

[文章编号] 1672-7320(2010)04-0624-06

# 国际油脂期货的价格传导与定价权研究

李 敬 赵 玉

**[摘 要]** 中国是油脂和油料的进口大国,争取国际油脂定价权以维护国家经济利益成为当务之急。运用可以测度变量即期相互作用的 SVAR 模型分析国际油脂期货价格的传导机制,表明我国油脂期货价格与国际油脂期货价格之间存在协整关系和因果关系,但这种关系并不能说明我国油脂期货市场拥有了国际定价权。SVAR 的结果说明芝加哥和温尼伯期货市场分别是世界豆油和菜籽油的定价中心,而中国以及马来西亚的新兴油脂期货市场仅属于外围市场。因此,应加快我国油脂期货市场的发展,积极推进我国油脂商品市场的改革,逐步提高国内期货市场的国际化水平。

**[关键词]** 油脂期货;价格传导;国际定价权;SVAR 模型

**[中图分类号]** F740.3 **[文献标识码]** A

期货定价权是指国际大宗商品的买卖价格由哪国或哪些国家的期货市场决定。中国因为不能主导国际商品定价权,在国际贸易中的利益经常受损。对一个主权国家来说只有掌握了商品定价权,才能真正掌握国家的经济命运。如果一个国家进口的商品价格暴涨而无法控制,则财富就会被掠夺;如果一个国家出口的商品持续降价而无法扭转,则应有的利润就流失。另外,加入 WTO 以后,国内外价格机制逐渐接轨,如果一国不具备定价权,国内市场上商品的价格也会受到国外市场的左右。我国是油脂 Ramprasad 进口和消费大国。缺失油脂定价权将会使贸易利润、国内生产者和消费者剩余被转移到国外,导致整个社会福利水平降低。为了解决油脂进口和消费大国没有国际价格话语权的矛盾,中国先后上市了豆油期货、棕榈油期货和菜籽油期货。引入期货交易机制的目的主要有两个:一方面是为国内生产加工企业和贸易商提供套期保值的工具;另一方面是为了提高国际价格话语权,争取国际市场定价权。价格传导机制是价格机制作用于微观经济主体、发挥资源配置功能的重要载体<sup>[1]</sup>(第 86 页)。可以通过分析国外与国内市场价间的价格传导机制来研究我国油脂期货市场的国际定价效率。王可山、余建斌(2008)研究了美国大豆期货市场与现货市场价格传导关系,结果发现美国大豆期货市场与现货市场之间存在显著的长期均衡关系<sup>[2]</sup>(第 64 页)。夏天等(2006)利用向量自回归模型、向量误差修正模型对大连商品交易所、美国芝加哥商品交易所的大豆期货价格和国产大豆现货价格三者间关系进行了实证研究。研究发现大连期货市场具备了良好的价格发现功能,居于长期价格发现的主导地位<sup>[3]</sup>(第 110 页)。唐衍伟、黄运成、杨婕(2007)分别通过对国内石油供求现状与未来趋势、缺少国际定价权对中国石油进口的影响以及缺少国际定价权对中国经济的影响等方面的分析,得出中国应以争取应有的石油进口国际定价权为根本出发点,着重发展自己的石油期货市场<sup>[4]</sup>(第 184 页)。通过对现有文献的梳理发现,目前鲜有系统研究中国油脂期货国际定价权的文章。我国油脂期货市场属于尚处于初级阶段的新兴市场。研究国际油脂期货的价格传导与定价机制对于指导我国油脂期货市场的发展有重要意义。

## 一、理论模型推导

Mundlack and Larson (1992) 曾假设农产品的国内价格与国际价格存在长期均衡趋势而短期内国内价格与国际价格存在一定的偏差, 并发展了价格传导理论模型:  $P_{it} = P_{it}^* E_t (1 + \tau)$ , 即一国农产品价格  $P_{it}$  等于世界农产品价格  $P_{it}^*$ 、名义汇率  $E_t$  以及关税  $(1 + \tau)$  的乘积,  $\tau$  为关税税率, 假定为常数<sup>[5]</sup> (第 340 页)。在此基础上推导出价格传导模型的统计形式:

$$\ln P_{it} = \alpha + \beta \ln P_{it}^* + \gamma \ln E_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $\alpha$  等于  $\ln(1 + \tau)$ ,  $\beta$  为价格传递弹性。该模型反应了世界农产品价格、汇率对本国农产品价格的影响。但是, 在一个开放的市场上, 价格间的影响是相互的。世界价格同样受到本国农产品价格的影响。另外, 价格间的相互作用不仅仅是即期的, 还会存在一定的滞后效应。但是 Mundlack and Larson 的价格传导模型并不能解决这一问题。Sims (1980) 将 VAR 模型引入到经济学中, 解决了相互关联的时间序列系统动态建模问题<sup>[6]</sup> (第 1 页)。将模型 (1) 改写成 VAR 模型的形式:

$$\begin{aligned} \ln P_{it} &= a_1 + \sum_{i=1}^q b_{1i} \ln P_{ti} + \sum_{j=1}^p l_{1j} \ln P_{tj}^* + g_1 \ln E_t + e_{1t} \\ \ln P_{it}^* &= a_2 + \sum_{i=1}^q b_{2i} \ln P_{ti} + \sum_{j=1}^p l_{2j} \ln P_{tj}^* + g_2 \ln E_t + e_{2t} \end{aligned} \quad (2)$$

在该系统中, 汇率  $E$  被视为外生变量, 它影响两个价格变量但受到价格变量以外的因素影响。模型 (2) 较模型 (1) 有了较大进步, 但是没有体现出两个价格之间的即期相互作用。加入即期变量后模型改写为 (3) 的形式:

$$\begin{aligned} \ln P_{it} &= a_1 + \sum_{i=1}^q b_{1i} \ln P_{ti} + \sum_{j=0}^p l_{1j} \ln P_{tj}^* + g_1 \ln E_t + u_{1t} \\ \ln P_{it}^* &= a_2 + \sum_{i=0}^q b_{2i} \ln P_{ti} + \sum_{j=1}^p l_{2j} \ln P_{tj}^* + g_2 \ln E_t + u_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

模型 (3) 称为双变量结构 VAR 模型 (SVAR), 假设  $p = q = 1$ , 其矩阵形式如下:

$$\begin{pmatrix} 1 & -l_{10} \\ -b_{20} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln P_{t1} \\ \ln P_{t1}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & l_{11} \\ b_{21} & l_{21} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln P_{t-1} \\ \ln P_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} g_1 \\ g_2 \end{pmatrix} \ln E_t + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (4)$$

令  $B_0 = \begin{pmatrix} 1 & -l_{10} \\ -b_{20} & 1 \end{pmatrix}$ ,  $X_t = \begin{pmatrix} \ln P_{t1} \\ \ln P_{t1}^* \end{pmatrix}$ ,  $\Gamma_0 = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix}$ ,  $B_1 = \begin{pmatrix} b_{11} & l_{11} \\ b_{21} & l_{21} \end{pmatrix}$ ,  $X_{t-1} = \begin{pmatrix} \ln P_{t-1} \\ \ln P_{t-1}^* \end{pmatrix}$ ,  $G = \begin{pmatrix} g_1 \\ g_2 \end{pmatrix}$ ,  $U_t = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}$   
 $\sim \text{VWN}(O_k, I_k)$ 。(4) 可以被简化成 (5) 的形式:

$$B_0 X_t = \Gamma_0 + B_1 X_{t-1} + G \ln E_t + u_t \quad (5)$$

如果  $B_0$  是可逆的, 将结构式方程 (5) 转化为简化式方程 (6)

$$X_t = B_0^{-1} \Gamma_0 + B_0^{-1} B_1 X_{t-1} + B_0^{-1} G \ln E_t + B_0^{-1} u_t \quad (6)$$

对于两个内生变量的经济系统, 需要施加 1 个约束条件才能使得模型 (5) 满足可识别条件。在实际建模和参数估计中, 需要解决以下几个问题: 第一, 各个变量之间是否存在协整关系? 第二, 各个变量是否互为因果关系? 第三, 模型中的滞后期数如何确定? 第四, SVAR 模型的约束条件如何确定?

因此, 首先检验变量间的协整关系, 若变量间存在协整关系则需要进一步检验变量间是否存在因果关系, 若存在因果关系则也可使用模型 (5), 否则只能使用单方程模型; 采用 AIC 等统计量确定  $q$  和  $p$  的取值; 最后分别在  $l_{10} = b_{20} = 0$  以及  $l_{10} = c_1$  且  $b_{20} = c_2$  的约束条件下讨论两个价格变量之间的关系。

## 二、国际油脂期货的价格传导机制

分别研究国内外豆油、棕榈油和菜籽油(油菜籽)期货合约价格的传导关系。数据分别来自中国的大连商品交易所(DCE) 郑州商品交易所(ZCE) 美国芝加哥商品交易所(CBOT) 马来西亚衍生品交

易所(BMD)和加拿大温尼伯商品交易所(ICE);美元兑换人民币以及加元兑换人民币的中间价汇率来自凤凰网财经数据库,林吉特兑换人民币中间价汇率数据来自国外汇兑汇率网站。由于国内植物油期货上市时间不同,因此实证期内所选的时间区间起点也不相同。其中豆油期货合约所涉及的时间区间为2006年10月23日至2009年7月10日,棕榈油期货合约所涉及的时间区间为2007年10月29日至2009年7月10日,菜籽油(油菜籽)期货合约所涉及的时间区间为2007年6月8日至2009年7月10日。期货合约均选择近交割月合约作为研究对象。将中国的豆油期货、棕榈油期货以及菜籽油期货合约的价格分别记为  $P_{c1}$ 、 $P_{c2}$  和  $P_{c3}$ ;将美国豆油期货、马来西亚棕榈油期货以及加拿大油菜籽期货合约价格分别记为  $P_{us}$ 、 $P_{ma}$ 、 $P_{ca}$ ;将美元兑人民币汇率、林吉特兑人民币汇率以及加元兑人民币汇率分别记为  $E_1$ 、 $E_2$  和  $E_3$ 。在建模过程中,数据均作取对数处理。

(一)传导机制中的协整关系

用 Johansen 协整检验法进行协整检验,以确定这两个指标之间是否存在某种平稳的线性组合,即是否存在指标间的长期稳定关系(协整关系)。由单位根检验结果确定协整检验的形式为“序列没有确定趋势且协整方程有截距项  $\rho$ ”。根据 AIC 和 SC 两个统计量确定滞后阶数为 2。依次检验这一系列统计量的显著水平,得到协整检验的具体结果(见表 1)。Johansen 协整检验表明在 5% 的置信水平上  $P_{c1}$  和  $P_{us}$  之间存在一个协整向量;在 1% 的置信水平上  $P_{c2}$  和  $P_{ma}$  之间存在一个协整向量;在 1% 的置信水平上  $P_{c3}$  和  $P_{ca}$  之间也存在一个协整向量。协整向量的存在只能说明变量之间至少有单向的因果关系,还需要作进一步因果检验,以确定变量之间的因果方向。

表 1 Johansen 协整检验

品种	协整向量个数	特征值	迹统计量	迹的临界值	
				5% 显著水平	1% 显著水平
豆油	0 **	0.0226	15.4987	15.4947	19.9371
	至多 1 个	0.0018	1.1437	3.8415	6.6349
棕榈油	0 ***	0.0578	27.2014	15.4947	19.9371
	至多 1 个*	0.0109	4.2185	3.8415	6.6349
菜籽油	0 ***	0.0351	21.1132	15.494	19.9371
	至多 1 个*	0.0079	3.8406	3.84157	6.6349

(二)传导机制中的因果关系

Granger 因果关系的基本原理是,如果变量 X 过去和现在的信息有助于变量 Y 的预测,则说明变量 Y 是由变量 X 的 Granger 原因引起的。Granger 检验中最重要的是滞后期时间长度的确定,在实际分析中检验的功效取决于最优滞后期数的确定。采用 AIC 评价标准作为滞后期数的选择,确定最优滞后期数为 2。

表 2 滞后 2 期的 Granger 因果检验结果

原假设	F 值	P 值	观测值	结论
$P_{c1}$ 不是 $P_{us}$ 的 Granger 原因	4.8759	0.0079	629	拒绝
$P_{us}$ 不是 $P_{c1}$ 的 Granger 原因	43.2838	0	629	拒绝
$P_{c2}$ 不是 $P_{ma}$ 的 Granger 原因	2.1362	0.0486	387	拒绝
$P_{ma}$ 不是 $P_{c2}$ 的 Granger 原因	3.1185	0.0054	387	拒绝
$P_{c3}$ 不是 $P_{ca}$ 的 Granger 原因	2.6576	0.0712	484	拒绝
$P_{ca}$ 不是 $P_{c3}$ 的 Granger 原因	20.6773	0	484	拒绝

检验结果表明,中国豆油期货合约价格可以解释美国豆油期货合约价格,同样美国豆油期货合约价格也可以解释中国豆油期货合约价格;中国棕榈油期货合约价格可以解释马来西亚棕榈油期货合约价格,同

样马来西亚棕榈油期货合约价格也可以解释中国棕榈油期货合约价格; 中国菜籽油期货价格可以解释加拿大油菜籽期货价格, 同样加拿大油菜籽期货价格也可以解释中国菜籽期货价格。这一发现是建立 SVAR 模型的基础, 以上 Granger 因果检验结果说明可以采用 SVAR 模型来衡量价格之间的传导关系。

(三) 价格传导机制

以模型(4)为基础, 通过计量分析刻画了植物油脂期货价格国际传导机制。分别在  $l_{10} = b_{20} = 0$  以及  $l_{10} = c$  且  $b_{20} = 0$  的约束条件下讨论两个价格变量之间的关系。

$$\begin{pmatrix} 1 & -l_{10} \\ -b_{20} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln P_t \\ \ln P_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & l_{11} \\ b_{21} & l_{21} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln P_{t-1} \\ \ln P_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} g_1 \\ g_2 \end{pmatrix} \ln E_t + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (4)$$

将三种约束条件下的模型分别记为 VAR 和 SVAR。当  $l_{10} = b_{20} = 0$  时, (4) 退化成无约束的 VAR 模型。当  $l_{10} = c_1$  且  $b_{20} = c_2$  时, (4) 为 AB-型 SVAR, 即  $Ae_t = Bu_t, E(u_t) = O_k, E(u_t u_t') = I_k$ 。将 VAR 模型估计的残差分别记为  $e_{1t}$  和  $e_{2t}$ 。估计 AB-型 SVAR 时将约束条件写成方程组的形式:

$$\begin{aligned} e_{1t} &= C(1) * u_{1t} \\ e_{2t} &= C(2) * e_{1t} + C(3) * u_{2t} \end{aligned}$$

则  $A = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -C(2) & 1 \end{pmatrix}, B = \begin{pmatrix} C(1) & 0 \\ 0 & C(3) \end{pmatrix}$ 。分别将豆油、棕榈油和菜籽油 SVAR 模型中约束矩阵记为  $A_1, B_1, A_2, B_2$  和  $A_3, B_3$ 。估计结构矩阵结果如下:

$A_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -0.3788 & 1 \end{pmatrix}, B_1 = \begin{pmatrix} 0.0195 & 0 \\ 0 & 0.0205 \end{pmatrix}, A_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -0.8879 & 1 \end{pmatrix}, B_2 = \begin{pmatrix} 0.0242 & 0 \\ 0 & 0.0221 \end{pmatrix}, A_3 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -0.2600 & 1 \end{pmatrix}, B_3 = \begin{pmatrix} 0.0208 & 0 \\ 0 & 0.0202 \end{pmatrix}$ 。表 2 中给出了 SVAR 模型的估计结果。从 SVAR 模型的估计结果可以得出以下结论(见表 3)。

表 3 国际油脂价格传导机制量化表

变量	豆油		变量	棕榈油		变量	菜籽油(油菜籽)	
	$\ln P_{c1}$	$\ln P_{us}$		$\ln P_{c2}$	$\ln P_{ma}$		$\ln P_{c3}$	$\ln P_{ca}$
$\ln P_{c1}(-1)$	0.8270 *** [ 20.6031]	-0.0172 [-0.3825]	$\ln P_{c2}(-1)$	0.8033 *** [ 11.6305]	0.1892 ** [ 2.1467]	$\ln P_{c3}(-1)$	0.8528 *** [ 18.4810]	-0.0572 [-1.2340]
$\ln P_{c1}(-2)$	0.1463 *** [ 3.6640]	0.0551 [ 1.2350]	$\ln P_{c2}(-2)$	0.0737 [ 1.1087]	-0.2177 *** [-2.5659]	$\ln P_{c3}(-2)$	0.0736 [ 1.6332]	0.0712 [ 1.5748]
$\ln P_{us}(-1)$	0.3565 *** [ 9.3745]	1.0164 *** [ 23.9195]	$\ln P_{ma}(-1)$	0.1323 ** [ 2.48108]	0.7567 *** [ 11.1181]	$\ln P_{ca}(-1)$	0.3130 *** [ 6.6475]	1.0698 *** [ 22.6415]
$\ln P_{us}(-2)$	-0.3345 *** [-8.7610]	-0.0538 [-1.2615]	$\ln P_{ma}(-2)$	-0.0492 [-0.9219]	0.2475 *** [ 3.6321]	$\ln P_{ca}(-2)$	-0.2601 *** [-5.4280]	-0.0917 * [-1.9068]
$\ln E1$	0.0580 ** [ 2.3801]	-0.0222 [-0.8143]	$\ln E2$	0.2370 *** [ 4.3207]	0.1103 [ 1.5754]	$\ln E3$	0.0824 *** [ 4.1011]	-0.0006 [-0.0310]
C	-0.2216 * [-1.8311]	-0.0579 [-0.4281]	C	-0.8198 *** [-4.1398]	-0.3661 [-1.4488]	C	-0.1910 *** [-2.8353]	0.0111 [ 0.1644]
R <sup>2</sup>	0.9927	0.9931		0.9940	0.9886		0.9913	0.9871
AIC	-5.0285	-4.8062		-4.5927	-4.1050		-4.8937	-4.8865

注: \*\*\*表示 1% 的显著水平; \*\*表示 5% 的显著水平; \*表示 10% 的显著水平; [ ] 内为 t 检验值。

第一, 中国豆油期货价格除了受其前两期的价格影响外, 还受到了美国豆油期货前两期价格的影响。另外人民币对美元升值对中国豆油期货价格影响显著, 但对美国豆油期货价格无显著影响。人民币对美元汇率每增加 1%, 我国豆油期货价格将增加 0.058%, 而美国豆油期货价格在短期内仅仅受到其前期价格的影响。

第二, 中国棕榈油期货价格除了受其前一期价格影响外, 还受到了马来西亚棕榈油期货价格的影响。人民币对林吉特升值对中国棕榈油期货价格影响显著, 但对马来西亚棕榈油期货价格影响不明显。

人民币对林吉特汇率每增加 1%，我国棕榈油期货价格将增加 0.237%。马来西亚棕榈油期货价格除了受到其前期价格的影响外，同样受到中国棕榈油期货价格的影响。

第三，中国菜籽油期货价格除了受其前期价格影响外，还受到加拿大油菜籽期货价格的影响。人民币对加元升值对中国菜籽油期货价格影响显著而对加拿大油菜籽期货价格影响不明显。人民币对加元汇率每增加 1%，我国菜籽油期货价格将增加 0.0824%。加拿大油菜籽期货价格短期内仅受到其前期价格的影响。

### 三、关于国际定价权的讨论与对策建议

通过对价格传导机制的分析，可以看出美国芝加哥商品交易所拥有绝对的豆油期货定价权。尽管我国也是豆油消费和生产大国，但是国内豆油期货价格受到美国豆油期货价格的影响，而对美国豆油期货价格影响有限。同样加拿大温尼伯商品交易所拥有绝对的油菜籽期货定价权。马来西亚衍生品交易所并不拥有世界棕榈油期货价格的定价权，同样我国大连商品交易所也没有世界棕榈油期货价格的定价权。从价格对汇率的反应可以看出，国外期货市场是比较成熟的市场，而中国的期货市场投机性较大，还不是一个成熟的市场。按照贸易理论，人民币升值将导致进口增加。由于我国大豆和棕榈油等产品贸易依存度很高，从长期来看人民币升值将导致期货合约标的物的供给增加，从而会导致相应合约价格下跌。而人民币升值预期对期货价格的影响刚好相反，因为人民币升值后，有利于进口物美价廉的商品或原材料。因此，在此升值预期下，进口商会推迟换汇的时间和减少换汇的额度，持人民币观望，从而导致近期的进口量减少或进口被推迟。人民币升值预期越强烈，对国内商品价格，特别是贸易依存度高的商品如豆油、棕榈油等，影响就越显著。

植物油脂的国际定价权没有向中国期货市场转移，主要原因可以概括为以下几点：(1)从期货市场的角度看，期货市场尚处于初级阶段，还没有形成国际性的市场，国内期货业整体发展缓慢。期货市场缺乏创新，以期货品种为例，目前国际市场上期货品种多达 1000 多种，而国内只有 23 种，品种和推出速度已远远落后于中国经济的发展速度。尽管硬件较先进但是制度远不完善。特别是相关法律法规出台较晚，并且法律对整个行业的约束力度低于行政干预的力度。另外，我国期货市场的套期保值比重远低于投机交易的比重，这也影响到了市场的稳定发展。(2)从对外贸易来看，行业管理缺位，政府各部门缺乏协调。我国政府各部门和进口企业没有形成统一对外的格局，出现了多家采购、内部竞争、互相抬价、外商获利的局面。另外，因为有国家担保，国有粮油企业的风险意识淡薄，而在市场利润面前其粮食安全意识淡薄。国有粮油企业没有担负起与外资企业竞争定价权的责任。(3)国内民营企业参与国际期货市场交易受到限制，妨碍了国内民营企业与外资企业在期货市场上的竞争，致使国内缺少具有丰富的国际期货交易经验的民营企业。我国对从事境外期货业务的国有企业实行许可证制度，目前只有少数几家国有公司可以参与国际期货市场交易，业务也仅限于套期保值，且境外期货头寸受到严格的额度管理限制，套期保值效果并不理想。并且国企的性质决定其风险意识较民企淡薄。由于有国家担保，被特许参与国际期货市场的国企更倾向于投机获利。而对于国内的中小油脂企业而言，它们基本上没有机会参与国际期货市场进行套期保值。(4)从生产者的角度来看，尽管中国是油脂生产和消费大国，但与全球逐步走向集中垄断相反，中国的植物油脂市场呈现一盘散沙的状态。市场集中度较低，没有与跨国油脂企业相抗衡的本土龙头企业，也是我国期货市场缺乏国际话语权的原因之一。中小企业过度竞争、无序竞争使定价权与国内企业离的越来越远。

为了提高我国油脂期货市场的国际定价效率，给出如下的对策建议：(1)要站在全球战略高度，加快发展期货市场。加快国内期货市场国际化的步伐。期货市场的国际化是增强我国对油脂期货定价的话语权的必要条件。在运行机制上与国际市场接轨，在此基础上应尽快建立和完善各类大宗商品的期货交易市场，发展避险工具，通过远期合同化解价格风险。要尽快把期货品种，上市审批制改为备案制，理顺期货品种上市程序 适度扩大期货公司的业务范围 应根据市场需要及时推出有利于维护我国经济

利益的大宗期货品种,以进一步壮大我国期货市场。适时推出国债、外汇等金融期货品种,以有效规避国际市场风险。要为中小企业参与期货套期保值创造有利条件,鼓励和引导它们参与期货套期保值,同时加大打击不法投机交易的力度。(2)大力推进我国油脂商品的流通体制市场化改革,为民营油脂企业的发展创造有利条件。鼓励民营油脂企业走出国门到国外建立原料基地,然后进口到国内。打破流通行业的行政垄断和地方垄断,不得歧视小型民营油脂企业。明确国有粮油企业在粮食安全方面的责任和义务。(3)鼓励国内民营油脂企业参与国际期货交易。对我国油脂企业进行期货与其它衍生品实用性培训,使他们早日掌握现代风险管理技术,在国际贸易中有效规避风险,提高我国油脂企业整体抵御市场风险的能力。大力发展跨国期货经纪公司,鼓励在全世界范围内设立中资期货公司,为中国企业走出去提供高效、优质服务,增加国内企业参与国际期货市场力度的同时,为国外油脂企业在国内期货市场进行套期保值创造条件。(4)鼓励国内民营油脂企业在自愿的基础上合并或重组,并为重组创造条件,争取在未来培育出有国际影响力的民营龙头企业。第五,完善期货市场法律体系,制定市场规则,灵活管理和调控市场。同时建立反暴利、反垄断等法律法规,积极开展对国外跨国油脂企业实施反垄断和不正当竞争的调查,以保护国内油脂企业和消费者的合法权益。

### [参 考 文 献]

- [1] 袁 闯、李松龄:《基于VAR的我国产业间价格传导实证分析》,载《财经理论与实践》2009年第7期。
- [2] 王可山、余建斌:《美国大豆期货市场与现货市场价格传导关系研究》,载《中国流通经济》2008年第9期。
- [3] 夏天、程细玉:《国内外期货价格与国产现货价格动态关系的研究》,载《金融研究》2006年第2期。
- [4] 唐衍伟、黄运成、杨 婕:《中国石油进口参与国际定价的现状、趋势及策略分析》,载《资源科学》2007年第1期。
- [5] Mundlack, Y. & D. F. Larson. 1992. "On the Transmission of World Agricultural Prices," *The World Bank Economic Review* 6.
- [6] Sims, C. A. 1980. "Macroeconomics and Reality," *Econometrics* 48.

(责任编辑 于华东)

## Research on Price Transmission and Pricing Right of International Oil Futures

Li Jing, Zhao Yu

(School of Economics & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, Hubei, China)

**Abstract:** China is a big oil and oilseed importer, so it is an urgent issue for China to compete for pricing right on international oil markets in order to safeguard the economic interests of the State. The Paper analyzes the transmission mechanism of international oil futures prices using SVAR model which can measure immediate interaction between variables. Researches show that there are co-integration and causality relationships between Chinese oil futures prices and international oil futures prices, but the relationships do not explain China's oil futures market has possessed pricing right on international market. Results of SVAR show that Chicago and Winnipeg futures markets are the pricing centers for soybean oil futures and rapeseed oil futures respectively, and China and Malaysia oil futures markets are both fringe markets. Therefore, we should accelerate the development of Chinese oil futures market, actively promote reforms of Chinese oil product market and gradually increase the international level of domestic futures market.

**Key words:** oil futures; price transmission; pricing right on international market; SVAR