程度进行了刻画; 误差修正项的系数 γ_s 和 γ_f 反映了对偏离长期均衡的调整力度, 且应当满足调整的负反馈性, 即当第 $t-1$ 期期货价格被高估(低估), 则投资者有动机卖出(买入) 期货合约, 该行为会导致第 t 期期货价格下降(上升), 对现货价格的调整机制也同样如此. 由于 $ecm_t = F_t - \alpha_0 - \alpha_1 S_t$, 因此对期货方程而言, 预期误差调整项的系数 $\gamma_f < 0$, 即期货价格会负向变化从而调整偏离; 而现货方程正好相反, 预期误差调整项的系数 $\gamma_s > 0$ 时才符合负反馈性. 因此, 本文预期 $\gamma_f < 0$ 且 $\gamma_s > 0$.

本文选取 VEC-BEEK-GARCH 作为向量误差修正模型, 借助 PT 模型定量分析期货市场和现货市场的价格贡献度. 具体地, 当期货、现货价格存在协整, 并受某个公共因子 C_t 驱动时:

$$\begin{aligned} F_t &= C_t + \varepsilon_{ft}, \quad S_t = C_t + \varepsilon_{st} \\ C_t &= \rho_s S_t + \rho_f F_t, \quad \rho_s + \rho_f = 1 \\ (\gamma_s, \gamma_f) &\perp (\rho_s, \rho_f) \end{aligned} \quad (3)$$

ε_{ft} 和 ε_{st} 代表期货市场和现货市场自身的波动信息, 市场价格被分解为永久驱动部分(Permanent) 和短暂波动部分(Transitory). 根据模型设定, 现货市场的价格和期货市场的价格发现比例分别为 ρ_s 和 ρ_f , 其中

$$\rho_s = \frac{-\gamma_f}{\gamma_s - \gamma_f}, \quad \rho_f = \frac{\gamma_s}{\gamma_s - \gamma_f}$$

其值越大, 表明对价格发现的贡献程度越大.

2.2 波动溢出效应

双变量 EGARCH 模型利用残差项的方差—协方差矩阵分析市场间的波动溢出, 但待估参数多且难以保证矩阵正定. 文献[22] 提出 BEEK 设定, 证明只要满足式(4) 中的 $C'C$ 正定, 就能保证条件协方差矩阵 H 正定, 而 H 正定所需条件很弱——能够找到一个上三角矩阵 C 即可. 采用 BEEK 的设定, 能够改善向量 GARCH 模型的不足.

因此本文选取 BEEK 模型, 均值方程设定如式(2) 所示, 随机扰动项 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})$, 满足 $\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1} \sim N(0, H_t)$, H_t 为 VEC-BEEK-GARCH 模型的方差, 设定如下:

$$H_t = C'C + B'H_{t-1}B + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A \quad (4)$$

对于向量 GARCH(1, 1) 模型, 将方差方程展开, 即式(5):

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ c_{12} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} \\ b_{12} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{21} \\ a_{12} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t-1} \\ \epsilon_{2,t-1} \end{bmatrix} [\epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1}] \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \quad (5)$$

按照矩阵运算法则, 将矩阵中各个元素相乘相加, 得到条件协方差矩阵 H_t 各个元素的表达式:

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{21}h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1} + \alpha_{11}^2 \epsilon_{1,t-1}^2 + 2\alpha_{11}\alpha_{21}\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} + \alpha_{21}^2 \epsilon_{2,t-1}^2 \quad (6)$$

$$h_{22,t} = c_{21}^2 + c_{22}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} + \alpha_{12}^2 \epsilon_{1,t-1}^2 + 2\alpha_{12}\alpha_{22}\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} + \alpha_{22}^2 \epsilon_{2,t-1}^2 \quad (7)$$

$$h_{12,t} = c_{11}c_{21} + b_{11}b_{12}h_{11,t-1} + (b_{12}b_{21} + b_{11}b_{22})h_{12,t-1} + b_{21}b_{22}h_{22,t-1} + \alpha_{11}\alpha_{12}\epsilon_{1,t-1}^2 + \alpha_{21}\alpha_{22}\epsilon_{2,t-1}^2 + (\alpha_{21}\alpha_{12} + \alpha_{11}\alpha_{22})\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} \quad (8)$$

其中

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix}$$

h_{11} 为沪深 300 指数收益率 R_s 的条件方差, h_{22} 为沪深 300 指数期货收益率 R_f 的条件方差, $h_{12} = h_{21}$ 代表市场间的条件协方差. 单个市场不仅受市场本身过去方差 b_{11}, b_{22} 和冲击 α_{11}, α_{22} 的影响, 也与市场间的协方差滞后项 b_{21}, b_{12} 和冲击 α_{21}, α_{12} 相关. 为检验现货指数与股指期货之间的信息传递和溢出效应, 主要观察 b_{21}, b_{12} 和 α_{21}, α_{12} 是否显著异于 0.

若两个市场均不存在溢出效应, 则对应原假设为

$$(H_0) a_{12} = 0, b_{12} = 0 \text{ 且 } a_{21} = 0, b_{21} = 0,$$

此时 H_t 可简化成:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ c_{12} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t-1} \\ \epsilon_{2,t-1} \end{bmatrix} [\epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1}] \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix} \quad (9)$$

更具体地, 当股指期货对股指现货市场不存在溢出效应时, 对应的原假设为

$$(H_{01}) a_{21} = 0, b_{21} = 0.$$

而当股指现货市场对股指期货市场不存在溢出效应时, 原假设为:

$$(H_{02}) a_{12} = 0, b_{12} = 0.$$

由于本文试图证实股指期货市场的价格发现功能及市场间的波动溢出效应, 因此对于预期显著的跨市场溢出效应, 结合 (H_{01}) 和 (H_{02}) 两个原假设, 若回归系数结果显著异于 0, 则表明存在跨市场的信息传递与波动溢出效应.

3 实证结果与分析

本文选择沪深 300 股指期货 2010 年 4 月 16 日到 2014 年 4 月 30 日的 1 分钟高频连续期货合约和股指的数据, 每个交易日同时交易 4 个合约(当月合约、下月合约以及随后两个季月合约), 一般将交割月的第三个周五设为交割日, 交割日后合约不复存在. 将样本区间内所有合约按日成交量排序, 结果显示, 每一个交割月中的当月合约成交量最大, 但交割日前几天则转变成下月合约成交量最大. 由于集合竞价一般是由成交量最大的报价决定, 因此以成交量最大为原则, 选取本月期货合约的日内 1 分钟高频数据作为期货序列, 共计 48 个月, 并剔除沪深 300 股指期货早开晚收多出的数据, 得到匹配的价格序列样本为 236332 个, 符号说明如下: F_t 为沪深 300 指数期货价格的日收盘价; S_t 为沪深 300 指数价格的日收盘价; $f_t = \ln F_t$ 为股指期货的对数价格; $s_t = \ln S_t$ 为指数的对数价格; $R_f = \ln F_t - \ln F_{t-1} = f_t - f_{t-1} = \Delta f_t$ 为股指期货的收益率; $R_s = \ln S_t - \ln S_{t-1} = s_t - s_{t-1} = \Delta s_t$ 为股指收益率.

表 1 描述了股指期货和现货的价格序列和收益率序列的基本特征, 价格序列有截距且整体趋势一致, 收益率序列较平稳. f_t 标准差为 0.131, s_t 标准差为 0.128, 期货市场波动略大于现货市场; 价格序列峰度均低于 3, 而收益率序列远大于 3, 呈“尖峰厚尾”特征与金融时间序列表现相符. 同时, 由于 JB 统计量均在

1% 统计水平下显著,表明价格序列和收益率序列均不服从正态分布假设.根据序列呈现出的特征,选取有漂移项和趋势项的模型对价格序列进行单位根检验,收益率序列则选择无漂移、无趋势模型,检验结果如下表 2 所示.

表 1 期货、现货价格序列及收益率序列的描述性统计

序列	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计值	序列	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计值
f_t	7.871	0.131	0.379	2.151	12 323.26***	R_f	0	0.001	0.171	24.255	44 927 030***
s_t	7.869	0.128	0.369	2.122	13 163.21***	R_s	0	0.001	-1.440	18.089	40 000 000***

注:JB 统计量为 Jarque-Bera 正态性检验统计量,“***”表明在 1% 的统计水平下显著.

表 2 单位根检验结果

变量	检验模型	ADF 值	1% 临界值	10% 临界值	结论
f_t	$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 y_{t-1} + \dots + \epsilon_t$	-2.869	-3.958	-3.127	不平稳
s_t		-2.717	-3.958	-3.127	不平稳
Δf_t	$\Delta y_t = \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 \Delta y_{t-1} + \dots + \epsilon_t$	-475.625	-2.565	-1.617	平稳
Δs_t		-183.600	-2.565	-1.617	平稳

注:用于检验价格序列的模型为带截距项且带时间趋势的模型;检验收益率的模型则不带截距、不带趋势项.

在 1% 的显著性水平下, f_t 和 s_t 的临界值分别小于其 ADF 值,即 f_t 和 s_t 非平稳;收益率序列 $R_{f,t}$ (即表 2 中的一阶差分序列 Δf_t) 和 $R_{s,t}$ (即 Δs_t) 在 1% 显著性水平下表现出平稳序列特征.因此,期货价格序列和现货价格序列是一阶单整序列,即 $f_t \sim I(1)$, $s_t \sim I(1)$,协整关系可表示为: $f_t = -0.159 + 1.02s_t + ecm_t$,残差序列的 ADF 统计值为 -33.558,在 1% 水平下显著.

3.1 价格引导关系

自股指期货上市,A股市场出现了一轮下跌,一个猜想是股指期货推出导致本次 A 股市场下跌.本文对两个收益率序列进行格兰杰因果检验,对比下跌期间和全样本期间的数据引导关系,检验结果如表 3.

表 3 格兰杰因果检验

下跌期原假设	观测量	F 统计量	P 值	全样本原假设	观测量	F 统计量	P 值
f_t 未格兰杰引起 s_t	12 581	603.79	0.00	f_t 未格兰杰引起 s_t	236 330	15 828.80	0.00
s_t 未格兰杰引起 f_t	12 581	8.83	0.00	s_t 未格兰杰引起 f_t	236 330	19.07	0.00

左侧两行显示了 2010 年 4 月 16 日至 2010 年 7 月 2 日期间的价格引导关系,右侧两行则是样本在 2010 年 4 月 16 日至 2014 年 4 月 30 日区间的检验结果,表明期货和现货价格均存在格兰杰双向引导关系,与全样本的因果检验方向一致,因此无法断定股指期货市场推出导致了 A 股市场的下跌.

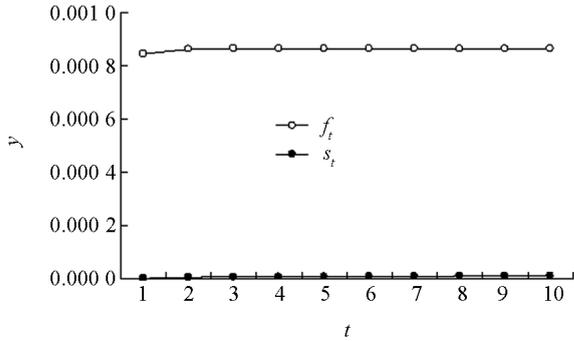
3.2 脉冲响应函数和方差分解

借助脉冲响应函数和方差分解可以分析两个市场间相互施加影响的时间长度和动态过程:前者分析市场受到一个误差项冲击时的动态变化;后者关注每一个冲击在多大程度上造成内生变量变化,即贡献度.

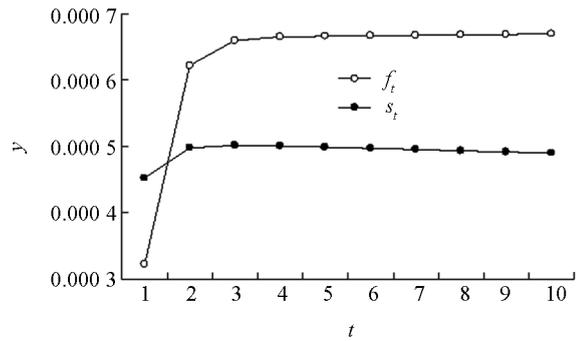
图 1 为滞后期是 10 和 100 时股指期货与指数现货的脉冲响应分析图.图 1(a)为期货价格面对一个标准差冲击时的脉冲响应,其中,空心符号曲线为期货价格对本身冲击的反应,而实心符号曲线是期货市场面对现货市场冲击的反应.期货价格在第 1 期对来自市场自身的冲击迅速反应至 0.8%,滞后期为 10 的窗口中只观察到该冲击走势平稳;再看期货市场面临现货市场冲击的反应,一个标准差的现货市场冲击从第 2 期开始才有微弱的反应,窗口为 10 时几乎可以忽略其影响.图 1(b)则为现货市场面临冲击时的反应,比期货市场更剧烈,来自期货市场的冲击比现货市场自身冲击造成的波动更大.当滞后期窗口为 10 时,现货市场价格受到 1 单位期货市场冲击会在第 1 期迅速反应至 0.03%,第 2 期反应幅度增至 0.063%,第 3 期达到峰值 0.067%后逐渐趋于平稳;而在面临来自现货市场自身的价格冲击时,在第 1 期波动比期货市场更剧烈,但第 2 期达到峰值 0.05%后其自身影响逐渐衰减.

为更好观察其趋势,将脉冲响应的滞后期窗口拓展至 100 期,其对应图表如图 1(c)和图 1(d).其中,

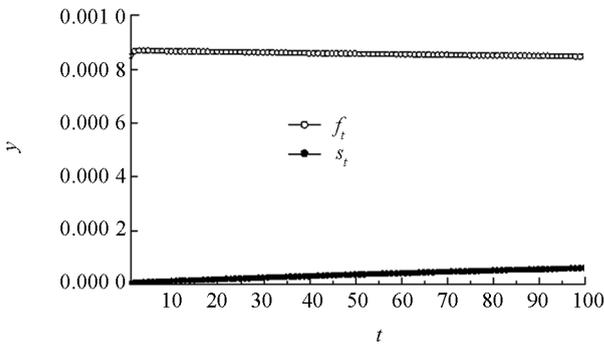
图 1(c)为期货价格的脉冲响应图,期货价格在第 20 期左右消化了来自市场自身的冲击,走势平稳且缓慢减小;而在面临来自现货市场的冲击时,期货价格在滞后第 17 期左右才逐渐产生一个小而稳定的脉冲响应.图 1(d)为滞后窗口为 100 时现货价格的脉冲响应图,可知现货市场价格对来自期货市场冲击的反应随着时间窗口延长而小幅上升并趋稳;而现货市场价格对自身的冲击则随着时间窗口延长而回落,直到 100 期后回落至 0.035%.



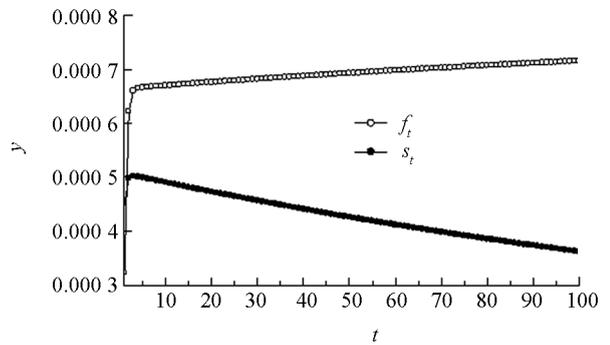
(a) $t=10$ 时, f_t 对单位冲击的脉冲响应



(b) $t=10$ 时, s_t 对单位冲击的脉冲响应



(c) $t=100$ 时, f_t 对单位冲击的脉冲响应



(d) $t=100$ 时, s_t 对单位冲击的脉冲响应

图 1 股指期货与指数现货的脉冲响应分析

由脉冲响应图可知股指期货和现货市场存在双向动态影响:冲击从现货市场向期货市场传递的速度较慢,影响比较小;从期货市场向现货市场传递的速度则较快,影响幅度也更大,进一步支撑了期货市场价格引导现货市场价格的结论.方差分解可以量化不同结构冲击对内生变量变化的贡献度(表 4).

表 4 方差分解结果

/%

滞后期	F_t		S_t	
	期货	现货	期货	现货
1	100.000	0.000	33.661	66.339
2	99.999	0.001	52.040	47.960
5	99.997	0.003	60.104	39.895
10	99.994	0.006	62.573	37.427
20	99.986	0.014	64.475	35.525
50	99.941	0.059	67.836	32.164
100	99.820	0.179	72.070	27.930

滞后期为 1 时,期货市场的全部方差来自本身,该比例随滞后期增加而减小,来自现货市场的方差贡献则对应增加;滞后期为 100 时,期货市场仍贡献了 99.8%左右的方差.现货市场方差分解在滞后期为 1 时,现货市场波动对本身影响的幅度过半(66%),远大于对期货市场的影响(0%),也高于期货市场现货市场的影响幅度(34%),伴随滞后期增加,来自现货市场的方差逐渐减小,在滞后 100 期时只贡献 28%,来自期货市场的波动影响更大.以上结果表明在本文研究的样本区间内,期货市场发挥了主

要的价格发现功能.

3.3 模型估计结果

在上述分析基础上进行 GARCH-BEEK 模型估计, 条件协方差设定满足式(4). 均值方程估计结果见表 5.

表 5 VECM-BEEK-GARCH 均值方程估计结果

	ecm_{t-1}	Δs_{t-1}	Δs_{t-2}	Δf_{t-1}	Δf_{t-2}	c
Δs_t	0.0025*** (18.98)	0.180*** (59.29)	0.102*** (47.69)	0.240*** (156.65)	0.086*** (64.141)	0 (-0.06)
Δf_t	-0.0022*** (-17.42)	0.096*** (25.51)	0.001 (0.42)	-0.024*** (-11.52)	-0.002** (-2.06)	0*** (-4.06)

注: “***”表示估计结果在 1% 统计水平下显著.

表 5 是对向量误差修正模型均值方程的估计结果, 模型根据 AIC 和 SC 准则确定 VECM 方程滞后阶数为 2 阶, 分别为:

$$s_t = \beta_{s,0} + \gamma_s ecm_{t-1} + \beta_{ss,1} \Delta s_{t-1} + \beta_{ss,2} \Delta s_{t-2} + \beta_{sf,1} \Delta f_{t-1} + \beta_{sf,2} \Delta f_{t-2} + \varepsilon_{s,t}$$

$$\Delta f_t = \beta_{f,0} + \gamma_f ecm_{t-1} + \beta_{fs,1} \Delta s_{t-1} + \beta_{fs,2} \Delta s_{t-2} + \beta_{ff,1} \Delta f_{t-1} + \beta_{ff,2} \Delta f_{t-2} + \varepsilon_{f,t}$$

对现货方程而言, 现货市场收益率变动的一阶和二阶滞后项系数分别为 0.18 和 0.102, 显著为正, 当期价格均会在前期基础上进行相应幅度的调整. 同时, 期货收益率滞后项 Δf_{t-1} 和 Δf_{t-2} 的系数也显著异于 0, 期货收益率变动会影响当期现货收益率, 即期货价格对现货价格具有引导作用. 在期货方程中, 期货自身滞后项对当期期货收益率具有显著负影响, Δs_{t-1} 的系数在 1% 的统计水平下显著, 意味着现货价格亦表现出对期货价格的引导作用. 误差修正项进一步刻画了两个市场的长期均衡调整, 现货方程的误差修正系数 $\gamma_s = 0.002$ 显著为正, 意味着在 $t-1$ 期现货价格被低估(或期货价格被高估), 投资者会低价买入现货(或高价卖出期货合约), 这种期限套利行为会推高当前现货价格, 拉低股指期货价格, 使得价格偏离将会在下一期得到纠正, 与本文预期方向一致, 符合误差修正模型的反向修正机制. 同理, 期货方程中的误差修正项系数 $\gamma_f = -0.003$ 显著为负, 当现货价格被高估(或期货价格被低估), 投资者会买入期货卖出现货纠正价格偏差. 误差修正项的调整(即套利活动)使得两个市场重回长期均衡.

根据 BEEK 模型(见(5)式)对方差方程的估计结果为:

$$C = \begin{pmatrix} 0.0002*** & 0 \\ (231.68) & \\ 0.0001*** & 0.00005*** \\ (102.97) & (73.09) \end{pmatrix}$$

$$A = \begin{pmatrix} 0.7185*** & 0.2754*** \\ (192.77) & (86.46) \\ -0.3632*** & -0.1001*** \\ (-163.75) & (-55.03) \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} 0.5399*** & -0.1887*** \\ (146.41) & (-65.745) \\ 0.1230*** & 1.0491*** \\ (125.36) & (1369.05) \end{pmatrix}$$

其中: () 中数据为 t 统计量; *, **, *** 分别代表在 10%, 5% 和 1% 的显著性水平下显著. $\alpha_{11} = 0.72$, $\beta_{11} = 0.54$, $\alpha_{22} = -0.1$ 和 $\beta_{22} = 1.05$ 均在 1% 的水平下显著异于 0, 表明现货市场和期货市场的波动分别受自身前一期冲击和条件方差的影响, 表现出波动聚集性. $\alpha_{12} = 0.28$, $\beta_{12} = -0.19$, 统计量显著, 表明来自期货市场的 $t-1$ 期的波动率和信息冲击对现货市场具有显著的影响, 即沪深 300 股指期货市场对股指现

货市场存在波动溢出效应. 对应地, $\alpha_{21} = -0.36$, $\beta_{21} = 0.12$, 也表明沪深 300 现货市场对期货市场亦存在波动溢出效应, 原假设(H_{01})和(H_{02})不成立, 与文献[5, 16, 20]结论一致, 即沪深 300 股指的现货市场和期货市场相互影响, 存在双向波动溢出效应.

3.4 分阶段的价格发现程度和波动溢出效应分析

借助 Gonzalo 和 Granger 的 PT 模型量化均衡来自每个市场的价格贡献程度, 分析期货市场、现货市场对长期均衡价格的具体贡献程度. 从表 5 模型的估计结果中可知误差修正项分别是: $\gamma_s = 0.0025$, $\gamma_f = -0.0022$. 根据 Gonzalo 和 Granger 的研究定义, 本文沪深 300 股指现货市场和期货市场的价格发现比例分别为

$$\rho_s = \frac{-\gamma_f}{\gamma_s - \gamma_f} = 46.81\% \quad \rho_f = \frac{\gamma_s}{\gamma_s - \gamma_f} = 53.19\%$$

为分析股指期货市场不同时期的价格贡献程度和波动溢出效应, 表 6, 7 将样本数据划分成 4 个阶段:

表 6 不同时期价格发现贡献度

参数	贡 献 度			
	2010 年 04 月 16 日— 2011 年 04 月 16 日	2011 年 04 月 17 日— 2012 年 04 月 17 日	2012 年 04 月 18 日— 2013 年 04 月 18 日	2013 年 04 月 19 日— 2014 年 04 月 30 日
γ_s	0.0027	0.0027	0.0040	0.0061
γ_f	-0.0094	-0.0061	-0.0032	-0.0047
ρ_s	77.69%	69.32%	44.44%	43.52%
ρ_f	22.31%	30.68%	55.56%	56.48%

表 7 不同时期波动溢出效应

参数	溢 出 效 应			
	2010 年 04 月 16 日— 2011 年 04 月 16 日	2011 年 04 月 17 日— 2012 年 04 月 17 日	2012 年 04 月 18 日— 2013 年 04 月 18 日	2013 年 04 月 19 日— 2014 年 04 月 30 日
α_{11}	-0.829***	-0.815***	0.591***	0.724***
α_{12}	-0.116***	-0.062***	0.269***	0.466***
α_{21}	0.454***	0.447***	-0.361***	-0.310***
α_{22}	0.104***	0.074***	-0.261***	-0.132***
β_{11}	0.322***	0.305***	0.587***	0.678***
β_{12}	-0.085***	-0.042***	-0.131***	-0.235***
β_{21}	0.129***	0.155***	0.121***	0.083***
β_{22}	1.015***	1.008***	1.027***	1.055***

注: “***”表示估计结果在 1% 统计水平下显著.

从表 6 可以看到, 沪深 300 股指期货市场推出前 2 年, 股指期货市场并未发挥主要的价格发现功能, 价格贡献度分别为 22.31% 和 30.68%; 随后 2 年, 期货市场的价格发现功能开始超过现货市场, 达到 56% 左右, 且相对稳定, 沪深 300 股指期货市场开始成熟, 功能逐步得到发挥.

表 7 披露了各个阶段的波动溢出估计, 估计结果均比较显著, 股指期货市场和现货市场之间存在显著的双向溢出效应, 与总体样本估计结果一致.

4 研究结论

本文使用沪深 300 股指期货市场自成立日起为期 4 年的 1 分钟高频数据, 运用 VEC-BEEK-GARCH 模型结合分段分析, 对我国目前股指期货市场的价格发现能力和波动溢出效应的研究结论如下:

第一, 沪深 300 股指期货与现货价格序列长期存在稳定关系, 二者互为格兰杰因果, 但分阶段检验表明股指期货推出初期期货市场并未充分发挥功能, 随着期货市场成熟, 引导作用才得以显现.

第二, 通过脉冲响应函数描述期、现货市场面对信息冲击的动态反应过程. 期货市场面对来自现货市

场的冲击反应并不显著,但现货市场对来自期货市场的信息冲击反应较迅速且持续.方差分解的结果说明期货市场贡献了自身方差和现货市场方差的大部分,PT 模型得出期货市场价格贡献度为 54%,高于现货市场的 46%,意味着期货市场在价格发现中占优.

第三,向量误差修正模型中的误差修正项的系数都显著异于 0 且符合负反馈性质,表明期限套利行为会纠正价格偏差,使得期、现货价格长期趋于均衡;此外,对市场间的波动溢出效应分析结果表明信息和波动会在沪深 300 股指期货和现货市场之间相互传导,波动溢出效应是双向的.而分阶段分析结果则说明,股指期货推出初期,信息波动主要从现货市场向期货市场传递,随着期货市场价格发现功能逐渐显现,波动溢出变为双向波动.

综合以上结论,我国沪深 300 股指期货市场发展已比较成熟,具有较好的价格发现功能.本研究不足之处在于运用分段分析时,只按照交易日数量将样本区间均分为 4 段,未运用结构性断点方法作为分段依据,而结构性断点方法能够更好地捕捉到市场的动态变化.此外,本文只分析了期、现货市场的价格,而对投资者结构、流动性以及具有代表性的交易标的物仍有待进一步研究.

参考文献:

- [1] LAI K S, LAIM. A Cointegration Test for Market Efficiency [J]. *Journal of Futures Markets*, 1991, 11(5): 567—575.
- [2] LIEN D, LUO X. Estimating Multiperiod Hedge Ratios in Cointegrated Markets [J]. *Journal of Futures Markets*, 1993, 13(8): 909—920.
- [3] TSE Y. Lead-Lag Relationship Between Spot Index and Futures Price of the Nikkei Stock Average [J]. *Journal of Forecasting*, 1995, 14(7): 553—563.
- [4] ANTONIOU A, HOLMES P. Futures Trading, Information and Spot Price Volatility: Evidence for the FTSE100 Stock Index Futures Contract Using GARCH [J]. *Journal of Banking & Finance* 1995, 19(1): 117—129.
- [5] TSE Y. Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Markets [J]. *Journal of Futures Markets*, 1999, 19(8): 911—930.
- [6] CHOUDHRY T. Short-Run Deviations and Optimal Hedge Ratio: Evidence from Stock Futures [J]. *Journal of Multinational Financial Management*, 2003, 13(2): 171—192.
- [7] 吴刚. 股指期货的运作机制及其投资策略研究 [J]. *西南师范大学学报:自然科学版*, 2001, 26(6): 645—649.
- [8] KAWALLER I G, KOCH P D, KOCH T W. The Temporal Price Relationship Between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index [J]. *Journal of Finance*, 1987, 42(5): 1309—1329.
- [9] HASBROUCK J. Intraday Price Formation in Us Equity Index Markets [J]. *Journal of Finance*, 2003, 58(6): 2375—2400.
- [10] 王拓,刘兴万. 股指期货价格发现功能研究——基于印度 Nifty50 股指期货的实证分析 [J]. *南昌航空大学学报:社会科学版*, 2008, 10(3): 33—37.
- [11] 夏天. 国内外股指期货与股票指数之间的关联性研究 [J]. *南方经济*, 2008(4): 66—74.
- [12] 熊熊,王芳,张维,等. 新华富时 A50 指数期货与 A 股市场之间的价格发现与波动溢出研究 [J]. *管理学报*, 2009, 6(11): 1507—1512.
- [13] 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): 32—38.
- [14] 李江,林小春. 我国股指期货与现货市场之间价格发现及波动性关系研究 [J]. *中国市场*, 2010(48): 20—23.
- [15] YANG J, YANG Z, ZHOU Y. Intraday Price Discovery and Volatility Transmission in Stock Index and Stock Index Futures Markets: Evidence from China [J]. *JFM*, 2012, 32(2): 99—121.
- [16] 华仁海,刘庆富. 股指期货与股指现货市场间的价格发现能力探究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2010(10): 90—100.
- [17] 何诚颖,张龙斌,陈薇. 基于高频数据的沪深 300 指数期货价格发现能力研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2011, 28(5): 139—151.
- [18] HAMA O Y, MASULIS R W, NG V. Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets [J]. *RFS*, 1990, 3(2): 281—307.
- [19] KOUTMOS G, TUCKER M. Temporal Relationships and Dynamic Interactions Between Spot and Futures Stock Markets [J]. *JFM*, 1996, 16(1): 55—69.

- [20] 邢精平, 周伍阳, 季 峰. 我国股指期货与现货市场信息传递与波动溢出关系研究 [J]. 证券市场导报, 2011(2): 13—19.
- [21] 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.
- [22] ENGLE R F, KRONER K F. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH [J]. *Econometric Theory*, 1995, 11(01): 122—150.

Evidence of the Price Discovery and Volatility Spillover of the CSI 300 Stock Index Futures Based on the BEEK-GARCH Model

TAO Qi-zhi, LI Liang, GUO Shu-xin

Finance School, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China

Abstract: With the 1 minute interval data up to the present time of the CSI 300 stock index futures as the samples, this paper quantitatively studies the price discovery and volatility spillover of the CSI 300 stock index futures and spot markets, using the BEEK-GARCH model. The impulse response function and variance decomposition are used to imply the price discovery, which shows that the future market plays a more important role. A vector error correction model is built to describe the dynamic adjustment of the futures and spot price of stock indexes. The result shows that there exists a two-way granger causal relationship between the futures and the spots, as well as a volatility spillover effect. The regression will return to the mean in the short run and satisfies the negative feedback of the correction that the existence of arbitrage will adjust the bias to the equilibrium in the long run.

Key words: CSI 300 Stock Index Future; price discovery function; volatility spillover effect

责任编辑 张 枸

