

国际原油期货市场价格无偏预期的分位数协整检验

王劲波, 邓明, 黄娟娟

(厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005)

摘要: 期货市场凭借其特有的价格发现和套期保值功能在国民经济运行中扮演着不可替代的角色。而原油作为一种重要的能源和化工原料, 无论是在经济发展方面还是国家安全方面都具有举足轻重的地位。基于分位数协整检验方法, 使用1986年1月到2013年5月的WTI原油现货价格与1月、2月、3月和4月期的期货价格, 可以检验国际原油期货市场上的无偏预期假说是否成立。实证研究结果显示, 在1月、2月、3月和4月期货合约上, 期货价格与现货价格在所有分位点上均存在协整关系, 但是随着期货价格的上升, 期货价格对现货价格的引导作用在减弱。基于分位数wald检验的检验结果表明, 1月期货合约在0.5以下的分位数上满足无偏预期假说, 而2月、3月和4月期货合约只有在0.3以下的分位数上才满足无偏预期假说, 说明只有当期货价格较低时, 原油期货市场价格才满足无偏预期假说, 期货市场才是有效的。

关键词: 关键词原油期货; 无偏预期; 分位数协整

中图分类号: F064.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 0438-0460(2018)06-0074-10

一、引言与文献综述

作为现代市场经济体系的重要组成部分, 期货市场凭借其特有的价格发现和套期保值功能在国民经济运行中扮演着不可替代的角色。而原油作为一种重要的能源和化工原料, 无论是在经济发展方面还是国家安全方面都具有举足轻重的地位。20世纪90年代以来, 国际石油期货市场及相关衍生品市场得到迅猛发展, 已成为国际金融市场的一个关键组成部分。期货市场最基础的功能是价格发现, 而期货市场能否充分发挥其价格发现功能, 市场是否有效率则是前提和关键。

由Samuelson(1965)、Fama(1965)提出的有效市场假说(Efficient Market Hypothesis, EMH)认为有效市场是一个充分反映所有可获信息的市场。有效市场假说为判断期货市场上资本资源配置的效率状况提供了一种方法或标准, 因此, 市场有效性检验很快成为研究期货市场效率的标准范式。自此之后, 学者们从期货价格是否服从随机游走、期货价格是否为现货价格无偏预测、期货市场是否存在异常现象、期货市场是否存在分形市场特征等视角对期货市场是否有效进行了多方面的实证检验。在上述检验方法中, 无偏预期检验是最常用的检验手段, 该方法由Rausser和Carter(1983)提出, 具体是指在有效的期货市场中不存在风险收益, 其检验是采用市场有效性与无风险

收稿日期: 2018-03-22

基金项目: 福建省社会科学规划项目“基于事后估计空间权重的空间计量模型研究”(FJ2016B175); 福建省中青年教师教育科研项目“信息基础设施对出口贸易的溢出效应研究”(JZ180031); 中央高校基本科研业务经费项目“创新网络中的知识获取——中国手机产业的研究”(20720151029); 国家自然科学基金青年项目“人口老龄化下的技术进步方向与要素收入份额”(71503220)

作者简介: 王劲波, 男, 湖南益阳人, 厦门大学经济学院助理教授, 经济学博士; 邓明, 男, 湖南衡阳人, 厦门大学经济学院副教授, 经济学博士; 黄娟娟, 女, 福建厦门人, 厦门大学经济学院副教授, 经济学博士。

收益性的联合检验。Bigman 等(1983)最早实证检验期货市场无偏预期假说,他们检验了美国粮食市场1975年1月至1980年9月期货价格的有效性,发现近期期货价格表现出对交割日现货价格的无偏估计性,符合无偏预期假说;而远期期货价格是相应现货价格的显著有偏估计,市场的无偏预期假说不能成立。但Bigman 等(1983)的研究随即就遭到了来自Maberly(1985)、Elam和Dixon(1988)的批评,他们认为自变量可能与随机干扰项相关以及数据的非平稳性会导致该研究中所使用的OLS估计失效,从而错误地拒绝了市场有效的原假设。此后,协整理论与方法的诞生和成熟为期货市场无偏估计检验提供了新的计量工具。Serletis和Banaek(1990)采用E-G两步协整法对美国期货市场汽油、原油价格数据进行检验,发现期货与现货价格存在长期协整关系。但是E-G两步协整法无法推算出模型的参数估计值,而Johansen和Juselius(1990)提出的J-J协整检验因其能对模型参数做出估计,很好地满足期货市场有效性检验对模型的要求,成为20世纪90年代以后检验期货市场有效性的通用方法,如Fortenbery和Zapata(1993)运用该方法检验出美国北卡罗里纳州的玉米和大豆现货价格与CBOT市场存在着长期均衡关系。在原油期货市场的检验方面,Kallard等(1999)、Coppola(2008)分别选取了纽约商品交易所(NYMEX)不同时期交易的WTI期货和现货价格,使用J-J协整检验法,发现原油期货价格和现货价格存在长期均衡关系。Bopp和Sitger(1987)、Salah和Hamid(2004)根据交易时期的不同将原油期货市场分为不同的市场,分别考虑期货与现货价格的关系:前者发现短期期货价格是有效的,而长期期货价格是非有效的;后者发现1月和12月原油期货价格对现货价格的预测能起到显著作用,而3月、6月、9月的期货价格对现货价格的预测效果不佳。在国内学者中,余炜彬等(2004)利用单位根检验和协整关系检验验证了Brent原油期货市场的有效范围,发现Brent原油期货市场在5个月内是有效的,但其有效性随着期货和约期限的拉长而逐渐变小。程刚等(2009)的研究表明,在2004年之前,期货价格对相应到期日现货价格的预测基本都是无偏的,但在2004年之后,期货价格对相应到期日现货价格的预测显著有偏。

需要注意到,上述研究所使用的E-G两步法和J-J协整检验法都是在条件均值处来讨论期货价格与现货价格之间的关系,事实上,由于期货和现货价格数据通常呈现“尖峰厚尾”的分布特征,数据分布其他特征值上的关系同样十分重要。Xiao(2009)提出的分位数协整模型则很好地解决了该问题。相对于条件均值协整模型,分位数协整模型具有以下几个优点:首先,在分位数协整模型中,协整系数受到每一期革新项的影响,在不同分位数下是不同的,体现出分位数相依性,从而得到更为丰富的动态行为。第二,分位数协整模型提供一种创新方式来研究无偏性假说的局部有效性,即在一些分位数下无偏性假说成立,而在另外一些分位数下,无偏性假说不成立。第三,相比于传统协整方法容易受到异常观测和数据非正态性影响,分位数协整模型更为稳健,因此其所得结果更为可靠。因此,本文应用分位数协整模型研究国际原油期货市场的无偏性假说。

二、无偏预期假说及其检验

(一) 无偏预期假说

Fisher(1986)提出的利率期限结构预期假说为“无偏预期”检验提供了最早的理论依据,其理论后来被称为“纯粹预期理论”,主要观点是:可观察的长期利率是预期的不可观察的短期利率的平均值,也就是说,远期利率是对未来即期利率的无偏估计。Bigman 等(1983)依据有效市场假说中“价格(收益)变动不具有预测性”,将期货价格与在到期日的现货价格的价格关系表述为:

$$E_t(s_{t+n} - E_{t,t+n}/\Phi_t) = 0 \quad (1)$$

其中, $F_{t,t+n}$ 是在 $t+n$ 到期的期货合约在时期 t 的价格, $s_{t,t+n}$ 为时期 $t+n$ 的现货价格, Φ_t 是时期 t 的信息集, E_t 为时期 t 的信息集下的条件期望。上式意味着:在给定的 t 时信息集下, $t+n$ 到期的期货

合约在 t 时的价格是 $t+n$ 时现货价格 $s_t, t+n$ 的无偏估计。随着时间的推移,新信息不断累积并增加到已有的信息集合中。 T 时期的信息集于是包含所有随后的信息集,就是说对于所有的时期 t , 当 $\tau \geq 0$ 时,有 $\Phi_{t+\tau} \supseteq \Phi_t$, 考虑两个不同时期但到期日相同的期货价格 $F_{t,T}$ 和 $F_{t+\tau,T}$, T (T 代表到期日), 如果市场是有效的, 则有:

$$E_t(s_T - F_{t,T}/\Phi_t) = 0 \text{ 且 } E_{t-\tau}(s_T - F_{t+\tau,T}/\Phi_t) = 0 \tag{2}$$

期货市场无偏性假说的检验通常是在协整理论框架下进行,其计量方程如下:

$$s_{t+n} = \alpha + \beta F_{t,t+n} + u_t \tag{3}$$

其中 u_t 为随机误差项, α 和 β 为待估参数, 期货市场有效的原假设是: $\alpha = 0$ 且 $\beta = 1$ 。但上述无偏预期假说的检验过程没有考虑市场的风险溢价, 也就是假定市场参与者是风险中性的。但这一假定既无理论依据, 在实证上也是不合理的。因为期货市场中的风险规避型投资者如果使用期货合约对其产品进行套期保值, 就会产生风险溢价从而使期货价格偏离未来现货价格的预期值。因此, 对期货市场效率的检验不应建立在市场不存在风险溢价的假定上(Fama 和 French, 1987)。如果考虑市场风险溢价, 由于满足平稳过程的风险溢价的均值常常不为 0, 因此对期货市场无偏预期假说的检验不必要求 $\alpha = 0$, 只要检验 $\beta = 1$ 的原假设即可, 本文在实证过程中只对 $\beta = 1$ 的原假设进行检验。

(二) 无偏预期假说的分位数协整检验

在对式(3)进行 OLS 估计时, 如果序列是非平稳的, 则可能导致“伪回归”。Engle 和 Granger (1987) 提出的单方程线性协整模型较好地解决了这一问题, 其形式如下:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \tag{4}$$

其中, y_t 和 x_t 分别为 1 维和 p 维的 $I(1)$ 序列, u_t 为平稳的 $I(0)$ 变量。由于 x_t 与 u_t 的相关性, 对式(4)采用 OLS 法进行估计时, 会导致估计的二阶偏差, Stock 和 Watson(1993) 建议将式(4)中 u_t 的分解为领先、滞后项 $\sum_{i=-K}^{i=K} \Delta x_{t-j} \pi_j$ 和纯革新项 ε_t , 则式(4)转化为如下形式:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \sum_{i=-K}^{i=K} \Delta x_{t-j} \pi_j + \varepsilon_t \tag{5}$$

但是, 传统线性协整模型仅反映因变量对自变量的平均响应, 由于条件均值只是概率分布的一个特征, 如果希望知道在更多的分布特征上因变量和自变量的长期均衡关系, 上述方法则无法胜任。一个改进的办法是在不同的分位点上考察变量之间的关系。基于此, Xiao(2009) 应用 Koenker 和 Bassett(1978) 的分位数回归方法, 提出分位数协整模型(Quantile Cointegration Model)。记 ε_t 的 τ 分位数为 $Q_\varepsilon(\tau)$, $I_t = \{x_t, \Delta x_{t-j}\} \forall j$, 则对于式(5)中的条件分位数为:

$$Q_{y_t}(\tau | I_t) = \alpha + \beta(\tau) x_t + \sum_{i=-K}^{i=K} \Delta x_{t-j} \pi_j + F_\varepsilon^{-1} \tag{6}$$

其中, $F(\cdot)$ 为 ε_t 的累积分布函数。令 $\alpha(\tau) = \alpha + F_\varepsilon^{-1}(\tau)$, $z_t = (1, x_t, \Delta x'_{t-k}, \dots, \Delta x'_{t+k})'$, 和 $\theta(\tau) = (\alpha(\tau), \beta(\tau), \pi'_k(\tau), \dots, \pi'_{-k}(\tau))'$ 则式(6)可以表示为如下形式:

$$Q_{y_t}(\tau | I_t) = \theta(\tau) z_t \tag{7}$$

在上述模型中, 协整系数受到每一期革新项的影响, 在不同分位数下是不同的, 体现出分位数相依性, Xiao(2009) 称之为分位数协整模型。对式(7)中 $\theta(\tau)$ 的估计, 需要求解以下问题:

$$\min \sum_{i=1}^T \rho_\tau(y_i - \theta(\tau) z_i) \tag{8}$$

此处, $\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$, 其定义在 Koenker 和 Bassett(1978) 的研究中有详细说明; $I(u) < 0$ 为示性函数, 当 $\{u < 1\}$ 时该函数取 1, 否则取 0。上述目标函数无法直接用微分求解, 可以采用线性规划的办法求解得到估计值。分位数协整模型同样需要关注在分位数下的变量之间是否具有协整关系。Xiao(2009) 基于累加和残差(cumsum residual) 给出如下的检验统计量:

$$CS(\tau) = \max_{j=1, \dots, n} \frac{1}{\omega_\tau \sqrt{n}} \left| \sum_{i=1}^j \psi_\tau(\varepsilon_{i\tau}) \right| \tag{9}$$

其中, $\varepsilon_{it} = y_t(\tau | I_t)$, $\psi_t(u) = \tau - I(u < 0)$, $\hat{\omega}_\psi^2$ 为 $\psi_\tau(\varepsilon_t, \tau)$ 长期方差的一致非参数估计量:

$$\hat{\omega}_\psi^2 = \sum_{j=-l}^l k(j/l) C_{\hat{\psi}\hat{\psi}}(j) \tag{10}$$

在式(10)中, $C_{\hat{\psi}\hat{\psi}}(j) = \sum_{1 \leq t, t+j \leq n} \psi_\tau(\hat{\varepsilon}_{it}) \psi_\tau(\hat{\varepsilon}_{i+j, \tau})$, 为窗宽函数, 满足 $l \rightarrow \infty$ 和当样本容量 $n \rightarrow \infty$, $l/n \rightarrow 0$, $K(\cdot)$ 为核函数, 满足 $k(0) = 0$ 。Andrews(1991)指出, 在渐近截尾均方差下, 谱密度核函数最优, 因此在本文实证研究中, 选取谱密度核函数, 其形式如下:

$$k(x) = \frac{25}{12\pi^2 x^2} \left[\frac{\sin(6\pi x/5)}{6\pi x/5} - \cos(6\pi x/5) \right] \tag{11}$$

为得到检验统计量的临界值, 考虑如下部分和过程:

$$\hat{Y}_n(r) = \frac{1}{\hat{\omega}_\psi \sqrt{n}} \sum_{t=1}^{[nr]} \psi_\tau(\hat{\varepsilon}_{it}) \Rightarrow \tilde{W}(r) \tag{12}$$

其中 $\tilde{W}(r) = W_1(r) - \left[\int_0^1 dW_1(r) \bar{W}'_2(r) \right] \times \left[\int_0^1 d\bar{W}_2(r) \bar{W}'_2(r) \right]^{-1} \int_0^r \bar{W}_2(s) ds$, $\bar{W}_2(r) = (1, W_2(r))'$,

W_1 和 W_2 为独立的 1 维和 p 维标准布朗运动。在原假设成立即在 τ 分位数下具有协整关系下:

$$CS(\tau) \Rightarrow \sup_{0 \leq r \leq 1} |\tilde{W}(r)| \tag{13}$$

因此, 对分位数 τ 下的协整关系检验统计量, 其渐近分布与 Xiao 和 Phillips(2002) 在线性条件均值协整模型给出的检验统计量相同, 其模拟临界值参见 Xiao 和 Phillips(2002) 的表 1。基于分位数协整模型, 考虑在分位数下形如式(4)的经典协整系数的线性约束检验问题:

$$H_0: R\beta(\tau) = r \tag{14}$$

针对上述假设检验问题, Xiao(2009) 给出如下的分位数 Wald 检验统计量:

$$W_n(\tau) = \frac{f_\varepsilon(F_\varepsilon^{-1}(\tau))^2}{\hat{\omega}_\psi^2} (R\hat{\beta}(\tau) - \hat{\beta}(\tau) - r)' [RM_X^{-1}R]^{-1} (R\hat{\beta}(\tau) - \hat{\beta}(\tau) - r) \tag{15}$$

其中 $M_X = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(x_i - \bar{x})$, $f_\varepsilon(F_\varepsilon^{-1}(\tau))$ 为 $f_\varepsilon(F_\varepsilon^{-1})$ 的一致估计量。在原假设(14)成立下, $W_n(\tau)$ 渐近服从自由度为 q 的卡方分布。在分位数协整模型中, 另一个重要的统计推断问题是各分位数下的协整系数是否相等, 如果各分位数下的协整系数相等, 则分位数协整模型转化为线性协整模型。基于此, Xiao(2009) 提出如下假设检验问题:

$$H_0: \beta(\tau) = \bar{\beta}, \forall \tau \in (0, 1) \tag{16}$$

令 $\hat{V}_n(\tau) = n(\hat{\beta}(\tau) - \bar{\beta})$, 对于上述检验问题, Xiao(2009) 提出如下检验统计量:

$$\sup |\hat{V}_n(\tau)| = \max(n|\hat{\beta}(\tau) - \bar{\beta}|), \forall \tau \in (0, 1) \tag{17}$$

在实际运用时, 先取分位数区间 $\Gamma = [\varepsilon, 1 - \varepsilon]$, 其中 $\varepsilon \in (0, 0.5)$, 在 Γ 中选取 n 个分位数点 ($\varepsilon = \tau_1 < \dots < \tau_n = 1 - \varepsilon$), 再计算每个分位数下 $\hat{V}_n(\tau)$ 绝对值, 最后再取最大值。

由于检验统计量 $\sup |\hat{V}_n(\tau)|$ 的大样本分布为非标准分布, 且受冗余参数的影响, Xiao(2009) 建议利用如下 bootstrap 方法, 得到检验统计量的小样本分布, 步骤如下: (1) 以普通最小二乘法(OLS)估计式(5), 得到估计值 $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$ 和残差 \hat{u}_i ; (2) 令 $\hat{w} = (\Delta x_i, \hat{u}_i)$, 对 \hat{w}_i 运用向量自回归进行估计, 得到向量自回归拟合残差 $\hat{e}_i = \hat{w} - \sum_{j=1}^q \hat{B}_j \hat{w}_{i-j}$; (3) 从中心化残差 $\hat{e}_i - (\sum_{j=q+1}^n \hat{e}_j/n - q)$ 中得到 bootstrap 样本 $\{e_i^*\}_{i=q+1}^n$, 利用 e_i^* 和向量自回归, 得到 w_i^* , 其表达式为: $w_i^* = \sum_j \hat{B}_j w_{i-j}^* + e_i^*$, 其中 $w_j^* = \hat{w}_j$, $j = 1, \dots, q$; (4) 由 $x_i^* = x_{i-1}^* + \Delta x_i^*$ (其中 $x_1^* = x_1$), 得到的 bootstrap 样本 $\{x_i^*\}_{i=1}^n$, 进一步利用 $y_i^* = \hat{\alpha} + \hat{\beta}' x_i + u_i^*$ 得到 bootstrap 样本 $\{y_i^*\}_{i=1}^n$; (5) 根据 bootstrap 样本 (y_i^*, x_i^*, t) , 运用 OLS 和分位数回归法, 得到 $\hat{\beta}^*$ 和 $\hat{\beta}^*(\tau)$, 构建 $\sup |\hat{V}_n^*(\tau)| = n|\hat{\beta}^*(\tau) - \bar{\beta}^*|$; (6) 重复(2)到(5)多次, 得到 sup

$|\hat{V}_n^*(\tau)|$ 的经验分布,以此作为 $\sup |\hat{V}_n(\tau)|$ 在原假设成立下的近似分布,进行统计推断。

三、实证分析

(一) 线性条件均值模型

本文选取国际原油市场比较有代表性的 WTI 原油现货价格与 1 月、2 月、3 月和 4 月期的期货价格的月度数据为研究对象,为消除时间序列可能存在的异方差,对现货价格和期货价格取自然对数,分别用 $\ln S$ 、 $\ln F^{(1)}$ 、 $\ln F^{(2)}$ 、 $\ln F^{(3)}$ 和 $\ln F^{(4)}$ 表示,数据来源于国际能源信息署,所使用的样本数据的时间跨度为 1986 年 1 月到 2013 年 5 月,共 329 个观测。对相应合约在某个给定日并无交易的情形,遵循 Alquist 和 Kilian(2010) 的方法,将最接近月度最后一个交易日的相应期货价格作为其月度值。表 1 给出 WTI 现货与期货的描述性统计量和单位根检验结果。

表 1 描述性统计量和单位根检验结果

	$\ln S$	$\ln F^{(1)}$	$\ln F^{(2)}$	$\ln F^{(3)}$	$\ln F^{(4)}$
均值	3.4506	3.4466	3.4416	3.4358	3.4294
中位数	3.1864	3.1938	3.1684	3.1442	3.1241
最小值	2.3273	2.3437	2.3637	2.3786	2.3952
最大值	4.9414	4.9416	4.9458	4.9484	4.9505
标准差	0.6600	0.6580	0.6599	0.6599	0.6596
峰度	1.9422	1.9644	1.9665	1.9814	2.0020
偏度	0.5937	0.6049	0.6204	0.6527	0.6807
JB	34.6701***	34.7623***	36.1533***	37.5800***	39.0577***
水平 ADF	-0.9496	-0.8703	-0.6993	-0.6452	-0.4802
差分 ADF	-16.4774***	-15.8393***	-15.1814***	-14.9921***	-14.8625***

注: *、**和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著,下同

从表 1 中可以看到,现货价格与期货价格的各种描述性统计量极为相似,现货价格和 4 种合约期的期货价格的偏度均为正值,意味着分布均右偏,而其峰度分别为 1.9422、1.9644、1.9665、1.9814 和 2.0020,意味着相较于正态分布,峰度较低;Jarque-Bera 统计量拒绝现货价格与期货价格的正态分布假设;由于序列的单整是具有协整关系的前提,ADF 单位根检验结果表明,现货价格与期货价格均为非平稳过程,为下面进行协整分析提供了前提条件。

(二) E-G 两步法协整检验

遵循 Xiao(2009) 的方法,为检验原油期货市场的无偏性假说,构建如下的模型:

$$\ln S_t = \alpha \beta \ln F_{t-i}^{(i)} + \sum_{j=-K}^K \ln F_{t-i-j}^{(i)} \pi_j + \varepsilon_t \quad i = 1, 2, 3, 4 \quad (18)$$

首先,对现货价格 $\ln S$ 与期货价格 $\ln F^{(1)}$ 、 $\ln F^{(2)}$ 、 $\ln F^{(3)}$ 和 $\ln F^{(4)}$ 进行协整检验。本文采用 E-G 两步法,第一步运用 OLS 法对式(18)进行估计,得到拟合残差;第二步,对拟合残差进行单位根检验,如果残差平稳,则具有协整关系,否则不具有协整关系。由于现货价格与期货价格具有协整关系,是无偏性假说成立的前提条件,如果运用 E-G 两步法,得到现货与期货不具有协整关系,则无偏性假说不成立;否则,进一步检验式(14)中的 $\beta = 1$ 是否成立,检验统计量为式(4)。对于式(18)中领先与滞后阶数 K 的确定,本文采用 Kejriwal 和 Perron(2008) 的建议,使用 BIC 信息准则进行选择,结果见表 2。

表2 现货与期货的 E-G 协整检验结果

	现货与1月期合约	现货与2月期合约	现货与3月期合约	现货与4月期合约
K	1	2	3	4
α	0.0238	0.0886 ^{***}	0.1388 ^{***}	0.1809
β	0.9937	0.9760	0.9624	0.9514
残差 ADF 检验	-17.9917 ^{***}	-7.6139 ^{***}	-6.9848 ^{***}	-5.4116 ^{***}
Wald 检验	1.6676	7.3121 ^{***}	6.5326 ^{**}	5.9447 ^{**}

由表2中可以看出,使用BIC信息准则,得到现货与1月、2月、3月和4月期货合约下的领先、滞后阶数K分别为1、2、3和4, β 的估计值分别为0.9937、0.9760、0.9624和0.9514,均非常接近1;残差ADF检验结果显示,现货分别与4个期货合约均具有协整关系。由于协整关系仅是无偏性假说成立的一个必要条件,还需要进一步检验 $\beta=1$ 是否成立;Wald检验检验结果显示,现货与1月期合约下, $\beta=1$ 成立,而其他几个合约下 $\beta=1$ 均不成立,说明原油期货市场对短期是有效的,但在长期是非有效的。

(三) 分位数协整检验

表3给出在各个分位点下,WTI现货与相应期货合约的分位数协整模型的参数估计以及各分位数下基于累加和残差的稳健协整检验的结果。从表3中可以发现,对于现货与1月期合约, β 的估计值区间为[1.0179, 0.9387];对于现货与2月期合约, β 的估计值区间为[1.0264, 0.8993];对于现货与3月期合约, β 的估计值区间为[1.0204, 0.8750];对于现货与4月期合约, β 的估计值区间为[1.0414, 0.8839];现货与各期货合约的 β 估计均值分别为0.9879、0.9706、0.9596和0.9534。由此可见,对于不同的期货合约, β 的估计值都非常接近于1。

进一步,通过各分位数下的协整检验统计量 $CS(\tau)$,判断各分位数下现货与期货是否具有协整关系:对于现货与1月期合约, $CS(\tau)$ 区间为[0.6136, 0.9890];对于现货与2月期合约, $CS(\tau)$ 区间为[0.6725, 0.9615];对于现货与3月期合约, $CS(\tau)$ 区间为[0.7837, 0.9872];对于现货与4月期合约, $CS(\tau)$ 区间为[0.6883, 0.9222],均低于10%显著性水平下的临界值1.616。因此,在各分位数下,现货与不同时期的期货合约之间存在分位数协整关系,这与E-G协整检验的结论是一致的。

表3 分位数协整估计与稳健协整检验结果

	现货与1月期合约			现货与2月期合约		
	α	β	$CS(\tau)$	α	β	$CS(\tau)$
0.05	-0.1463 ^{**}	1.0179	0.6136	-0.2217 ^{**}	1.0264	0.7138
0.10	-0.0860 ^{**}	1.0057	0.6457	-0.1376 [*]	1.0157	0.8829
0.20	-0.0827 ^{**}	1.0133	0.6841	-0.0506	0.9998	0.7781
0.25	-0.0440	1.0043	0.6931	-0.0119	0.9937	0.7620
0.30	-0.0097	0.9976	0.8376	0.0215	0.9869	0.6689
0.40	-0.0055	1.0001	0.8807	0.0423 [*]	0.9846	0.8885
0.50	0.0267 [*]	0.9930	0.9890	0.0802 ^{***}	0.9770	0.7081
0.60	0.0577 ^{***}	0.9867	0.9021	0.1323 ^{***}	0.9669	0.9114
0.70	0.0995 ^{***}	0.9784	0.8356	0.1928 ^{***}	0.9551	0.6725
0.75	0.1238 ^{***}	0.9733	0.8163	0.2316 ^{***}	0.9490	0.6994

续表 3

	现货与 1 月期合约			现货与 2 月期合约		
	α	β	CS(τ)	α	β	CS(τ)
0.80	0.1332***	0.9724	0.9469	0.2585***	0.9442	0.9615
0.90	0.1937***	0.9617	0.9141	0.3794***	0.9193	0.8087
0.95	0.3043***	0.9387	0.8275	0.4831***	0.8993	0.8535
	现货与 3 月期合约			现货与 4 月期合约		
	α	β	CS(τ)	α	β	CS(τ)
0.05	-0.2142**	1.0204	0.2142	1.0204	-0.2142**	1.0204
0.10	-0.1227**	1.0039	0.1227	1.0039	-0.1227**	1.0039
0.20	-0.1241*	1.0167	0.1241	1.0167	-0.1241*	1.0167
0.25	-0.0514	1.0014	0.0514	1.0014	-0.0514	1.0014
0.30	0.0072	0.9892	0.0072	0.9892	0.0072	0.9892
0.40	0.1223***	0.9638	0.1223	0.9638	0.1223***	0.9638
0.50	0.1664***	0.9542	0.1664	0.9542	0.1664***	0.9542
0.60	0.2201***	0.9445	0.2201	0.9445	0.2201***	0.9445
0.70	0.2731***	0.9358	0.2731	0.9358	0.2731***	0.9358
0.75	0.3097***	0.9303	0.3097	0.9303	0.3097***	0.9303
0.80	0.3413***	0.9248	0.3413	0.9248	0.3413***	0.9248
0.90	0.4614***	0.9016	0.4614	0.9016	0.4614***	0.9016
0.95	0.5341***	0.8878	0.5341	0.8878	0.5341***	0.8878

注: CS(τ) 检验统计量的 10%、5% 和 1% 分别为: 1.616、1.842 和 2.326, 临界值来源于 Xiao 和 Phillips(2002) 的表 1

表 3 还表明, 在不同分位点上, β 的估计值存有比较明显的差异: 第一, 不同分位点上, 对于不同期货合约下, β 存在明显差异; 第二, 随着分位数的增大, 不同期货合约下, β 有变小的趋势, 由此说明, 随着原油期货价格的上涨, 期货价格对现货价格的引导作用不断下降。

通过分位数协整检验, 本文得到各期货合约与现货在各分位数下均具有协整关系。进一步, 本文通过分位数协整模型, 检验在各分位数下的无偏性假说即在各分位数下检验 $\beta = 1$ 的原假设, 该过程分为两步: 首先, 利用 $\sup |V_n(\tau)|$ 检验各分位数下, 协整系数是否相同, 如果协整系数相同, 则通过线性条件均值协整模型, 检验无偏预期假说; 其次, 如果各分位数下协整系数不同, 进一步通过分位数 Wald 检验, 检验各分位数下的无偏预期假说。由于受到冗余参数和数据非平稳性的影响, 协整系数检验统计量 $\sup |V_n(\tau)|$ 不具有标准分布, 因此对现货与 4 个期货合约, 分别利用 bootstrap 方法, 重复抽样 2000 次, 得到整个分位数上协整系数检验统计量的临界值, 结果见表 4。

基于的协整系数检验发现, 现货与各期货合约之间在各分位数下的协整系数并不相同。因此, 下一步需要使用分位数 Wald 检验来检验各分位数下 $\beta = 1$ 的原假设是否成立, 结果检验见表 5。

表 4 分位数协整系数检验

	$\sup V_n(\tau) $ 估计值	0.90 置信度 下的临界值	0.95 置信度 下的临界值	0.99 置信度 下的临界值
现货与 1 月期货合约	17.9176***	2.3919	2.9565	4.2963
现货与 2 月期货合约	24.8472***	2.9335	3.6750	5.4307
现货与 3 月期货合约	24.0118***	3.9427	5.0428	7.1155
现货与 4 月期货合约	28.8106***	5.7948	7.1757	10.5418

表5 市场效率($\beta(\tau) = 1$)的 wald 检验统计量

分位数	1 月期货合约	2 月期货合约	3 月期货合约	4 月期货合约
0.05	2.31	1.13	0.66	2.62
0.10	0.35	0.59	0.03	1.22
0.20	2.39	0.00	0.61	0.12
0.25	0.31	0.29	0.01	0.01
0.30	0.12	1.62	0.37	0.53
0.40	0.00	9.02***	6.51**	3.83*
0.50	2.54	9.61***	12.35***	5.87**
0.60	7.99***	9.61***	14.17***	11.30***
0.70	16.82**	16.12***	14.04***	13.66***
0.75	20.61***	14.14***	18.93***	16.82***
0.80	16.16***	14.39***	20.05***	24.51***
0.90	6.48**	26.63***	29.52***	26.39***
0.95	5.13**	34.18***	9.46***	18.21***

从表5中可以看出,1月期货合约在0.5以下的分位数上不能拒绝 $\beta = 1$ 的原假设,2月、3月和4月期货合约在0.3以下的分位数上不能拒绝 $\beta = 1$ 的原假设。因此,原油期货市场的无偏预期假说并不是在数据分布的所有分位点上都是成立的,不同的时期的期货合约均表明,期货市场的无偏预期假说仅仅在较低分位数上是成立的,具体来说,1月期货合约在0.5以下的分位数上满足无偏预期假说,而2月、3月和4月期货合约只有在0.3以下的分位数上才满足无偏预期假说。换句话说,只有当期货价格较低时,期货市场才满足无偏预期假说,期货市场才是有效的;而当期货价格走高时,期货市场并不满足无偏预期假说。由此说明,当期货价格受投机因素和外生冲击的影响而走高时,期货市场的无偏预期假说不再成立,市场也不再是有效的,期货市场的价格发现功能也就相应会减弱。

五、结语

国际原油期货市场对经过几十年的发展,已成为世界石油市场价格波动的重要引导因素,对原油期货市场对效率的研究对于进一步了解国际原油期货市场对规律具有重要意义。本文基于1986年1月到2013年5月的WTI原油现货价格与1月、2月、3月和4月期的期货价格,研究国际原油期货市场对上的无偏预期假说是否成立,与传统的基于线性条件均值的协整检验模型不同的是,本文使用分位数协整检验方法来检验无偏预期假说。相比传统协整模型,分位数协整模型对误差项的分布不做任何假设,因此其结果更为稳健、可靠。更为重要的是,该方法可以分析不同分位数下的无偏性假说,从而对两变量之间长期均衡关系提供更为全面的描述。本文的实证研究结果显示,在本文所研究的1月、2月、3月和4月期货合约上,期货价格与现货价格在所有分位点上均存在协整关系,但是随着期货价格的上升,期货价格对现货价格的引导作用在减弱。但期货价格与现货价格的协整关系存在并不表明国际原油期货市场对就一定满足无偏预期假说,基于分位数 wald 检验的检验结果表明,1月期货合约在0.5以下的分位数上满足无偏预期假说,而2月、3月和4月期货合约只有在0.3以下的分位数上才满足无偏预期假说;也就是说,只有当期货价格较低时,期货市场才满足无偏预期假说,期货市场才是有效的。

本文的研究结果对于投资者而言具有重要意义,在原油价格波动剧烈的今天,国际原油期货市

场的价格发现功能在不断减弱,尤其是在原油期货价格走高时,投机成分不断增加,期货价格对现货价格的引导作用减弱,投资者应当注意到其中蕴含的风险,谨慎地在现货市场上进行交易操作。本文的研究结果对中国这样一个石油进口大国同样具有重要意义。中国从1993年开始成为石油净进口国,目前已经是仅次于美国的第二大石油进口国,2012年中国进口原油2.8亿吨,石油对外依存度达到58%,但是中国在国际石油定价体系中的声音却十分微弱。随着中国石油消费量和进口量的进一步扩大,国内石油供给对国际原油市场的依赖越来越深,国际原油价格的波动必将给中国经济造成极大的不稳定性和成本。因此,为保障能源安全,防范国际原油价格波动对中国经济造成的冲击,应充分利用国际石油期货市场来规避风险,并提高中国在国际石油定价体系中的话语权。首先,应当在充分研究并掌握国际原油期货市场价格运行规律的基础上,积极参与国际原油期货市场价格交易,规避价格风险。并通过国际原油期货市场价格发现功能达到影响国际石油价格的目的,改变中国当前只能完全被动地接受国际石油价格的现状。其次,应当加快建立与完善中国的石油期货市场,通过建立中国的国际石油定价中心争取在国际石油定价体系中拥有更大的定价权。2004年8月25日,中国上海期货交易所成功推出燃料油期货合约,并取得了良好的效果。虽然燃料油只是石油产品中的一个小品种,但它对中国进一步开展石油期货进行了有益的探索。应当在现有基础上,研究推出石油期货的路线图,建立反映中国国内市场供求状况的石油期货市场。

参考文献:

- 程刚,张珣,汪寿阳,2009《原油期货价格对现货价格的预测准确性分析》,《系统工程理论与实践》第8期。
- 余炜彬,范英,魏一鸣,焦建玲,2004《Brent原油期货市场的协整性分析》,《数理统计与管理》第5期。
- Alquist, R. and Kilian, L., 2010, "What Do We Learn from the Price of Crude Oil Futures?", *Journal of Applied Econometrics*, 25(4).
- Andrews, D. W. K., 1991, "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation", *Econometrica*, 59(3).
- Bigman, D., Goldfarb, D. and Schechtman, E., 1983, "Futures Markets Efficiency and the Time Content of the Information Sets", *The Journal of Futures Markets*, 3(3).
- Bopp, A. E. and Sitger, S., 1987, "Are Petroleum Futures Prices Good Predictors of Cash Value", *Journal of Futures Markets*, 7(6).
- Coppola, A., 2008, "Forecasting Oil Price Movements: Exploiting the Information in the Futures Market", *Journal of Futures Markets*, 28(1).
- Elam, E. and Dixon, L. B., 1988, "Examining the Validity of a Test of Futures Market Efficiency", *Journal of Futures Markets*, 8(3).
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J., 1987, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2).
- Fama, E. F., 1965, "The Behavior of Stock Market Prices", *Journal of Business*, 38(1).
- Fama, E. F. and French, K. R., 1987, "Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums, and the Theory of Storage", *Journal of Business*, 60(1).
- Fisher, I., 1986, "Appreciation and Interest", *Publications of the American Economic Association*, 11(4).
- Fortendery, T. R. and Zapata, H. O., 1993, "An Examination of Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *The Journal of Futures Markets*, 13(8).
- Hamilton, J. D., 1994, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Johansen, S. and Juselius, K., 1990, "Maximum likelihood Estimation and inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2).
- Kallard, N., Newbold, P., Rayner, T., 1999, "The Relative Inefficiency of Commodity Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, 19(4).

- Kejriwal, M. , and Perron, P. , 2008, “Data Dependent Rules for the Selection of the Number of Leads and Lags in the Dynamic OLS Cointegration Regression”, *Econometric Theory*, 24(5) .
- Koenker, R. and G. Bassett, 1978, “Regression Quantiles”, *Econometrica*, 46(1) .
- Maberly, E. D. , 1985, “Testing Futures Market Efficiency: A Restatement”, *The Journal of Futures Markets*, 5(3) .
- Ng, V. K. and Pirrong, S. C. , 1996, “Price Dynamics in Refined Petroleum Spot and Futures Markets”, *Journal of Empirical Finance*, 2(4) .
- Rausser, C. G. and Carter, C. , 1983, “Futures Market Efficiency in the Soybean Complex”, *Review of Economic and Statistics*, 65(3) .
- Salah, A. and Hamid, B. , 2004, “On the Predictive Accuracy of Crude Oil Futures Prices”, *Energy Policy*, 32(12) .
- Samuelson, P. , 1965, “Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly”, *Industrial Management Review*, 6(2) .
- Serletis, A. and Banaek, D. , 1990, “Market Efficiency and Cointegration: An application to Petroleum Market”, *Review of Futures Markets*, 9(2) .
- Stock, J. H. and Watson, M. W. , 1993, “A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience”, NBER Chapters, in: Business Cycles, Indicators and Forecasting, *National Bureau of Economic Research*, Inc.
- Xiao Zhijie. 2009, “Quantile Cointegrating Regression”, *Journal of Econometrics*, 150(2) .
- Xiao, Zhijie and Phillips, P. C. B. , 2002, “A CUSUM Test for Cointegration Using Regression Residuals”, *Journal of Econometrics*, 108(1) .

[责任编辑: 叶颖玫]

The Quantile Cointegration Test on Unbiased Expectations of the International Crude Oil Futures Market

WANG Jin-bo, DENG Ming, HUANG Juan-juan

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, Fujian)

Abstract: The level of economic development in all regions has an obvious positive effect on export trade, and the industrial structure shows evident regional differences. The upgrading of the industrial structure in the eastern region can obviously promote the export trade, but it has a significant impediment to the western region. Using quantile cointegration test and based on spot price and 1-month, 2-month, 3-month and 4-month future prices of WTI crude oil price, this paper tests the existence of unbiased expectations hypothesis in crude oil futures market. The empirical study shows that there exists cointegration between spot price and 1-month, 2-month, 3-month and 4-month future prices, but the leading function of future price to spot price is weaker with the rise of spot price. The quantile Wald test shows that 1-month future price meets unbiased expectations hypothesis under 0.5 quantile, while 2-month, 3-month and 4-month future prices meet unbiased expectations hypothesis only under 0.3 quantile, which means that only when the future prices are low, the crude future market is efficient and meets unbiased expectations hypothesis.

Keywords: crude oil futures market, unbiased expectations hypothesis, quantile cointegration