

沪深 300 股指期货价格发现能力研究

黄金波¹, 吴莉莉¹, 胡 蓉²

(1. 广东财经大学 金融学院/珠三角科技金融产业协同创新发展中心, 广东 广州 510320; 2. 广东金融学院 金融数学与统计学院, 广东 广州 510521)

摘 要: 利用沪深 300 指数及其期货当月主力合约的 5 分钟高频数据, 本文采用 Granger 因果检验、向量自回归模型、Johansen 协整检验及向量误差修正模型, 系统分析不同价格趋势下沪深 300 股指期货的价格发现能力。研究表明: 第一, 在上涨趋势中期货收益率单方面引起现货收益率变化, 现货收益率不是引导期货收益变化的原因; 但是, 在下跌趋势中现货收益率与期货收益率具有相互引导的 Granger 因果关系。第二, 无论在上涨阶段还是下跌阶段, 期货市场都在价格发现能力方面处于主导地位。第三, 期货价格与现货价格存在长期均衡关系, 当二者短期内偏离均衡时, 期货价格引导现货价格向均衡方向调整。

关键词: Granger 因果检验; 协整检验; 误差修正模型; 股指期货

中图分类号: F830.9 **文章标识码:** A **文章编号:** 1007-3221(2019)12-0144-09 **doi:** 10.12005/orms.2019.0284

A Study of Price Discovery of HS300 Index Futures in China

HUANG Jin-bo¹, WU Li-li¹, HU Rong²

(1. School of Finance, Collaborative Innovation Development Center of Pearl River Delta Science & Technology Finance Industry, Guangdong University of Finance & Economics, Guangzhou 510320, China; 2. School of Financial Mathematics & Statistics, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China)

Abstract: Using five minutes high frequency data of HS300 stock index spot and futures, this paper apply Granger causality test, vector auto-regression model, Johansen cointegration test and vector error correction model to analyse HS300 stock index futures pricing capabilities under different trends. The empirical results demonstrate that firstly futures returns is Granger causality of spot return, while spot return is not Granger causality of futures returns in the rising trend, and there is bidirectional Granger causality between spot return and futures return in the decline trend. Secondly, regardless of increasing or decreasing trend, futures market is always in a dominant position for price discovery capabilities. Finally, a long-run equilibrium exists between futures and spot prices, and futures price leads spot price returning to the equilibrium when they are not in equilibrium.

Key words: granger causality test; cointegration test; VECM; stock index futures

0 引言

作为国内重要的金融创新工具, 我国沪深 300 股指期货自 2010 年 4 月 16 日推出以来, 一直备受人们关注。业界普遍认为, 股指期货的推出有助于引入做空机制, 提高资本市场的定价效率。然而, 沪深 300 股指期货推出前后的实证研究并未取得

一致结论。股指期货推出之前的仿真研究表明股指期货价格发现能力有限; 而股指期货推出之后, 由于运行时间不长且我国资本市场仍不够成熟, 股指期货是否具有价格发现功能以及程度如何都受到研究者的广泛关注, 但尚没有取得一致的结论。由此可见, 我国的股指期货与现货之间的价格引导关系, 以及两者之间价格发现的贡献度如何, 诸如此类问题都尚待深入研究。

收稿日期: 2018-04-29

基金项目: 国家自然科学基金项目 (71603058, 71971068, 71721001, 71573056); 教育部人文社会科学研究基金 (16YJC790033, 17YJC790023); 广东省哲学社会科学规划基金 (GD15YYJ06, GD15XYJ03); 广东省自然科学基金 (2016A030313656)

作者简介: 黄金波 (1983-) 男, 河南光山人, 副教授, 广东省青年珠江学者, 博士, 研究方向: 金融工程与风险管理; 吴莉莉 (1993-) 女, 广西南宁人, 硕士研究生, 研究方向: 金融风险计算; 胡蓉 (1979-) 女, 湖南衡阳人, 讲师, 博士, 研究方向: 金融计算、数据挖掘。

目前国内外已有许多学者对期货与现货之间的价格发现问题进行了研究。国外期货市场的起步比较早,所以这方面的研究比较充分^[1~4]。Stoll 和 Whaley^[1]认为理性有效市场中,期货现货收益应该是完全同步的,但是他们的研究发现,即使排除非正常交易之后,S&P500 和 MM 股指期货的收益率仍领先股票现货约五分钟、偶尔达到十分钟或更多,而滞后的股指收益对期货收益也具有温和的正向预测作用。Ghosh^[2]进一步对 S&P500 指数及其期货之间的关系进行研究,发现二者在长期具有协整关系,在短期具有期货引导现货的关系。Tse^[3,4]分别运用道琼斯工业指数和日经 Nikkei225 进行研究,研究结论支持股指期货在价格发现中处于主导地位的结论。Hasbrouck^[5]运用多种期货合约和 ETF 对标普 500、标普 400 及纳斯达克 100 指数进行研究,研究结果得出,不同合约的定价能力有差异,小型期货合约对标普 500 和纳斯达克 100 具有价格发现功能,标准期货和 ETF 都可以发现标普 400 的价格。Booth 等^[6]对德国股票市场的 DAX 指数进行类似研究,他们的实证结果证明,期权的价格发现功能不如期货合约。而 Nam 等^[7]基于韩国股指的数据则得出股指期货和期货都具有价格发现的功能。Brooks 等^[8]、Zhong 等^[9]以及 Douligeris 和 Serpanos^[10]分别对英国、墨西哥和希腊的股票指数进行了研究,研究结果显示,在样本期内这三个国家的股指期货合约都具有价格发现功能。

虽然我国股指期货起步较晚,但国内已有许多学者运用各种计量方法对沪深 300 股指期货与指数现货之间的价格发现问题进行了研究,并得出了不同甚至相反的结论^[11]。严敏等^[12]、Yang 等^[13]以及蒋勇等^[14]的研究认为我国现货市场在价格发现过程中占主导地位,股指期货的价格发现能力有限;而华仁海和刘庆富^[15]、任远^[16]、何诚颖等^[17]以及刘向丽和张雨萌^[18]得到相反的结论,他们认为期货市场在信息传递过程中占主导地位,具有价格发现功能。也有部分学者得出期货与现货之间存在相互引导关系,例如方匡南和蔡振忠^[19]及左浩苗等^[20]的研究发现我国股指的现货市场与期货市场存在双向因果关系。张腾文等^[21]则首次区分了价格变化的趋势,并且实证研究得出在上涨趋势中期货具备价格发现功能,股指期货领先于现货;而在下跌趋势中,股指期货与现货互为 Granger 因果关系,股指期货与现货存在相互引导的关系。

综上可知,国外学者基于发达市场数据研究所

得的结论较为一致,而国内学者的研究结论分歧较大,因此我国的沪深 300 股指期货价格的发现功能如何还有待进一步地探究。我们认为国内学者研究结论的分歧并不存在对错之分,究其根源在于研究对象、样本选择和研究方法的不同。在研究对象方面,部分学者利用沪深 300 期货和现货的收益率数据进行研究,而另一部分学者则利用收盘价或对数价格来研究,从而得出不同的结论是可以理解的。在样本选择方面,一些学者利用仿真数据进行研究,而另一些学者运用实际数据进行研究;一些学者选择上涨趋势中的数据,另一些学者选择下跌趋势中的数据,更多的学者则不做任何趋势分析和判断,导致不同的样本选择得出不同的研究结论。最后在研究方法上,研究期货价格发现能力的研究方法众多,各种研究方法没有绝对的对错之分,也缺少统一的选择标准,这也是导致研究结论不一致的重要原因。

基于以上几点,本文在以下两个方面对现有研究进行拓展:第一,本文对研究对象进行了区分,分别运用收益率数据和价格数据进行研究。一般而言,价格数据是非平稳的,需要用协整分析,而收益率是平稳的,可以用向量自回归模型进行分析。第二,本文区分了上涨趋势和下跌趋势,研究不同趋势下期货价格发现能力的差异,从而得出期货价格发现能力的非对称性。因此,本文以下内容首先把沪深 300 股指及其期货数据序列分为上涨与下跌两个阶段,分别对价格数据和收益率数据进行描述性统计分析和平稳性检验。然后对平稳的收益率数据建立向量自回归模型,在此基础上进行 Granger 因果检验,验证两者之间是否具有相互引导的作用;接着利用脉冲响应函数和 Hasbrouck 方差分解分析期货市场与现货市场两者谁在价格发现功能中占主导地位。针对不具有平稳性的期货价格与现货价格数据,本文采用 Johansen 协整检验分析它们之间是否具有长期稳定的均衡关系,再利用向量误差修正模型分析二者的短期价格行为。

1 数据与描述性统计

1.1 数据

本文采用沪深 300 指数及其期货当月主力合约的 5 分钟高频数据作为研究对象。之所以选取 5 分钟高频数据,是因为相关研究发现数据抽取的频率越高,市场微观结构噪声越明显^[22];同时为了保证充足的样本量和估计的准确性,数据抽取频率

又不宜过低,5 分钟高频数据是权衡二者后的最优结果。仿照张滕文等^[21]的方法,本文将相对于前期最低点涨幅超过 30% 的走势定义为上涨趋势,将相对于前期最高点跌幅超过 30% 的走势定义为下跌趋势(阶段详细划分见表 1)。由于沪深 300 股指期货交易时间为 9:15 ~ 11:30 和 13:00 ~ 15:

15,而沪深股票市场交易时间为 9:30 ~ 11:30 和 13:00 ~ 15:00,为便于数据处理,需要剔除交易时间不重叠的数据。另外股市开盘前 5 分钟的数据噪音比较大,因此我们选取的交易时间为 9:35 ~ 11:30 和 13:00 ~ 15:00。本文使用的数据来自 Wind 咨询经济金融数据库。

表 1 样本区间划分

样本区间	起始时间	样本量	起始值	终止时间	终止值
上涨阶段	2014 年 7 月 21 日 9:35	11280	2054.5	2015 年 6 月 12 日 15:00	5166.4
下降阶段	2015 年 6 月 15 日 9:35	8064	5062.9	2016 年 1 月 29 日 15:00	2737.6

1.2 描述性统计

原始数据序列为沪深 300 指数与沪深 300 股指期货收盘价,为了减少数据序列的异方差问题,我们对其进行对数处理,取对数后的现货和期货价格序列分别记为 S 和 F ,同时记沪深 300 指数与沪深 300 股指期货的对数收益率为 s 和 f 。表 2 给出了 S 和 F 及 s 和 f 的描述性统计,从中可以看出,上涨阶段和下跌阶段具有非常不同的数据特征。从偏度系数来看, S 和 F 的分布在上涨阶段存在左偏(偏度系数小于零)且左偏程度小于下跌阶段, s

和 f 的分布在上涨阶段存在右偏(偏度系数大于零),而在下跌阶段存在左偏(偏度系数小于零)。从峰度系数来看,四个序列的分布在上涨阶段的峰度系数小于下跌阶段。 S 和 F 在上涨阶段的峰度系数小于 3,而在下跌阶段大于 3,说明上涨阶段 S 和 F 的分布不存在“尖峰厚尾”现象,而在下跌阶段具有“尖峰厚尾”现象。无论在上涨阶段还是下跌阶段, s 和 f 的峰度均都大于 3,说明 s 和 f 的分布具有“尖峰厚尾”现象。JB 统计量在 1% 的显著性水平上拒绝各个序列服从正态分布的假设。

表 2 沪深 300 指数与沪深 300 股指期货价格及收益率描述性统计

样本区间	序列名称	最小值	最大值	均值	标准差	偏度系数	峰度系数	JB 统计量
上涨阶段	S	7.6512	7.9256	7.8096	0.0646	-0.4929	2.3553	116.5
	F	7.6560	7.9249	7.8119	0.0645	-0.5178	2.3326	127.5
	s	-0.0103	0.0166	0.0001	0.0018	0.5524	11.0722	5573
	f	-0.0108	0.0176	0.0001	0.0018	0.5813	12.8631	8281
下跌阶段	S	7.6171	7.9335	7.8399	0.0435	-0.9692	6.2395	2508
	F	7.6007	7.9361	7.8390	0.0451	-0.9256	6.2792	2496
	s	-0.0306	0.0147	-0.0001	0.0020	-2.4678	39.1197	233847
	f	-0.0309	0.0161	-0.0001	0.0022	-1.7912	30.1716	132167

2 沪深 300 指数期货价格发现能力的实证检验

2.1 ADF 检验

因为研究中考虑到变量可能存在的非平稳性,避免模型中出现的伪回归问题,所以在利用时间序列变量进行分析之前,我们首先分别对上涨阶段与下跌阶段的两个价格序列的平稳性进行扩展迪基——富勒检验(ADF)。ADF 检验的具体方法是估计回归方程:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= y_t - y_{t-1} \\ &= \alpha + \delta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (1) \end{aligned}$$

式中 y_t 为原始时间序列; t 为时间趋势项; y_{t-1} 为滞后 1 期的原始时间序列; Δy_t 为一阶差分时间序列; Δy_{t-j} 为滞后 j 期的一阶差分时间序列; α 为常数; δ 、 γ 、 λ_j 为回归系数; p 为滞后阶数; u_t 为扰动项。

检验结果如表 3,无论在上涨阶段还是下跌阶段,在 5% 的显著水平下不能拒绝 S 和 F 序列存在单位根的假设,说明 S 和 F 时非平稳的时间序列。而在 5% 的显著水平下能够拒绝 s 和 f 存在单位根的原假设,即 s 和 f 是平稳的。从而可知 S 和 F 都是一阶单整序列。

表 3 沪深 300 现货价格与期货价格的 ADF 检验结果

样本区间	序列名称	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	T 统计量	P 值
上涨阶段	S	-3.4334	-2.8628	-2.5675	-1.8147	0.3736
	F	-3.4334	-2.8628	-2.5675	-1.7543	0.4037
	s	-3.4334	-2.8628	-2.5675	-42.5573	0.0000
	f	-3.4334	-2.8628	-2.5675	-47.4254	0.0001
下跌阶段	S	-3.4317	-2.8620	-2.5671	0.2688	0.9767
	F	-3.4317	-2.8620	-2.5671	0.6195	0.9903
	s	-3.4317	-2.8620	-2.5671	-63.1091	0.0001
	f	-3.4317	-2.8620	-2.5671	-68.5488	0.0001

2.2 VAR 模型的估计

由于收益率数据是平稳的时间序列,因此可以直接利用向量自回归模型(VAR)考察期货现货收益率之间的动态变化规律,在进行 VAR 模型回归之前需要确定最优滞后阶数,各种选择标准所得的最优滞后阶数如表 4。由表 4 可知,在上涨阶段,

LR、FPE、AIC 和 HQ 四个检验标准都选择 4 阶为最优滞后阶数,所以上涨阶段的 VAR 模型最优滞后阶数选择 4。在下跌阶段,五个标准中,3 个标准都选择滞后阶数为 7,所以下跌阶段 VAR 模型最优滞后阶数选择 7。

表 4 最佳滞后期选择检验

Lag	上涨阶段					下跌阶段				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	4.27E-12	-20.505	-20.499	-20.503	NA	6.67E-12	-20.057	-20.054	-20.056
1	622.552	3.14E-12	-20.811	-20.794	-20.805	1162.093	5.07E-12	-20.331	-20.322	-20.328
2	46.136	3.08E-12	-20.830	-20.802*	-20.820	243.847	4.80E-12	-20.387	-20.372	-20.382
3	26.435	3.05E-12	-20.840	-20.800	-20.825	50.122	4.75E-12	-20.397	-20.376*	-20.390
4	26.349*	3.02E-12*	-20.849*	-20.798	-20.830*	20.489	4.73E-12	-20.400	-20.373	-20.391*
5	4.522	3.03E-12	-20.847	-20.786	-20.824	6.574	4.74E-12	-20.400	-20.367	-20.388
6	5.929	3.03E-12	-20.846	-20.773	-20.819	9.243	4.73E-12	-20.400	-20.361	-20.387
7	7.599	3.03E-12	-20.846	-20.762	-20.815	24.117*	4.72E-12*	-20.404*	-20.359	-20.388
8	2.634	3.04E-12	-20.843	-20.748	-20.808	4.176	4.72E-12	-20.403	-20.352	-20.385

注: * 表示该标准下最优滞后阶数。

上涨阶段的 VAR 回归方程如下:

$$f_t = -0.0185f_{t-1} + 0.0276f_{t-2} + 0.06303f_{t-3} - 0.0348f_{t-4} - 0.0472s_{t-1} - 0.0219s_{t-2} - 0.0291s_{t-3} + 0.0274s_{t-4} + 0.0001 \\ (-0.4712) \quad (0.6057) \quad (1.3206) \quad (-0.8498) \quad (-1.1092) \quad (-0.4839) \quad (-0.6488) \quad (0.7190) \quad (3.2955) \\ s_t = 0.5418f_{t-1} + 0.2272f_{t-2} + 0.1953f_{t-3} + 0.0801f_{t-4} - 0.4193s_{t-1} - 0.1821s_{t-2} - 0.1647s_{t-3} - 0.0694s_{t-4} + 0.0001 \\ (15.0384) \quad (5.4244) \quad (4.6503) \quad (2.1290) \quad (-10.7079) \quad (-4.3804) \quad (-3.9883) \quad (-1.9812) \quad (2.9070)$$

注: 圆括号数据为对应的 t 值,下同。

从回归结果来看,在上涨阶段,期货和现货收益率的滞后项对当期的期货收益率都没有显著的影响,说明现货收益率对期货收益率没有引导作用;而期货收益率的滞后项对当期的现货收益率有

非常显著且正的影响,现货收益率的滞后项对当期现货收益率有显著且负的影响,说明期货收益率对现货收益率具有引导作用。

下跌阶段的 VAR 回归方程如下:

$$f_t = -0.0759f_{t-1} - 0.0222f_{t-2} - 0.0644f_{t-3} - 0.0740f_{t-4} - 0.0369f_{t-5} - 0.0653f_{t-6} - 0.0637f_{t-7} \\ (-2.5268) \quad (-0.6255) \quad (-1.7478) \quad (-1.9904) \quad (-0.9920) \quad (-1.7975) \quad (-2.0281) \\ + 0.0298s_{t-1} + 0.0620s_{t-2} + 0.0968s_{t-3} + 0.0281s_{t-4} + 0.0423s_{t-5} + 0.0742s_{t-6} + 0.0923s_{t-7} - 0.0001 \\ (0.8684) \quad (1.6318) \quad (2.4884) \quad (0.7182) \quad (1.0816) \quad (1.9650) \quad (2.9159) \quad (-1.8166) \\ s_t = 0.4985f_{t-1} + 0.2658f_{t-2} + 0.0890f_{t-3} + 0.0271f_{t-4} + 0.0370f_{t-5} + 0.0133f_{t-6} + 0.0069f_{t-7} \\ (18.9191) \quad (8.5243) \quad (2.7542) \quad (0.8321) \quad (1.1347) \quad (0.4165) \quad (0.2513) \\ - 0.4579s_{t-1} - 0.1917s_{t-2} - 0.0416s_{t-3} - 0.0583s_{t-4} - 0.0391s_{t-5} - 0.0192s_{t-6} + 0.0229s_{t-7} - 0.0000 \\ (-15.2290) \quad (-5.7506) \quad (-1.2194) \quad (-1.700) \quad (-1.1416) \quad (-0.5784) \quad (0.8267) \quad (-1.4320)$$

从下跌阶段的回归结果来看,当期的期货收益率受到滞后1期和滞后7期的期货收益率的显著影响,同时也受到滞后3期和滞后7期的现货收益率的显著影响。而当期的现货收益率受到滞后1、2、3期的期货收益率的显著影响,也受到滞后1、2期的现货收益率的显著影响。这说明在下跌阶段,现货收益率与期货收益率会互相影响,二者都会根据过去的期货收益率和现货收益率进行调整。

2.3 Granger 因果检验

Granger 因果关系检验是建立在 VAR 模型基础上的,我们构建如下方程检验沪深300股指期货

与现货之间的因果关系及其影响方向:

$$f_t = c_1 + \sum_{i=1}^m \alpha_i f_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j s_{t-j} + v_t \quad (2)$$

$$s_t = c_2 + \sum_{i=1}^m \lambda_i f_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j s_{t-j} + u_t \quad (3)$$

式(2)和式(3)中: s_t, f_t 为收益率序列当期值; s_{t-i}, f_{t-i} 为收益率序列滞后*i*期的值; $\alpha_i, \beta_i, \lambda_i, \delta_i$ 为回归系数; u_t, v_t 为误差项。由于不同的滞后阶数会对回归结果产生影响,所以根据建立 VAR 模型时最优滞后期的选择,上涨趋势的最优滞后期为4,下跌趋势的最优滞后期为7。结果见表5。

表5 Granger 因果关系检验结果

样本区间	原假设	Obs	F-Statistic	Prob.
上涨阶段	期货收益率没有格兰杰引致现货收益率	11280	59.8379	9.E-48
	现货收益率没有格兰杰引致期货收益率		0.64601	0.6297
下跌阶段	期货收益率没有格兰杰引致现货收益率	8064	51.6707	5.E-71
	现货收益率没有格兰杰引致期货收益率		2.15592	0.0351

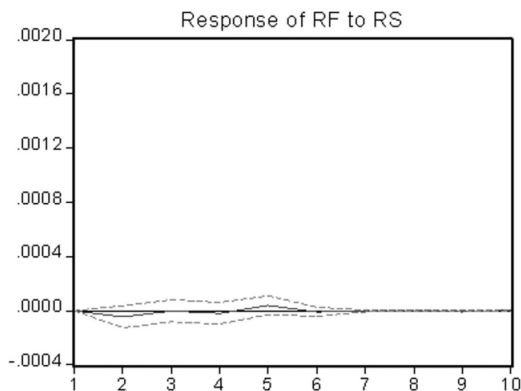
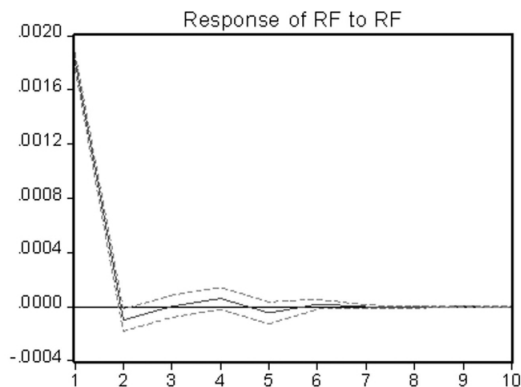
由表5的结果可以看出,在上涨趋势中,不存在现货收益引起期货收益变化的 Granger 因果关系,而存在期货收益引起现货收益变化的 Granger 因果关系。在下跌趋势中,存在现货收益与期货收益相互引导的 Granger 因果关系。这个结论与 VAR 模型的回归结果是一致的,在上升阶段,期货收益率不受现货收益率滞后期的影响,而现货收益率受期货收益率滞后期的影响,在下跌阶段,二者互相影响。

2.4 脉冲响应函数

Granger 检验虽然验证了在上涨和下跌阶段时,沪深300股指期货与沪深300指数现货之间的引导关系,但没能检验出两者之间价格发现能力的强弱。因此下文将应用脉冲响应分析方法进一步探究沪深300股指期货收益与沪深300指数现货收益之间的相互影响。图1、图2分别给出了上涨

阶段和下跌阶段的脉冲响应函数的分析结果(图中RS代表沪深300指数收益率,RF代表沪深300股指期货收益率)。

从图1中可以发现:期货市场和现货市场对来自自身的冲击反应均较为迅速,均会在当期做出反应(脉冲响应图里的期限“1”指当期,期限“2”为滞后1期,依此类推),但期货市场能够在5分钟内基本消化完毕,而现货市场则需要10分钟左右的时间来完成大的调整。然而它们完全消化和吸收来自自身冲击的时间较长,一般要持续6期左右(约30分钟)。对期货和现货市场之间的冲击而言,影响的程度和时间存在较大差异,现货市场的冲击对期货市场几乎不产生影响。期货市场的冲击对现货市场具有很强的正向影响,且持续时间较长。图2中的趋势与图1基本一致,只是在下跌趋势中,信息消化和调整的时间更长。



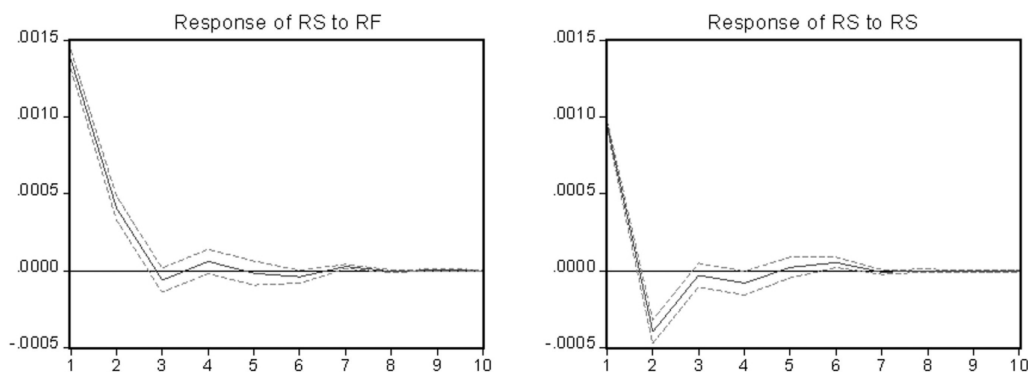


图 1 上涨阶段的脉冲响应函数

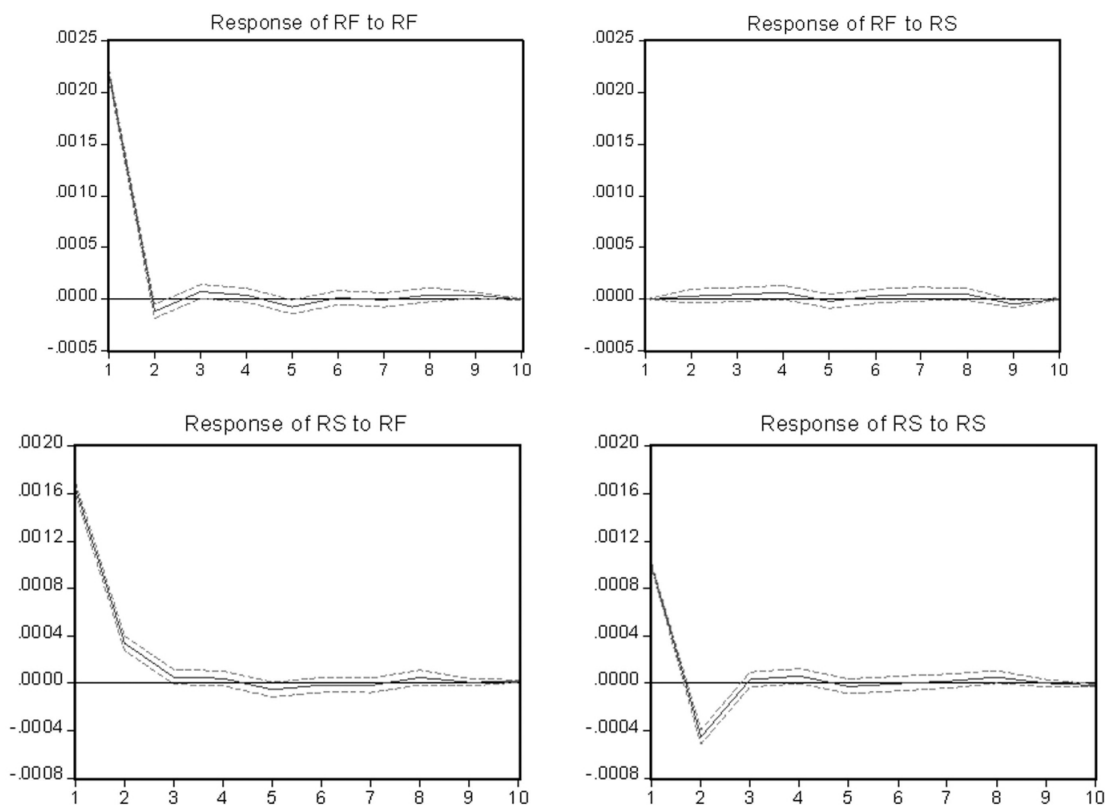


图 2 下跌阶段的脉冲响应函数

2.5 Hasbrouck 方差分解

为了进一步刻画期货市场与现货市场在价格发现功能中贡献度的大小,我们利用 Hasbrouck^[23]提出的方法进行方差分解。表 6 和表 7 分别给出上涨阶段和下跌阶段方差分解结果。从表 6 中可以看出,在上涨阶段,对于期货市场,在滞后 1 期时,期货价格总方差全部由自身价格扰动所引起的,然而,从第二期开始,随着滞后期的增加,总方差中来自于期货市场的部分开始减少,最终趋于 99.88% 左右,而来自于现货市场的则不断上升,最终趋于 0.12% 左右;而对于现货市场,当滞后期为 1 时,总方差中有 67.8144% 来自于期货,32.1856% 来自于现货,最后来自于期货市场的逐

渐减少,趋于 65.97% 左右,来自于现货市场的逐渐增加,趋于 34.03% 左右。

从表 7 中可以看出,在下跌阶段,对于现货市场,在滞后 1 期时,期货价格总方差全部由自身价格扰动所引起的,然而,从第二期开始,随着滞后期的增加,总方差中来自于期货市场的部分开始减少,最终趋于 99.69% 左右,而来自于现货市场的则不断上升,最终趋于 0.31% 左右;而对于现货市场,当滞后期为 1 时,总方差中有 73.6951% 来自于期货,26.3049% 来自于现货,最后来自于期货市场的逐渐减少,趋于 70.62% 左右,来自于现货市场的逐渐增加,趋于 29.38% 左右。

表 6 上涨阶段的方差分解

Variance Decomposition of RF				Variance Decomposition of RS		
Period	S. E.	RF	RS	S. E.	RF	RS
1	0.0018	100.0000	0.0000	0.0017	67.8144	32.1856
2	0.0018	99.9395	0.0605	0.0018	66.0943	33.9057
3	0.0018	99.9395	0.0605	0.0018	66.1167	33.8833
4	0.0018	99.9290	0.0710	0.0018	66.0130	33.9870
5	0.0018	99.8816	0.1184	0.0018	66.0072	33.9928
6	0.0018	99.8792	0.1208	0.0018	65.9670	34.0330
7	0.0018	99.8792	0.1208	0.0018	65.9725	34.0275
8	0.0018	99.8792	0.1208	0.0018	65.9727	34.0273
9	0.0018	99.8790	0.1211	0.0018	65.9716	34.0284
10	0.0018	99.8788	0.1212	0.0018	65.9716	34.0284

表 7 下跌阶段的方差分解

Variance Decomposition of RF				Variance Decomposition of RS		
Period	S. E.	RF	RS	S. E.	RF	RS
1	0.0022	100.0000	0.0000	0.0019	73.6951	26.3049
2	0.0022	99.9821	0.0179	0.0020	70.6993	29.3007
3	0.0022	99.9393	0.0607	0.0020	70.7018	29.2982
4	0.0022	99.8540	0.1460	0.0020	70.6490	29.3510
5	0.0022	99.8459	0.1541	0.0020	70.6571	29.3429
6	0.0022	99.8272	0.1728	0.0020	70.6584	29.3416
7	0.0022	99.7781	0.2219	0.0020	70.6549	29.3451
8	0.0022	99.7326	0.2674	0.0020	70.6218	29.3782
9	0.0022	99.6870	0.3130	0.0020	70.6223	29.3777
10	0.0022	99.6869	0.3131	0.0020	70.6198	29.3802

综上,在上涨阶段中,来自于期货市场的方差平均数为 82.925% ((99.88% + 65.97%) / 2),来自于现货市场的方差平均数为 17.075% ((0.12% + 34.03%) / 2);在下跌阶段中,来自于期货市场的方差平均数为 85.155% ((99.69% + 70.62%) / 2),来自于现货市场的方差平均数为 14.845% ((0.31% + 29.38%) / 2)。因此可以发现,无论是上涨阶段还是下跌阶段,沪深 300 股指期货在价格发现功能都处于主导地位,并且在下跌阶段,股指期货的价格发现功能要稍强于上涨阶段。

2.6 Johansen 协整检验与向量误差修正模型

前面内容都是基于收益率数据进行的分析,下面进一步利用价格数据来分析沪深 300 股指期货与现货价格的长短期关系。前文的单位根检验已证明和是一阶单整过程,所以可以借助 Johansen 协整检验。我们选择含截距项而不含趋势项的 Johansen 协整检验进行分析,滞后阶数根据 AIC 准

则选取 14 阶。由表 8 可知,在上涨阶段 S 和 F 下跌阶段,沪深 300 指数现货与期货价格之间均存在着 1 个协整向量,说明虽然沪深 300 股指期货价格与现货价格都是非平稳的时间序列,但是它们之间存在长期稳定的均衡关系。

表 8 沪深 300 现货价格与期货价格的 Johansen 协整检验结果

样本区间	原假设	特征根	迹统计量	5% 临界值	P 值
上涨阶段	没有协整项*	0.0141	31.7145	15.4947	0.00011
	1 个协整项	0.0016	3.1221	3.8415	0.0772
下跌阶段	没有协整项*	0.0104	44.2590	15.4947	0.0000
	1 个协整项	3.46E-05	0.1460	3.8415	0.7024

注: * 表示在 5% 水平上拒绝原假设。

由上述分析可知,股指期货价格与现货价格存在协整关系,所以我们可以用向量误差修正模型 (VECM) 刻画二者之间的短期非均衡关系。VECM 是将协整与误差修正模型结合起来建立的一种模型。 S 和 F 的向量误差修正模型为:

$$\Delta F_t = c_1 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{11} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{12} \Delta S_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta S_t = c_2 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{21} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{22} \Delta S_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

其中 Δ 为一阶差分 c_1, c_2 常数项 α_1, α_2 为调整系数 Z_{t-1} 为误差修正项 $\beta_i^k (j=1, 2; k=1, 2)$ 为短期调整系数 p 为滞后阶数 $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ 为服从联合正态分布的扰动项。式(4)和式(5)可以从长期和短期两方面分析期货价格与现货价格之间的动态关系^[24]。从长期来看,调整系数和表明当系统偏离长期均衡时,期货和现货价格的调整速度和调整方向。从短期来看,若 β_i^{12} 显著不为零,则现货价格引导期货价格;若 β_i^{21} 显著不为零,则说明期货价

格引导现货价格。根据 AIC 准则,判断最佳滞后期为 4,建立 VECM 模型,结果如表 9。

从表 9 的结果显示,在上涨阶段, α_2 显著为正,说明现货价格对非均衡状态进行修正; α_1 不显著且相对于 α_2 较小,说明期货价格向均衡状态调整较慢。而在下跌阶段, α_1 显著为负,说明期货价格对非均衡状态进行修正,也说明误差修正项对期货价格的变动具有负向调整作用,而且误差修正系数 α_1 绝对值大于 α_2 ,说明现货价格向均衡状态调整较期货慢。此外,无论是上涨阶段还是下跌阶段 β_i^{12} 都是不显著的,而 β_i^{21} 基本都是显著不为零的,说明期货价格引导现货价格。

表 9 VECM 模型回归系数表

上涨阶段					下跌阶段				
ΔF_t		ΔS_t			ΔF_t		ΔS_t		
变量	系数	t 值	系数	t 值	变量	系数	t 值	系数	t 值
c	0.0001*	3.3235	0.0001*	2.8917	c	-0.0001	-1.8907	-0.0000	-1.4934
Z_{t-1}	0.0265	1.5541	0.0653*	4.1808	Z_{t-1}	-0.0351*	-3.1590	0.0028	0.2859
ΔF_{t-1}	-0.0397	-0.9564	0.4896*	12.8845	ΔF_{t-1}	-0.0451	-1.4588	0.4955*	18.2645
ΔF_{t-2}	0.0115	0.2461	0.1875*	4.3837	ΔF_{t-2}	0.0053	0.1488	0.2608*	8.3469
ΔF_{t-3}	0.0473	1.0178	0.1631*	3.8351	ΔF_{t-3}	-0.0386	-1.0827	0.0783*	2.5032
ΔF_{t-4}	-0.0429	-1.0402	0.0600	1.5906	ΔF_{t-4}	-0.0453	-1.4576	0.0079	0.2898
ΔS_{t-1}	-0.0291	-0.6585	-0.3745*	-9.2611	ΔS_{t-1}	-0.0036	-0.1026	-0.4545*	-14.7303
ΔS_{t-2}	-0.0078	-0.1694	-0.1474*	-3.4917	ΔS_{t-2}	0.0311	0.8153	-0.1858*	-5.5565
ΔS_{t-3}	-0.0179	-0.3927	-0.1369*	-3.2861	ΔS_{t-3}	0.0669	1.7916	-0.0303	-0.9246
ΔS_{t-4}	0.0332	0.8682	-0.0551	-1.5697	ΔS_{t-4}	-0.0041	-0.1299	-0.0354	-1.2837
协整方程:					协整方程:				
$Z_{t-1} = F_{t-1} - 1.0035S_{t-1} + 0.0251$					$Z_{t-1} = F_{t-1} - 1.0586S_{t-1} + 0.4604$				

注: * 号表示在 5% 的显著性水平下显著。

3 结论

本文利用沪深 300 股指期货和现货的高频数据,研究我国股指期货的价格发现功能,得出如下结论:向量自回归模型与 Granger 因果关系检验结果发现,在上涨趋势中,期货收益率具有单向影响现货收益率的作用,在下跌趋势中,二者存在相互的 Granger 因果关系。通过脉冲响应函数研究得出,短期内期货受到来自现货市场冲击的影响有限,而现货受到来自期货市场冲击的影响较大且调整时间长。方差分解进一步说明无论是上涨阶段还是下跌阶段,沪深 300 股指期货在价格发现功能都处于主导地位。协整检验和 VECM 分析说明,无论是上涨阶段还是

下跌阶段,沪深 300 股指期货与现货之间存在长期均衡关系;短期出现非均衡状态时,现货价格受期货价格引导向均衡状态调整。因此沪深 300 股指期货市场在上涨和下跌过程中都具备价格发现功能,并且在价格发现中处于主导地位。

参考文献:

[1] Stoll H R, Whaley R E. The dynamics of stock index and stock index futures returns [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1990, 25(04): 441-468.
[2] Ghosh A. Cointegration and error correction models: Intertemporal causality between index and futures prices [J]. Journal of Futures Markets, 1993, 13(2): 193-198.

- [3] Tse Y K. Lead-lag relationship between spot index and futures price of the nikkei stock average [J]. *Journal of Forecasting*, 1995, 14(7): 553-563.
- [4] Tse Y. Price discovery and volatility spillovers in the DJIA index and futures markets [J]. *Journal of Futures Markets*, 1999, 19(8): 911-930.
- [5] Hasbrouck J. Intraday price formation in US equity index markets [J]. *The Journal of Finance*, 2003, 58(6): 2375-2400.
- [6] Booth G G, So R W, Tse Y. Price discovery in the german equity index derivatives markets [J]. *Journal of Futures Markets*, 1999, 19(6): 619-643.
- [7] Nam S O, Oh S Y, Kim H K, et al. An empirical analysis of the price discovery and the pricing bias in the KOSPI 200 stock index derivatives markets [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2006, 15(4): 398-414.
- [8] Brooks C, Rew A G, Ritson S. A trading strategy based on the lead-lag relationship between the spot index and futures contract for the FTSE 100 [J]. *International Journal of Forecasting*, 2001, 17(1): 31-44.
- [9] Zhong M, Darrat A F, Otero R. Price discovery and volatility spillovers in index futures markets: some evidence from mexico [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2004, 28(12): 3037-3054.
- [10] Douligieris C, Serpanos D N. Network security: current status and future directions [M]. John Wiley & Sons, 2007.
- [11] 徐国祥, 李文. 基于中国金属期货价格指数的价格发现能力实证研究 [J]. *统计研究*, 2012, 29(2): 48-57.
- [12] 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.
- [13] Yang J, Yang Z, Zhou Y. Intraday price discovery and volatility transmission in stock index and stock index futures markets: evidence from china [J]. *Journal of Futures Markets*, 2012, 32(2): 99-121.
- [14] 蒋勇, 王国长, 吴武清. 股指期货的价格发现机制: 基于结构变点分析框架 [J]. *财经科学*, 2014, 6: 52-62.
- [15] 华仁海, 刘庆富. 股指期货与股指期货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, 27(10): 90-100.
- [16] 任远. 股指期货与现货指数领先滞后关系——基于沪深 300 指数期货合约与沪深 300 指数的实证分析 [J]. *中国证券期货*, 2010, 7: 24-28.
- [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] 刘向丽, 张雨萌. 基于向量误差修正模型的股指期货价格发现功能研究 [J]. *管理评论*, 2012, 24(2): 71-77.
- [19] 方匡南, 蔡振忠. 我国股指期货价格发现功能研究 [J]. *统计研究*, 2012, 29(5): 73-78.
- [20] 左浩苗, 刘振涛, 曾海为. 基于高频数据的股指期货与现货市场波动溢出和信息传导研究 [J]. *金融研究*, 2012, 4: 140-154.
- [21] 张腾文, 鲁万波, 李隋. 不同趋势下股指期货价格发现功能研究 [J]. *经济学家*, 2013, 9: 97-104.
- [22] Zhang L, Mykland P A, Ait-Sahalia Y. A tale of two time scales: determining integrated volatility with noisy high-frequency data [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2005, 100(472): 1394-1411.
- [23] Hasbrouck J. One security, many markets: determining the contributions to price discovery [J]. *The Journal of Finance*, 1995, 50(4): 1175-1199.
- [24] 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, 28(8): 32-39.