

我国豆油期货与现货价格动态关系研究： 基于日数据的实证分析

王骏^{1,2} 刘亚清^{3,4}

(1. 清华大学 公共管理学院博士后流动站, 北京 100084; 2. 大连商品交易所 博士后科研工作站, 北京 100029;
3. 华中科技大学 经济学院, 武汉 430074; 4. 石家庄邮电职业技术学院 金融系, 石家庄 050021)

摘要 利用单位根检验、VAR模型、协整检验、误差修正模型、脉冲响应函数分析和方差分解的一体化方法对我国豆油期货与现货价格的动态关系进行研究。通过对豆油期货价格与现货价格之间的动态变化关系进行的实证分析发现,期货与现货价格之间存在长期均衡关系,期货市场在价格发现功能中起到主导作用,因为期货市场的价格发现功能大于现货市场。在脉冲响应函数分析中发现,除了期货与现货价格对其自身的一个标准差新息立刻有较强反应外,期货价格新息对现货价格的影响更大。

关键词 豆油期货;VAR模型;协整检验;方差分解;脉冲响应函数

中图分类号 F830.9

文章编号 1007-4333(2007)06-0006-08

文献标识码 A

Research on the dynamic relationship between China's soybean oil futures and spot price: Empirical analysis based on daily data

Wang Jun^{1,2}, Liu Yaqing^{3,4}

(1. Postdoctoral Programs at School of Public Policy & Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China;
2. Postdoctoral Research Centre at Dalian Commodity Exchange, Beijing 100029, China;
3. Department of Finance in School of Economics, Huazhong University of Sciences and Technology, Wuhan 430074, China;
4. Department of Finance, Shijiazhuang University of Post & Telecommunication, Shijiazhuang 050021, China)

Abstract This article examines the dynamic relationship between China's soybean oil spot and futures price by using VAR model, cointegration test, error correction model, impulse responses analysis and variance decomposition methods, etc. The results from this research suggest that the futures and spot prices exist long-run equilibrium relationship, and that futures market plays more important role in the function of price discovery. In the impulse responses function, futures price's innovation have more influence on spot price, except futures and spot price have immediate strong feedback on one self's a standard difference innovation.

Key words soybean oil futures; VAR model; cointegration test; impulse responses function; variance decomposition

豆油是世界产销量最大的植物油品种之一,产量和消费量占植物油产量和消费量的1/3左右。近几年,全球豆油产量和消费量均呈上升趋势,在国际农产品贸易中,豆油贸易也占有重要的地位。美国、中国、巴西和阿根廷是世界4大豆油主产国,目前我国是世界最大大豆油消费国和第4大豆油生产国,2006—2007年度豆油年产量为618.8万t,消费量为

868万t,食用量占85%以上。

我国豆油市场综合平衡分析显示(表1),市场豆油供给量不断增加,进口豆油量也在不断上升,而消费总量以100万~150万t的增量逐年增加,出现供不应求的局面,豆油市场需求旺盛。豆油期货的上市使得国内大豆、豆粕和豆油形成了一个完整豆类期货体系,将把油脂企业和期货市场紧密地联系

收稿日期:2007-06-14

作者简介:王骏,博士后,助理研究员,主要从事能源经济学、期货市场分析与期货品种开发与设计研究,

E-mail:wj8587@sohu.com

表 1 2002—2008年我国豆油市场综合平衡分析

| 项 目 | 万 t | | | | | |
|------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------------------|-------------------------------|
| | 2002—2003 年度 | 2003—2004 年度 | 2004—2005 年度 | 2005—2006 年度 | 2006—2007 [*] 年度 | 2007—2008 ^{**} 年度 |
| 国内产量 | 434 | 435 | 577 | 623.5 | 626 | 650 |
| 进口数量 | 172 | 273 | 172.8 | 151.6 | 260 | 290 |
| 供给总量 | 606 | 708 | 749.8 | 775.1 | 866 | 940 |
| 食用消费 | 500 | 600 | 720 | 720 | 780 | 840 |
| 工业消费 | 60 | 65 | 65 | 80 | 88 | 92 |
| 国内消费 | 560 | 665 | 785 | 800 | 868 | 932 |
| 出口数量 | 5 | 5 | 2 | 11 | 10 | 10 |
| 消费总量 | 565 | 670 | 787 | 811 | 878 | 942 |
| 期末结余 | 41 | 38 | - 37 | - 35 | - 12 | - 2 |

注: * 豆油市场年度为当年 10 月至次年 9 月; ** 数据为国家粮油信息中心市场监测部 2007 年 10 月预测值。资料来源:国家粮油信息中心和国家海关总署。

在一起。在国外,榨油企业根本不担心豆油现货的销售问题,因为他们在市场上已经锁定了 2 年左右的加工利润。随着豆油期货的上市,我国油脂企业也能利用期货市场实现这样的功能。

1 研究方法

Carbade and Silber 最早对期货价格引导现货市场价格进行了实证检验,其方法称为 GS 模型^[1]。Bigman 等最早提出期货市场简单有效性检验模型^[2],并利用最小二乘法对 CBOT 小麦、玉米、大豆期货价格的无偏性进行了检验,发现近期期货价格是最后交割日现货价格的无偏估计量,而远期期货价格是最后交割日现货价格的有偏估计量;如果价格序列是非平稳的,那么利用传统方法检验无偏性是无效的^[3-5];Engle 等提出协整的概念^[6],基本上解决了价格序列中存在的非平稳问题,但是,这种方法的不足之处在于缺乏对参数的严格推断,而参数的推断正是期货价格无偏性检验的核心;与 Engle 等方法不同, Johansen 和 Johansen 等利用极大似然法推导出协整检验以及参数检验的统计推断工具来检验期货市场的价格发现功能及其市场效率^[7-9];Lai 较早的使用协整的概念检验期货价格与现货价格的关系^[10];H. Holly Wang 等运用 Johansen 协整方法检验了我国小麦期货和硬麦期货市场的效率^[11],发现硬麦期货价格与现货价格之间存在着长期均衡关系,提出在短期内小麦期货市场满足市场效率的假说;Ivanovic 等针对悉尼期货交易撤消澳大利亚小麦

期货合约的决定^[12],检验了距到期日 1、3、6、9 和 12 个月的期货价格和现货价格序列,发现距到期日的期限为 1 个月和 6 个月的期货价格序列与现货价格序列都含有单位根,是非平稳的 1 阶方差序列,并且,到期前 1 个月的小麦期货价格序列和现货价格之间存在长期的均衡关系。

与 H. Holly Wang 所做的研究不同,本研究使用的期货价格数据是日数据而不是周数据,且现货价格数据所采用的不是合约交割月份最后交易日的现货市场价格,而是每日现货市场价格。

国内对期货与现货市场互动关系的研究起步较晚,王志强采用序列相关检验和游程检验的方法对大连商品交易所大豆的收盘价格进行随机游走检验^[13];华仁海和仲伟俊借助 GS 模型对我国期货市场的价格发现功能进行初步探讨^[14];张宗成和王骏综合运用多种计量模型对小麦、大豆、铜和铝期货的价格发现功能进行实证研究^[15-17],都发现郑州硬麦期货市场对现货市场没有引导作用,而大连的大豆和金属期货市场引导着现货价格,并且期现货价格存在双向格兰杰因果关系和长期均衡关系。目前国内对于豆油等植物油期货市场功能的研究仍为空白,主要是由于豆油、菜籽油与棕榈油等植物油期货还是刚刚出现,期货市场对豆油等植物油市场的影响还刚刚显现。笔者试图以豆油期货为起点,来建立我国植物油期货与现货市场动态关系的研究分析体系和长效评价系统。

通过单位根检验、VAR 模型、协整检验、误差修

正模型、格兰杰因果检验、脉冲响应函数分析和方差分解的一体化方法^[18]对期货新品种豆油的期货价格与现货价格之间的动态变化关系进行研究,揭示豆油期货市场运行一年多来的价格发现功能情况。这是国内首次对豆油期货这个新品种的研究,同时将南北2个豆油现货市场同步纳入与期货市场的对比研究,试图发现豆油期货市场在全国主要现货市场的价格引导关系、影响程度和长期均衡关系,从而来评估我国豆油期货市场的运行情况和讨论豆油采用国外普遍的基差定价方式,并提出应对策略与建议。

首先利用向量自回归(VAR)模型: $Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + B_1 X_t + \dots + B_r X_{t-r} + E_t$, 建立豆油期货与现货的VAR模型: $\ln s_t = A_1 \ln s_{t-1} + \dots + A_p \ln s_{t-p} + B_1 \ln f_t + \dots + B_r \ln f_{t-r} + E_t$, 其中 $\ln s_t$ 为豆油现货价格对数序列(简称现货价格); $\ln f_t$ 为豆油期货价格对数序列(简称期货价格)。

其次,基于VAR模型得出的最大滞后阶值,借助Johansen协整检验检验期货价格 $\ln f_t$ 与现货价格 $\ln s_t$ 之间是否存在协整关系,在此基础上再进一步研究。如果期货价格 $\ln f_t$ 与现货价格 $\ln s_t$ 之间存在协整关系,则可以利用误差修正模型(ECM)研究期货价格与现货价格之间的相互引导关系。期货价格与现货价格之间的误差修正模型可表示为:

$$\ln s_t = \alpha_0 + \alpha_s e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i) \ln s_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12}(i) \ln f_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\ln f_t = \alpha_0 + \alpha_f e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21}(i) \ln s_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22}(i) \ln f_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

其中 α_0 为一阶差分, $\alpha_{11}(i)$ 、 $\alpha_{12}(i)$ 、 $\alpha_{21}(i)$ 、 $\alpha_{22}(i)$ 为短期调整系数, e_{t-1} 为期货价格与现货价格协整关系中的误差修正项, α_s 和 α_f 为误差修正项系数, p 为滞后阶数,按照AIC准则选定。Garbade and Silber最早对期货价格和现货价格进行格兰杰(Granger)因果检验,利用误差修正模型分析期货市场价格与现

货市场价格对长期均衡和短期偏离因素的依赖性。

考察VAR模型时,还采用方差分解方法研究模型的动态特征。其主要思想是,把系统中每个内生变量(共 m 个)的波动(k 步预测均方误差)按其成因分解为与各方程信息相关联的 m 个组成部分,从而了解各信息对模型内生变量的相对重要性。由于价格变动反映了市场对信息的作用,因此,如果一个市场所占的信息份额相对较大,则说明这个市场吸收了更多的市场信息,也即在价格发现功能中发挥了更为重要的作用。

为进一步刻画期货价格变动与现货价格变动之间的相互影响,应用脉冲响应函数分析方法对其进行进一步的研究。脉冲响应函数的主要思想是分析误差修正模型中残差项一个标准误差的冲击对期货价格和现货价格变动影响作用的大小,故利用Pesaran等提出的GIR(Generalised Impulse Responses)方法进行研究,其优点在于可以克服协方差矩阵进行方差分解不唯一的缺点。

2 样本数据

本研究的期货品种为大连商品交易所的豆油,数据类型是日数据,本研究的时间跨度为从豆油上市的2006-01-09—2007-04-30。数据样本为318个。在此选择代表北方豆油市场的大连四级豆油价格和代表南方豆油市场的广州四级豆油价格2组数据作为现货数据,以大连豆油期货主力合约收盘价格代表豆油期货市场价格。

由于每个期货合约都将在一定时间到期,因此,不同于股票价格,期货价格具有不连续的特点,即对于每一个期货合约,期货合约的时间跨度是有限的,任一交割月份的期货合约在合约到期以后,该合约即不复存在。另外,在同一交易日会有若干不同交割月份的期货合约在同时进行交易,所以同一期货品种在同一交易日会同时有若干个不同交割月份的期货数据存在。为研究需要,要克服期货价格不连续的缺点,必须产生连续的期货价格序列。在此选取主力合约作为代表,以某一阶段某个合约成交量大小来确定合约价格,这样就得到一个连续的期货合约序列,利用连续期货合约序列每日的收盘价

指新品种从开始挂牌交易到合约交投十分活跃和产业参与程度提高的一个较长期间。根据我国期货市场品种的实际情况分析,新品种一般要有大约1年左右的市场培育期。

格数据产生一个连续的期货数据。

3 实证研究及结果分析

3.1 单位根检验

为检验期货价格与现货价格之间是否存在协整关系,首先利用 ADF 检验对期货价格和现货价格序列的平稳性进行检验。由表 2 可知,期货价格和现货价格序列均是非平稳的。进一步对期货价格序列的一阶差分 and 现货价格序列的一阶差分进行 ADF 检验,由表 1 可知,期货价格序列的一阶差分 and 现货价格序列的一阶差分均是平稳的,这说明大连豆油现货、广州豆油现货价格和豆油的期货价格均是一阶平稳,即 (1) 过程。

表 2 ADF 单位根检验

Table 2 ADF test of unit root

| 变量 | ADF 值 | 检验类型 (c, t, n) | 1% 临界值 | 5% 临界值 | 是否 平稳 |
|------|---------|-------------------|-----------|-----------|----------|
| ln d | -2.258 | (c, t, 2) | -3.991 | -3.426 | 否 |
| ln g | -1.842 | (c, t, 2) | -3.991 | -3.426 | 否 |
| ln f | -1.848 | (c, t, 2) | -3.991 | -3.426 | 否 |
| ln d | -9.123 | (0, 0, 1) | -2.572 | -1.941 | 是 |
| ln g | -10.503 | (0, 0, 1) | -2.572 | -1.941 | 是 |
| ln f | -9.909 | (0, 0, 2) | -2.572 | -1.941 | 是 |

注:检验类型中 c 为截距项, t 为具有趋势, n 为滞后阶数。

3.2 Johansen 协整检验

根据表 3 中极大似然比检验统计量的值可知,有 2 个值大于 5% 置信水平下的临界值,因而有 2 个协整关系,说明了现货与期货市场之间存在均衡关系,但由于我国豆油期货市场和现货市场缺乏基差定价方式,2 个市场相对独立和割裂。目前,美国贸易商向国外出口豆油时,大多采用基差定价方式,即豆油价格 = CNF 升贴水价格 + 交货期内某一天的 CBOT 期货价格。在我国采用基差定价方式将会推动 2 个市场的融合。

主力合约的编制可以采用成交量和持仓量 2 种标准,通过对我国期货品种的分析发现,当某个品种成交量由大变小时,持仓量依然很大,但此时活跃的合约已经不是持仓量大的合约了,而是成交量大的另外一个合约,所以本文选用成交量为标准业编制主力合约,能够及时、真实的反映市场价格与行情变化。

由于主力合约的编制标准不同,产生 2 组不同的期货连续价格序列,所以对研究结果产生一定的影响;但当成交量与持仓量增大的过程一致性与同步性较好时,2 组期货连续价格的研究结果差异就不大,反之亦然。

CNF 升贴水由美国贸易商报出,是国外到货港价格与 CBOT 期货价格之间的基差,该基差取决于美国现货收购市场的紧张程度、海运费、贸易商的经营利润等因素。

表 3 Johansen 协整检验结果

Table 3 Result of the Johansen cointegration test

| 项目 | 零假设 | 特征值 | 迹统计量 | 5% 临界值 |
|------|-------|---------|--------|--------|
| 大连豆油 | r = 0 | 0.104 0 | 34.757 | 15.41 |
| | r = 1 | 0.000 4 | 0.112 | 3.76 |
| 广州豆油 | r = 0 | 0.054 0 | 17.478 | 15.41 |
| | r = 1 | 0.000 1 | 0.044 | 3.76 |

豆油现货与大连期货价格的 VAR 模型如下,式 (3) 与 (4) 分别为大连现货与广州现货的 VAR 模型。

$$\ln d_t = -0.44 + 0.93 \ln d_{t-1} - 0.07 \ln d_{t-2} + 0.13 \ln f_{t-1} + 0.05 \ln f_{t-2} \quad (3)$$

$$\ln g_t = -0.27 + 0.93 \ln g_{t-1} - 0.02 \ln g_{t-2} + 0.17 \ln f_{t-1} - 0.06 \ln f_{t-2} \quad (4)$$

3.3 ECM 模型

根据式 (1) 和 (2) 整理可得:

$$\ln d_t = 0.001 - 0.13 e_{t-1} + 0.07 \ln d_{t-1} - 0.05 \ln f_{t-1} + v_t \quad (5)$$

式中各项系数的 t 统计值分别为 2.067 7、-6.940 7、1.370 3 和 0.791 3。

$$\ln f_t = 0.001 + 0.04 e_{t-1} - 0.01 \ln d_{t-1} - 0.16 \ln f_{t-1} + v_t \quad (6)$$

式中各项系数的 t 统计值分别为 2.209 8、1.626 3、-0.225 5 和 -2.721 8。

$$\ln g_t = 0.001 - 0.08 e_{t-1} + 0.02 \ln g_{t-1} + 0.06 \ln f_{t-1} + v_t \quad (7)$$

式中各项系数的 t 统计值分别为 1.940 6、-4.482 8、0.422 3 和 0.921 6。

$$\ln f_t = 0.001 + 0.01 e_{t-1} + 0.03 \ln d_{t-1} - 0.15 \ln f_{t-1} + v_t \quad (8)$$

式中各项系数的 t 统计值分别为 2.084 2、0.441 3、0.558 1 和 -2.437 9。

由式 (5) ~ (8) 可知大连豆油现货的 $\rho_s = -0.13 < 0$ 且显著,表明大连豆油现货价格下一期将回落并恢复到均衡水平, ρ_f 不显著,说明当现货价格偏

离均衡状态时,下一期现货价格调整对修复非均衡状态没有直接的影响。广州豆油现货的 $s = -0.08 < 0$ 且显著,表明广州豆油现货价格下一期将回落并恢复到均衡水平, F 不显著,说明当现货价格偏离均衡状态时,下一期现货价格调整对修复非均衡状态没有直接的影响。通过 ECM 说明了大连豆油期货价格对大连、广州豆油现货市场有着重要的修正调整作用,现货价格以期货价格为基准波动,而豆油现货价格对期货价格的修正调整没有直接的影响。在美国,农产品期货市场的参与主体中有 60% 是从事生产、流通、贸易、加工的现货商,现货市场各个环节的定价也都离不开期货市场,现货价格与期货价格真正融为一体,期货市场的经济功能得到了充分发挥和利用。连结美国农产品现货市场和期货市场的纽带就是基差,现货市场绝大多数的定价体系都是以基差为基础而建立和形成的,期货市场的许多操作策略也都建立在对基差变化和判断的基础之上。

3.4 格兰杰因果检验

从表 4 来看,根据原假设“豆油期货价格不引导大连豆油现货价格”被推翻,即在至少 99% 置信水平下,豆油期货价格引导大连豆油现货价格。根据原假设“大连豆油现货价格不引导豆油期货价格”被拒绝,即大连豆油现货价格引导豆油期货价格。所以,豆油期货与大连豆油现货价格存在双向引导关系。根据原假设“豆油期货价格不引导广州豆油现货价格”被推翻,即在至少 99% 置信水平下,豆油期货价格引导广州豆油现货价格。根据原假设“广州豆油现货价格不引导豆油期货价格”被接受,即广州豆油现货价格不引导豆油期货价格。所以,豆油期货与广州豆油现货价格存在单向引导关系。在美

国、巴西和阿根廷等豆油生产大国,油脂油料生产、加工和贸易企业广泛采用以期货价格信号为基准的基差定价方式,用期货价格来确定未采购或销售的豆油价格。所以通常用期货价格引导现货价格变化,企业才能有效地规避价格风险和锁定生产成本或经营利润。

表 4 格兰杰因果检验结果

Table 4 Result of the granger causal test

| 原假设 | F 统计值 | 概率 | 是否引导 |
|-----------|----------|---------|------|
| 大连现货不引导期货 | 2.407 9 | 0.067 2 | 引导 |
| 期货不引导大连现货 | 17.445 1 | 0 | 引导 |
| 广州现货不引导期货 | 1.291 3 | 0.277 5 | 不引导 |
| 期货不引导广州现货 | 8.397 1 | 0 | 引导 |

3.5 方差分解

由表 5 给出的豆油的方差分解结果此可知,对期货价格变动长期作用部分的方差,当滞后期为 1 时,总方差大部分来自期货市场;并且,随着滞后期的增加,总方差中来自于大连和广州现货市场的部分呈下降趋势,最终趋于 0.497 3% 和 8.50%,而来自于期货市场的部分则呈上升趋势,最终趋于 99.502 7% 和 91.50%。对现货价格变动长期作用部分的方差,当滞后期为 1 时,100% 来自于现货市场,随着滞后期的增加,总方差中来自于大连和广州现货市场的部分呈下降趋势,则最终趋于 12.329 5% 和 37.06%,而来自于期货市场的部分则呈上升趋势,最终趋于 87.670 5% 和 62.94%。平均来说,来自于期货市场的方差 93.586 6% 远远大于大连豆油现货市场的方差 6.413 4%;来自于期货市场的方差 77.22% 大于广州豆油现货市场的方差 22.78%。

综上所述,期货市场在价格发现功能中居主导

表 5 豆油期现货价格方差分解结果

Table 5 Result of variance decomposition of soybean oil futures and spot prices

| 滞后期/交易日 | 大连现货价格 | | 大连期货价格 | | 广州现货价格 | | 大连期货价格 | |
|---------|-----------|----------|---------|----------|-----------|----------|----------|----------|
| 1 | 100.000 0 | 0.000 0 | 5.027 7 | 94.972 3 | 100.000 0 | 0.000 0 | 11.523 4 | 88.476 6 |
| 2 | 99.179 7 | 0.820 3 | 4.227 4 | 95.772 6 | 98.782 3 | 1.217 7 | 12.251 6 | 87.748 4 |
| 3 | 96.577 1 | 3.422 9 | 3.643 9 | 96.356 1 | 97.376 4 | 2.623 6 | 12.239 1 | 87.760 9 |
| 4 | 92.408 2 | 7.591 9 | 3.176 2 | 96.823 8 | 95.521 3 | 4.478 7 | 12.103 5 | 87.896 5 |
| 5 | 86.999 5 | 13.000 5 | 2.792 3 | 97.207 7 | 93.309 5 | 6.690 5 | 11.914 6 | 88.085 4 |
| ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... |
| n | 12.329 5 | 87.670 5 | 0.497 3 | 99.502 7 | 37.060 5 | 62.939 5 | 8.499 5 | 91.500 5 |

注: 大连豆油现货和期货价格受到来自大连现货市场的影响; 大连豆油现货和期货价格来自大连期货市场的影响; 广州豆油现货和大连豆油期货价格受到来自广州现货市场的影响; 广州豆油现货和大连豆油期货价格受到来自大连期货市场的影响。

作用,但在地域之间存在明显差异:在大连豆油现货市场,豆油期货的影响力更大、更强、更明显;而对于南方市场的广州豆油现货,大连豆油期货市场的影响力明显减弱,方差下降 16.37%。

3.6 脉冲响应函数分析

从 IRF 的图形看(图 1~4),横坐标表示 IRF 的跟踪期,选取时间为 10 个交易日,纵坐标表示 IRF 的脉冲反应水平。

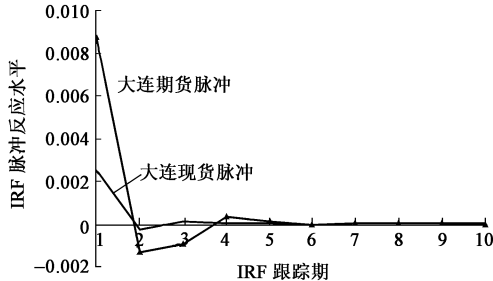


图 1 大连现货市场对大连豆油期货价格的脉冲响应结果

Fig. 1 Result from the impulse responses of Dalian's spot market to futures price of DCE soybean oil

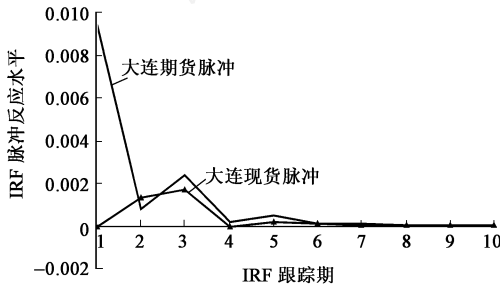


图 2 大连期货市场对大连豆油现货价格的脉冲响应结果

Fig. 2 Result from the impulse responses of Dalian's futures market to spot price of Dalian's soybean oil

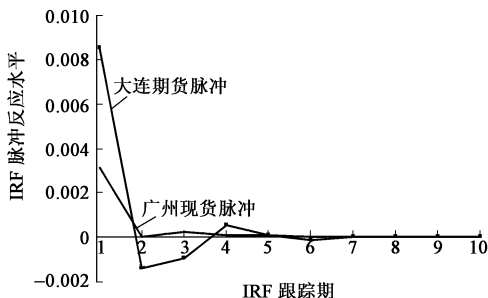


图 3 广州现货市场对大连豆油期货价格的脉冲响应结果

Fig. 3 Result from the impulse responses of Guangzhou's spot market to futures price of DCE soybean oil

从图 1 来看,大连期货市场对于自身价格波动的当日冲击为 0.0087 个百分点,第 2 日冲击为负的 0.0013 个百分点,期货市场对自身的冲击在第 5 日收敛为零;期货市场对于大连豆油现货价格波动的

当日冲击为 0.0025 个百分点,并延续到第 2 日才结束调整;从第 2 日开始冲击从负的 0.0003 个百分点到在第 3 日收敛为零才结束调整。从图 2 来看,大连豆油现货市场对于自身价格波动的当日冲击为 0.0094 个百分点,第 2 日冲击为负的 0.0008 个百分点,现货市场对自身的冲击在第 6 日收敛为零;现货市场对于大连期货价格波动的当日冲击为零,大连豆油现货市场对期货价格波动的冲击在第 3 日达到最大,现货市场对期货市场的冲击在第 4 日开始收敛为零。

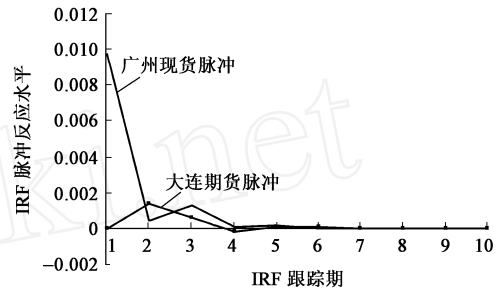


图 4 大连期货市场对广州豆油现货价格的脉冲响应结果

Fig. 4 Result from the impulse responses of Dalian's futures market to spot price of Guangzhou's soybean oil

从图 3 来看,大连期货市场对于自身价格波动的当日冲击为 0.0085 个百分点,第 2 日冲击为负的 0.0014 个百分点,期货市场对自身的冲击在第 5 日收敛为零;大连期货市场对于广州豆油现货价格波动的当日冲击为 0.0032 个百分点,期货市场对现货市场的冲击在第 3 日为 0.0002 个百分点,期货市场对现货市场的冲击在第 4 日收敛为零。从图 4 来看,广州豆油现货市场对于自身价格波动的当日冲击为 0.0097 个百分点,第 2 日冲击为负的 0.0005 个百分点,现货市场对自身的冲击在第 4 日开始收敛为零;现货市场对于大连期货价格波动的当日冲击为零,第 2 个日冲击为 0.0014 个百分点,广州豆油现货市场对期货价格波动的冲击从第 4 日开始收敛为零。

综上所述可以发现,大连豆油期货市场对于价格波动的脉冲响应效率优于大连豆油现货市场和广州豆油现货市场,所以期货市场对于大连、广州豆油现货市场影响相对较大。

4 对策与建议

4.1 主要问题

1) 我国植物油供需缺口将长期存在,民族油脂

企业经营出现困难,外资并购国内油脂企业增加,外资垄断风险加大。由于我国经济快速增长和城市化水平不断提高,国内植物油供需缺口不断扩大,我国成为世界最大植物油进口国,根据世界粮农组织(FAO)统计显示,我国每年植物油进口量占世界植物油贸易量的1/4以上。1996年我国放开大豆市场,大豆进口由1997年的626万t,增加到2006年的2827万t,增长351.6%,是目前我国进口最多的农产品,进口已经超过国内生产的77.1%。当前外资控制我国1/3的大豆加工能力,外资油脂企业控制国内大豆压榨65%~70%的有效加工能力,并且外资企业掌握我国80%~90%的大豆进口供应。

2) 植物油料和植物油原油过度依赖进口,企业面临潜在的不确定性与巨大的市场风险,企业对避险工具的多样化和多元化需求迫切。近2年随着我国对大宗商品的巨大需求,许多到中国的船期运费在大幅上涨,以及国外农产品期货价格大幅上涨,同时考虑到人民币的不断升值,在这种形势下,进口大豆的采购价格将大幅波动。经济学家辜胜阻建议加快油脂油料期货新品种开发,上市更多油脂油料等农产品期货与期权和商品指数期货,这将有利于油脂油料相关企业规避价格风险,锁定生产成本、采购成本和经营利润^[20]。

3) 加入WTO以来,我国植物油产业配套政策存在严重的滞后性和局限性,没有统筹兼顾各方利益,豆油等植物油的定价方式不合理,使种植农户、压榨企业和消费者成本增加。我国植物油生产和贸易领域受到巨大影响,国产植物油下降,农民种植收入增长缓慢,进口规模急剧扩大,价格与国际市场联动更强。国产油料产量下降,进口油脂油料数量居高不下,进口油脂价格不断攀升,严重威胁我国植物油供应安全。在国产油料中,扣除大豆、花生、葵花籽和芝麻的直接食用量后的总折油,2005年产量比2004年减少了72.3万t,与国产油料相反,2005年的进口油料和油脂居高不下,总折油达1109.5万t,创历史新高^[21]。

4.2 策略与建议

1) 近2年来,我国植物油压榨企业经济效益普遍不佳,尤其是以进口大豆为主要原料的企业大多出现严重亏损,少数企业甚至濒临破产,我国油脂行业实力大幅下降。因此建议,第一,民族油脂工业要加强合作,不能是一盘散沙,要努力壮大自己,要创立自己的民族品牌,得到国人的支持,品牌是企业综

合优势的体现,是保持民族油脂企业持久竞争力的根本。第二,民族油脂企业资金虽相对薄弱,但可以上市融资甚至进行海外融资,逐步壮大自己并把网络延伸到国外。单纯用自身固有的资金在本土与跨国公司抗衡是很被动的,要大胆地走出去。第三,延伸榨油产业链,提高抗风险能力。大豆的副产品很多,产业链很长,从大豆压榨的副产品中可以提取磷脂、低聚糖等多种高附加值的产品。当前我国榨油行业已初具规模,具备了开发下游产品的基本条件,企业要以市场为导向,引进或研发适合自身条件的副产品深加工项目,以达到增加收益、降低成本的目的。提高高科技含量产品的研发,这一点生物柴油就是一个很好的突破口。第四,与下游行业建立战略合作关系,扩大市场份额。榨油企业在产能严重过剩、供过于求的情况下,应选择那些有一定规模和实力的下游企业,争取建立更紧密的战略合作关系,在保证正常供货的同时,积极推动与下游企业建立战略合作关系,力求实现双赢^[22]。

2) 大力发展我国油脂油料期货市场,推动开发更多的新品种和避险工具,推广基差定价机制,逐步试点采用基差定价方式,来对豆油等油脂油料产品进行合理定价,促进现货市场与期货市场的有机结合。国际上,美国芝加哥期货交易所(CBOT)有豆油期货与豆油期权,马来西亚大马交易所(BURSA)有毛棕榈油、棕榈液油、棕仁油期货,印度大宗商品交易所(MCX)有豆油、毛棕榈油、菜籽油和花生油期货等油脂期货,加拿大温尼伯格商品交易所(WCE)菜籽油期货,澳大利亚悉尼期货交易所(SFE)菜籽油期货,我国大连商品交易所与郑州商品交易所分别有豆油、棕榈油和菜籽油期货。目前大连商品交易所正在开发豆类指数期货和豆类期权。面对我国植物油消费、进口数量的不断增长和价格的剧烈波动,我国广大的植物油压榨、精炼企业、中间贸易商和消费企业有强烈避险需求,可以利用植物油期货市场避险工具进行套期保值交易实现价格风险转移和生产成本或销售利润的预先锁定。借鉴国外豆油的基差定价模式和国内铜生产企业的按上期所期货价格的点价模式,试点油脂生产、加工企业利用大连豆油期货的价格信号,让其逐步成为企业销售豆油、采购原料及签订进出口贸易合同的定价依据。

3) 鼓励油料种植户种植国产优质非转基因品种,培育国产高含油大豆、油菜和花生良种。国产油料供给不足、品质欠佳是我国压榨企业依赖进口油

料的直接原因,而农业生产、流通方式落后则是其背后根源。在WTO规则允许范围内,采取多种措施对油料生产进行扶持,以提高其单产和品质达到持续提高我国油料产量和国际竞争力的目的;根据农作安排扩大国产大豆和花生种植面积,在南方利用冬闲耕地扩大油菜种植面积,提高国产植物油料油脂产量和自给率,对依赖进口的棕榈油要逐步实现供应来源多元化;加大主产区油料种植产前、产中和产后培训与服务;加快我国农资流通体制改革,借化肥等农资零售市场放开之机,切实贯彻中央各项惠农政策,减轻农民负担,降低油料种植成本;改革现行油料等农产品流通环节,减少中间物流环节与流通成本,改善油料购销储运,发展大型油料购销企业,实现收购环节标准化和专业化,降低民族油料压榨企业的采购成本和生产成本;建立农业保险制度,将农作物保险纳入商业保险业务范围,设立各种农业生产方面的商业险种,保证农民收入稳定,锁定农业自然灾害成本,取代政府财政与农业补贴,达到既不违反WTO规则,又能增强民族油脂企业和国产油脂油料产品国际竞争力的目标,充分保障我国植物油资源的长期、稳定、安全的供给。

参 考 文 献

- [1] Garbade K D, Silber W L. Price movement and price discovery in the futures and cash markets [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1983, 65 (2): 289 - 297
- [2] Bigman D, Goldfarb D, Schechtman E. Futures market efficiency and the time content of the information sets [J]. *The Journal of Futures Markets*, 1983, 3(3): 321 - 334
- [3] Maberly E D. Testing futures market efficiency-A restatement [J]. *The Journal of Futures Markets*, 1985, 5 (3): 425 - 432
- [4] Elam E, Dixon B L. Examining the validity of a test of futures market efficiency [J]. *The Journal of Futures Markets*, 1988, 8(3): 365 - 372
- [5] Shen C H, Wang L R. Examining the validity of a test of futures market efficiency: A comment [J]. *Journal of Futures Markets*, 1990, 10 (2): 195 - 196
- [6] Engle R, Yoo B. Forecasting and testing in the cointegrated system [J]. *Journal of Econometrics*, 1987, 35:143 - 159
- [7] Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors [J]. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 1988, 12, 231 - 254
- [8] Johansen S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models [J]. *Econometrica*, 1991, 59 (6): 1571 - 1580
- [9] Johansen S, Juselius K. The full information maximum likelihood procedure for inference on co-integration with application to the demand for money [J]. *Oxford Bulletin of Econometrics and Statistics*, 1990, 52, 169 - 210
- [10] Lai K S, Lai M. A cointegration test for market efficiency [J]. *The Journal of Futures Markets*, 1991, 11 (5): 567 - 575
- [11] H Holly Wang, Bingfan Ke. Efficiency tests of agricultural commodity futures markets in China [R]. Washington: Working paper research, Washington State University, 2002
- [12] Irena Ivanovic, Sean Pinder. An examination of the australian wheat futures contract [R]. Working Paper, 2000
- [13] 王志强,徐亚范,朱丽红,等. 大连商品交易所市场有效性检验 [J]. *财经问题研究*, 1998(12):54 - 56
- [14] 华仁海,仲伟俊. 对我国期货市场价格发现功能的实证分析 [J]. *南开管理评论*, 2002(5):57 - 61
- [15] 张宗成,王骏. 基于VAR模型的硬麦期货价格发现研究 [J]. *华中科技大学学报(自然科学版)*, 2005(7): 103 - 106
- [16] 张宗成,王骏. 基于IRF和VD的连豆期货与现货价格动态关系的研究 [J]. *中南民族大学学报(自然科学版)*, 2005(2):91 - 94
- [17] 张屹山,方毅,黄琨,等. 中国期货市场功能及国际影响的实证研究 [J]. *管理世界*, 2006(4):28 - 34
- [18] 王骏. 中国期货市场基本功能的实证研究 [D]. 武汉:华中科技大学, 2006
- [19] Pesaran M H, Shin Y. Generalised impulse response analysis in linear multivariate models [J]. *Economics Letters*, 1998, 58 (1): 17 - 29
- [20] 辜胜阻. 进一步规范和完善农产品期货市场 [N]. *经济日报*, 2007 - 05 - 14
- [21] 王瑞元. 2005年的中国油脂工业 [J]. *中国油脂*, 2006(6):22 - 26
- [22] 冯俊平. 中国油脂行业当前面临的挑战与应对策略 [N]. *期货日报*, 2006 - 03 - 21