

# 我国股指期货价格发现功能研究<sup>\*</sup>

方匡南 蔡振忠

**内容提要:** 本文基于沪深 300 股指期货 5 分钟高频数据,利用协整检验、误差修正模型和脉冲响应函数研究了我国股指期货长短期的价格发现机制,并用信息共享模型、共因子模型研究了我国股指期货市场的价格发现贡献程度;在此基础上,引入分位数回归,探讨不同涨跌幅度的期现关系。实证结果表明:我国指数期货和现货价格存在相互引导关系,而现阶段现货市场能更快反应全部市场的冲击,且现货市场在价格发现功能中的作用相对较大;随着涨跌幅度的变化,现货对期货的影响呈 U 型走势,而期货对现货的影响呈单边上升走势。

**关键词:** 沪深 300 股指期货; 价格发现机制; 贡献度测算; 分位数回归

**中图分类号:** C812      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1002 - 4565(2012)05 - 0073 - 06

## Research on Price Discovery Function of Stock Index Futures in Chinese Emerging Market

Fang Kuangnan & Cai Zhenzhong

**Abstract:** This article studies stock index futures of long-term and short-term price discovery mechanism using cointegration test, error correction model and impulse response function based on the Shanghai Shenzhen 300 stock index futures 5-minute high-frequency data, and information sharing model and common factor model are used to study contribution of price discovery of stock index futures in China. In addition, quantile regression is used to explore the relationship of future and spot market at different ups and downs. The empirical results show that there is mutual guidance between index futures and spot prices in China market, and the spot market have a bigger role in price discovery in current stage; with the change of ups and downs, the impact of spot on index future showed a U-trend, and the impact of futures on the spot showed a unilateral increasing trend.

**Key words:** ShangHai ShenZhen 300 Index Future; Price discovery; Contribution Measure; Quantile Regression

### 一、引言

期货的价格发现功能是期货市场的一大重要功能,也一直都是学术界、业界以及监管当局十分关心的问题。人们经常把期货市场的价格发现功能看作是衡量市场发展水平的一个重要标志。

2010 年 4 月 16 日我国推出了沪深 300 股指期货,这是我国第一个股指期货,是我国新兴资本市场的一次重大创新,具有里程碑的意义;有利于完善和稳定我国证券市场;有利于完善资产价格形成机制,引导资源优化配置。但是股指期货的这些功能只有在期货市场价格发现功能正常的情况下才能发挥出来。因此,研究我国沪深 300 股指期货的市场运行效率和价格发现机制具有非常重要的意义。

### 二、文献综述

对期货和现货价格发现机制的研究在国内外由来已久。国外在期货和现货的价格发现方面进行了大量的研究。Garbade 和 Silber(1983)建立了期货和现货在价格上的相互关系模型,通过前一期基差对后一期期货及现货价格变动的影晌来衡量期货与现货的价格发现功能的大小。Engle, Granger(1987)及 Johansen, Juselius(1990)分别提出的 E-G 两步法和 Johansen 极大似然检验法的协整分析方法作为研究非平衡经济变量的均衡关系的一种全新方

\* 本文得到中央高校基本科研业务费专项资金(2010221040)、国家社科基金重点项目(11BTJ001)和福建省社科基金(2011C042)资助。

法,在之后的期现货市场价格发现的研究中得到了广泛的应用。

此外,通过 Granger 检验或者误差修正模型可以分析期货和现货之间的引导关系,后者还可以进行长短期影响的分析。Harris、McInish 和 Wood (2002) 都应用 VECM 模型做了相关的实证,探讨了期货和现货市场的价格发现功能。

国内对期货和现货的价格发现也进行了一定的研究。对于商品期货价格发现机制的研究,肖辉等 (2004) 运用 Gonzalo 和 Granger 的共同因子贡献模型分析了伦敦金属交易所和上海金属交易所两个市场在铜价格发现过程中的贡献度,发现伦敦铜期货市场对价格发现的贡献度要大于上海。华仁海 (2005) 利用协整检验、误差修正模型、方差分解等方法研究了上海期货交易所铜、铝、橡胶三个期货品种的期现动态关系,测算了期货市场在价格发现中作用的大小。

对于股指期货价格发现机制的研究,肖辉等 (2006) 使用脉冲响应和一般因子分解模型检验了标准普尔 500 指数、道琼斯工业平均指数、香港恒生指数、日经指数和金融时报 100 指数现货市场和期货市场之间的价格发现过程,佟孟华等 (2008) 通过对香港恒生股指期货与股指现货价格的领先滞后关系进行研究。但是以上的研究均是以成熟市场的股指期货市场作为研究对象,而我国的资本市场是一个新兴市场,股指期货刚推出不久,探讨我国股指期货市场的价格发现机制和运行效率具有非常重要的意义。

本文基于我国股指期货市场的高频数据,利用协整检验和误差修正模型研究我国股指期货长短期的价格发现机制,并用信息共享模型、共因子模型以及脉冲响应函数研究我国股指期货市场的价格发现贡献程度,在此基础上,引入分位数回归,探讨不同涨跌幅度的现货收益率与期货收益率之间的关系。

### 三、理论模型与研究方法

#### (一) 股指期货的定价机制

关于期货定价的理论很多,其中应用最广泛的是持有成本理论 (Carrying Charge Theory)。在满足完美市场假设下,股指期货与同期现货价格间的差异是投资者持有期货与持有现货之间的持有成本,具体可表示为:

$$F_{(t,T)} = S_t e^{(r-q)(T-t)} \quad (1)$$

其中  $F_{(t,T)}$  表示  $T$  时刻到期的股指期货在  $t$  时刻的理论价格,  $S_t$  表示  $t$  时刻的股票指数价格,  $r$  为市场无风险利率,  $q$  为股票指数在持有期内的连续复合收益率。

从式 (1) 来理解期货价格是跟随同期现货价格的变化,而对式 (1) 式进行变换可得:

$$S_t = F_{(t,T)} e^{-(r-q)(T-t)} \quad (2)$$

式 (2) 可以理解为现货价格是同期期货价格的贴现,现货价格受同期期货价格的影响,也就是说市场信息可能先反映在期货市场上,再传导到现货市场。为了研究方便以及消除价格序列的异方差,对式 (1) 两边取对数可得:

$$f_t = s_t + (r - q)(T - t) \quad (3)$$

$$\text{其中 } f_t = \ln F_{(t,T)}, s_t = \ln S_t$$

如果股指期货定价有效的话,则期货价格和现货价格存在着长期的均衡关系,可以用计量的协整方法进行检验,协整向量应为  $(1, -1)$ 。

#### (二) 价格发现及其贡献测度模型

若期货价格序列  $f_t$  和现货价格序列  $s_t$  之间存在协整关系,那么可以通过建立向量误差修正模型 (VECM) 来研究期货价格和现货价格之间的相互引导关系。期货和现货价格的向量误差修正模型为:

$$\begin{aligned} \Delta f_t = & c_1 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i^{11} \Delta f_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \Gamma_i^{12} \Delta s_{t-i} + \varepsilon_{1,t} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & c_2 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i^{21} \Delta f_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \Gamma_i^{22} \Delta s_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (5)$$

其中,  $c_1$ 、 $c_2$  分别为模型的常数项,  $Z_{t-1} = \beta + F_{t-1} - aS_{t-1}$  为含有截距的误差修正项,  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  为误差修正项的调整系数,  $\Gamma_i^{jk}$  ( $j = 1, 2; k = 1, 2$ ) 为短期调整系数,  $p$  为滞后阶数,  $\varepsilon_{1,t}$ 、 $\varepsilon_{2,t}$  为对应方程的残差,假设服从联合正态分布。式 (4) 和式 (5) 可以从长期和短期两方面来刻画期货价格和现货价格之间的动态关系。从长期来看,调整系数  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  表明了当系统偏离了长期均衡时,期货和现货价格的调整速度和调整方向。从短期来看,若式 (4) 中  $\Delta s_{t-i}$  的系数  $\Gamma_i^{12}$  全部显著不为零,则说明在 Granger 引导中  $s_t$  处于领先地位,及现货价格领先 (或引导) 期货价格;同理,若式 (5) 中  $\Delta f_{t-i}$  的系数  $\Gamma_i^{21}$  全部显

著不为零,则说明期货价格领先(或引导)现货价格。

为了进一步定量测度不同市场在价格发现中的贡献,Gonzalo 与 Granger (1995) 和 Hasbrouck (1995) 分别提出了共因子模型和信息共享模型。

Gonzalo 和 Granger (1995) 的共因子模型是基于 Stock 和 Watson(1988) 提出的公共因子表达式:

$$Y_t = f_t + G_t \quad (6)$$

其中  $f_t$  为公共因子,  $G_t$  为不对  $Y_t$  产生持久性的影响的短暂成分。Gonzalo 和 Granger (1995) 认为式(6)中  $f_t$  可以分解为价格的线性组合:  $f_t = \eta Y_t$ ,  $\eta = (\eta_1, \eta_2)^T$  为公共因子系数向量,由于  $\eta$  与误差修正系数向量  $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)^T$  正交,对  $\eta$  标准化后得两个市场价格发现的贡献  $\eta^*$  :

$$\eta^* = (\eta_1^*, \eta_2^*) = \left( \frac{|\alpha_2|}{|\alpha_2| + |\alpha_1|}, \frac{|\alpha_1|}{|\alpha_2| + |\alpha_1|} \right) \quad (7)$$

Hasbrouck (1995) 认为误差修正模型(VECM)可进一步表示为向量滑动平均形式(VMA):

$$Y_t = J\varphi \left( \sum_{k=1}^L \varepsilon_{t-k} \right) + \varphi^*(L) \varepsilon_t \quad (8)$$

其中,  $Y_t = (f_t, s_t)^T$ ,  $J = (1, 1)^T$ ,  $\varphi^*(L)$ ,  $\varphi = (\varphi_1, \varphi_2)$  为带滞后算子的矩阵多项式,  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})^T$ 。Hasbrouck (1995) 认为增量  $\varphi \varepsilon_t$  是由于新息引起价格变动的长期作用部分,该部分方差为  $\varphi \Pi \varphi^T$ ,其中  $\Pi$  为残差  $\varepsilon_t$  的协差阵。可以通过计算期货和现货在该方差中所占的比重来衡量两个市场的价格发现的贡献度。

若  $\Pi$  为对角阵(即  $\rho = 0$ ),则第  $i$  个市场的信息份额为  $S_i = \frac{[\varphi \Pi]_i}{\varphi \Pi \varphi^T}$ ;若  $\Pi$  不是对角阵(即  $\rho \neq 0$ ),则  $S_i$  不是唯一定义的。在这种情况下,Hasbrouck (1995) 指出可以通过对不同价格顺序排列的方差进行 Cholesky 因子分解(即  $\Pi = MM^T$ ,其中  $M$  为下三角阵)来得到信息份额的上限和下限,利用所有排列信息份额的平均值作为度量各个市场所占信息份额大小的参数。由 Baillie (2002) 的研究可知:

期货市场信息份额的上限为:

$$IS_F^U = \frac{([\eta^* M]_1)^2}{\eta^* \Pi \eta^{*T}}$$

现货市场信息份额的下限为:

$$IS_S^L = \frac{([\eta^* M]_2)^2}{\eta^* \Pi \eta^{*T}}$$

改变市场价格顺序,即令  $Y_t = (s_t, f_t)$ ,可得现货市场上限和期货市场下限,将一个市场信息份额上限和下限的均值作为该市场信息份额的有效估计。如有一个市场所占的信息份额大,则说明这个市场在新息中吸收更多的信息,即可说明该市场在价格发现中发挥了更重要的作用。

#### 四、数据来源与说明

本文只选用了沪深 300 股指期货和其对应的现货的 5 分钟高频数据。本文选择主力合约“当月合约”构成的当月连续指数作为期货指数,时间从 2010 年 4 月 16 日 9:35 至 2011 年 6 月 3 日 15:00。由于期货和现货的开市、闭市时间不同,或者期货市场存在交易空档期,删去期、现不同时间的数据,只保留期货和现货市场同期的数据。处理后的样本数据共有 13200 个,数据来源于 bloomberg 系统。

为了消除时间序列可能存在的异方差,分别对现货价格和期货价格序列取自然对数。记  $f_t = \ln F_t$ ,  $s_t = \ln S_t$ 。并分别对  $f_t$  和  $s_t$  取差分,即期货对数收益率  $\Delta f_t = f_t - f_{t-1}$ ,现货对数收益率  $\Delta s_t = s_t - s_{t-1}$ 。

表 1 样本数据的描述统计

	均值	标准差	最大值	最小值	偏度	峰度	JB 检验	Q(12)	Q <sup>2</sup> (12)
$\Delta s_t$	-0.000009	0.0020	0.0174	-0.0245	-0.29	11.57	40583*	20.52	337.7*
$\Delta f_t$	-0.00001	0.0021	0.0305	-0.0238	0.98	25.4	277576*	58.13*	103*

注: \* 表示在 5% 显著性水平下显著。JB 统计量为 Jarque-Bera 正态性检验统计量。Q(12) 和 Q<sup>2</sup>(12) 分别是序列自相关和序列平方自相关 Ljung-Box 统计量。

从表 1 来看,沪深 300 股指期货和现货收益率序列的均值都几乎为 0。从偏度、峰度来看,现货收益率分布均略微左偏,而期货收益率略显右偏,且均是尖峰厚尾。进一步从 JB 正态检验统计量来看,在 5% 置信水平下,沪深 300 股指期货收益率和现货收益率均显著不服从正态分布。从收益率自相关性检验来看,现货收益率的 Q(12) 在 5% 置信水平下不显著,而期货收益率在 5% 置信水平下显著,说明期货存在较强的自相关性。从收益率平方的自相关性检验来看,现货收益率和期货收益率的 Q<sup>2</sup>(12) 在 5% 置信水平下均显著,说明沪深 300 期货、现货收益率均存在异方差性。

### 五、实证分析

#### (一) 期现长期均衡关系检验

如果期货市场定价有效,期货和现货市场则存在着长期均衡关系,因此可以利用协整方法检验。但协整检验的前提是要求变量是非平稳的。因此,在做协整检验之前先对序列做平稳性检验,ADF检验结果显示,沪深300股指期货和现货的价格序列都是非平稳的,但是收益率序列均是平稳序列。

根据平稳性检验结果,本文利用基于VAR的Johansen方法对 $f_t$ 和 $s_t$ 进行协整检验,结果表明在5%显著性水平下,沪深300指数货现存在着1个协整向量。这与Pizzi等<sup>[24]</sup>(1998)研究美国市场、Bhar(2001)研究澳大利亚市场、Nieto等研究西班牙市场的结论一致。

#### (二) 期现引领关系的检验

在完美有效市场假设下,新息同时传递到期货市场和现货市场,但在交易成本、流动性以及其他市场约束条件下,期货、现货可能存在着相互引领关系。实际情况是,沪深300的期货和现货的走势基本一致。

为了进一步刻画两个市场对价格发现贡献的大小以及相互之间的引导关系如何实现,本文运用了误差修正模型(VECM)、信息份额及共因子模型对 $f_t$ 与 $s_t$ 进行分析。根据AIC、SC、HQ、FPE四个准则确定VECM的最优滞后阶数为2阶,VECM的估计结果见表2。

表2 VECM参数估计结果

	$c_i$	$Z_{t-1}(\alpha_i)$	$\Delta f_{t-1}(\Gamma_1^1)$	$\Delta f_{t-2}(\Gamma_2^1)$	$\Delta s_{t-1}(\Gamma_1^2)$	$\Delta s_{t-2}(\Gamma_2^2)$
$\Delta f_t$	-1.14E-05 (-0.6168)	-0.01238* (-4.0614)	-0.0025 (-0.1801)	-0.0194 (-1.3548)	-0.0353* (-2.3513)	0.000967 (0.0676)
$\Delta s_t$	-7.54E-06 (-0.4425)	0.00565* (2.0103)	0.4141* (32.3997)	0.0883* (6.6944)	-0.3513* (-25.3847)	-0.0714* (-5.4208)

注:( )表示t值,显著水平为5%的双边t值为1.9601,\*表示5%显著水平下统计显著,误差修正项 $Z_{t-1} = f_{t-1} - 1.022s_{t-1} + 0.1733$

从表2可知,从长期来看,调整系数 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 在5%的显著水平下是显著的,说明误差修正项对期货和现货价格的收益率均值具有解释能力,即当系统偏离均衡状态时,误差修正项直接对下一期的价格调整产生影响。另外, $\alpha_1 < 0$ 意味着误差修正项对期货价格的变动具有负的调节作用,即对于期货市场来说,当系统偏离均衡状态时,若 $Z_{t-1} > 0$ ( $Z_{t-1} < 0$ ),此时期货价格相对于现货价格偏高(偏低),市

场存在套利机会,将使得期货价格下跌(上涨),并最终趋于均衡状态;同样的 $\alpha_2 > 0$ 说明在现货价格低于(高于)期货价格时,套利会使现货价格提高(降低)。另外从调整的力度上比较,误差修正项对期货的调整力度大于对现货的调整力度。

从短期来看,期货的VECM等式中, $\Gamma_1^{12}$ 在5%水平下是显著的,说明现货价格Granger引导期货价格。在现货价格收益率的VECM等式中,系数 $\Gamma_1^{21}$ 、 $\Gamma_2^{21}$ 、 $\Gamma_1^{22}$ 、 $\Gamma_2^{22}$ 在5%的水平下均是统计显著的,说明期货价格Granger引导现货价格。

综上,在长期中期货市场比现货市场更快回到均衡状态,短期内现货价格和期货价格之间存在相互引导作用。

#### (三) 价格发现贡献度测量

为进一步刻画期货价格变动与现货价格变动之间的彼此作用过程及强弱关系,本文运用脉冲响应函数做进一步分析。由于Cholesky分解存在不唯一性,故选择广义脉冲响应方法进行分析。

图1和图2分别显示了指数期货对指数现货冲击的响应及指数现货对指数期货冲击的响应情况。可以发现两个市场对于来自对方市场冲击的响应力度相当,但是指数现货对来自指数期货冲击的吸收速度快,在10分钟之后就基本消化来自期货市场的冲击影响,20分钟之后完全消化;而期货市场对来自现货市场的冲击在10分钟时才消化75%左右,完全消化需要近25分钟。

总的来说,我国沪深300股指期货市场和沪深300现货市场之间有相互引导作用,二者对来自对方市场的冲击反应力度基本相当,但是沪深300现货市场对沪深300指数期货市场的冲击更具有持久性,沪深300期货市场对现货市场的影响持续时间短。这与前文的期现引导关系检验结果是一致的。

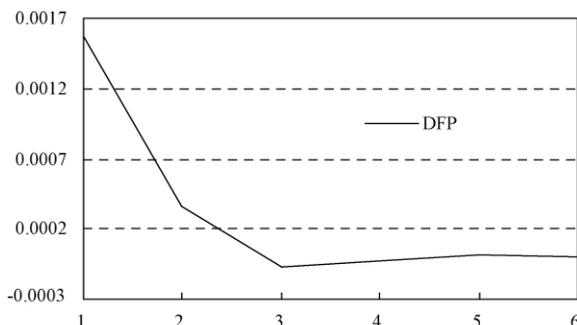


图1 指数期货对指数现货冲击的响应

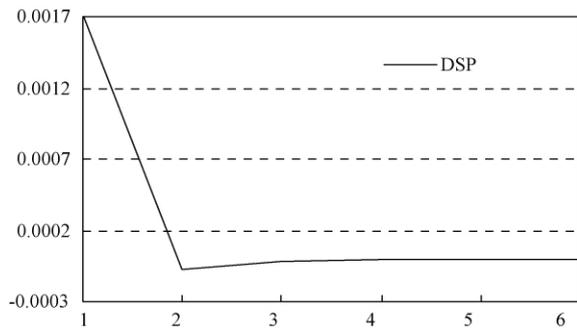


图 2 指数现货对指数期货冲击的响应

进一步运用 Hsabruck 的信息份额模型和 Gonzalo-Granger 共因子模型测量现货和期货市场在价格发现中的作用, 结果见表 3。

表 3 价格发现贡献度量化结果 (%)

	现货市场	期货市场
共因子模型	68.67	31.33
信息份额模型	57.42 (19.66, 95.18)	42.58 (4.82, 80.34)

注: ( ) 中的前后两个数据分别表示对应市场信息份额的上限和下限。

从表 3 中可以发现, 从共因子模型测度结果来看, 沪深 300 指数现货市场的价格发现贡献度为 68.67%, 期货市场的贡献度为 31.33%; 从信息份额模型测度的结果来看, 沪深 300 指数现货市场的价格发现贡献度为 57.42%, 期货市场贡献度为 42.58%。因此, 不论是信息共享模型还是共因子模型都显示, 我国股票市场在价格发现中的贡献要大于股指期货市场。这表明我国股指期货市场的价格发现能力较弱, 这与成熟市场(恒生指数、S&P500 等)期货市场在价格发现中占主导地位(肖辉、鲍建平等(2006))的结论有所不同。但与严敏、巴曙松等(2009)等利用 HS300 仿真数据得出的结论类似。

(四) 不同涨跌幅度的期现关系分析

通过前文的分析我们知道, 沪深 300 股指期货、现货在短期上具有相互引领关系, 但是这种引领关系在不同涨跌幅度下是否一样? 为了研究现货在不同行情下对期货的引领关系, 本文引入非参数的分位数回归方法进行研究。分位数回归在不同的  $\alpha$  下, 就能得到因变量关于自变量不同的分位数函数, 随着  $\alpha$  从 0 到 1 变化, 就能得到所有  $Y$  在  $X$  上的条件分布的轨迹, 即一簇曲线。对于本文的期现引领关系, 可以利用分位数回归研究现货收益率对期货收益率在不同分位数上的影响以及期货收益率对现

货收益率在不同分位数上的影响, 实际上就是研究现货收益率和期货收益率在不同涨跌幅度上的相互影响程度。

表 4 沪深 300 5 分钟高频数据期货对现货收益率分位数回归估计结果

$\alpha$ (%)	截距项	现货收益率	$\alpha$ (%)	截距项	现货收益率
1	-0.0036*	0.826*	60	0.0002*	0.6814*
5	-0.002*	0.802*	70	0.0005*	0.687*
10	-0.0014*	0.769*	80	0.0008*	0.710*
20	-0.0009*	0.715*	90	0.0014*	0.764*
30	-0.0005*	0.686*	95	0.0021*	0.797*
40	-0.0003*	0.676*	99	0.004*	0.924*
50	0.0000	0.681*			

注: \* 表示 5% 置信水平下显著。

从表 4 可以看出, 在不同分位数水平下, 回归系数均显著, 且回归系数呈 U 型走势, 也就是说在快速上涨期 ( $\alpha > 90%$ ) 现货对期货的影响最大, 分位数回归系数 0.76 以上, 尤其是  $\alpha = 99%$  时, 分位数回归系数最大, 达到 0.924; 小幅涨跌时期 ( $10% < \alpha < 90%$ ) 分位数回归系数减小, 在 0.7 上下波动; 而快速下跌期 ( $\alpha < 10%$ ) 现货对期货的影响又增大, 分位数回归系数为 0.8 左右, 说明当市场处于急剧下跌和快速上涨期时, 现货相对期货影响会逐渐增大, 而且现货对期货的影响在快速上涨期要大于快速下跌期, 存在非对称性, 这主要受投资者追涨杀跌的影响。

表 5 沪深 300 5 分钟高频数据现货对期货收益率分位数回归估计结果

$\alpha$ (%)	截距项	期货收益率	$\alpha$ (%)	截距项	期货收益率
1	-0.00370*	0.693*	60	0.00026*	0.738*
5	-0.002*	0.702*	70	0.00056*	0.743*
10	-0.0015*	0.705*	80	0.0009*	0.738*
20	-0.0009*	0.728*	90	0.0015*	0.763*
30	-0.0005*	0.726*	95	0.0021*	0.75*
40	-0.0002*	0.731*	99	0.0035*	0.74*
50	0.00001	0.736*			

注: \* 表示 5% 置信水平下显著。

从表 5 可以看出, 在不同分位数水平下, 回归系数均显著, 且回归系数呈上升走势。也就是说在下跌期 ( $\alpha < 50%$ ) 期货对现货的分位数回归系数在 0.72 上下波动, 而在上涨期 ( $\alpha > 50%$ ) 期货对现货的影响不断增强, 分位数回归系数在 0.74 上下波动。说明我国股指期货在上涨期对股票市场的引导作用强于下跌期。

## 六、小结与讨论

通过协整检验、误差修正模型和脉冲响应函数,我们发现股指期货与现货之间有长期的协整关系,即HS300股指期货的定价是有效的、合约交易规则和制度设计基本上是有用的,这为套期保值等期货功能的发挥提供了基础。另外,分析结果显示期货价格和现货价格之间存在相互引导的关系。接着运用信息共享模型、共因子模型研究了我国股指期货市场和现货市场的价格发现贡献程度。实证结果说明现货和期货市场之间有相互引导关系,现货市场在价格发现中的贡献度稍大于期货市场。这一结论与理论上期货具有很强价格发现能力的论断相违背,但其实是我国期货现状(期货市场刚推出、相关的制度设定、投资者习惯)的正常反应。在前述研究基础上,引入分位数回归,探讨了不同涨跌幅度的期现关系。实证结果表明,随着涨跌势的增强,现货对期货的影响会逐渐增强。

理论上由于股指期货具有多空操作不受限、低交易成本、高流动性、信息完全揭露等优点,能迅速反应市场信息,起到引领价格的作用。而本文研究表明在运行初期,我国股票市场对价格发现具有主导作用。主要原因有:

一是我国股指期货市场准入门槛过高。为了实现股指期货市场稳定健康起步,中金所设定了一个相对较高的进场门槛,使得股指期货的交易量与现货市场相去甚远。因此期货市场的活跃度大大低于现货市场,致使很多新息都是通过现货市场来反映的。

二是期货市场的参与者绝大多数为个人投资者。由于相关制度的滞后,使得机构投资者(特别是基金)没法及时进场,整个市场主要是个人投资者在交易。而初期投资者由于缺乏经验,没有足够的技术数据参考,最可靠的依据是现货指数的走势,所以期货走势就跟随在现指的后面亦步亦趋。此外,个人投资者主要是短线交易,绝大多数都是日内交易,致使股指期货套期保值等相关的组合投资策略无法实施,导致期货市场的相关功能无法显现。

三是初期的下跌行情及动荡形势扰乱投资的理性投资心理。从2010年4月16日至7月6日,上证指数从3100左右下跌至2319,致使整个市场情绪紧张,加上个人投资者初期经验不足,还不习惯于在期货市场进行卖空交易,所以期货市场没有充分发挥引导和保值的功能。之后市场行情又经过不断

的拉升和急速下挫,动荡行情一直在打乱投资者的理性心理。

但是,随着制度的完善,机构投资者的进入,个人投资者经验的增加及市场的成熟,股指期货的价格发现功能必将得到显现。

### 参考文献

- [1] Garbade K. D. & Y. Silber. Price movements and price discovery in futures and cash markets [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1983(65).
- [2] Kawaller I. G., Koch P. D., & T. W. Koch. The temporal price relationship between S&P 500 futures and the S&P 500 index [J]. *Journal of Finance* 4, 1987(4).
- [3] Engle R. F., R. A. Granger. Cointegration and error correction representation estimation and testing [J]. *Econometrica*, 1987(55).
- [4] Johansen S., K. Juselius. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990(52).
- [5] Harris F. H., Mchish T. H., shoesmith, G. L. & T. W. Wood. Cointegration error correction and price discovery on informationally linked security markets [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1995(30).
- [6] Hasbrouck J. One security, many markets: determining the contributions to price discovery [J]. *Journal of Finance*, 1995(50).
- [7] Conzalo J., C. W. Granger. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1995(13).
- [8] Hasbrouck J. Stalking the “efficient price” in market microstructure specifications: an overview [J]. *Journal of Financial Markets* 2002(3).
- [9] Yan B. C., E. A. Zivot. Structural analysis of price discovery measures [J]. *Journal of Financial Markets* 2010(1).
- [10] 肖辉、吴冲锋、鲍建平. 伦敦金属交易所与上海期货交易所同价格发现过程 [J]. *系统工程理论与实践* 2004(6).
- [11] 华仁海. 现货价格和期货价格之间的动态关系: 基于上海期货交易所的经验研究 [J]. *世界经济* 2005(5).
- [12] 肖辉、鲍建平、吴冲锋. 股指与股指期货价格发现过程研究 [J]. *系统工程学报* 2006(4).
- [13] 佟孟华、杨荣、郭多祚. 股指期货价格发现功能的实证研究——基于现货指数变化趋势 [J]. *统计与信息论坛* 2008(9).
- [14] 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(10).

### 作者简介

方匡南,男,28岁,浙江省人,2010年毕业于厦门大学经济学院计划统计系,获经济学博士学位,现为厦门大学经济学院助理教授。研究方向为数据挖掘和经济计量。

蔡振忠,男,25岁,福建省人,现为厦门大学经济学院硕士研究生。研究方向为金融计量。

(责任编辑:周晶)