



# 中国大豆进口及压榨产业链的非对称价格传导研究

李 毅<sup>1</sup>,周金城<sup>1,2</sup>,李玉双<sup>3</sup>,HUANG Wilfred<sup>2</sup>

(1. 湖南理工学院 经济与管理学院,湖南 岳阳 414006; 2. 美国 Alfred 大学 商学院,纽约 阿尔弗雷德 14802; 3. 嘉兴学院 商学院,浙江 嘉兴 314001)

**摘 要:**目前,进口大豆量占我国大豆消费量的 88% 左右,进口大豆基本都用于压榨豆油和豆粕,为进一步规避大豆市场价格波动风险、维护粮食安全,本研究应用 APT-ECM 模型,研究中国大豆进口及压榨产业链的非对称传导现,发现它们之间存在明显的非对称价格传导特点:中国大豆价格对来自国际大豆价格“正向冲击”的反应幅度大于“负向冲击”,说明国内大豆进口企业的议价能力弱;中国豆油、豆粕价格对来自大豆价格的“负向冲击”的反应幅度大于“正向冲击”,说明大豆压榨企业的议价能力强,能更快速将成本压力传递给下游的豆油、豆粕购买者。因此价格调控措施在实施时机、力度与节奏方面应该有所不同,需要培育中国大型大豆经营主体,建立多元化的进口大豆采购渠道,增强对国际大豆价格的定价权。

**关键词:**进口大豆;压榨产业链;不对称价格传导;APT-ECM 模型;市场势力

## Study on Asymmetric Price Transmission in China's Soybean Import and Crushing Industry Chain

LI Yi<sup>1</sup>,ZHOU Jin-cheng<sup>1,2</sup>,LI Yu-shuang<sup>3</sup>,HUANG Wilfred<sup>2</sup>

(1. College of Economics and Management, Hunan Institute of Technology, Yueyang 414006, China; 2. College of Business, Alfred University, Alfred 14802, USA; 3. College of Business, Jiaxing University, Jiaxing 314001, China)

**Abstract:** Soybean imports account for about 88% of China's soybean consumption. Imported soybeans are mostly used to produce crushed soybean oil and soybean meal. In order to help to avoid the risk of price fluctuation in soybean market and maintain food security, we studied the price transmission characteristics. The APT-ECM model was applied in this paper to find out the obvious asymmetric price transmission characteristics between them. The response range of Chinese soybean price to the 'positive impact' from international soybean price was greater than the 'negative impact', which indicated that domestic soybean importers had weak bargaining power. However, the response range of Chinese soybean oil and soybean meal price to the 'negative impact' from soybean price was greater than 'positive impact', which indicated that soybean crushing enterprises had strong bargaining power and can transfer cost pressure to downstream buyers of soybean oil and soybean meal quickly. Therefore, the timing, intensity, and rhythm of price control measures should vary. It is necessary to cultivate the domestic large-scale soybean businesses and establish diversified procurement channels for the importing soybeans, in order to enhance the pricing power of international soybean prices.

**Keywords:** Imported soybean; Crushing industry chain; Asymmetric price transmission; APT-ECM model; Market power

据统计 2018 年,中国进口大豆 8 803 万 t,金额 2 501.5 亿元,是进口量最大、金额最多的农产品。大豆进口量占中国大豆消费量的 88% 左右,占全球大豆产量的四分之一左右。因进口大豆出油率高,基本都用于压榨豆油和豆粕。豆油是中国居民的主要食用油,豆粕是大豆提取豆油之后的副产品,广泛应用于生产牲畜和家禽的饲料,制作食品、化妆品、抗菌素原料等。中国大豆进口及压榨产业链见图 1。

大豆压榨前后,大致可以用如下公式来表示:1 单位大豆 = 18.5% 豆油 + 78.5% 豆粕 + 3% 损耗。当压榨利润高时,厂商会扩大生产规模,对大豆的需求增加,豆油和豆粕的供给也相应增加;当

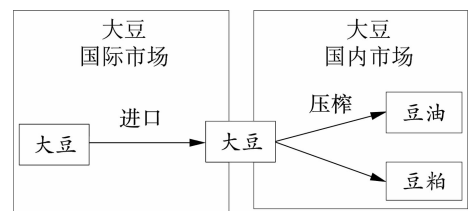


图 1 中国大豆进口及压榨产业链示意图

Fig.1 Diagram of China's soybean import and crushing industry chain

压榨利润低时,厂商会缩减生产规模,对大豆的需求减少,豆油和豆粕的供给也相应减少,大豆价格与豆油、豆粕价格会相互传导<sup>[1-2]</sup>。如前所述,中国用于压榨的大豆严重依赖进口大豆,同时中国是国

收稿日期:2019-05-10

基金项目:国家社会科学基金(14CJY056,15CJY065)。

第一作者简介:李毅(1973-),男,博士,副教授,主要从事计量经济学研究。E-mail:liyidavid@126.com。

通讯作者:周金城(1980-),男,博士,副教授,主要从事农产品价格波动研究。E-mail:zjc198019@163.com。

际大豆市场的重要买主,国际大豆价格与中国大豆价格也可能相互传导<sup>[3,4]</sup>。因此,国际大豆价格、中国大豆及豆油、豆粕价格中,任一产品的价格变化,都可能影响到其它产品的价格。观察近年来国际

大豆期货价格(芝加哥期货交易所)与中国大豆、豆油、豆粕期货价格(商务部“商务预报”网站数据),发现存在同步波动的趋势(图2)。

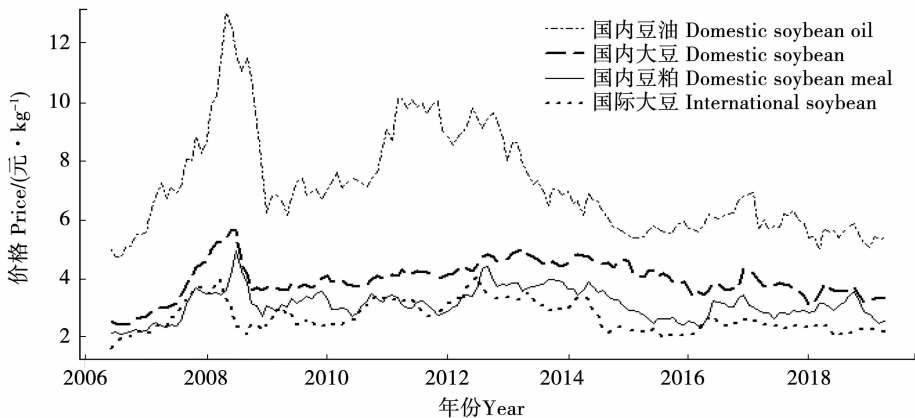


图2 2006年6月至2019年4月我国大豆进口及压榨产业链的价格变动

Fig.2 Price fluctuation of China's soybean import and crushing industry chain

在分析大豆压榨产业链价格的传导关系时,大多研究采用向量自回归模型(VAR)、门限自回归模型(TAR)、自回归条件异方差模型(ARCH)、误差修正模型(ECM)等进行。传统的线性模型难以捕捉其农产品价格的动态调整行为,错误的估计和预测会带来错误的政策涵义<sup>[5]</sup>,因而在此仅介绍运用非线性模型的研究。周金城<sup>[6]</sup>运用 TAR 模型分析了中国大豆、豆油、豆粕价格的非对称传导关系。苗齐等<sup>[3]</sup>运用 ECM 模型分析了南美大豆价格与中国豆油价格的非对称传导关系。陈昕<sup>[1]</sup>、方燕等<sup>[2]</sup>运用 VAR 模型及其方差分解方法,分析了中国大豆、豆粕和豆货价格之间传导的非对称性。赵一夫等<sup>[4]</sup>运用马尔科夫区制转移向量自回归模型(MS-VAR)对中美两国市场大豆价格传导的非线性特征。刘婷等<sup>[7]</sup>通过 VAR 模型与非对称 ARCH 模型,证明了大豆批发价格对收购价格的冲击反应存在非对称效应。

可见,运用非线性模型分析农产品价格波动已成为发展趋势,但是现有研究一般只分析中国大豆国内外市场——国际(如南美、美国等)大豆价格与我国大豆价格的传导关系,或者只研究了中国大豆压榨产业链——大豆与豆油、豆粕价格之间的传导关系,未发现有研究关注中国大豆进口及压榨产业链——国际大豆价格与中国大豆、豆油、豆粕价格四者之间的传导关系,更未发现分析四者之间的非对称价格传导关系。因此,本研究拟运用非对称价格传导理论与非对称传导误差修正模型(APT-ECM, asymmetric price transmission-error correction model)分析中国大豆进口及压榨产业链的非对称价

格传导现象,有助于掌握大豆国内外市场、压榨产业链的价格联系,有效规避大豆市场价格波动风险,保障粮食安全。

## 1 非对称价格传导理论、APT-ECM 模型及格兰杰因果关系检验

### 1.1 非对称价格传导理论

价格传导(price trasmission),或称价格传递,即一种商品的价格变动会影响到其它市场或其它商品的价格,可分为空间价格传导和垂直价格传导。空间价格传导指同一产品在不同地区间价格的传导,例如其它国家的大豆价格传导到中国大豆价格。垂直价格传导指上下游产品价格之间的传导,例如大豆价格传导到豆油价格和豆粕价格。价格传导关系体现产品之间价格同步变动的规律,反映传导幅度(力度)与传导速度的大小<sup>[5]</sup>。

非对称价格传导(asymmetric price transmission, APT),指价格传导体现出不对称性。例如,面对来自其它地区或上下游市场产品的同等幅度的价格冲击,价格上升速度像“火箭”一样快,而价格下降速度像“羽毛”一样慢,因此被形象的称为“火箭与羽毛”,这种现象最早被发现于股票市场<sup>[8]</sup>,现在也广泛发现于农产品市场<sup>[9-11]</sup>。“正向冲击”,即输出(下游)产品价格增长,或者输入(上游)产品价格下降,使得自己产品的利润空间增大,也称“利好”。“负向冲击”,对应于利润空间缩小,即“利空”。输出价格对输入价格“正向冲击”的反应幅度和速度,和对输入价格“负向冲击”的反应幅度和速度,如果相等,称为对称价格传导;如果不相等,则称为不对

称价格传导<sup>[5]</sup>。

如果产业链上下游价格之间的传导体现出 APT 的特点,称为垂直 APT,主要原因是市场势力或市场格局的影响<sup>[12-13]</sup>,例如 4 大国际粮商(美国米德兰、邦基、嘉吉和法国路易达孚等)目前控制着美国、巴西和阿根廷等大豆主产国的收购、仓储和出口码头等设施,控制着全球 70% 以上的大豆货源,拥有很强的价格控制能力,因此他们在面临生产原料价格上涨时,可以快速提高自己产品的售价,而当生产原料价格下降时,他们自己产品的售价只需稍微降低。另外,调整成本、价格保护、信息不对称等会导致垂直 APT<sup>[14-16]</sup>。如果同一产品在不同地区之间的传导体现出 APT 的特点,称为空间 APT, Meyer 等<sup>[17]</sup>认为除了以上原因,还包括运输成本、国内外政策规制、汇率风险、产品特性等原因会造成空间 APT,比如大豆产品从海拔高的地方运往海拔低的地方,按顺水流方向运输货物,都要比反方向的运输成本更低。

## 1.2 APT-ECM 模型

APT-ECM 模型能充分捕捉时间序列偏离长期均衡时的不对称性调整过程,还能避免“伪回归”问题。对于农产品价格数据,用 APT-ECM 模型进行处理也许是最可靠的方法<sup>[18]</sup>,周金城等<sup>[19]</sup>用该模型分析了中国猪肉产业链价格的非对称传导问题。本研究采用 APT-ECM 模型分析中国大豆进口及压榨产业链的价格传导行为。以大豆价格对豆油价格的传导为例,输出  $y_t$  价格为豆油价格,输入价格  $x_t$  为大豆价格,按以下步骤估计 APT-ECM 模型。

1.2.1  $y_t$  与  $x_t$  的平稳性检验 一般采用单位根方法检验序列的平稳性,如增广迪基-福勒检验(简称 ADF 检验)、菲利普斯-皮荣检验(简称 PP 检验)等。如果二者为同阶单整,则二者之间可能存在协整(长期均衡)关系,继续进行门限协整检验。

1.2.2  $y_t$  与  $x_t$  的门限协整检验 首先,估计方程:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \mu_t \quad (1)$$

式中: $\alpha$  和  $\beta$  为待估参数, $\mu_t$  为随机扰动项。使用普通最小二乘法,得到方程(1)中系数的一致估计量  $\hat{\alpha}$  和  $\hat{\beta}$ 。接着,计算残差序列  $\hat{\mu}_t = y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t$ 。 $\Delta\hat{\mu}_t$  为  $\hat{\mu}_t$  的差分算子, $\hat{\mu}_{t-1}$  为  $\hat{\mu}_t$  的滞后一期值。再次,估计  $\Delta\hat{\mu}_t = \rho\hat{\mu}_{t-1} + \varepsilon_t$ , $\rho$  表示  $\Delta\hat{\mu}_t$  的调整速度,然而这适合  $\Delta\hat{\mu}_t$  遵循对称调整过程<sup>[19]</sup>。为此,Enders 和 Granger<sup>[18]</sup>建议估计方程(2),适合  $\Delta\hat{\mu}_t$  遵循不对称调整过程。

$$\Delta\hat{\mu}_t = I_t\rho_1\hat{\mu}_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=1}^p\gamma_i\Delta\hat{\mu}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

式中: $\rho_1$  和  $\rho_2$  为待估系数,表示  $\Delta\hat{\mu}_t$  在不同情

况下的调整速度; $I_t$  为 Heaviside 示性函数; $\tau$  为门限值。 $I_t$  取决于  $\hat{\mu}_{t-1}$  或  $\Delta\hat{\mu}_{t-1}$  与  $\tau$  的大小,如果  $\hat{\mu}_{t-1}$  或  $\Delta\hat{\mu}_{t-1} \geq \tau$ ,  $I_t = 1$ , 此时方程(2)表示  $\Delta\hat{\mu}_t$  按照  $\rho_1\hat{\mu}_{t-1}$  速度调整;如果  $\hat{\mu}_{t-1}$  或  $\Delta\hat{\mu}_{t-1} \leq \tau$ , 即  $I_t = 0$ , 此时方程(2)表示  $\Delta\hat{\mu}_t$  按照  $\rho_2\hat{\mu}_{t-1}$  速度调整。

最后,检验原假设: $H_0 = \rho_1 = \rho_2 = 0$ , 即二者不存在非对称协整关系( $H_0 = \rho_1 = \rho_2 = 0$ )。统计量用  $\Phi$  表示,Enders 和 Siklos<sup>[20]</sup>确定了判定的临界值。如果拒绝原假设,表明大豆价格  $x_t$  与豆油价格  $y_t$  存在协整关系。

1.2.3  $y_t$  与  $x_t$  的不对称传导检验 如果大豆价格  $x_t$  与豆油价格  $y_t$  存在协整关系,再接着检验原假设:二者长期存在对称传导的关系( $H_0 = \rho_1 = \rho_2$ ),即对称传导检验,可以用  $F$  统计量检验<sup>[21]</sup>。如果拒绝原假设,表明二者存在非对称传导关系。

1.2.4  $y_t$  与  $x_t$  的 APT-ECM 模型估计 如果拒绝原假设  $H_0 = \rho_1 = \rho_2$ , 则可采用 APT-ECM 模型:

$$\Delta y_t = \alpha + \lambda_{11}ECT_{t-1}^+ + \lambda_{21}ECT_{t-1}^- + \sum_{j=1}^k\varphi_{1j}\Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^k\beta_{1j}\Delta x_{t-j} + v_t \quad (3)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \lambda_{21}ECT_{t-1}^+ + \lambda_{22}ECT_{t-1}^- + \sum_{j=1}^k\varphi_{2j}\Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^k\beta_{2j}\Delta x_{t-j} + v_t \quad (4)$$

式中: $\Delta y_t$  为  $y_t$  的一阶差分,  $\Delta y_{t-j}$  为  $\Delta y_t$  的滞后  $j$  期值,  $\Delta x_t$ 、 $\Delta x_{t-j}$  类似; $\lambda$  为误差修正项的系数;当  $\Delta\hat{\mu}_{t-1}$  或  $\hat{\mu}_{t-1} > \tau$  时,  $ECT_{t-1}^+$  即  $I_t\hat{\mu}_{t-1}$ , 表示“正向”偏离时向长期均衡调整的误差修正项,即“正向冲击”;当  $\Delta\hat{\mu}_{t-1}$  或  $\hat{\mu}_{t-1} < \tau$  时,  $ECT_{t-1}^-$  即  $(1-I_t)\hat{\mu}_{t-1}$ , 表示“负向冲击”; $k$  表示  $\Delta y_{t-j}$  或  $\Delta x_{t-j}$  的滞后阶数,按照 AIC 准则确定(即赤池信息量准则, AIC 越小越好)。运用 Hansen 等<sup>[22]</sup>提出的高斯最大似然估计法,估计式(3)和式(4)。

## 1.3 格兰杰因果检验

对于时间序列  $y_t$  与  $x_t$ , 它们之间的格兰杰因果关系定义为:若变量  $x_t$  有助于解释变量  $y_t$  的将来变化,则认为变量  $x_t$  是引致变量  $y_t$  的格兰杰原因。统计上,首先估计两个回归模型:一个是将  $y_t$  对它的滞后项做受约束回归,另一个是将  $y_t$  对它的滞后项、 $x_t$  的滞后项做无约束回归,得到两个回归模型的残差平方和,构造  $F$  统计量,检验原假设: $x_t$  不是引致  $y_t$  变化的格兰杰原因。

如果二者存在协整关系,则至少存在一个变量是另一个变量的格兰杰原因。因此,本研究运用格兰杰因果关系检验进一步验证这种协整关系,并找出哪个变量是另一个变量的格兰杰原因,或者二者互为对方的格兰杰原因。

2 实证过程及结果

2.1 数据来源与处理

研究数据为 2006 年 6 月至 2019 年 4 月的月度数据(共 155 期)。国际大豆(期货)价格来自芝加哥期货交易所(CBOT),其按照每 56 磅的价格(美分)计算,按照当时的汇率换算为元·kg<sup>-1</sup>,记为 Idd。我国大豆、豆油、豆粕(期货)价格数据来自商务部“商务预报”网站(cif.mofcom.gov.cn/cif/html/),单位为元·kg<sup>-1</sup>,分别记为 Ddd,Ddy,Ddp。并对它们取自然对数,分别记为 LIdd、LDdd、LDdy、LDdp,它们的一阶差分值分别记为 ΔLidd、ΔLDdd、ΔLDdy、ΔLDdp。

2.2 APT-ECM 模型运用

2.2.1 平稳性检验 对 LIdd、LDdd、LDdy、LDdp 进行平稳性检验,ADF 检验结果(略)显示所有变量都是同阶(一阶)单整。

2.2.2 门限协整检验 分析国际大豆价格变动对我国大豆价格(Lidd→LDdd,空间 APT)、我国大豆价格对豆油价格(LDdd→LDdy,垂直 APT)、大豆价格对豆粕价格(LDdd→LDdp,垂直 APT)、豆粕价格对豆油价格(LDdp→LDdy,垂直 APT)的传导特点。对上述 4 个价格传导途径,分别估计式(1),结果略。分别估计式(2),4 个模型的 Φ 统计量都在 0.1% 的置信水平下,拒绝不存在协整关系的原假设。Heaviside 示性函数中的衰减幅度均取决于 Δμ<sub>*t*-1</sub>,门限值 τ 分别为 0, -0.067,0.025, -0.072,在门限值前后,调整幅度不同。

表 1 门限协整检验与不对称传导检验结果

Table 1 The threshold cointegration test and asymmetric transmission test results

变量 Variable	LIdd→LDdd	LDdd→LDdy	LDdd→LDdp	LDdp→LDdy
$\rho_1$	-0.110 ***	-0.020	-0.055	-0.035
$\rho_2$	-0.053	-0.279 ***	-0.258 ***	-0.338 ***
$\gamma_1$	0.226 ***	-	0.077 ***	-
$\tau$	0(Δμ <sub><i>t</i>-1</sub> )	-0.067(Δμ <sub><i>t</i>-1</sub> )	0.025(Δμ <sub><i>t</i>-1</sub> )	-0.072(Δμ <sub><i>t</i>-1</sub> )
$\Phi$	6.774 ***	8.066 ***	12.842 ***	9.791 ***
$F$	2.813 *	11.618 ***	5.303 **	12.462 ***
Q(4)	0.840	0.987	0.910	0.363

\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1%、0.1% 的置信度水平上存在显著性;Q(4)为滞后 4 阶的 Ljung-Box Q 统计量的 P 值;Φ 为门限协整检验统计量;F 为对称传导统计量。下同。

\*, \*\* and \*\*\* mean significant difference at the confidence level of 5%, 1% and 0.1%, respectively; Q (4) is the P value of Ljung-Box Q statistic with lag of 4 orders; Φ is threshold cointegration test statistic; F is symmetric conduction statistic. The same as below.

2.2.3 不对称传导检验 4 个模型的 F 统计量分别在 5%、0.1%、1%、0.1% 的置信水平下,拒绝了二者为对称传导关系的原假设,表明以上 4 个价格传导关系都是不对称的。

2.2.4 APT-ECM 模型估计 在已知门限值的基础上,对 4 个价格传导途径,估计 APT-ECM 模型,结果见表 2。此时,根据 AIC 准则,滞后阶数 k 选择为 1。表内 ECT<sub>*t*-1</sub><sup>+</sup>,即“正向冲击”,表示下游产品价格增长,或者上游产品价格下降。ECT<sub>*t*-1</sub><sup>-</sup>表示“负向冲击”,表示下游产品价格降低,或者上游产品价格上涨。

(1)国际大豆价格与国内大豆价格传导的 APT-ECM 模型,估计结果显示:国内大豆价格对国际大豆价格传导的 ECT<sub>*t*-1</sub><sup>+</sup>(正向冲击)和 ECT<sub>*t*-1</sub><sup>-</sup>(负向冲击)都不显著,说明不论国内价格或涨或跌,对国际大豆价格都没有影响,面对国外出口企业,中国大豆进口企业缺乏议价能力。国际大豆价格传导对国内大豆价格传导的 ECT<sub>*t*-1</sub><sup>+</sup>和 ECT<sub>*t*-1</sub><sup>-</sup>都显著。国际大豆价格上期增长 1 个单位(此时国内大豆进口企业成本增加,或者说利润减少,即“负向冲击”),会引致本期大豆价格上升 0.097(ECT<sub>*t*-1</sub><sup>-</sup>)。如果国际大豆价格上期下跌 1 个单位,将引致本期大豆价格下降 0.165(ECT<sub>*t*-1</sub><sup>+</sup>),大于上涨时的调整幅度(表 2)。说明面对大豆压榨企业,国内大豆进口企业的议价能力弱。因为当国际大豆价格下降时,它必须大幅降低自己的售价,而国际大豆价格上涨时,它只能小幅提高自己的售价。

(2)国内大豆价格与豆油价格的传导,模型估计结果显示:国内大豆价格上期增长 1 个单位(意味着大豆压榨企业成本增加,即“负向冲击”),会引起豆油价格上涨 0.329(ECT<sub>*t*-1</sub><sup>-</sup>)。如果国际大豆价格上期下跌 1 个单位,会引起大豆价格下降 0.011(ECT<sub>*t*-1</sub><sup>+</sup>),小于上涨时的调整幅度。这说明,大豆压榨企业的议价能力强,当大豆(进口购入的原材料)价格上涨时,能快速将成本压力传递给下游的豆油购买者(豆油经销商或消费者),而当大豆价格下降时,他只需缓慢降低自己的售价(表 2)。

(3)国内大豆价格与豆粕价格的传导,模型估计结果显示:ECT<sub>*t*-1</sub><sup>-</sup>为 0.229,大豆压榨企业可以快速的将成本压力传递给下游的豆粕购买者(豆粕加工企业,如饲料生产商),而只需缓慢降低自己的售价(ECT<sub>*t*-1</sub><sup>+</sup>为 0.119)(表 2)。

(4)国内豆粕价格与豆油价格的传导,模型估计结果显示:豆粕价格上期增长 1 个单位,将引致豆油价格下降的调整幅度(ECT<sub>*t*-1</sub><sup>+</sup>)为 0.298。豆粕价格上期下跌 1 个单位,将引致豆油价格上涨的调整幅度(ECT<sub>*t*-1</sub><sup>-</sup>)为 0.012(表 2)。

表 2 APT-ECM 模型估计结果  
Table 2 APT-ECM model estimation results

变量 Variable	国际大豆与国内大豆 International and Chinese soybean		国内大豆与豆油 Chinese soybean and soybean oil		国内大豆与豆粕 Chinese soybean and soybean meal		国内豆粕与豆油 Chinese soybean meal and soybean oil	
	$\Delta$ Lldd	$\Delta$ LDdd	$\Delta$ LDdd	$\Delta$ LDdy	$\Delta$ LDdd	$\Delta$ LDdp	$\Delta$ LDdp	$\Delta$ LDdy
常数项	0.001	0.002	0.002	0.001	0.003	-0.001	0.001	0.001
$ECT_{t-1}^{+}$	-0.057	0.165***	0.034*	0.011	-0.098	0.119	0.064*	0.012
$ECT_{t-1}^{-}$	-0.082	-0.097**	-0.059	-0.329***	0.045	-0.229***	0.050	-0.298***
$\Delta$ Lldd <sub>t-1</sub>	0.206*	0.549***	-	-	-	-	-	-
$\Delta$ LDdd <sub>t-1</sub>	0.050	0.253***	0.289***	0.302***	0.327***	0.004	-	-
$\Delta$ LDdy <sub>t-1</sub>	-	-	0.054	-0.002	-	-	0.024	0.056
$\Delta$ LDdp <sub>t-1</sub>	-	-	-	-	0.025	0.280**	0.236**	0.171*
R <sup>2</sup>	0.146	0.418	0.343	0.387	0.324	0.425	0.239	0.410

2.3 格兰杰因果关系检验

前面的门限协整检验已经证明了 Lldd、LDdd、LDdy、LDdp 之间存在协整关系,因此进一步进行格兰杰因果关系检验,找出它们之间的具体联系。对 Lldd、LDdd、LDdy、LDdp 的变动值(即一阶差分值),进行格兰杰因果关系检验。

在 5% 的置信水平下结果显示:(1)国际大豆价格变动是中国大豆、豆油和豆粕价格变动的格兰杰原因,反之不是。说明在全球大豆市场,尽管中国的进口需求巨大,但是中国大豆价格对国际大豆价格没有影响,即有“中国需求”,没有“中国价格”。(2)中国大豆价格变动是豆油价格变动的格兰杰原因,反之不是。(3)中国大豆价格变动是豆粕价格变动的格兰杰原因,反之不是。(4)中国豆粕价格变动是豆油价格变动的格兰杰原因,反之不是。

3 结论及建议

3.1 结 论

综上所述,中国大豆进口及压榨产业链价格之间的联动关系非常强,且存在明显的非对称价格传导特点。

3.1.1 国际大豆价格与中国大豆价格的非对称性传导 国际大豆价格与中国大豆价格的传导属于空间 APT,二者存在协整关系和单向格兰杰因果关系。国际大豆价格变动是中国大豆、豆油和豆粕价格变动的格兰杰原因,反之不是;国际大豆市场有“中国需求”,没有“中国价格”;中国大豆价格对来自国际大豆价格“正向冲击”的反应幅度大于“负向冲击”的反应幅度,说明国内大豆进口商议价能力弱。这些再次验证了之前提到的产生空间 APT 的主要原因是市场势力的影响。中国大豆进口的 80% 以上来自四大国际粮商,集中度高,具有准垄断性特征,它们给各国大豆种植户提供种子、化肥、农膜、农药、农机等农用物资,大豆收获后只能卖给这

些国际粮商,控制着大豆货源、仓储、进出口港口码头和运输设备。

3.1.2 中国大豆价格与豆油、豆粕价格的非对称传导 中国大豆价格与豆油、豆粕价格的传导属于垂直 APT,互相之间也存在协整关系和单向格兰杰因果关系。具体来说,大豆价格变动是豆油价格、豆粕价格变动的格兰杰原因,说明豆油、豆粕价格变动主要是成本推动导致;中国豆油价格、豆粕价格对来自大豆价格的反应,都是“负向冲击”反应幅度大于“正向冲击”,说明大豆压榨企业的议价能力强,能更快速将成本压力传递给下游的豆油、豆粕购买者。2004 年,国际大豆价格大起大落,国内大豆压榨企业因高位进口大豆,在随后的价格骤降中大量倒闭,大型国际粮商趁机控制了中国大豆压榨加工环节,目前占有中国大豆压榨能力的 75%,仅益海嘉里集团(美国米德兰公司和新加坡丰益国际集团在中国合资设立的外资企业)一家企业就占有国内食用油市场的 40%。因此,中国大豆价格与豆油、豆粕价格产生垂直 APT 的主要原因也是市场势力的影响。

3.2 建 议

3.2.1 根据不对称价格传导特点灵活采取大豆价格调节措施 中国大豆进口及压榨产业链的价格传导存在门限值,即面临“负向”冲击和“正向”冲击时,价格调整遵循不同的规律,在门限值前后的调整幅度与速度存在显著差异。这对政府相关部门来说,需要进行详尽的调研分析,是哪些原因导致了门限值的突破。在大豆价格变动的不同阶段,应根据其调整幅度与速度的不同,把握价格调节的时机、节奏与力度,有的放矢进行宏观调控。当然,大豆进口及压榨产业链的不对称价格传导特点,有时难以准确预测,特别是面临灾害性、突发性事件时,价格轨迹突变的可能性较大,给生产者、消费者带来很大的困扰,因此需要建立一套科学、灵敏的应

急响应预案,不断提高防范和应急水平。

3.2.2 培育本国大型大豆经营主体 国际粮商主要是美国公司,因此中国进口大豆交割价格参照美国芝加哥期货市场价格。中粮集团等国内大豆进口企业曾提出,大连期货交易所价格占交割价格的30%,遭到国际粮商的一致抵制,国内进口企业对此无可奈何。究其原因,国际粮商体量巨大,且合纵连横,不仅控制了国外的大豆供应,还控制了国内的大豆压榨能力和豆油零售品牌(金龙鱼、胡姬花、鲤鱼、福临门、鲁花等)。反观国内大豆经营主体,规模小、分散、低效,在生产规模和技术、市场经营能力等方面缺乏竞争力。因此,需要培育本国大型大豆经营主体,壮大中粮集团等国家队,支持民营粮食企业发展,提高企业规模和经营能力,提升在国际国内市场的影响力,增强对国际大豆价格和国内豆油价格的定价权,维护粮食安全。

3.2.3 建立多元化的进口大豆采购渠道 中国大豆进口主要来自四大国际粮商,进口市场集中度,是造成中国大豆进口企业议价能力弱的主要原因。为此,要积极开拓进口市场,继续扩大从巴西、阿根廷等南美国家大豆出口企业的采购,探索更多从俄罗斯、乌克兰、加拿大等国家大豆出口企业的采购,加强与大型国际粮商的贸易联系。2016年,中国企业与巴西当地大豆出口企业直接商洽,越过中间商,就是很好的尝试。

参考文献

[1] 陈昕,周曙东. 贸易环境变动对国内外大豆价格传导机制的影响分析[J]. 大豆科学,2016,35(1):148-154. (Chen X, Zhou S D. The impact of trade environment changes on soybean price transmission mechanism at home and abroad [J]. Soybean Science, 2016, 35 (1): 148-154. )

[2] 方燕,邓洁. 大豆期现货与豆油豆粕价格传导关系的实证研究[J]. 价格理论与实践,2013(4):75-76. (Fang Y, Deng J. Empirical study on the relationship between spot soybean futures and price transmission of soybean oil and soybean meal [J]. Price Theory and Practice, 2013 (4): 75-76. )

[3] 苗齐,吕达奇. 南美大豆价格对我国豆油市场影响分析——基于非对称价格传导的视角[J]. 价格理论与实践,2016(12):116-118. (Miao Q, Lu D Q. The Impact of South American soybean price on China's soybean oil market: Based on the perspective of asymmetric price conduction [J]. Price Theory and Practice, 2016 (12): 116-118. )

[4] 赵一夫,王宏磊. 基于MSVAR的中美大豆现货价格非线性空间传导特征研究[J]. 农业技术经济,2017(10):25-33. (Zhao Y F, Wang H L. Nonlinear spatial transmission characteristics of spot soybean prices in China and the United States based on MSVAR [J]. Agricultural Technology Economy, 2017 (10): 25-33. )

[5] Meyer J, Von Cramon - Taubadel S. Asymmetric price transmission: A survey[J]. Journal of Agricultural Economics, 2004,55(3): 581-611.

[6] 周金城. 我国农产品价格波动的非线性动态调整研究[D]. 长沙:湖南大学,2014. (Zhou J C. Study on nonlinear dynamic adjustment of agricultural product price fluctuation in China [D]. Changsha:Hunan University, 2014. )

[7] 刘婷,曹宝明,李光洵. 粮食价格垂直传递与市场纵向整合——基于国内稻米和大豆市场的比较分析[J]. 农业技术经济,2019(2):99-110. (Liu T, Cao B M, Li G S. Vertical transmission of grain prices and vertical integration of markets-based on comparative analysis of domestic rice and soybean markets [J]. Agricultural Technology and Economy, 2019 (2): 99-110. )

[8] Karpoff J M. The relation between price changes and trading volume: A survey[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis,1987, 22(1):109-126.

[9] Abdulai A. Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market[J]. Applied Economics, 2002, 34(6):679-687.

[10] Serra T, Gil J M, Goodwin B K. Local polynomial fitting and spatial price relationships: Price transmission in EU pork markets [J]. European Review of Agricultural Economics, 2006, 33(3): 415-436.

[11] Simioni M,Gonzales F,Guillotreau P, et al. Detecting asymmetric price transmission with consistent threshold along the fish supply chain[J]. Canadian Journal of Agricultural Economics, 2013,61(1):37-60.

[12] Bailey D, Brorsen B W. Price asymmetry in spatial fed cattle markets[J]. Western Journal of Agricultural Economics, 1989, 14(2): 246-252.

[13] Reagan P B, Weitzman M L. Asymmetries in price and quantity adjustments by the competitive industry[J]. Journal of Economic Theory, 1982,27:410-420.

[14] Kinnucan H W, Forker O D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products[J]. American Journal of Agricultural Economics,1987,69:285-292.

[15] Peltzman S. Prices rise faster than they fall[J]. Journal of Political Economy,2000,108(3): 466-502.

[16] Von Cramon-Taubadel S. Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market[J]. European Review of Agricultural Economics,1998,25: 1-18.

[17] Goodwin B K, Piggott N E. Spatial market integration in the presence of threshold effects[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2001,83: 302-317.

[18] Enders W, Granger C W J. Unit root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates[J]. Journal of Business and Economic Statistics,1998,16: 304-311.

[19] 周金城,陈乐一. 基于门限模型的我国猪肉产业链非对称价格传导研究[J]. 经济问题探索,2014(1):127-134. (Zhou J C, Chen L Y. Research on asymmetric price transmission of pork industry chain in China based on threshold model [J]. Exploration of Economic Issues, 2014 (1): 127-134. )

[20] Eenders W, Siklos P L. Cointegration and threshold adjustment [J]. Journal of Business & Economic Statistics,2001,19(2): 166-176.

[21] Tong H. Non-Linear Time-Series: A dynamical system approach [M]. New York: Oxford University Press,1990.

[22] Hansen B E, Seo B. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models [J]. Journal of Econometrics, 2002,110: 293-318.