# 上海原油期货的价格发现功能 及其国际比较研究

# 卜 林 李晓艳 朱明皓

摘要:本文首次对上海原油期货的价格发现功能进行研究分析,并与阿曼原油期货和WTI、Brent 原油期货进行国际比较。具体的,从统计和经济显著性的角度出发,采用长期弱外生检验和P-T、I-S等价格发现模型分别对上述原油期货的价格引领关系以及价格发现贡献度进行测度。研究结果表明,上海原油期货价格与现货价格间存在比较稳定的协整关系,但基于静态和动态两个视角的分析均显示原油现货价格是长期弱外生变量且现货的价格发现贡献度高于期货。同时,上海原油和阿曼原油等中质含硫原油,均显示现货价格发现贡献度更高,而WTI和Brent等轻质低硫原油则显示期货价格发现度更高,这说明中质含硫原油目前在全球缺乏一个权威的价格基准。总体而言,上海原油期货的价格发现功能尚未充分显现,其要成为亚太地区独立有效的定价基准是一个漫长的过程,不可能一蹴而就,未来仍需循序渐进。

**关键词:** 上海原油期货;价格发现;引领关系;贡献度测度 [中图分类号]F832.5 [文献标识码]A [文章编号]1002-4670 (2020) 09-0160-15

# 引言

原油作为全球最重要的大宗商品,经过多年的发展已经形成比较权威的价格体系,其供需和贸易在全球范围内进行,与各国的经济发展息息相关,重要性不言而喻。在中国首个原油期货正式挂牌上市之前,纵观全球原油定价体系,美国纽约的WTI原油、英国伦敦的Brent原油以及迪拜/阿曼原油分别代表北美、欧洲以及中东地区的基准油,更多地反映当地的原油供需和贸易情况,具有较强的区域性特征。唯独在亚太区域迟迟没有成功的原油期货出现,而饱受定价权和亚洲溢价的困扰。进入21世纪以来国际能源消费格局发生重大变化,逐渐向东转移,在这种情况下,亚太地区亟需一个能反映自身需求、具备价格发现能力的原油期货。近年

<sup>「</sup>收稿日期〕 2019-05-04

<sup>[</sup>基金项目] 国家社会科学基金青年项目"新常态下我国系统性金融风险度量监测与协作型调控机制研究" (17CJY057)

<sup>[</sup>作者信息] 卜林: 天津财经大学金融学院副教授 300222 电子信箱 bulin@ tjufe. edu. cn; 李晓艳: 天津财经大学金融学院硕士研究生; 朱明皓: 天津财经大学金融学院硕士研究生

来,亚太地区很多国家都曾尝试推出原油期货合约,但都没有取得成功。而中国作为世界第二大经济体,同时也是全球重要的石油进口国和消费国,随着其经济影响力的提升和对外开放的深入推进,中国被认为最有能力打造一个亚太地区的原油定价基准。当然,中国也一直致力于原油期货市场的建设,经过17年的精心筹划和准备,在各方的大力支持下,上海原油期货终于应运而生,于2018年3月26日正式在上海国际能源交易中心挂牌上市。上海原油期货的推出被认为有可能扭转亚太地区缺乏原油定价基准的局面,进而填补全球原油定价体系的空白。

由此可见,上海原油期货的推出兼具必然性和重要性。作为中国推出的第一个原油期货,也是首个允许境外投资者参与的期货品种,上海原油期货一经上线就备受境内外投资者的喜爱。上海原油期货究竟能否成为亚太地区较为权威的原油价格基准已成为全世界关注的焦点。而且,作为中国的首个原油期货品种,上海原油期货目前是否已经具备价格发现功能?期货价格与现货价格的领先滞后关系如何?期货价格与现货价格的价格发现贡献度各占多少?这些都是值得深入探讨的问题。

鉴于此,本文对上海原油期货的价格发现功能进行分析,并与阿曼原油期货和WTI、Brent 原油期货进行国际比较。具体的,采用协整检验、无偏性和长期弱外生检验以及 P-T、I-S等价格发现模型依次对上述原油期货价格与现货价格的长期协整关系、价格引领关系、价格发现贡献度进行测度。此外,为了更加全面地把握上海原油期货价格和现货价格的动态特征,本文还采用递归协整分析方法对上海原油期货和阿曼、迪拜原油现货进行研究。本文的研究贡献主要体现在两个方面。其一,本文首次从期现价格引领关系和价格发现贡献度等方面对上海原油期货的价格发现功能进行全面考察。其二,从国际的视角,对上海原油期货、阿曼原油期货以及 WTI、Brent 原油期货的价格发现功能进行比较。

# 一、文献述评

由于上海原油期货上市时间较短,目前针对上海原油期货的研究还相对比较匮乏。其中,最具代表性的研究如下:第一,Ji和 Zhang (2019)<sup>[1]</sup>基于上海原油期货上市两个月以来的 1 分钟高频数据,对上海原油期货交易规律进行了初探;第二,张大永和姬强 (2018)<sup>[2]</sup>首次量化分析了我国原油期货与国际基准油 (WTI、Brent)、上证指数以及人民币汇率之间的风险溢出关系,对其信息流动的强度、方向和动态性进行研究。由此可见,已有研究仅从上海原油期货的价格规律、风险溢出两个视角对其进行了初步探讨,但关于其价格发现功能的量化研究还尚未展开。

从国际视角来看,国外原油期货自推出以来,就扮演着价格发现的角色。同时,期货的价格发现功能被认为是期货市场的基本功能之一,通过对其研究,不仅可以较好地了解原油期货价格与现货价格之间的关系,还可以在某种程度上反映出期货市场的效率。因此,本文将原油期货的价格发现功能作为研究的重点。纵观该领域的研究,众多学者已从协整关系、因果关系、价格引领关系等多个方面对原油期现价格之间的关系进行研究分析,进而确定原油期货的价格发现功能,但所得结

论不一。根据其研究结论,大致可以分为以下三种类型:

第一,多数研究认为期货市场是有效的,原油期货具备价格发现功能。Garbade 和 Silber(1983)<sup>[3]</sup>最早提出 G-S 模型对可存储商品在期货市场和现货市场的价格变动以及价格发现功能进行研究,并采用 OLS 来检验期货的价格发现功能,研究发现期货市场主导现货市场。Schwarz 和 Szakmary(1994)<sup>[4]</sup>、Gülen(1998)<sup>[5]</sup>、Silvapulle 和 Moosa(1999)<sup>[6]</sup>等学者基于不同时期的 WTI 原油期货价格和现货价格的日度数据,分别对其进行协整检验、单位根和协整检验以及线性因果关系检验,得到一致结论,即原油期货市场在价格发现领域主导现货市场,期货市场具有价格发现功能。之后,国内学者王群勇和张晓峒(2005)<sup>[7]</sup>基于 I-S 模型也得到了类似的结论。Silvério 和 Szklo(2012)<sup>[8]</sup>利用卡尔曼滤波方法的研究发现,WTI 原油期货市场的价格发现贡献度在 2003 至 2008 年期间一直在增加。而余炜彬等(2004)<sup>[9]</sup>研究了 Brent 原油市场的有效范围,发现其在五个月内是有效的,即在此范围内期货价格具有价格发现功能。同样,Zhao等(2017)<sup>[10]</sup>运用 G-S、P-T和 I-S 模型也对 Brent 原油进行研究,结果发现期货市场的价格发现水平大多较高。另外,Elder等(2014)<sup>[11]</sup>对 WTI 和 Brent 的价格发现情况进行了对比研究,发现相对于 Brent 原油,WTI 原油在价格发现中占据主导地位。

第二,部分学者认为原油期货价格与现货价格之间的关系具有时变特征。Bekiros 和 Diks(2008)<sup>[12]</sup>、Chang 和 Lee(2015)<sup>[13]</sup>、Balcilar等(2015)<sup>[14]</sup>等学者均基于 WTI 原油现货价格和四种不同期限的期货价格,采用不同的研究方法,发现期货价格和现货价格间的领先滞后模式会随着时间的推移而发生变化。同样,Lee 和 Zeng(2011)<sup>[15]</sup>以及 Wang 和 Wu(2013)<sup>[16]</sup>也基于 WTI 原油现货价格和四种不同期限的期货价格进行研究。前者发现市场效率除外,原油现货价格和期货价格的协整关系以及因果关系由于期货合约期限的不同而存在显著差异;而后者发现原油期货价格和现货价格之间的协整关系具有明显的阈值效应。

第三,有少数学者认为期货市场并不具备价格发现功能。Quan (1992)<sup>[17]</sup>基于 E-G 两阶段检验对原油期货市场的价格发现功能进行考察,认为期货价格在价格发现的过程中并不起重要作用。Moosa 和 Al-Loughani (1994)<sup>[18]</sup>采用 WTI 现货价格和期货价格的月度数据,基于协整方法的研究发现,期货价格对现货价格的预测既不满足无偏性也不满足有效性。

综上所述,由于上海原油期货于2018年3月26日才在上海国际能源交易中心(INE)正式挂牌上市,这一极具中国特色的原油期货合约的推出,表明我国的原油期货市场作为一个新兴市场具有较高的成长性,且目前关于上海原油期货的研究相对比较匮乏。与此同时,对比国际上关于原油期货价格发现功能的研究可知,针对上海原油期货价格发现功能的研究也有必要进行,这不仅对亚太地区原油定价基准的确定意义重大,也有助于促进我国期货市场国际化以及全球原油期货市场的发展与完善。因此,本文对上海原油期货的价格发现功能进行初步探讨,并对其进行国际比较。

# 二、研究方法和样本数据

#### (一) 研究方法

若原油现货价格序列  $s_t$  和原油期货价格序列  $f_t$  存在协整关系,则可以构建 VECM 模型,采用长期弱外生检验,从统计显著性的角度确定原油现货价格和期货价格之间的领先滞后关系,明确二者中谁在价格发现过程中发挥主导作用。同时,Gonzalo 和 Granger(1995)<sup>[19]</sup>的 P-T 模型和 Hasbrouck(1995)<sup>[20]</sup>的 I-S 模型则基于 VECM 框架,进一步给出原油现货和期货的价格发现贡献度,即上述两个价格发现模型可以识别原油期货价格和现货价格在价格发现作用中的大小,从经济显著性的角度出发,量化分析原油现货与期货的价格发现能力。

令  $X_i = (s_i, f_i)'$ ,如果原油期货价格和现货价格存在协整一致关系,则构建的 VECM 模型如下:

$$\Delta X_{t} = \Pi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_{j} \Delta X_{t-j} + \mu + \varepsilon_{t}, \ \varepsilon_{t} \sim IID(0, \ \Omega)$$
 (1)

协整向量的个数由  $\Pi = \alpha \beta'$  的秩决定;  $\alpha$  为调整系数,  $\beta$  为协整系数,  $\beta'X_\iota$  为误差 修正项; 随机干扰列向量  $\varepsilon_\iota$  相互独立且服从相同的分布, 期望值为 0, 其方差协方 差矩阵  $\Omega$  表示为:

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho \sigma_1 \sigma_2 \\ \rho \sigma_1 \sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$
 (2)

新息  $\varepsilon_1$ , 和  $\varepsilon_2$ , 的方差分别用  $\sigma_1^2$  和  $\sigma_2^2$  表示, 相关系数用  $\rho$  表示。

为了检验原油期货价格和现货价格的关系,本文采用迹检验和长期弱外生检验。前者是由 Johansen(1991)[21] 提出,用来确定原油期货价格和现货价格的协整关系,若满足,则表明二者在长期是均衡稳定的,不会偏离的太远。而后者是通过检验调整系数  $\alpha=0$  的假设来确定所选变量在长期的价格引领关系(李政等,2017<sup>[22]</sup>)。其中, $\alpha_1$  代表原油现货价格的调整系数, $\alpha_2$  代表原油期货价格的调整系数。若  $\alpha_1=0$  满足,意味着原油现货价格是长期弱外生变量,二者在长期如果出现偏离,大多是原油期货价格朝着现货价格的水平调整,原油现货价格单向引导期货价格;若  $\alpha_2=0$  满足,则原油期货价格是长期弱外生变量,此时,原油期货价格单向引导现货价格;若  $\alpha_1=0$  和  $\alpha_2=0$  同时被拒绝,则表明原油期货价格和现货价格在长期存在相互引导的关系。

此外,本文还从价格发现的视角出发,采用永久短暂 (P-T) 模型和信息份额 (I-S) 模型,从数量上确定原油期货和现货的价格发现贡献度。依据 Hasbrouck (1995)、Baillie 等 (2002)<sup>[23]</sup>以及李政等 (2016)<sup>[24]</sup>等研究成果,在 P-T 模型下,原油现货和期货的价格发现贡献度分别表示为:

$$PT_{1} = \frac{|\alpha_{2}|}{|\alpha_{2}| + |\alpha_{1}|} \quad PT_{2} = \frac{|\alpha_{1}|}{|\alpha_{2}| + |\alpha_{1}|}$$

$$(3)$$

根据 I-S 模型,原油现货价格和期货价格的信息份额的上下限分别表示为:

$$IS_{1}^{U} = \frac{(\alpha_{2}\sigma_{1} - \alpha_{1}\sigma_{2}\rho)^{2}}{\alpha_{2}^{2}\sigma_{1}^{2} - 2\rho\alpha_{1}\alpha_{2}\sigma_{1}\sigma_{2} + \alpha_{1}^{2}\sigma_{2}^{2}} \quad IS_{1}^{L} = \frac{\alpha_{2}^{2}\sigma_{1}^{2}(1 - \rho^{2})}{\alpha_{2}^{2}\sigma_{1}^{2} - 2\rho\alpha_{1}\alpha_{2}\sigma_{1}\sigma_{2} + \alpha_{1}^{2}\sigma_{2}^{2}}$$

$$IS_{2}^{U} = \frac{(\alpha_{1}\sigma_{2} - \alpha_{2}\sigma_{1}\rho)^{2}}{\alpha_{2}^{2}\sigma_{1}^{2} - 2\rho\alpha_{1}\alpha_{2}\sigma_{1}\sigma_{2} + \alpha_{1}^{2}\sigma_{2}^{2}} \quad IS_{2}^{L} = \frac{\alpha_{1}^{2}\sigma_{2}^{2}(1 - \rho^{2})}{\alpha_{2}^{2}\sigma_{1}^{2} - 2\rho\alpha_{1}\alpha_{2}\sigma_{1}\sigma_{2} + \alpha_{1}^{2}\sigma_{2}^{2}}$$

$$(4)$$

其中, $IS_1^U$  和  $IS_1^L$  分别表示原油现货价格贡献度的上限和下限, $IS_2^U$  和  $IS_2^L$  分别表示原油期货价格贡献度的上限和下限,与过去的研究一致,本文采用原油期货价格与现货价格信息份额上限和下限的平均值作为各自的价格发现贡献度。式(1)中调整系数的估计值分别用  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  表示,式(2)中新息的标准差及其相关系数的估计值分别用  $\sigma_1$  、 $\sigma_2$  和  $\rho$  表示。

除上述方法之外,本文还采用了 Hansen 和 Johansen (1999) [25] 的递归协整方法对原油期现价格之间协整关系的存在性、稳定性和关键参数 (调整系数 α) 的时变性进行了考察。通过对原油期货和现货价格关系动态特征的研究,进而对上海原油期货的价格发现功能进行更加全面的探讨。其中,关于式 (1) 的递归协整分析可以在 "Z表述式 (Z-representation)"和 "R表述式 (R-representation)"两种表述下进行。二者的区别在于,"Z表述式"下式 (1) 中的长期和短期关系参数在每次的递归估计中均要被重新估计;"R表述式"下在每次的递归估计中仅需对长期关系参数进行估计,而短期关系参数则在全样本期间内保持不变,此种情况下任何导致协整关系不稳定的原因均可以认为是由于长期结构的变化导致。正如Hansen 和 Johansen (1999) 指出,"R表述式"下的结果似乎更适合递归协整分析。因此,本文中的递归协整分析均是在"R表述式"下进行。以下是对该表述式估计过程的简要介绍。

设  $Z_{0\iota} = \Delta X_{\iota}$  ,  $Z_{1\iota} = X_{\iota-1}$  ,  $Z_{2\iota} = (\Delta X'_{\iota-1}, \dots, \Delta X'_{\iota-p+1})$  , 便于描述起见,式 (1) 的确定项  $\mu$  暂不考虑,在此情况下式(1)可以转化为:

$$Z_{0t} = \alpha \beta' Z_{1t} + \Gamma Z_{2t} + \varepsilon_t \quad (t = 1, \dots, T)$$
 (5)

设 $Z_{0t}$ 和 $Z_{1t}$ 对 $Z_{2t}$ 的回归残差分别用 $R_{0t}^{(T)}$ 和 $R_{1t}^{(T)}$ 表示:  $R_{0t}^{T}=Z_{0t}-M_{02}^{(T)}$ 

$$[M_{22}^{(T)}]^{-1}Z_{2i}, R_{1i}^{(T)} = Z_{1i} - M_{12}^{(T)}[M_{22}^{(T)}]^{-1}Z_{2i} \circ \sharp \psi, M_{ij}^{(T)} = \sum_{i=1}^{T} Z_{ii}Z'_{ji} \quad (i, j=0, 1, 1)$$

2), 上标 T表示短期参数的估计是基于全样本数据。此时"R表述式"为:

$$R_{0t}^{(T)} = \alpha \beta' R_{1t}^{(T)} + R_{\varepsilon t}^{(T)} \quad (t = 1, \dots, T)$$
 (6)

在式(6)中,短期关系参数已被过滤。本文的递归协整分析将在(6)式下展开。

#### (二) 样本与数据说明

本文旨在考察上海原油期货的价格发现功能,因此选取上海原油期货(INE 期货)的日度数据进行分析。此外本文还选取了迪拜和阿曼原油,原因主要有两点:其一,阿曼和迪拜原油作为中东地区的两大基准油,是上海原油期货的可交割油种,且二者的原油品质与上海原油期货相同;其二,便于对上海原油期货的价格发现功能进行初步探讨,也有助于与阿曼原油期货的价格发现功能进行对比研究,进

而确定中质含硫原油目前在全球是否缺乏一个定价基准。

与以往研究一致,为了消除序列的自相关性和异方差性,本文对原油期货和现货价格序列均取自然对数。本文将原油期货和现货进行匹配并删除交易时间不一致的观测值,共得到 INE 期货和阿曼现货、INE 期货和迪拜现货、阿曼期货和阿曼现货、阿曼期货和迪拜现货 4 组数据。为了进行国际比较,我们还选取了国际上的两大基准油——WTI 和 Brent 原油、考察它们的价格发现功能。

# 三、实证结果与分析

#### (一) 原油期货价格与现货价格的单位根检验

首先,本文采用 ADF 单位根检验对原油期货价格和现货价格的水平序列及一阶差分序列的平稳性进行分析,进而确定原油期现货价格的单整阶数。另外,ADF 单位根检验滞后项的阶数是基于 AIC 信息准则确定的,所选变量单位根检验的结果如表 1 所示。

由表1可知,对于原油价格的水平序列(即原价格的自然对数序列)来说,零假设在1%的置信水平下均不能被拒绝。这表明,原油期货价格和现货价格的水平序列均是非平稳的,但一阶差分序列均在1%的显著性水平下拒绝零假设,表明一阶差分序列都是平稳的。由此可知,表1中列示的8个价格序列都是非平稳的I(1)序列,即一阶单整序列。

2.060 (0)	
-2.000 (0)	-20. 583 *** (0)
-1.913 (0)	-45. 526 *** (0)
-1.827 (0)	-45. 309 *** (0)
-2. 241 (2)	-41. 094 *** (1)
-1.397 (1)	-77. 471 *** (0)
-1.482 (1)	-76. 590 *** ( 0 )
-1.587 (6)	-31. 895 *** (5)
-1.607 (6)	-30. 417 *** (6)
	-1. 827 (0) -2. 241 (2) -1. 397 (1) -1. 482 (1) -1. 587 (6)

表 1 各变量单位根检验的结果

#### (二) 原油期货价格与现货价格的协整检验

其次,本文采用 BIC 信息准则来确定原油期现货价格 VAR 模型的最优滞后阶数。其中, INE 期货和阿曼现货、INE 期货和迪拜现货、阿曼期货和阿曼现货、阿曼期货和迪拜现货、WTI 期货和现货以及 Brent 期货和现货的最优滞后阶数分别为: 2, 3, 5, 6, 3, 5。

接下来,本文采用迹统计量对原油期货价格与现货价格的协整关系进行检验,并通过 Johansen  $(1992)^{[26]}$ 的序贯假设检验确定式 (1) 中的  $\mu$  究竟是以何种方式 进入 VECM 模型。当 $\mu$  是价格序列的时间趋势项时,原假设就表示为  $H_0(r)$ ; 当 $\mu$ 

注: (1) 括号内的数字表示根据 AIC 信息准则确定的 ADF 单位根检验滞后项阶数; (2)\*\*\* 表示在 1%的水平下显著。

是协整向量的常数项时,则原假设表示为  $H_0(r)^*$ 。根据序贯检验的流程,依次对 " $H_0(0)^*$ , $H_0(0)$ , $H_0(1)^*$ , $H_0(1)$ "进行检验,若首次出现原假设不能被拒绝,则检验停止。原油期货价格与现货价格的协整检验结果如表 2 所示。

表 2 显示 6 对原油期货价格和现货价格均拒绝"协整向量个数为 0"的原假设而无法拒绝"协整向量个数至多为 1"的原假设。即它们均满足协整要求,存在一个协整向量,尤其是上海原油期货与阿曼、迪拜原油现货。同时,检验结果表明,对于 6 对原油期货和现货的 VECM 模型, μ 是协整向量的常数项。以上结果显示,上海原油期货价格和现货价格在长期存在着较为均衡稳定的关系,二者不会发生大的偏离,这在一定程度上表明上海原油期货的定价效率至少在亚太地区是合理的(Yang et al., 2019<sup>[27]</sup>)。本文认为主要有以下几个原因:

EE 103.51L	不带线性趋势		医加热	带线性趋势	
原假设: 协整向量的个数	迹检验 统计量	5% 临界值	原假设: 协整向量的个数	迹检验 统计量	5% 临界值
	9671 X		 和阿曼现货	9071 I	IN-21 per
$H_0(0)^*:0$	29. 814	19. 960	$H_0(0) : 0$	29. 809	15. 410
H <sub>0</sub> (1)*: 至多1个	4. 219#	9. 420	H <sub>0</sub> (1): 至多1个	4. 215	3. 760
		INE 期货剂	和迪拜现货		
$H_0(0)^*:0$	21. 156	19. 960	$H_0(0) : 0$	21. 010	15. 410
H <sub>0</sub> (1)*: 至多1个	3. 809#	9. 420	H <sub>0</sub> (1): 至多1个	3. 809	3. 760
		阿曼期货	和阿曼现货		
$H_0(0)^*:0$	168. 810	19. 960	$H_0(0) : 0$	168. 199	15. 410
H <sub>0</sub> (1)*: 至多1个	5. 759#	9. 420	H <sub>0</sub> (1): 至多1个	5. 154	3. 760
		阿曼期货	和迪拜现货		
$H_0(0)^*:0$	68. 606	19. 960	$H_0(0) : 0$	68. 4715	15. 410
H <sub>0</sub> (1)*: 至多1个	3. 305#	9. 420	H <sub>0</sub> (1): 至多1个	3. 173	3.760
		WTI 期 :	货和现货		
$H_0(0)^*:0$	1258. 539	19. 960	$H_0(0) : 0$	1258. 293	15. 410
H <sub>0</sub> (1)*: 至多1个	2. 847#	9. 420	H <sub>0</sub> (1): 至多1个	2. 604	3. 760
		Brent 期	货和现货		
$H_0(0)^*:0$	488. 410	19. 960	$H_0(0) : 0$	488. 003	15. 410
H <sub>0</sub> (1)*: 至多1个	2. 337#	9. 420	H <sub>0</sub> (1): 至多1个	1. 931	3. 760

表 2 原油期货价格与现货价格的协整检验结果

注: #表示序贯假设检验的停止点。

首先,上海原油期货上市期间运行平稳有序且与交割油种的价格非常贴合,意味着上海原油期货的价格是真实有效的。另外,从原油品质来看,上海原油与阿曼、迪拜原油都属于中质含硫原油,而这种相同品质原油的价格走势往往具有较高的相关性;从原油供需情况看,上海原油期货所在国家是原油输入国,而阿曼、迪拜原油所在地主要承担原油输出国的角色,二者之间存在互补平衡的关系;从距离上看,相较于北美和欧洲地区,中国和中东地区相距较近,有助于双方贸易便捷、高效地完成。由此可见,无论是从原油品质、供需情况抑或是距离上看,上海原油期货和中东地区的两大基准油均存在天然的联系,二者之间具有较高的价格联动性,通过原油贸易可以形成良好的互动与补充,进而更好地反映亚太地区的原油供

需情况,确定中质含硫原油在全球的定价基准。

#### (三) 无偏性与长期弱外生性检验

本文对 6 对原油期货价格与现货价格的无偏性和长期弱外生性进行检验。其中,无偏性要求  $\beta_1 + \beta_2 = 0$ ,本文采用似然比统计量对其进行检验;接着对  $\alpha_1 = 0$  和  $\alpha_2 = 0$  进行检验来确定原油期货价格和现货价格的长期弱外生性。

由表 3 可知,上海原油期货与阿曼、迪拜原油现货均拒绝原假设而唯独 WTI 原油期货和现货无法拒绝原假设,即满足无偏性假设。正如 Yang 等 (2001)<sup>[28]</sup>指出,从长期来看弱外生序列是一个主要的信息源,并且单向引导其他序列的运动。因此,当无偏性满足时,长期弱外生性检验应该与无偏性检验联合起来进行研究分析。

原假设	似然比统计量	P 值	结论
	INE 期货和	1阿曼现货	
$\beta_1 + \beta_2 = 0$	5. 215 (1)	0. 022	拒绝原假设
$\alpha_1 = 0$	0.044 (1)	0. 833	无法拒绝原假设
$\alpha_2 = 0$	6.815 (1)	0.009	拒绝原假设
	INE 期货和	1迪拜现货	
$\beta_1 + \beta_2 = 0$	4. 520 (1)	0. 034	拒绝原假设
$\alpha_1 = 0$	0.767 (1)	0. 381	无法拒绝原假设
$\alpha_2 = 0$	7. 383 (1)	0. 007	拒绝原假设
	阿曼期货利	叩曼现货	
$\beta_1 + \beta_2 = 0$	29. 920 (1)	0.000	拒绝原假设
$\alpha_1 = 0$	5. 089 (1)	0. 024	拒绝原假设
$\alpha_2 = 0$	101.500 (1)	0.000	拒绝原假设
	阿曼期货利	中迪拜现货	
$\beta_1 + \beta_2 = 0$	10.110 (1)	0. 001	拒绝原假设
$\alpha_1 = 0$	6. 979 (1)	0.008	拒绝原假设
$\alpha_2 = 0$	122.6 (1)	0.000	拒绝原假设
	WTI 期货	行和现货	
$\beta_1 + \beta_2 = 0$	0.667 (1)	0. 414	无法拒绝原假设
$\alpha_1 = 0$	148. 500 (2)	0.000	拒绝原假设
$\alpha_2 = 0$	8. 230 (2)	0. 016	拒绝原假设
	Brent 期分	货和现货	
$\beta_1 + \beta_2 = 0$	37. 790 (1)	0.000	拒绝原假设
$\alpha_1 = 0$	189. 300 (1)	0.000	拒绝原假设
$\alpha_2 = 0$	8. 204 (1)	0.004	拒绝原假设
**	日本大学 日本土地化以	的油麻乏粉 去山北口田島	5 * 4 + M + 6 + 1 + 4 7 A 4 6 4

表 3 无偏性和长期弱外生检验结果

注:  $\alpha_1$  是原油现货价格的调整系数, $\alpha_2$  是原油期货价格的调整系数。表中括号里的数值表示似然比检验的自由度。

观察表 3 中长期弱外生检验可以发现,对于上海原油期货与阿曼、迪拜原油现货,其原油现货价格的调整系数均无法拒绝  $\alpha_1$  = 0 的原假设,而原油期货价格的调整系数拒绝了  $\alpha_2$  = 0 的原假设,说明原油现货价格为弱外生变量,在长期原油现货价格单向引导期货价格。而在阿曼原油期货与阿曼、迪拜原油现货之间以及 WTI、Brent 原油期货与其现货价格之间,均拒绝原假设,表明原油期现价格在长期存在

相互引导的关系,当市场出现新信息时,二者同时对新信息做出反应。但至于原油现货价格和期货价格究竟哪一个在价格发现的过程中贡献度更高,还需要通过 P-T 模型和 I-S 模型进一步量化分析,从而确定居于主导地位的一方,明确原油期货是否具备价格发现功能。

#### (四) 价格发现贡献度分析

为了进一步从数量上确定原油期货和现货的价格发现能力,本文采用 P-T 模型和 I-S 模型同时对 6 对原油期货和现货的价格发现贡献度进行量化分析,识别二者在价格发现过程中的作用大小,进而明确在长期处于价格信息中心地位的一方。6 对原油期货和现货的价格发现贡献度的量化结果如表 4 所示。

	INE 期货和阿曼现货		INE 期货和迪拜现货		
	现货	期货	现货	期货	
P−T 模型	91. 900%	8. 100%	73. 049%	26. 951%	
I-S 模型	65. 454%	34. 546%	62. 732%	37. 268%	
	阿曼期货和阿曼现货		阿曼期货和迪拜现货		
	现货	期货	现货	期货	
P-T 模型	82. 693%	17. 307%	79. 247%	20. 753%	
I-S 模型	59. 659%	40. 341%	68. 357%	31. 643%	
	WTI 期货和现货	Brent 期货和现货			
	现货	期货	现货	期货	
P-T 模型	17. 975%	82. 025%	17. 100%	82. 900%	
I-S 模型	45. 299%	54. 701%	31. 774%	68. 226%	

表 4 6 对原油期货和现货的价格发现贡献度

结合表 3 和表 4 可以发现,首先,上海原油期货和现货的价格发现贡献度测度结果与长期弱外生检验结果一致,二者均显示原油现货在价格发现的过程中居于主导地位。这从统计和经济显著性两个方面确定了原油期现价格之间的领先滞后关系并量化了价格发现能力的大小,表明上海原油期货目前价格发现功能还尚未显现。而阿曼原油期货与阿曼、迪拜现货的测度结果亦显示现货的价格发现贡献度更高,这说明运行十多年的阿曼原油期货目前也不具备价格发现功能。

其次,WTI和 Brent 原油期货与现货的检验结果显示原油期货和现货价格存在相互引导的关系且期货价格发现贡献度更高,即国际两大基准原油期货均具备价格发现功能,能够较好地反映原油期现价格之间的关系。主要原因有以下几点:其一,WTI和 Brent 原油期货较早就分别在美国的纽约商业交易所(NYMEX)和英国的伦敦国际石油交易所(IPE)①上市,并选择国内主流的原油品种作为其交割标的,且该原油期货的流动性较强、价格透明度较高;其二,该原油期货合约经过长时间的发展已比较成熟,在交易规则和制度等各方面也较为完善,对全球原油贸易影响较大,在当前国际原油定价体系中已成为原油定价的标杆,二者分别反映北美和欧洲的原油供需状况。当然,采用美元为计价货币的合约设计,可以使投资者

①2001年6月,伦敦国际石油交易所被美国洲际交易所(ICE)收购,现被称为ICE。

在参与原油交易的过程中免受由于汇率风险而带来的损失,以及美国、英国比较发达的金融市场等因素都可以认为是国际原油期货能够取得成功的原因。

最后,不同品质的原油期货与现货在期现价格引领关系以及价格发现贡献度等方面均存在异质性表现。上海原油和阿曼原油等中质含硫原油显示原油现货价格发现度更高,而 WTI 和 Brent 等轻质低硫原油则显示期货价格发现贡献度更高。因此,通过对比可以发现中质含硫原油目前在全球缺乏一个比较权威的定价基准。

综上所述,相较于成熟的国际市场,上海原油期货以及阿曼原油期货的价格发 现功能还未显现。本文认为可能有以下几点原因,第一,与国际两大基准原油相 比、上海原油期货的持仓量还比较低、且当前近月合约的流动性大约占比90%, 中间会有间隔,而远月合约的流动性较低。这说明上海原油期货的流动性目前尚不 充足,尤其是远月合约,其流动性的连续性还需进一步提高。第二,观察上海原油 期货的参与主体可知,以个人和境内的投资者为主,而机构和境外投资者所占比重 较小。事实上,只有更多的合格机构投资者参与期货市场交易,才能使我国原油期 货市场的影响力有进一步的提升。因为机构投资者作为期货市场的中坚力量,在促 进原油贸易稳定性、提高市场流动性以及增强市场的权威性等方面发挥着不可忽视 的作用。而境外投资者的积极参与度在某种程度上也能体现出上海原油期货在全球 定价方面的能力大小。第三、回顾 Brent 原油期货市场的发展历程可以发现、先有 现货市场出现随后有了远期市场进而又衍生出场外市场,最终为了降低流通成本、 提高流动性才产生了 Brent 原油期货。而且该期货品种从推出以后,经历了三次迭 代最终才形成了较为成熟的版本, 其期货合约的细节设计也是随现货市场的变化而 调整的。但上海原油期货却是在没有成熟的现货和场外市场的情形下诞生的,虽有 历史性突破但其合约的设计可能存在一定缺陷,同时也缺乏相应的原油现货。由此 可见、相较于国际成熟的原油期货、上海原油期货的上市时间还较短、各项工作还 处于初期试运行阶段,期货合约细则等各方面还需经过市场的冲刷和检验以及监管 者的认知迭代进一步完善。其若要成为亚太地区的定价基准、未来还需进一步的发 展和完善。

反观已上市十多年的阿曼原油期货目前也不具备价格发现功能,本文认为可能由以下两个原因导致:其一,中东地区虽然是全球原油最重要的产地,但是由于当地的金融行业并不发达,导致了其推出的原油期货影响力有限;其二,亚太地区的原油期货大多在产地上市,更多地反映产地原油的价格,但是,从目前全球原油运行的规律来看,较成功的原油期货基本上都以销区作为定价依据。因为销区的价格能更好地反映当前的原油供求关系,从而更好地发挥原油作为基准定价的功能。因此,上海原油期货和阿曼原油期货目前的一些表现说明我国以及中东地区期货市场发展还尚未成熟,与国际成熟的期货市场相比仍存在一定的差距,其在流动性、对外开放度以及成熟度等方面均还有很大的发展空间。

#### (五) 动态递归协整分析

鉴于 2018 年 3 月 26 日上海原油期货才在上海国际能源交易中心(INE) 挂牌

上市,相对于国际原油期货市场,我国的原油期货市场是一个新兴市场,原油期货价格与现货价格的领先滞后关系以及价格发现功能可能不太易于捕捉。因此,本文在对上海原油期货等进行了一系列的静态分析之后,采用递归协整分析对上海原油期货与阿曼、迪拜原油现货之间的期现引领关系进行研究,进而更加全面的把握上海原油期货价格与现货价格引领关系的动态特征。本文在递归协整分析中采用的基础子样本包括 240 个观测值,通过样本区间的逐渐扩大,在每次的递归估计中提取所需的统计量(包括迹统计量和调整、协整系数),直至扩大到整个样本区间,将所得的一系列统计量构成时变序列。为了便于分析,本文对得到的一系列迹统计量进行标准化处理(采用 5%显著性水平的临界值),若标准化的统计量大于 1,则表示在子样本中拒绝相应的原假设,反之则不能拒绝原假设。

图 1 分别给出了上海原油期货与阿曼、迪拜原油现货的递归迹统计量,每幅图中上方的虚线和下方的实线分别是对原假设"协整向量的个数为 0"和"协整向量的个数至多为 1"进行的检验。观察图 1 可知,上海原油期货与阿曼原油现货在样本初期的协整关系并不明显,但是在初期之后的较长一段时间内均具有稳定的长期



图 1 上海原油期货与阿曼、迪拜原油现货的递归迹统计量

均衡关系。而对于上海原油期货和迪拜原油现货来说,在样本初期以及 2019 年 10 月中旬至 2019 年 11 月中旬之间的一段时间,图 1 显示无法拒绝"协整向量个数为 0"的原假设,但除此之外的剩余子样本下二者之间均存在均衡稳定的长期关系。因此,除了少数子样本外上海原油期货与阿曼、迪拜原油现货之间均存在协整关系,且与前者的协整关系更加稳定。本文认为少数子样本下协整关系较弱的原因是:2019 年 4 月 22 日,美国重启对伊朗实施的石油制裁,随后中东局势动荡不平静,5 月至 6 月期间中东地区相继发生油轮、管道被袭、伊朗击落美国无人机事件等一系列"黑天鹅"事件,这表明地缘政治风险加剧,而原油等大宗商品作为受影响最大的品种,其价格波动水平迅速增加,对中东以及亚太地区原油价格也产生一定影响。但值得注意的是,虽然在某一个子样本区间,由于受到外部相关因素的影响,二者之间的均衡关系可能被破坏,但突发性事件对油价的影响都是短暂的,且由图 1 可知,原油期现价格之间的协整关系经过一段时间的调整后又重新回到均衡状态。总体来看,上海原油期货价格和现货价格之间在长期存在均衡稳定的关系。

图 2 进一步给出了上海原油期货与阿曼、迪拜原油现货调整系数的估计值和各自在 95%的置信区间下的动态递归变化过程。其中,图 2 的左方分别是阿曼、迪拜原油现货的调整系数,右方为对应的上海原油期货的调整系数。观察图 2 可以发现,对于上海原油期货和阿曼、迪拜原油现货来说,上海原油期货的调整系数在所有的递归子样本下都显著异于零,而阿曼、迪拜原油现货的调整系数的置信区间在全部递归子样本中均包含零,即在 5%的显著性水平上不能拒绝原假设,这表明阿曼、迪拜原油现货价格均是长期弱外生变量,呈现原油现货价格引导期货价格的特征。以上结果与上文的静态协整检验结果一致。

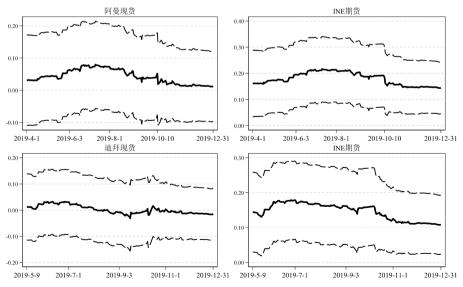


图 2 上海原油期货与阿曼、迪拜原油现货的调整系数及 95% 置信区间的动态递归过程

总体而言,通过对上海原油期货等的静态、动态分析以及经济、统计等不同视角的分析,我们可以发现,目前为止上海原油期货的价格发现功能还尚未显现。而纵观国际原油期货可以发现一个成功的原油期货品种从挂牌上市到发展成熟再到发挥其价格发现功能,这是一个长期复杂的过程,并不是一蹴而就的,需要各方共同努力来使原油期货合约的规则设计、各项制度等都能经得起时间和市场的检验,进而更好地服务实体经济。故为了凸显上海原油期货的价格发现功能以及确定中质含硫原油在全球的定价基准,上海原油期货需稳步向前推进,我国的原油期货市场也需要进一步的发展,任重而道远。

# 四、结论与启示

本文采用上海原油期货、阿曼、WTI 以及 Brent 等 6 对原油期货和现货的日度数据,从统计和经济显著性两个方面,研究我国上海原油期货的价格发现功能并进行国际比较。同时,为了更加全面地把握上海原油期现价格之间的关系,本文还采用了递归协整检验对其展开进一步的研究。主要结论如下:第一,上海原油期货和阿曼、迪拜原油现货之间均存在比较稳定的协整关系,但基于静态和动态视角的分析均显示原油现货价格是长期弱外生变量且现货的价格发现贡献度高于期货,即上海原油期货价格发现功能还尚未显现。第二,从国际比较来看,阿曼、WTI 以及Brent 原油期货的期现价格之间均存在协整关系,且呈现出原油期货价格和现货价格相互引导的特征。第三,从原油品质来看,WTI、Brent 等轻质低硫原油与上海原油、阿曼原油等中质含硫原油在原油期现价格领先滞后关系以及价格发现贡献度等方面均存在异质性差异,且中质含硫原油在全球缺乏一个比较权威的定价基准。

通过对上海原油期货的研究以及国际比较可以发现,上海原油期货的价格发现功能目前还尚未显现且与国际原油期货市场还存在较大差距。为了更好地发挥上海原油期货价格发现功能,未来还需在以下几个方面加强完善:首先,上海原油期货的可交割油种大多数来自中东地区,由于当地地缘政治不稳定,风险控制成为上海原油期货成功交易的一项重要任务。同时,国际原油市场面临风云变幻的现实环境,长期积累的风险隐患有所暴露。因此,上期所应该做好风险管控工作,加强对上海原油期货的风险管理,全力维护市场稳定,始终坚持期货市场服务实体经济的宗旨,加强市场一线监管,积极推进期货市场穿透式监管,筑牢风险防范底线。其次,目前我国期货品种较为单一,只有原油、燃料油和沥青三种能源期货,消费者日常接触较多的汽油等成品油以及天然气等尚未推出相关的期货产品。因此,上海国际能源交易中心未来可以适时推出其他相关品种期货,进一步深化产业链品种,着力构建丰富完善的能源品种体系,更好地服务实体经济。最后,原油期货交易市场上配套法律制度的缺失是当前境外投资者积极参与上海原油期货交易的一大障碍。目前,我国上海原油期货交易是以《期货交易管理条例》作为法律依据的,它在法律层级上还处于较低级别,未来我们应该积极呼吁把它上升为《期货法》。

#### [参考文献]

- [1] JI Q, ZHANG D. China's Crude Oil Futures: Introduction and Some Stylized Facts [J]. Finance Research Letters, 2019 (28): 376-380.
- [2] 张大永, 姬强, 中国原油期货动态风险溢出研究 [J], 中国管理科学, 2018 (11): 42-49.
- [3] GARBADE K D, SILBER W L. Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets [J]. Review of Economics and Statistics, 1983, 65 (2); 289-297.
- [4] SCHWARZ T V, SZAKMARY A C. Price Discovery in Petroleum Markets: Arbitrage, Cointegration and the Time Interval of Analysis [J]. Journal of Futures Markets, 1994, 14 (2): 147-167.
- [5] GULEN S G. Efficiency in the Crude Oil Futures Market [J]. Journal of Energy Finance & Development, 1998, 3 (1): 13-21.
- [6] SILVAPULLE P, MOOSA I A. The Relationship between Spot and Futures Prices: Evidence from the Crude Oil Market [J]. Journal of Futures Markets, 1999, 19 (2): 175-193.
- [7] 王群勇, 张晓峒. 原油期货市场的价格发现功能——基于信息份额模型的分析 [J]. 工业技术经济, 2005 (3): 72-74.
- [8] SILVERIO R, SZKLO A. The Effect of the Financial Sector on the Evolution of Oil Prices: Analysis of the Contribution of the Futures Market to the Price Discovery Process in the WTI Spot Market [J]. Energy Economics, 2012, 34 (6): 1799-1808.
- [9] 余炜彬, 范英, 魏一鸣, 等. Brent 原油期货市场的协整性分析 [J]. 数理统计与管理, 2004 (5): 26-32.
- [10] ZHAO L T, YAN J L, CHENG L, et al. Empirical Study of the Functional Changes in Price Discovery in the Brent Crude Oil Market [J]. Energy Procedia, 2017 (142): 2917-2922.
- [11] ELDER J, MIAO H, RAMCHANDER S. Price Discovery in Crude Oil Futures [J]. Energy Economics, 2014 (46): S18-S27.
- [12] BEKIROS S D, DIKS C G H. The Relationship between Crude Oil Spot and Futures Prices: Cointegration, Linear and Nonlinear Causality [J]. Energy Economics, 2008, 30 (5): 2673-2685.
- [13] CHANG C P, LEE C C. Do Oil Spot and Futures Prices Move Together? [J]. Energy Economics, 2015 (50): 379-390.
- [14] BALCIAR M, GUNGOR H, HAMMOUDEH S. The Time-varying Causality between Spot and Futures Crude Oil Prices: A Regime Switching Approach [J]. International Review of Economics & Finance, 2015 (40): 51-71.
- [15] LEE C C, ZENG J H. Revisiting the Relationship between Spot and Futures Oil Prices: Evidence from Quantile Cointegrating Regression [J]. Energy Economics, 2011, 33 (5): 924-935.
- [16] WANG Y, WU C. Are Crude Oil Spot and Futures Prices Cointegrated? Not Always! [J]. Economic Modelling, 2013 (33): 641-650.
- [17] QUAN J. Two-step Testing Procedure for Price Discovery Role of Futures Prices [J]. Journal of Futures Markets, 1992, 12 (2): 139-149.
- [18] MOOSA I A, Al-LOUGHANI N E. Unbiasedness and Time Varying Risk Premia in the Crude Oil Futures Market [J]. Energy Economics, 1994, 16 (2): 99-105.
- [19] GONZALO J, GRANGER C. Estimation of Common Long-memory Components in Cointegrated Systems [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1995, 13 (1): 27-35.
- [20] HASBROUCK J. One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery [J]. Journal of Finance, 1995, 50 (4): 1175-1199.
- [21] JOHANSEN S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models [J]. Econometrica, 1991, 59 (6): 1551-1580.
- [22] 李政, 梁琪, 卜林. 人民币在岸离岸市场联动关系与定价权归属研究 [J]. 世界经济, 2017 (5):

98-123.

- [23] BAILLIE R T, BOOTH G G, TSE Y, et al. Price Discovery and Common Factor Models [J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5 (3): 309-321.
- [24] 李政,卜林,郝毅. 我国股指期货价格发现功能的再探讨——来自三个上市品种的经验证据 [J]. 财贸 经济, 2016 (7): 79-93.
- [25] HANSEN H, JOHANSEN S. Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-models [J]. Econometrics Journal, 1999, 2 (2): 306-333.
- [26] JOHANSEN S. Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1992, 54 (3): 383-397.
- [27] YANG C, LV F., FANG L, et al. The Pricing Efficiency of Crude Oil Futures in the Shanghai International Exchange [J]. Finance Research Letters, 2019, forthcoming.
- [28] YANG J, BESSLER D A, LEATHAM D J. Asset Storability and Price Discovery in Commodity Futures Markets: A New Look [J]. Journal of Futures Markets, 2001, 21 (3): 279-300.

(责任编辑 蒋荣兵)

# A Study on Price Discovery Function of Shanghai Crude Oil Futures and Its International Comparison

BU Lin LI Xiaoyan ZHU Minghao

Abstract: This paper analyzed the price discovery function of Shanghai crude oil futures for the first time, and compared it with Oman crude oil futures and WTI and Brent crude oil futures. Specifically, from the perspective of statistical and economic significance, the long-run weakly exogenous test and the price discovery models such as P-T and I-S were used to measure the price lead-lag relationship and the price discovery contribution of the above oil futures. The results show that there is a relatively stable cointegration relationship between Shanghai crude oil futures prices and spot prices. However, the analysis from both static and dynamic perspectives shows that the spot price of crude oil is a long-term weak exogenous variable and the discovery contribution of spot price is higher than that of futures price. At the same time, medium sulfur crude oils such as Shanghai crude oil and Oman crude oil all show that the spot prices have higher price discovery contribution, while light low-sulfur crude oils such as WTI and Brent show that futures prices have higher price discovery contribution, which indicates that the medium sulfur crude oil currently lacks an authoritative price benchmark globally. In general, the price discovery function of Shanghai crude oil futures has not yet appeared. It is a long process to become an independent and effective pricing benchmark in the Asia -Pacific region.

Keywords: Shanghai Crude Oil Futures; Price Discovery; Lead-Lag Relationship; Contribution Measures