

## “市场相依”的期现引导关系研究<sup>\*</sup>

林 路 沈 伟 张 研 梁炉方 张传刚

(山东大学中泰证券金融研究院, 济南, 250100)

**摘要:** 期货市场和现货市场之间的关系一直是学术界和监管部门十分重视的问题。本文将传统的格兰杰引导关系检验推广到分位数回归的情形, 研究了不同分位点上的期货与现货之间的引导关系。由于在差分数据模型下, 不同的分位点对应不同的市场环境, 我们发现了“市场相依”的期现引导关系, 从而能更全面、更深入地分析期货与现货的关系。本文的主要结论和观点是: 1. 股指期货与股票现货之间的相互关系除了与它们本身特质有关外, 还与金融市场有较大的关联性; 2. 在正常、平稳的金融市场环境中, 它们之间有相互引导关系; 在特殊、极端的金融市场环境中, 它们之间正常的引导关系会出现变异, 而其它金融环境因素掩盖了它们之间的正常关系; 3. 在逻辑上, 如果把期现货之间存在相互引导关系视为正常, 那么, 引导关系异常的出现, 是金融市场异常的信号, 为金融监管提供了预警参考依据。

**关键词:** 金融市场; 期货; 现货; 引导关系

**中图分类号:** C81

---

**英文引用格式:** Lin L, Shen W, Zhang Y, et al. Market-dependent causality between futures and spot [J]. Chinese J. Appl. Probab. Statist., 2017, 33(3): 232–246. (in Chinese)

---

### §1. 引言

2010年4月16日, 我国推出了沪深300股指期货, 它的推出不仅丰富了金融市场交易品种, 拓宽了投资者投资渠道, 而且在某种程度上加快了我国金融市场的发展进程。因为股指期货具有低成本、强流动、高杠杆、套期保值及可以卖空的特点, 所以期货成为了投资者实现套期保值、对冲系统风险以及进行投机交易的有效工具。但是, 目前我国股指期货市场仍然处于发展阶段, 各种规章制度和相应的法律监管条例还不够完善。为了股票期货市场的健康发展, 充分认识股票期货与现货的关系, 是十分重要的。对期货市场和现货市场之间引导关系的研究不仅能为投资者提供更好的投资建议, 还能为监管部门完善监管条例、法律法规等提供更好的理论依据。因此期货市场和现货市场之间的关系是学术界和监管部门都十分重视的问题。

股指期货作为以股指为标的的金融衍生产品, 理论上假定有如下定价公式:  $F = S e^{rt}$ , 从而期货价格的变动受到现货价格的影响; 另一方面, 这个公式可以改写为  $S = F / e^{rt}$ , 于是期货价格其实上也反映了人们对未来现货价格的预期, 从而现货价格的变动在一定程度

---

\*国家自然科学基金项目(批准号: 11571204、11231005)资助。

本文2015年4月7日收到, 2016年5月28日收到修改稿。

上也会受到期货价格的影响。总之,从理论上分析,期货与现货市场应该具有比较强的关联性。在金融实践中,不少学者从数据出发,发现了它们之间也有一定的相关性。严敏等<sup>[1]</sup>以沪深300指数期货仿真交易和沪深300指数的日收盘价数据为研究对象,发现指数期货与现货市场之间存在长期的协整关系和短期的双向格兰杰引导关系;任远<sup>[2]</sup>采用真实市场的1分钟日内高频数据,运用格兰杰引导关系检验,发现了国内沪深300股指期货对市场信息的反应更迅速,即期货单向引导现货;张宗成和刘少华<sup>[3]</sup>采用1分钟间隔数据,利用格兰杰引导关系检验研究沪深300股指期货与现货市场的相互关系,发现两者相互格兰杰引导;张志海<sup>[4]</sup>选取日内股指期货和沪深300指数间隔为1分钟的高频行情,进行价格引导关系的实证检验,发现沪深300指数与股指期货主力合约价格互相引导。

尽管如上研究得到的结论不尽相同,然而所采用都是传统的线性期望回归模型下的格兰杰引导关系检验。我们知道,期望回归仅仅提供了因变量数据在平均值位置对自变量的依赖关系,平均值容易“隐瞒”变量在特殊情况下的关系,不足以反映出数据的特殊信息,这给我们研究股指期货和现货之间的关系带来很大的局限性。另一方面,为了有效地管理和控制风险,监管部门和投资者有时更关心极端市场情况下股指期货和现货之间的关系。针对这种与市场环境有关的期货与现货的关系研究,国内现有的文献不多,比较有代表性的是以下两篇。其一,方匡南和蔡振忠<sup>[5]</sup>基于沪深300股指期货5分钟高频数据,引入分位数回归,在不同分位点上,分别计算了期货对现货以及现货对期货的分位数回归系数,通过系数随分位点的变化来探讨不同涨跌幅度的期现关系;他们发现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;然而他们并未研究期货价格与现货价格的领先-滞后关系如何随涨跌幅度变化。其二,张腾文等<sup>[6]</sup>利用沪深300指数与沪深300股指期货当月主合约的5分钟高频数据,将相对于前期低点涨幅超过30%的走势定义为一个上涨趋势,将相对于前期高点跌幅超过30%的走势定义为一个下跌趋势,从而把股指期货自上市以来的走势划分为上涨(2010年7月2日至2010年11月5日)和下跌(2010年11月8日至2012年12月4日)两个阶段,分别在两个阶段上采用格兰杰引导关系检验方法,对股指期货价格发现功能进行了研究;研究发现,在上涨阶段,股指期货收益率变化领先于(单向引导)现货市场收益率变化,而在下跌阶段,股指期货收益与现货收益相互引导;然而他们只关注两个较大时间区间的相关关系,没有考虑实时金融市场环境下期现货相关关系。

本文遵循的研究模式是通过期货与现货的引导关系检验来考察期货价格与现货价格的领先-滞后关系<sup>[7]</sup>。本文研究的重点是股指期货与现货“市场相依”的格兰杰引导关系。我们很少发现国内外有类似的研究成果。本文利用差分数据,通过分位数回归模型<sup>[8]</sup>,在金融市场环境下,研究了股指期货和现货的引导关系;通过在多个分位点上格兰杰引导检验,对股指期货和现货的关系进行了全面的分析,而且探索了市场价格浮动较大的极端情况下(高分位点和低分位点对应的环境)股指期货和现货之间的关系,得到了新的研究结果。由于在差分数据模型下,分位数能描述金融市场的涨跌现状,因此,基于分位数回归模型得到的结论是相关金融市场涨跌环境下的实时结论。我们的主要发现是:股指期货与股票现货

的相互关系除了与它们本身特质有关外, 还与金融市场现状有较大的关联性; 具体地说, 在正常、平稳的金融市场(中等分位数对应的环境), 它们之间有相互引导关系; 在特殊、极端金融的环境(高低分位数对应的环境), 它们之间正常的引导关系会出现变异: 没有引导或只有单向引导关系; 逻辑上, 既然在正常的金融市场环境下期现货之间存在相互引导关系, 那么, 引导关系异常的出现, 是金融市场异常的信号, 为金融监管提供了参考依据.

## §2. 期望回归下的格兰杰检验

在引入分位数回归模型下的期现引导关系之前, 我们简单总结期望回归及其格兰杰引导关系检验. 格兰杰引导关系是一种统计上的因果关系. 考虑两个变量 $X$ 和 $Y$ . 若对 $Y$ 进行预测时, 加入 $X$ 的历史信息能减少 $Y$ 的预测误差, 则称 $X$ 是 $Y$ 的因; 反之, 在对 $X$ 进行预测时, 加入 $Y$ 的历史信息能减少 $X$ 的预测误差, 则称 $Y$ 是 $X$ 的因. 若两种情况同时发生, 则称 $X$ 与 $Y$ 互为因果关系.

考虑下列期望线性回归模型:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \alpha_j X_{t-j} + \mu_{1t}, \quad (1)$$

$$X_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \delta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \lambda_j Y_{t-j} + \mu_{2t}, \quad (2)$$

其中 $\mu_{1t}$ 和 $\mu_{2t}$ 为误差序列, 其(条件)期望为零,  $m$ 为变量的滞后阶数. 在我们的研究中, 为了简单, 假设在一个方程中 $X_t$ 和 $Y_t$ 有相同的阶 $m$ . 格兰杰检验通过 $F$ 统计量完成检验. 例如, 针对 $X$ 不是 $Y$ 的格兰杰原因这一假设, 即模型(1)中 $X$ 的滞后项前的参数整体为零的假设( $\alpha_j = 0, j = 1, 2, \dots, m$ ), 分别做包含与不包含 $X$ 滞后项的回归. 记前者的残差平方和为 $RSS_U$ , 后者的残差平方和为 $RSS_R$ . 我们得到的 $F$ 统计量为

$$F = (RSS_R - RSS_U) \times (n - 2m - 1) / RSS_U \times m, \quad (3)$$

式中,  $m$ 为 $X$ 的滞后项的个数,  $n$ 为样本容量. 在一定的正则条件下(例如, 数据满足平稳性和正态性), 检验统计量(3)服从 $F$ 分布. 于是, 如果计算的 $F$ 值大于给定显著性水平 $\alpha$ 下 $F$ 分布的临界值, 则拒绝原假设, 即认为 $X$ 是 $Y$ 的格兰杰原因. 换个角度再来理解格兰杰检验. 写出在假设 $\alpha_j = 0$ 及 $\lambda_j = 0$  ( $j = 1, 2, \dots, m$ )下的模型:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_{1t}, \quad (4)$$

$$X_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_{2t}, \quad (5)$$

其中 $\varepsilon_{1t}$ 和 $\varepsilon_{2t}$ 为(条件)期望为零的误差序列. 格兰杰检验等价于检验引入额外的解释变量后的模型(1)及模型(2)是否分别比不引入额外的解释变量的模型(4)及模型(5)显著地降低了

回归的误差. 如果两个答案都是肯定的, 说明双向引导关系成立, 此时, 习惯上称 $X$ 和 $Y$ 相互引导; 如果答案是一个肯定, 一个否定, 则只有答案是肯定的那种情况存在引导; 如果两个答案都是否定的, 说明 $X$ 和 $Y$ 不存在引导关系.

### §3. 分位数回归下的格兰杰检验

#### 3.1 基本知识

我们知道, 均值回归提供的信息是不全面的, 它只能建立平均意义上变量之间的回归关系. 而分位数回归刻画的是变量回归关系的分布特征, 具有回归关系的全面信息. 设 $X$ 为实值随机变量, 分布函数为 $F(x) = \mathbb{P}(X \leq x)$ . 对任意 $0 < \tau < 1$ , 定义 $F^{-1}(\tau) = \inf\{x: F(x) \geq \tau\}$ , 则称 $F^{-1}(\tau)$ 为 $X$ 的 $\tau$ 分位数. 人们常用 $Q_X(\tau)$ 表示 $X$ 的 $\tau$ 分位数. 定义损失函数:  $\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$ , 其中 $I(u < 0)$ 为示性函数.

给定随机变量 $Y$ 的样本:  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ , 则随机变量 $Y$ 的 $\tau$ 分位数估计值为

$$\hat{\xi} = \arg \min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(Y_i - \xi).$$

另外, 考虑线性模型:

$$Y = X^\top \beta + \varepsilon,$$

$X$ 是包含截距的 $p+1$ 维向量,  $\beta$ 是 $p+1$ 维参数向量, 误差 $\varepsilon$ 的分布函数为 $F$ . 给定的样本观测值 $(X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip}, Y_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ , 以及分位数 $\tau \in (0, 1)$ , 用分位数回归法得到 $\beta$ 的估计为

$$\hat{\beta}(\tau) = \arg \min_{\beta(\tau) \in R^{p+1}} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(Y_i - X_i^\top \beta).$$

从而得到 $Y$ 的 $\tau$ 条件分位数拟合值为

$$\hat{Q}_Y(\tau | X) = X^\top \hat{\beta}(\tau).$$

#### 3.2 分位数回归下格兰杰检验的实现

为更加全面地研究股指期货与现货之间是否存在引导关系, 本文将格兰杰检验用到分位数回归模型中. 考虑所谓的“格兰杰引导关系检验分位数模型”:

$$Q_{Y_t}(\tau | Y_{t-i}, X_{t-j}) = \beta_0(\tau) + \sum_{i=1}^m \beta_i(\tau) Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \alpha_j(\tau) X_{t-j}, \quad (6)$$

$$Q_{X_t}(\tau | X_{t-i}, Y_{t-j}) = \delta_0(\tau) + \sum_{i=1}^m \delta_i(\tau) X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \lambda_j(\tau) Y_{t-j}, \quad (7)$$

其中  $Q_{Y_t}(\tau | Y_{t-i}, X_{t-j})$  是  $Y_t$  的(条件) $\tau$  分位数. 在我们的研究中, 为了简单, 假设在一个方程中  $X_t$  和  $Y_t$  有相同的阶  $m$ . 在假设  $\alpha_j = 0$  下及  $\lambda_j = 0$  下, 模型成为

$$Q_{Y_t}(\tau | Y_{t-i}) = \beta_0(\tau) + \sum_{i=1}^m \beta_i(\tau) Y_{t-i}, \quad (8)$$

$$Q_{X_t}(\tau | X_{t-i}) = \delta_0(\tau) + \sum_{i=1}^m \delta_i(\tau) X_{t-i}. \quad (9)$$

从而在不同的  $0 < \tau < 1$  下进行格兰杰检验, 就是检验引入额外的解释变量后的模型(6)及模型(7)是否分别比不引入额外的解释变量的模型(8)及模型(9)显著地降低了回归的残差. 随  $\tau$  的变化, 可以得到股指期货和现货在不同分位点上的引导关系.

需要说明的是, 在下一节的分析中, 我们用差分数据进行建模分析. 这样做有两点好处: 第一, 所得数据具有平稳性, 从而可以做格兰杰检验; 第二, 在不同的分位数( $\alpha$ )水平下, 差分数据能反映市场的涨跌状况, 从而得到的是对应市场涨跌情况的相关结论, 有很好的经济学解释. 另一方面, 在分位数回归理论中, 格兰杰检验归根到底实际上是检验回归系数是否满足特定的线性假设, 这类检验的通用方法有: Wald 检验、Rank 检验和 Anowar 检验. Wald 检验的检验统计量及其渐近卡方分布见文献[8; p. 74–76]; Rank 检验的检验统计量及其渐近卡方分布见文献[8; p. 90]; Anowar 检验的检验统计量及其重抽样分布见文献[9]. R 语言 quantreg 包里给出了这三种检验的函数, 并且可以实现如下目的: 在任意给定的分位数  $\tau$  下, 检验模型(8)以及模型(9)分别与全模型(6)和(7)相比, 是否已经足够解释被解释变量的信息. 如果不引入额外的解释变量, 模型已经足够解释被解释变量的信息, 即引入额外的解释变量没有显著地降低回归模型的误差, 那么, 与上文经典的格兰杰检验思想类似, 我们就说额外引入的解释变量对被解释变量没有引导关系.

## §4. 期现引导关系的数据分析

前面已经注意到, 传统的期望回归仅仅提供了因变量数据在平均值位置对自变量的依赖关系, 平均值容易“隐瞒”变量之间的特殊关系, 在变化的金融环境中, 不足以反映出在不同情况下的特别信息. 以下, 我们用分位数回归方法, 试图探索特殊金融环境下期现货关系.

### 4.1 数据选取与预处理

本文选取了沪深300股指期货和股票现货2012年12月17日至2014年12月3日的5分钟高频数据, 以及2010年4月16日至2014年12月3日的日数据. 沪深股票市场的交易时段为9:30–11:30和13:00–15:00, 而股指期货市场的交易时段为9:15–11:30和13:00–15:15. 于是, 与沪深股票市场相比, 沪深300股指期货市场提前15分钟开始交易, 推迟15分钟结束交易. 为了可比性, 对于5分钟的高频数据, 我们删除掉期货9:15–9:30和15:00–15:15时间段的数据.

日数据的期货现货价格变动图如图1所示。通过图1我们发现期货与现货的价格变动具有高度一致性。

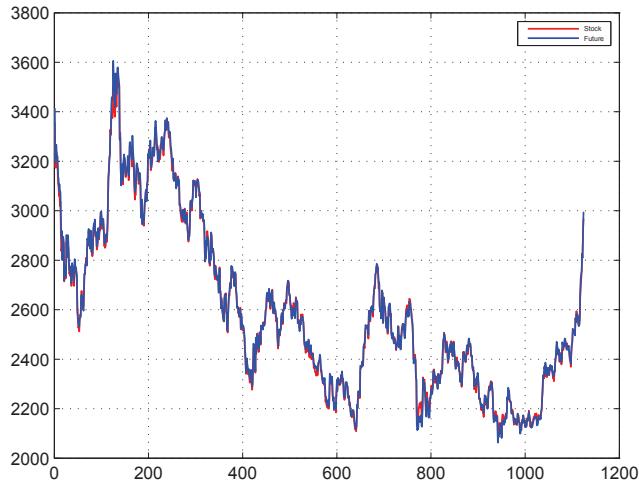


图1 日期货和现货数据

## 4.2 平稳性检验和模型定阶

由于格兰杰检验实际上是一种 $F$ 检验, 需要数据满足平稳性条件, 所以需要对数据的平稳性进行检验。对每日数据和5分钟数据的股指期货和股票现货的价格序列 $Y_t$ 和 $X_t$ 、价格差分序列 $\Delta Y_t$ 和 $\Delta X_t$ 以及对数收益率序列 $\Delta \ln(Y_t)$ 和 $\Delta \ln(X_t)$ 进行平稳性检验, 运用ADF单位根检验法得到检验结果(见表1)。结果表明: 序列股指期货 $Y_t$ 和股票现货 $X_t$ 的ADF检验 $P$ 值远远大于5%显著性水平, 表明序列不平稳; 而价格差分序列及对数收益率序列都显著小于5%的显著性水平, 说明其平稳。

表1 平稳性检验 $P$ 值( $\alpha = 0.05$ )

$P$ 值	$Y_t$	$X_t$	$\Delta Y_t$	$\Delta X_t$	$\Delta \ln(Y_t)$	$\Delta \ln(X_t)$
每日	0.7164	0.7109	0.001	0.001	0.001	0.001
5分钟	0.2169	0.2015	0.001	0.001	0.001	0.001

因为格兰杰引导关系检验是建立在平稳序列的基础上的, 根据如上平稳性检验结果, 我们考虑如下基于平稳序列数据的模型:

$$Q_{\Delta Y_t}(\tau | \Delta Y_{t-i}, \Delta X_{t-j}) = \beta_0(\tau) + \sum_{i=1}^m \beta_i(\tau) \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \alpha_j(\tau) \Delta X_{t-j}, \quad (10)$$

$$Q_{\Delta X_t}(\tau | \Delta X_{t-i}, \Delta Y_{t-j}) = \delta_0(\tau) + \sum_{i=1}^m \delta_i(\tau) \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \lambda_j(\tau) \Delta Y_{t-j}, \quad (11)$$

其中 $\Delta Y_t$ 和 $\Delta X_t$ 分别表示 $Y_t$ 和 $X_t$ 一阶差分数据。对如上模型(10)和(11)，我们用如下SIC准则确定模型的阶 $m$ ：

$$\text{SIC} = \ln(\hat{\sigma}) + \frac{1}{2}M \ln(n), \quad (12)$$

这里 $M$ 代表模型中回归系数的总个数，

$$\hat{\sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(Y_i - X_i^\top \hat{\beta}(\tau)).$$

在所有通过检验的模型中使得SIC函数值达到最小的模型，即认为是最优模型，此时的 $m$ 即认为是最优的阶数。结果表明在格兰杰引导关系检验分位数模型(10)以及(11)中， $m = 1$ 时，SIC值达到各自最小值，因而我们考虑一阶滞后项的格兰杰引导关系检验分位数模型。下文是我们的检验结果与分析。

### 4.3 格兰杰检验结果分析

#### 4.3.1 价格差分日数据分析

对每日数据的股指期货 $Y_t$ 和股票现货 $X_t$ 进行价格差分，并利用上述平稳数据模型，得到格兰杰检验结果如表2。图2为表2的折线图，其中，上方的子图显示的是期货引导现货的格兰杰检验 $P$ 值随分位点的变化趋势，下方的子图对应现货引导期货的格兰杰检验 $P$ 值。

表2 日差分数据格兰杰检验 $P$ 值

期货引导现货的格兰杰检验 $P$ 值									
分位数	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Wald	0.626	0.103	0.050	0.019	0.109	0.008	0.283	0.564	0.987
Rank	0.368	0.129	0.066	0.042	0.091	0.103	0.331	0.537	0.929
Anowar	0.780	0.221	0.101	0.039	0.094	0.036	0.495	0.602	0.951

现货引导期货的格兰杰检验 $P$ 值									
分位数	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Wald	0.038	0.009	0.002	0.001	0.001	0.001	0.000	0.014	0.121
Rank	0.040	0.016	0.012	0.003	0.006	0.003	0.007	0.118	0.154
Anowar	0.061	0.120	0.048	0.003	0.014	0.003	0.002	0.203	0.242

由表2和图2，我们有如下发现：

**结论：**在日价格差分数据下，期货对现货在中分位点附近有显著的引导关系，在其他低分位点和高分位点处引导关系都不显著；现货对期货在低分位点和中分位点引导关系显著，在高分位点引导关系不显著。

由于我们是在差分数据下做模型分析，而在给定显著性水平下，差分数据能反映市场的涨跌状况，于是，根据如上结论，可以做如下分析。

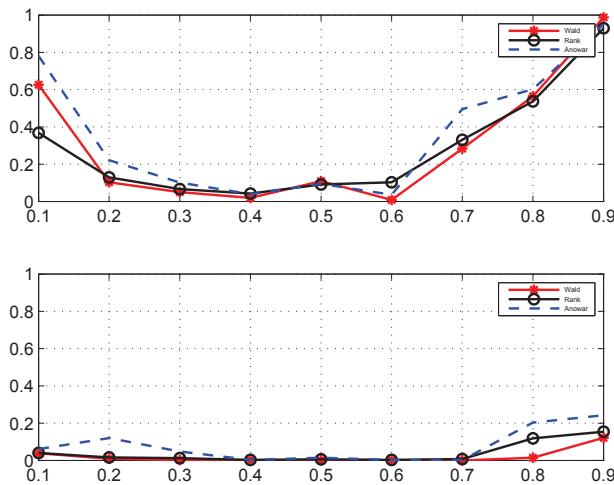


图2 日差分数据格兰杰检验P值

**分析:**首先,期货和现货存在着相互引导的关系只发生在中位点附近。中位点比较接近均值,价格变化比较平缓,这时市场上没有明显的利好、利空消息出现。理论上的期货定价公式 $F = Se^{rt}$ 恰恰是描述了这种平均状况,即平均来看,期货价格可以由现货价格决定,同时现货价格也可以用期货价格来预测。这与用均值回归模型做格兰杰检验结果一致(可参考文献[4])。

第二,期货对现货在低分位点和高分位点都没有显著的引导关系,似乎与期货的价格发现机制不太相符。但是下面5分钟数据检验结果却说明期货对现货在所有分位点都有显著的引导关系,证实了期货的价格发现机制。两相对比,说明期货的价格发现功能在短期(5分钟)体现得更明显,一天的间隔时,只在平均意义(中位点)下体现明显。

第三,现货对期货的引导关系在低分位点和高分位点并不一致,主要原因是现货市场中的供给需求关系对期货价格的变动有重要影响作用。由于我们分析的是日数据,期货市场中的套利者、套期保值者对期货市场日价格变动起主要影响。在低分位点,现货市场出现价格下跌的情况,此时期货市场中的套利者、套期保值者将积极卖空期货,体现为现货引导期货。高分位点意味着期货和现货的价格差分为正值,现货的价格涨幅较大,此时市场上出现了利好的消息,但是此时的检验结果(现货不引导期货)却说明期货市场中的套利者、套期保值者没有很快地对此做出反应。从套期保值者的心态来分析,他们参与期货交易的目的是规避风险,减少损失,套利者也会有一定的对冲策略来止损,因而,与现货市场利好、风险较低相比,在现货市场出现下跌时,他们会更快更积极地卖空期货,降低风险。

#### 4.3.2 价格差分5分钟数据分析

对5分钟价格差分数据的股指期货 $Y_t$ 和股票现货 $X_t$ 进行价格差分,并利用上述平稳数据模型,得到格兰杰引导检验结果如表3。图3为表3的折线图,其中,上方的子图显示的是

期货引导现货的格兰杰检验 $P$ 值随分位点的变化趋势，下方的子图对应现货引导期货的格兰杰检验 $P$ 值.

表3 5分钟差分数据的格兰杰检验 $P$ 值

分位数	期货引导现货的格兰杰检验 $P$ 值								
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Rank	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Anowar	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

分位数	现货引导期货的格兰杰检验 $P$ 值								
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Wald	0.267	0.310	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.307	0.002
Rank	0.073	0.196	0.001	0.000	0.000	0.000	0.007	0.177	0.014
Anowar	0.234	0.356	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004	0.295	0.012

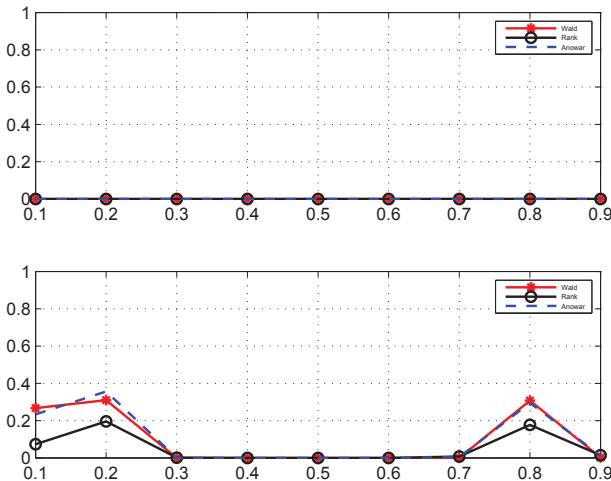


图3 5分钟差分数据格兰杰检验 $P$ 值

我们有如下发现：

**结论：**由表3和图3可知，在5分钟数据下，期货对现货在所有分位点处的引导关系都显著，现货对期货在中分位点有显著的引导关系，在高分位点(除0.8)处也有显著的引导关系，而在低分位点处引导关系不显著。

**分析：**首先，期货对现货的引导关系在所有分位点处都显著，体现了期货市场的价格发现机制。

其次, 现货对期货在中分位点及附近体现为相互引导, 与理论上的期货定价公式 $F = Se^{rt}$ 相符合.

第三, 现货对期货的引导关系在低分位点和高分位点并不一致, 主要原因是现货市场中的供给需求关系对期货价格的变动有重要影响. 与利用日度数据进行分析相比, 做日内短线交易的投机者的行为对5分钟数据检验结果有较大影响. 在高分位点, 股票价格有较大的涨幅, 对于做日内短线交易的投机者来说, 他们更加积极在期货市场上买进期货, 因此造成了现货引导期货的现象. 在低分位点, 现货却不引导期货, 原因可能是中国人相对于看跌来说更偏好于看涨, 当股票价格有较大的跌幅时, 日内短线投机者更多的想到的是赔钱, 容易忽略卖空赚钱的机会, 所以国内的期货市场日内短线投机性的卖空并不活跃, 期货市场并没有很快地反应现货市场的变化.

根据如上分析, 我们可对每日数据与5分钟数据结果进行对比, 有如下发现:

**结论:** 1)在低分位点处, 5分钟的短期数据表明现货对期货没有显著的引导关系, 期货对现货有显著的引导关系; 但日间数据表明现货对期货有显著的引导关系, 期货对现货没有显著的引导关系. 2)在中分位点处, 5分钟的短期数据与日间数据一致地表明现货与期货有显著的相互引导关系. 我们知道中位点比较接近均值, 而用均值回归做格兰杰检验结果也是如此. 3)在高分位点处, 5分钟的短期数据表明现货对期货有显著的引导关系, 期货对现货有显著的引导关系; 但日间数据表明现货对期货没有显著的引导关系, 期货对现货没有显著的引导关系.

### 4.3.3 收益率格兰杰检验结果分析

对数收益率是价格取对数后再差分得到的, 与价格直接做差分相比, 数值虽然有所变化, 但是对数变换的单调性却保证了它们的变动趋势是一致的, 所以理论上, 利用我们的模型(10)以及(11)对收益率数据进行格兰杰引导检验应该与之前对价格差分数据做的检验结果是一致的. 实际上, 我们的实证研究也证实了这一点.

#### 日度数据:

计算日度数据的股指期货 $Y_t$ 和股票现货 $X_t$ 的对数收益率, 并利用上述平稳数据模型, 得到格兰杰引导检验结果如表4.

于是, 我们有如下结果:

**结论:** 由上表可知, 在收益率的日度数据情况下, 现货对期货在低分位点和中分位点引导关系显著, 在高分位点引导关系不显著. 期货对现货在中位点附近(特别是0.4分位点以及0.6分位点)引导关系较显著, 在其他分位点引导关系不显著. 这与利用日内价格差分数据得到的结论是一致的.

#### 5分钟数据:

表4 日内收益率数据的格兰杰检验P值

期货引导现货的格兰杰检验P值									
分位数	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Wald	0.932	0.063	0.020	0.020	0.128	0.017	0.621	0.387	0.571
Rank	0.778	0.250	0.050	0.051	0.081	0.043	0.202	0.377	0.658
Anowar	0.878	0.306	0.078	0.038	0.071	0.016	0.504	0.410	0.560

现货引导期货的格兰杰检验P值									
分位数	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Wald	0.012	0.013	0.007	0.000	0.000	0.000	0.001	0.047	0.175
Rank	0.145	0.002	0.029	0.005	0.007	0.004	0.018	0.126	0.048
Anowar	0.030	0.006	0.008	0.003	0.033	0.002	0.005	0.259	0.237

计算5分钟数据的股指期货 $Y_t$ 和股票现货 $X_t$ 的对数收益率，并利用模型(10)以及(11)，得到格兰杰引导检验结果如表5.

表5 5分钟收益率数据的格兰杰检验P值

期货引导现货的格兰杰检验P值									
分位数	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Rank	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Anowar	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

现货引导期货的格兰杰检验P值									
分位数	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Wald	0.078	0.376	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.272	0.002
Rank	0.062	0.327	0.001	0.000	0.000	0.000	0.014	0.277	0.002
Anowar	0.197	0.527	0.001	0.003	0.003	0.021	0.015	0.320	0.004

由此表可得到如下结果:

**结论：**在收益率的5分钟数据情况下，现货对期货在低分位点处引导关系不显著，在其余中分位点和高分位点处引导关系显著。期货对现货在所有分位点处都有显著的引导关系。这这些结论和用5分钟价格差分数据得到的结论一致。

#### 4.3.4 分阶段的价格差分数据格兰杰检验结果

首先分为2013年与2014年两个阶段，利用5分钟高频数据进行分析，结果如图4以及图5所示。其次，我们以半年为阶段研究，利用5分钟数据，结果如图6至图9所示。每幅图上方的

子图显示的是期货引导现货的格兰杰检验  $P$  值随分位点的变化趋势, 下方的子图对应现货引导期货的格兰杰检验  $P$  值。结论如下:

**结论:** 在所有研究阶段, 期货对现货的引导作用始终都是非常显著的。但是, 现货对期货的引导作用随研究阶段发生改变: 从2013年到2014年, 分两个不同阶段研究发现, 在极端分位点(0.1与0.9)上, 现货对期货从引导变成不引导; 在以半年划分的四阶段中, 可以看出现货对期货存在引导作用的分位点在逐渐减少, 从最初在中分位点(及附近)和极端分位点都引导, 变成在中分位点(及附近)和极端高分位点引导, 再变成仅在极端高分位点引导, 最后是在中分位点(及附近)引导。

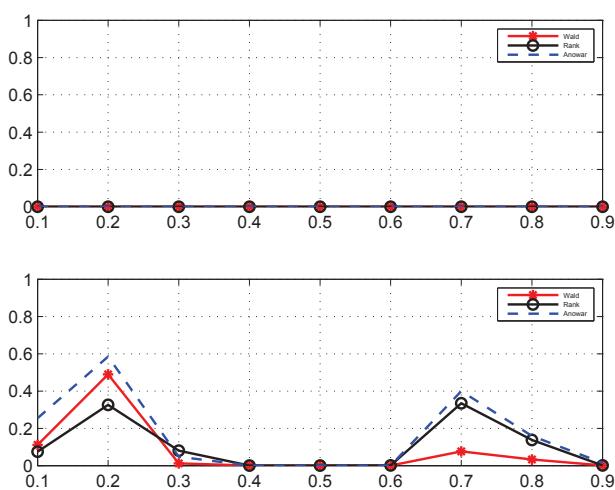


图4 2013年5分钟差分数据格兰杰检验  $P$  值

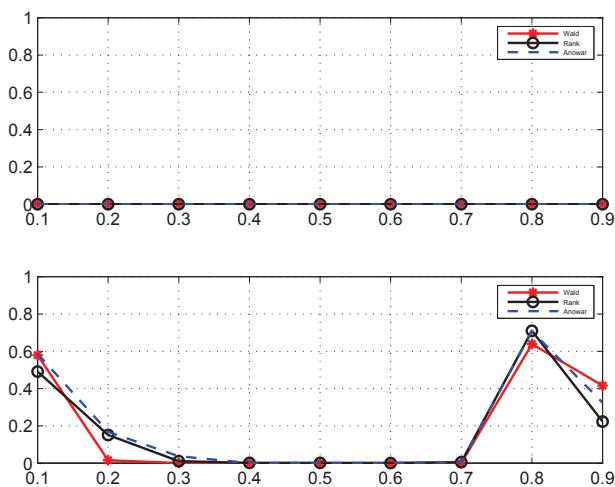


图5 2014年5分钟差分数据格兰杰检验  $P$  值

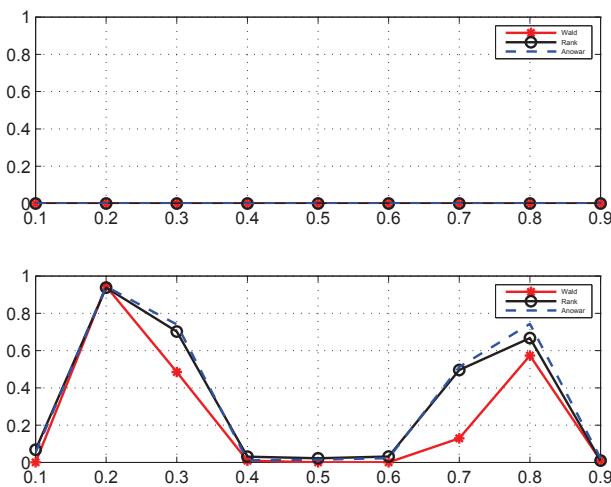


图6 2013年上半年5分钟差分数据格兰杰检验P值

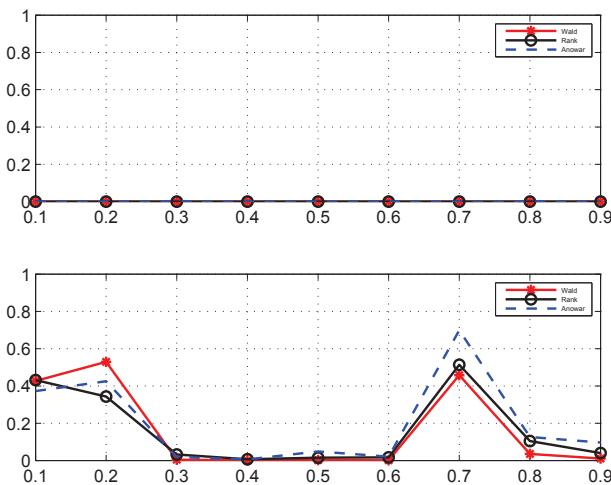


图7 2013年下半年5分钟差分数据格兰杰检验P值

## §5. 总结与启示

本文将传统的格兰杰引导关系检验推广到分位数回归的情形，并用沪深300指数和沪深300股指期货当月主合约两种频率的数据(每日和每5分钟)，研究了期现货的引导关系。由于在差分数据模型下，分位数能描述金融市场的涨跌现状，因此，基于分位数回归模型得到的期现引导关系是相关金融市场涨跌环境下的关系。通过实证研究我们有如下发现：首先，期货与现货的引导关系确实随市场涨跌环境的变化而变化；在正常、平稳的金融市场环境下，它们之间有相互引导关系；在特殊、极端的金融市场环境中，它们之间正常的引导关系会出现变异。其次，5分钟高频数据的实证研究(包括分阶段研究)表明期货对现货的引导关

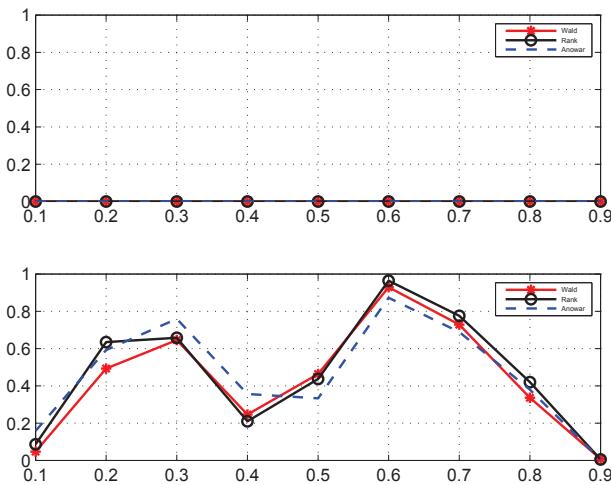


图8 2014年上半年5分钟差分数据格兰杰检验P值

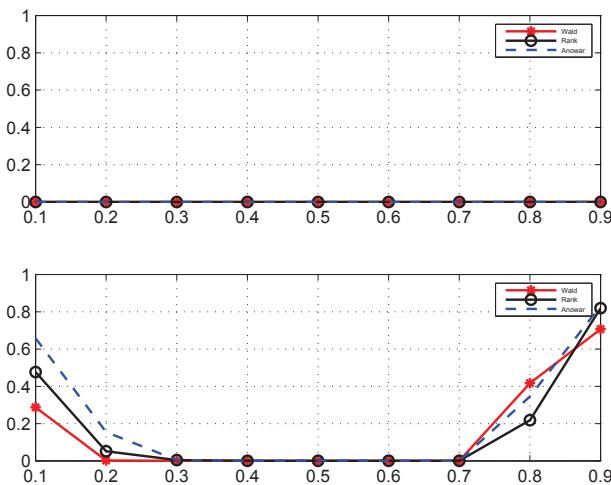


图9 2014年下半年5分钟差分数据格兰杰检验P值

系在各个阶段、各个分位点上都是显著的, 即期货在各个阶段即不同的涨跌市场环境下都具有价格发现功能, 说明近两年来我国的股指期货市场一直在健康地发展。第三, 现货对期货的引导关系在不同的阶段即在不同的涨跌市场环境下有很大差异, 在正常、平稳的金融市场环境下, 现货对期货有明显的引导关系; 在涨跌较大的金融市场环境中, 现货对期货的引导关系变得很不稳定, 有时有引导, 有时无引导, 说明在风险环境中, 有更重要的因素在影响期现货的关系。这表明现货对期货的引导关系出现异常, 是金融市场异常的信号, 可以为金融监管提供了预警参考依据。

总之, 本文利用分位数回归模型研究了“市场相依”的期现引导关系, 更全面、更深入地分析了期货与现货的关系, 更详细地证实了我国期货市场具有价格发现功能。

## 参 考 文 献

- [1] 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.
- [2] 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.
- [3] 张宗成, 刘少华. 沪深300股指期货市场与现货市场联动性及引导关系实证分析 [J]. 中国证券期货, 2010, **5**: 4–6.
- [4] 张志海. 股指期货与股票市场不同交易时段关联性研究 [R]. 上海: 中金所金融创新实验室报告, 第2012006.
- [5] 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)**: 75–80.
- [6] 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**: 99–106.
- [7] 陈蓉, 郑振龙. 无偏估计、价格发现与期货市场效率—期货与现货价格关系 [J]. 系统工程理论与实践, 2008, **28(8)**: 2–11.
- [8] Koenker R. *Quantile Regression* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- [9] Chen K N, Ying Z L, Zhang H, et al. Analysis of least absolute deviation [J]. *Biometrika*, 2008, **95(1)**: 107–122.
- [10] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学 [M]. 3版. 北京: 高等教育出版社, 2010.
- [11] Granger C W J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods [J]. *Econometrica*, 1969, **37(3)**: 424–438.

## Market-Dependent Casualty Between Futures and Spot

LIN Lu SHEN Wei ZHANG Yan LIANG LuFang ZHANG ChuanGang

*(Zhongtai Securities Institute for Financial Studies, Shandong University, Jinan, 250100, China)*

**Abstract:** The relationship between futures and spot is still an important issue in academic communities and supervisory departments. In this paper, the Granger Causality Test is extended into quantile regression and then the relationship between futures and spot is investigated at different quantile positions. Note that under the model with differential data, different quantile positions are related to the corresponding financial environments. Consequently, a market-dependent casualty between futures and spot is established, by which we can study the relationship more deeply and comprehensively. The main points of view obtained in this paper are what follows: 1. The relationship between futures and spot is strongly related to the financial environments, besides the features of futures and spot; 2. Under the normal and stable financial markets, there is causality one another, but the relationship will be abnormal under extremal financial conditions, the common relationship between futures and spot is masked by other financial factors; 3. If the causality was seen as a normal fact logically, then the abnormal relationship should indicate a bad or extremal financial environment, which provides supervisory departments with a warning signal.

**Keywords:** financial market; futures; spot; causality

**2010 Mathematics Subject Classification:** 62P05; 62J05