

中美大豆期货市场价格关系研究 ——基于结构突变视角

王宏磊^{1,2} 赵一夫^{1*}

(1. 中国农业科学院 农业经济与发展研究所,北京 100081;

2. 青岛农业大学 经济管理学院,青岛 266109)

摘要 运用 Bai-Perron 检验对中美大豆期货市场价格的结构突变现象进行了检验,进一步分阶段利用协整检验、Granger 因果检验和脉冲响应函数方法,分析了中美大豆期货市场价格变动关系的结构突变特征及其影响因素。结果表明:1)整体上,中美大豆期货市场价格存在着长期的协整关系,美国大豆期货价格对中国大豆期货价格具有引导作用;2)中美大豆期货市场价格发生了 5 次结构突变,在部分结构突变点前后,两市场的价格联动关系发生改变;3)全球性的经济危机、国际油价的剧烈波动和市场调控政策的变化等重大事件会影响中美大豆期货市场的价格关系。

关键词 大豆期货; Bai-Perron 检验; 结构突变; 价格关系

中图分类号 F 326 文章编号 1007-4333(2016)09-0156-10 文献标志码 A

An analysis on price relationship between China and US soybean futures markets: Based on structural breaks viewpoint

WANG Hong-lei^{1,2}, ZHAO Yi-fu^{1*}

(1. Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China;

2. College of Economics and Management, Qindao Agricultural University, Qingdao 266109, China)

Abstract The structural breaks of China and US soybean futures markets price was investigated by using Bai-Perron test, furthermore, characteristic of the structural break of price relationship variation and its influencing factors between China and US soybean futures markets were analyzed by using the cointegration test, Granger causality test and impulse response function in stages. The main conclusions are as follows: 1) Overall, the price of China and US soybean futures markets are cointegrated in the long run, and the US soybean futures market price has leded China soybean futures market price; 2) The price of China and US soybean futures markets has five structural breaks, and before and after some breaks, the correlation of two markets price has changed. 3) Significant events including global economic crisis, sharp fluctuation of oil price and change of market control policies have affected the price relationship between China and US soybean futures markets.

Keywords soybean futures; Bai-Perron test; structural breaks; price relationship

产品在不同市场之间的贸易量是影响其市场价格传递的重要因素。大豆作为我国重要的粮食作物和油料作物,是对外开放程度最高的农产品之一。自 1996 年国家放开大豆市场以来,大豆的进口量就

持续增加,2014 年我国大豆进口量达 7 140 万 t,进口量占当年大豆消费总量的 80% 以上。大豆的大量进口在满足国内需求的同时,也加深了国际大豆市场价格波动对国内大豆市场价格的影响,加之,我

收稿日期: 2016-01-15

基金项目: 中国农业科学院科技创新工程项目(ASTIP-IAED-2016-04); 国家社科基金项目(14BJY114)

第一作者: 王宏磊,硕士研究生, E-mail: 1107493762@qq.com

通讯作者: 赵一夫,研究员,主要从事农业经济理论与政策研究, E-mail: zhaoyifu@caas.net.cn

国大豆在低关税保护下大量进口却又缺乏“定价权”，致使国内大豆市场价格更易受到国际大豆市场价格的冲击，这无疑加剧了国内大豆市场的风险，给大豆的长期供给安全造成了隐患。国内外大豆市场价格关系并不是一成不变的，全球性的经济危机、自然灾害、国际油价的剧烈波动和各国农业政策的变化等重大事件都可能对国内大豆市场与国际大豆市场的价格关系产生影响。美国是全球大豆生产和出口第一大国，芝加哥大豆期货市场价格是国际大豆价格走势的风向标，如何在把握中美大豆市场联动关系的同时，厘清重大结构突变及其背后成因可能给中美大豆市场价格关系造成的影响，不仅有助于我们更好的把握国内大豆市场与国际大豆市场的关系，应对国际大豆市场剧烈波动对国内大豆市场的冲击，同时，对研究其它农产品价格的国内外联动也具有重要的借鉴意义。

随着经济全球化的不断深入，各国间的经济联系愈加紧密，全球市场、尤其是大宗农产品市场的联系越来越强，有关不同国家或地区市场之间关系的研究受到广大学者的青睐。国内外学者从不同的角度、运用不同的方法对不同市场产品之间的关系进行了研究。国外方面，Booth等^[1]运用协整检验对芝加哥期货交易所(CBOT)和加拿大温尼伯期货交易所(WCE)的小麦期货价格的关系进行了研究，结果发现，CBOT和WCE的小麦期货价格存在协整关系，CBOT小麦期货价格对WCE小麦期货价格具有引导作用。Holder等^[2]在对美国CBOT和日本TGE的大豆和玉米期货价格之间关系的研究中也发现二者存在长期的协整关系，且CBOT在大豆和玉米期货价格定价方面居于主导地位。国内方面，华仁海等^[3]首次运用协整检验、VAR模型、Granger因果检验和脉冲响应函数，对国内和国际期货市场的铜、铝、大豆和小麦的期货价格之间的动态关系进行了实证研究，结果表明铜、铝、大豆的期货价格存在协整关系，但小麦的协整关系不明显。周应恒等^[4]进一步运用VAR模型、脉冲响应函数和方差分解对中、美、日3国的大豆期货市场价格关系进行了分析，结果发现3大市场之间具有整合关系，并且美国芝加哥大豆期货市场(CBOT)居于3者定价的中心位置。孙林等^[5]则运用DCC-GARCH模型对美国粮食价格波动向中国传递的动态变化进行了实证研究，该模型可以更好的识别价格变化的动态特征，提高检验效果。

然而，不同市场产品间的价格关系是不稳定的，重大事件或政策可能会影响不同市场价格之间的关系。国外方面，Aruga^[6]运用协整检验和Bai-Perron检验对东京谷物交易所的非转基因大豆和转基因大豆期货价格的关系进行了研究，结果表明，二者之间存在协整关系，但结构突变会影响其协整关系。Wakamatsu等^[7]基于2002年5月到2012年5月美国与日本天然气市场价格的月度数据，对日本与美国天然气市场的关系进行了研究，发现在2005年页岩气革命之前，美国天然气市场价格对日本天然气市场价格有单方面的影响，但在2005年以后，美国天然气市场价格对日本天然气市场价格的影响消失。国内方面，吴振信等^[8]运用Bai-Perron多重结构突变检验方法，检验了欧盟EUA、BRENT原油和伦敦股票市场的结构突变现象，结果显示，3个市场均发生了2次及以上显著的结构突变，且突变时点间具有较强的内在相关性，但没有进一步去分析结构突变是否对不同市场价格的关系造成影响。

总之，国内对市场有效性的研究较多，而关于结构突变对不同市场产品价格之间关系影响的研究较少，国外学者虽涉及结构突变对不同市场价格影响的研究，但并未对结构突变对不同市场产品价格关系造成的具体影响进行深入分析。为此，本研究在探究中美大豆期货市场整合关系的基础上，分阶段进行协整检验、Granger因果检验和脉冲响应函数以深入分析结构突变可能会对中美大豆期货市场价格关系造成的影响，并对其可能的原因进行分析。本研究第一部分将介绍结构突变检验的相关方法和数据选取与处理的相关情况。第二部分为实证分析及其结果。第三部分为相关结论与政策建议。

1 研究方法 with 数据选取

1.1 研究方法

对时间序列模型而言，模型系数的稳定性是一个非常重要的问题。如果回归模型中存在结构变动但未加以考虑，将大大影响模型系数估计的准确度和回归的效果。一段时间以来，Chow^[9]检验是判断时间序列是否有结构突变点的主要方法，但该方法只能用于检验突变点已知的情况，且只能检验到一个突变点。为此，Quandt^[10]对Chow检验进行了改进，他放宽了突变点已知的假设，用超过所有可能突变点日期最大值的F统计量来检验时间序列是否发生结构突变，但该方法仍不能检验多个结构突变

点的情况。Andrews^[11]、Andrews等^[12]进一步推导出 Quandt 的极限分布和相关检验统计量。Bai等^[13]在他们的基础上提出了一种新的检验方法 Bai-Perron test,并给出了相关理论证明,该方法不但可以识别未知的突变点,而且可以最多识别 5 个突变点。本研究将采用 Bai 等^[14]的方法对中美大豆期货价格序列进行结构突变检验,以获得二者突变点个数及其具体日期。

假设一个有 T 期、 m 个潜在突变点(产生 $m+1$ 个分段)的多元线性回归模型如下:

$$Y_t = X_t' \beta + Z_t' \delta_j + u_t,$$

$$t = T_j, T_j + 1, \dots, T_{j+1} - 1, \quad j = 0, 1, \dots, m \quad (1)$$

其中, Y_t 为被解释变量,解释变量则分为两部分, X_t 为系数未发生改变的变量, Z_t 为系数发生改变的变量, β 和 δ 为相应的系数向量, u_t 为残差项。为了便于定义最后一个结构突变点的日期,本研究设 $T_0 = 1, T_{m+1} = T+1$ 。

Bai-Perron 检验的过程分为两步。第一步,用标准最小二乘法得出系数的估计值 $(\hat{\beta}, \hat{\delta})$,第二步,最小化残差平方和

$$S(\beta, \delta / \{T\}) = \sum_{j=0}^m \left\{ \sum_{t=T_j}^{T_{j+1}-1} Y_t - X_t' \beta - Z_t' \delta_j \right\} \quad (2)$$

通过以上两步,便可以得到能使全局达到最优的结构突变点。

1.2 数据选取与处理

本研究选取 2006-01-04—2015-11-05 大连期货

交易所(DCE)豆一和芝加哥期货交易所(CBOT)美豆主力合约的收盘价数据作为样本进行考察,中美大豆期货主力价格数据来自布瑞克(BRIC)农产品数据库。选取 2006-01-04 作为样本的起始点,原因在于在这之前我国大豆市场价格相对平稳,而 2006 年以后,受到全球粮食危机和经济危机等因素的影响,国内外大豆市场波动明显;选取主力合约的价格数据,是因为主力连续价格序列不仅可以克服期货价格的不连续性的问题,还能够更真实的反应不同期货市场之间价格的波动情况。

考虑到中美大豆期货交易存在的差异,本研究对数据进行以下处理:删除两国节假日所在日期的数据,只保留 2 个市场同时有交易的日期数据,以解决交易时间不完全对应的问题;通过汇率转换,将度量单位统一为美元/t,以消除汇率变动可能对中美大豆期货价格关系造成的影响;将 DCE 大豆价格序列 P_D 和 CBOT 大豆价格 P_C 序列取对数,分别记为 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$,以降低异方差并方便计算。

图 1 为 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 在 2006-01-04—2015-11-05 之间的走势图,从中可以看到,在样本区间内,中美大豆期货价格序列 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 的存在明显的波动,2008 年以前,两市场大豆价格处于上升态势,在 2008 年中期达到最高点后急速下降,此后虽仍有波动,但变动幅度较之前者较小;与 $\ln P_C$ 相比, $\ln P_D$ 在 2008 年以后的波动则相对较小。



图 1 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 的变化趋势

Fig. 1 The variation trend of $\ln P_D$ and $\ln P_C$

中美大豆期货价格的差额 $D_{\ln P}$ 的变化趋势如图 2 所示,由于在样本区间内国产大豆价格高于美国大豆价格,所以 $\ln P_D$ 与 $\ln P_C$ 之间的差额 $D_{\ln P}$ 始终为正,但不同时期内 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 的价格差存在差异,2 者之间的价格差有比较大的起

伏;其中,从 2006 年开始到 2013 年底 $D_{\ln P}$ 的波动基本维持在 0.2~0.5,但从 2014 年初开始, $\ln P_D$ 与 $\ln P_C$ 的之间的差额急速上升,达到 0.6~0.8,可见中美大豆期货市场价格走势在不同期间存在差异。

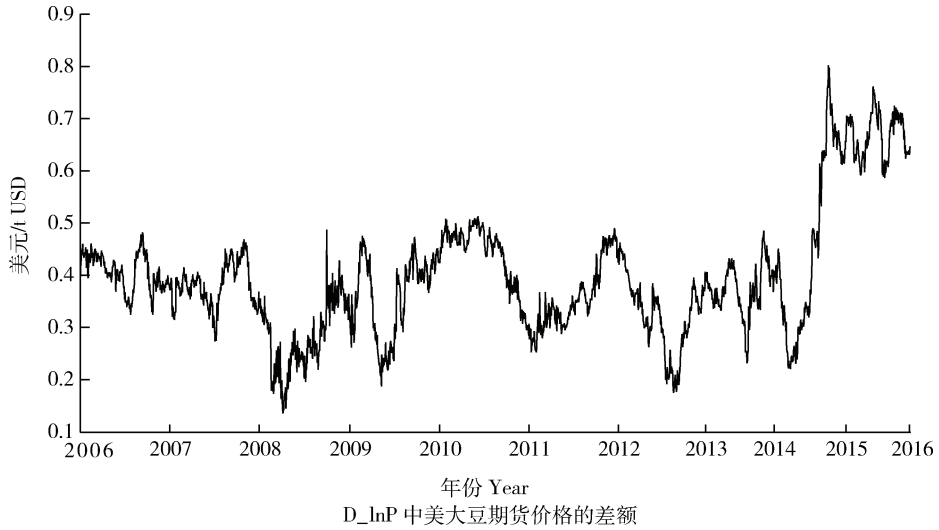


图 2 $D_{\ln P}$ 的变化趋势
Fig.2 The variation trend of $D_{\ln P}$

2 实证分析及其结果

2.1 中美大豆期货市场的价格联动

时间序列往往存在非平稳性问题。在对 $\ln P_D$ 与 $\ln P_C$ 序列进行协整检验之前,先采用 ADF 单位根检验法分别对 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 序列进行平稳性检验。检验结果显示 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 都存在单位根,但经过一阶差分后,2 者都趋于平稳,因此 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 均为 $I(1)$ 。

构建 VAR 模型,根据 AIC 准则可知其最优滞后期为 3 期。在 VAR 模型估计的基础上,对其进行 Johansen 协整检验,结果如表 1 所示,在 10% 的显著性水平、存在截距项和趋势项的情况下,迹统计量拒绝了存在 0 个协整方程的原假设,同时接受存在 1 个协整方程的假设, $\ln P_D$ 与 $\ln P_C$ 序列之间的协整关系成立。这表明信息能够在中美大豆期货市场有效的传递,从长期看,两市场价格存在“长期均衡关系”,中美大豆期货市场价格具有联动性。

表 1 Johansen 协整检验结果

Table 1 The results of Johansen cointegration test

| 假设协整 方程个数 Hypothesized No. of CE(s) | 特征值 Eigenvalue | 迹统计量 Trace statistic | 临界值 Critical value | 最大特征值 统计量 Max-Eigen statistic | 临界值 Critical value |
|--|-------------------|-------------------------|-----------------------|--|--------------------------|
| 0* | 0.007 8 | 16.34* | 16.16 | 14.82 | 15.00 |
| ≤1 | 0.000 7 | 1.52 | 2.71 | 1.52 | 2.71 |

注: * 表示在 10% 的显著性水平下拒绝原假设。

Note: * indicates to reject the null hypothesis under the significance level of 10%.

为了进一步分析 CBOT 与 DCE 大豆期货市场价格变化的相互影响,对 $\ln P_C$ 和 $\ln P_D$ 序列进行双变量 Granger 因果检验,结果如表 2,在滞后 3 期的情况下, F 统计量拒绝了 $\ln P_C$ 不是 $\ln P_D$ 的 Granger 原因的原假设,但接受了 $\ln P_D$ 不是 $\ln P_C$

的 Granger 原因的假设,这说明 CBOT 大豆期货价格是 DCE 大豆期货价格变化的原因,而 DCE 大豆期货价格对 CBOT 大豆期货价格变化的影响却不显著,可见价格由 CBOT 大豆期货市场向 DCE 大豆期货市场的传递更为明显。

表 2 Granger 因果检验(2006-01-04—2015-11-05)

Table 2 The results of Granger causality test (2006-01-04—2015-11-05)

| 原假设 Null hypothesis | 样本量 Observations | F 统计量 F-Statistic | P 值 Probability |
|---|---------------------|------------------------|----------------------|
| $\ln P_C$ 不是 $\ln P_D$ 的 Granger 原因 ($\ln P_C$ does not Granger cause $\ln P_D$) | 2 178 | 80.97 | 1.00E-49 |
| $\ln P_D$ 不是 $\ln P_C$ 的 Granger 原因 ($\ln P_D$ does not Granger cause $\ln P_C$) | | 0.63 | 0.60 |

在 VAR 模型的基础上做脉冲响应函数,以分析中美大豆期货市场价格相互影响程度,结果如图 3 所示,其中,左边以 $\ln P_D$ 为脉冲变量,右边以 $\ln P_C$ 为脉冲变量。美国 CBOT 大豆期货市场价格 $\ln P_C$ 对中国 DCE 大豆期货市场价格 $\ln P_D$ 一个标准差新信息的冲击在滞后 3 期内略有上升,3 期以后稳定在 0.7%左右;由于 DCE 所在时区要早于 CBOT 所在时区,中国 DCE 大豆期货市场价格 $\ln P_D$ 对美国 CBOT 大豆期货市场价格 $\ln P_C$ 一个标准差新信的当期冲击为 0,但在 1 期以后上升到 0.4%左右,此后保持稳定状态。从图中我们还

可以看出美国 CBOT 大豆期货市场价格对我国 DCE 大豆期货市场价格一个标准差新信息的冲击要高出 $\ln P_D$ 对 $\ln P_C$ 冲击的一半以上,这说明国内大豆期货价格易受到美国 CBOT 市场的冲击,这与表 4 显示的中美大豆期货市场价格 Granger 因果检验结果相吻合。

综上,中美大豆期货市场价格具有联动性,两市场是整合的,同时,美国 CBOT 大豆期货市场价格是中国 DCE 大豆期货市场价格波动的原因,而中国 DCE 大豆期货价格的变化对美国 CBOT 大豆期货市场价格影响较小。

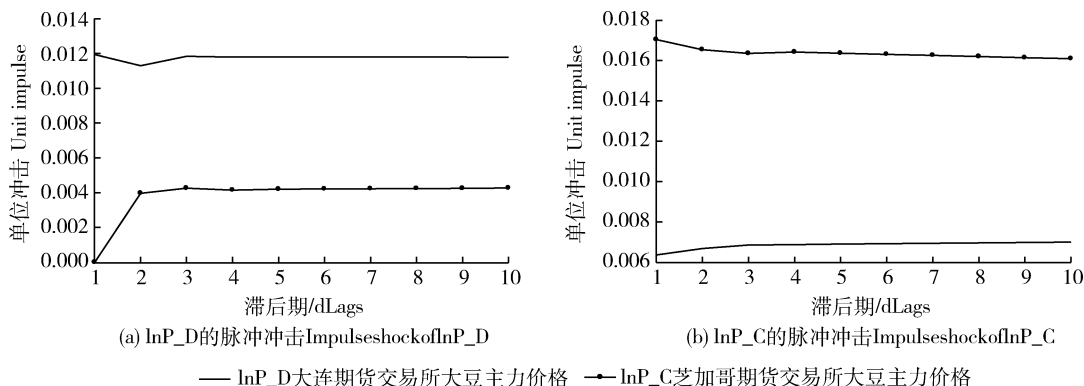


图 3 脉冲响应函数结果

Fig. 3 The results of impulse response function

2.2 中美大豆期货价格的结构突变

为了检验中美大豆期货价格序列是否存在结构突变现象,采用 Bai 等^[14]的方法分别对 $\ln P_C$ 、 $\ln P_D$ 序列与其各自的常数项进行最小二乘回归,

然后进行 Bai-Perron 系数稳定性检验,根据统计量的不同我们得到了不同的检验结果。如表 3 所示,除了 WD_{max} 统计量选择 $\ln P_D$ 有 2 个突变点以外,其余统计量或准则均得出 $\ln P_D$ 有 5 个结构突

变点的结论；lnP_C 的 Bai-Perron 检验则显示，除了顺序 F 统计量以外，其他统计量或准则都支持 lnP_C 有 5 个结构突变点的结论，鉴于此，本文将根据绝大部分统计量或准则的判断，选择 lnP_D 和

lnP_C 有 5 个突变点的情况，即 lnP_C 序列和 lnP_D 序列均在 2006-01-04—2015-11-05 期间发生了 5 次结构突变。

表 3 lnP_D 和 lnP_C 的结构突变数量

Table 3 The numbers of structural breaks in lnP_D and lnP_C

| 检验方法 Test Method | 变点数量(lnP_D) Breaks (lnP_D) | 变点数量(lnP_C) Breaks (lnP_C) |
|-------------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| 顺序 F 统计量 Sequential F statistic | 5 | 0 |
| 显著 F 统计量 Significant F statistic | 5 | 5 |
| UDmax | 2 | 5 |
| WDmax | 5 | 5 |
| Schwarz 准则 Schwarz Criterion | 5 | 5 |
| LWZ 准则 LWZ Criterion | 5 | 5 |

通过 Bai-Perron 检验，还可以得到 lnP_D 和 lnP_C 的具体突变日期。由表 4 可知，lnP_D 和 lnP_C 结构突变日期存在一定的时间差，一种可能的原因是贸易量作为影响价格传递的重要因素，由于大豆的进口存在运输时间，使得美国 CBOT 大豆期货市场对国内 DCE 大豆期货市场价格的影响会有一定时间的滞后，另一种可能的原因是虽然市场

信息可以在中美大豆期货市场迅速传递，但我国政府根据国内和国际大豆市场情形，采取了相应的调控措施，比如反周期的大豆贸易政策、大豆临时收储和目标价格政策等，这些政策也会使得 lnP_D 与 lnP_C 突变日期存在一定差异，但总体而言，中美大豆期货市场价格突变时间点存在较强的相关性和一致性。

表 4 lnP_D 和 lnP_C 的突变日期

Table 4 The date of structural breaks in lnP_D and lnP_C

| 变量 Variable | 突变点 1 Break 1 | 突变点 2 Break 2 | 突变点 3 Break 3 | 突变点 4 Break 4 | 突变点 5 Break 5 |
|----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| lnP_D | 2007-07-30 | 2008-12-12 | 2010-09-20 | 2012-06-19 | 2014-03-10 |
| lnP_C | 2007-05-31 | 2008-10-15 | 2010-10-08 | 2012-03-29 | 2014-03-20 |

发生结构突变的原因是什么呢？2007 年中期中美大豆期货价格发生的结构突变可能是由全球粮食危机的爆发造成的。受气候异常和全球性的自然灾害等因素的影响，包括美国在内的全球大豆产量的急剧下降，加之国际油价大幅飙升，大豆等大宗农产品的运输成本上升，国际大豆市场价格暴涨，国内方面，中国政府也适时采取了反周期的大豆贸易政策。2008 年下半年的突变点与 2008 年爆发的全

球性金融危机有关。2008 年的全球性金融危机导致国内油价在达到历史高点后急速下跌，受此影响国际大宗农产品价格大幅回落，为了稳定国内大豆价格，中国政府于 2008 年 12 月开始实施大豆临时收储政策。2010 年 10 月份的突变点可能与国际油价回升有关。2010 年下半年随着全球经济的复苏和国际油价的上涨，大豆等国际农产品价格强势反弹。2012 年上半年的突变点可能与 2012 年 3 月份

国际油价大跌有关。2012年美国经济的温和复苏,加之欧债危机持续恶化,而新型经济体也集体减速,世界经济形势复苏势头受阻,国际油价也在2012年2月底达到一个历史高点后急速下降。2014年年初以来国际油价下降明显,从年初的每桶100美元左右,下降到年底的每桶不足60美元,加之国际大豆产量稳定增长,大豆等大宗农产品价格大幅下跌,与此同时,中国政府于2014年4月颁布实行大豆目标价格政策,这可能是造成2014年3月中美大豆期货价格发生结构突变的主要原因。

为了清晰地观察到 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 的突变情况,进一步做序列 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 各自断点回归的

残差、实际和调整图,结果如图4所示,在样本区间内, $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 都明显发生了多次结构突变,在突变点处,二者的残差都发生了较大变化。通过断点回归的调整,可以更好的拟合 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 的真实情况。

由于美国CBOT大豆期货价格对中国DCE大豆期货价格变化的影响是单向的,美国大豆期货市场对国内DCE大豆期货市场的冲击较大,而中国DCE大豆期货市场价格对美国CBOT大豆市场价格变化影响相对较弱,再加上 $\ln P_D$ 和 $\ln P_C$ 的结构突变点具有一致性,为此,本研究将选取 $\ln P_C$ 序列的突变时间点作为划分样本区间的临界点。

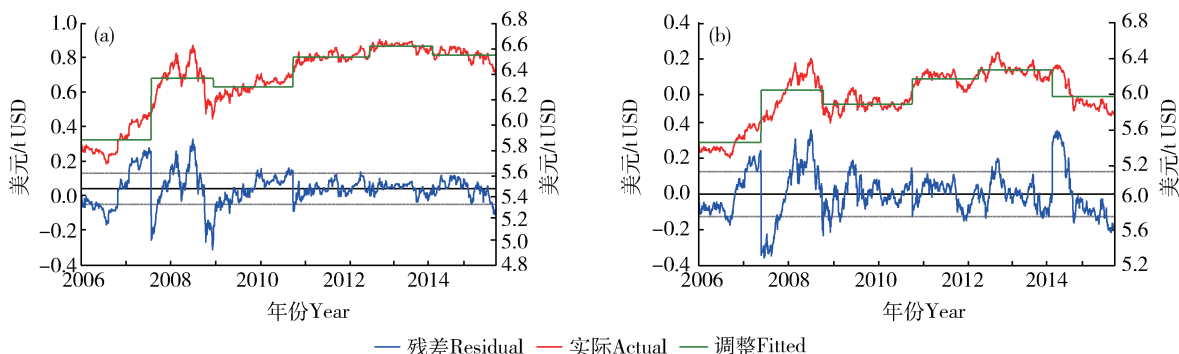


图4 大连大豆期货价格 $\ln P_D$ (a)和芝加哥期货价格 $\ln P_C$ (b)的实际、调整、残差图

Fig. 4 The actual, fitted, residual graph of $\ln P_D$ (a) and $\ln P_C$ (b)

2.3 结构突变对中美大豆期货市场价格关系的影响

根据 Bai-Perron 检验得到的突变点,将 $\ln P_D$ 与 $\ln P_C$ 序列的样本区间分成6个子区间,分别进行协整检验。在进行协整检验之前,分别对每个时期的 $\ln P_C$ 和 $\ln P_D$ 序列进行 ADF 单位根检验,结果显示每个时期的 $\ln P_C$ 和 $\ln P_D$ 都存在单位根现象,但经过一阶差分后,趋于平稳,可知每个时期的 $\ln P_C$ 和 $\ln P_D$ 序列均为 $I(1)$ 。同时,根据 AIC 准则确定了 VAR 模型的最优滞后阶数。在此基础上,对每个时期的 $\ln P_C$ 和 $\ln P_D$ 进行了 Johansen 协整检验。结果如表5所示,在阶段3和阶段4, $\ln P_C$ 与 $\ln P_D$ 的协整关系依然存在,而在阶段1、2、5、6内, $\ln P_C$ 与 $\ln P_D$ 的协整关系消失。造成这一不同的原因在于各经济、政策变化造成的结构突变的影响程度以及政府采取的应对措施效果存在差异。虽然2007年5月底爆发了全球性的粮食危机,国内市场大豆价格随着国际市场大豆价格

的上升而大幅上升,但中国政府采取了积极调控政策,包括释放国家大豆储备、调整大豆贸易政策等,这些政策在一定程度上抑制了国内大豆价格的大幅上涨,使得中美大豆期货市场价格的关系在2007-05-31前后并未发生改变。2008年的全球性金融危机使得国际大豆市场价格下跌,虽然中国政府于2008年12月开始实施大豆临时收储政策,但随着国内大豆进口量的不断增加,在短时间内并未完全抵消国际大豆市场对国内市场的冲击。随着大豆临储政策持续实施以及收储价格的不断上调,政策调控效果凸显,中美大豆期货价格的联动关系在2012-03-29前后的区间内发生变化。2014年上半年,我国政府将大豆临时收储政策调整为目标价格政策,但其在稳定国内大豆市场价格的作用仍然明显,2014-03-20结构突变点没有改变中美大豆期货市场价格的关系。重大事件所引发的结构突变会影响中美大豆期货市场的价格关系,宏观调控政策也会影响两市场价格关系。

表 5 分阶段 Johansen 协整检验

Table 5 The results of Johansen cointegration test in stages

| 阶段 Stage | 假设协整 方程个数 Hypothesized No. of CE(s) | 迹统计量 Trace statistic | 临界值 Critical value | 假设协整 方程个数 Hypothesized No. of CE(s) | 最大特征值 统计量 Max-Eigen statistic | 临界值 Critical value | 滞后期/d Lags |
|-----------------|--|----------------------------|--------------------------|--|--|--------------------------|---------------|
| 阶段 1 Stage 1 | 0 ≤1 | 15.40 3.15 | 18.40 3.84 | 0 ≤1 | 12.24 3.15 | 17.15 3.84 | 1 |
| 阶段 2 Stage 2 | 0 ≤1 | 8.98 3.60 | 15.49 3.84 | 0 ≤1 | 8.98 3.60 | 15.49 3.84 | 4 |
| 阶段 3 Stage 3 | 0*** ≤1*** | 30.34 7.37 | 23.15 6.63 | 0*** ≤1*** | 22.97 7.37 | 21.74 6.63 | 1 |
| 阶段 4 Stage 4 | 0** ≤1** | 26.60 4.95 | 18.40 3.84 | 0** ≤1** | 21.65 4.95 | 17.15 3.85 | 2 |
| 阶段 5 Stage 5 | 0 ≤1** | 10.57 4.74 | 15.49 3.84 | 0 ≤1** | 5.84 4.74 | 14.26 3.84 | 1 |
| 阶段 6 Stage 6 | 0 ≤1 | 5.47 2.11 | 15.49 3.84 | 0 ≤1 | 3.36 2.11 | 14.26 3.84 | 1 |

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%显著性水平拒绝原假设。

Note: *, **, *** indicates to reject the null hypothesis under the significance level of 10%, 5%, 1%, respectively.

结构突变前后中美大豆期货价格变化的相互影响关系又将如何变化？以 2008-10-15 和 2012-03-29 这 2 个突变点作为临界点，将 lnP_C 和 lnP_D 序列分成 3 个部分，分别进行 Granger 因果检验，结果如表 6 所示：在区间 1 和 2 内，lnP_C 和 lnP_D 的因果关系是双向的，2 者互为因果；而在区间 3 内，lnP_C

和 lnP_D 的因果关系是单向的，美国 CBOT 大豆期货价格 lnP_C 是中国 DCE 大豆期货价格 lnP_D 变化的原因，但 lnP_D 对 lnP_C 的影响却不显著，造成区间 2 与区间 3 内 lnP_C 和 lnP_D 相互影响关系发生变化的原因在于 2012 年初的国际油价大跌以及大豆临时收储价格的不断上调。

表 6 分阶段 Granger 因果检验

Table 6 The results of Granger causality test in stages

| 区间 Stage | 原假设 Null hypothesis | 滞后期/d Lags | F 统计量 F Statistic | P 值 Probability |
|-------------------------------|-----------------------------|---------------|----------------------|--------------------|
| 1 2006. 1. 4~2008. 10. 14 | lnP_C 不是 lnP_D 的 Granger 原因 | 3 | 44.90 | 8.00E-27 |
| | lnP_D 不是 lnP_C 的 Granger 原因 | | 2.49 | 0.05 |
| 2 2008. 10. 15~2012. 3. 28 | lnP_C 不是 lnP_D 的 Granger 原因 | 5 | 26.53 | 2.00E-24 |
| | lnP_D 不是 lnP_C 的 Granger 原因 | | 3.24 | 0.007 |
| 3 2012. 3. 29~2015. 11. 5 | lnP_C 不是 lnP_D 的 Granger 原因 | 2 | 5.25 | 0.01 |
| | lnP_D 不是 lnP_C 的 Granger 原因 | | 0.26 | 0.77 |

注：Granger 因果检验的滞后期根据 AIC 准则确定。

Note: The lag periods of granger cauality test are determined by AIC criterion.

进一步分区间构建 VAR 模型并分别做脉冲响应函数，其滞后期根据 AIC 准则确定，结果如图 5、6、7 所示，其中左边以 lnP_D 为脉冲变量，右边以

lnP_C 为脉冲变量。由图 5、6、7 可知，lnP_C 对 lnP_D 的一个标准差新信息的冲击从区间 1 到区间 3 先升后降，区间 1 内冲击维持在 0.6%—

0.8%之间,区间2时上升到0.8%—1.0%,区间3则回落到0.6%以下;lnP_D对lnP_C的一个标准差新信息的冲击从区间1到区间3同样是先升

后降,在区间3更是下降到0.2%以下;3个区间内,lnP_C对lnP_D的冲击明显要大于lnP_D对lnP_C冲击。

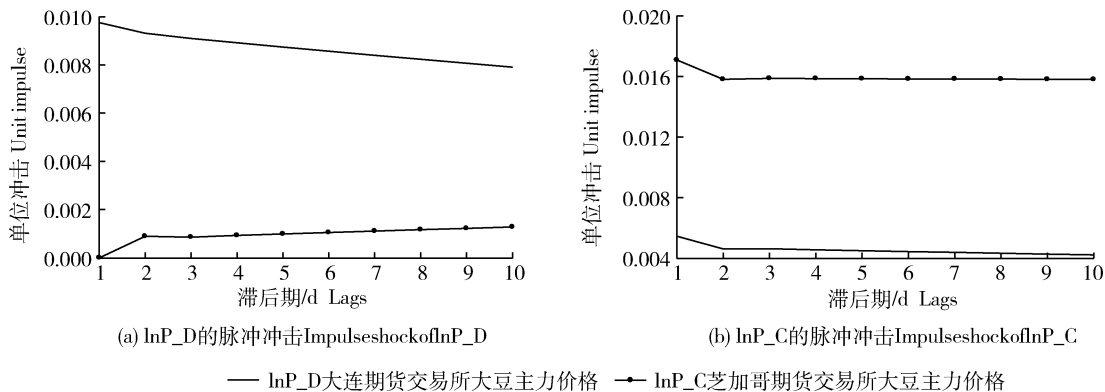


图5 脉冲响应函数(2006-01-04—2008-10-14)
Fig. 5 The results of impulse response function (2006-01-04—2008-10-14)

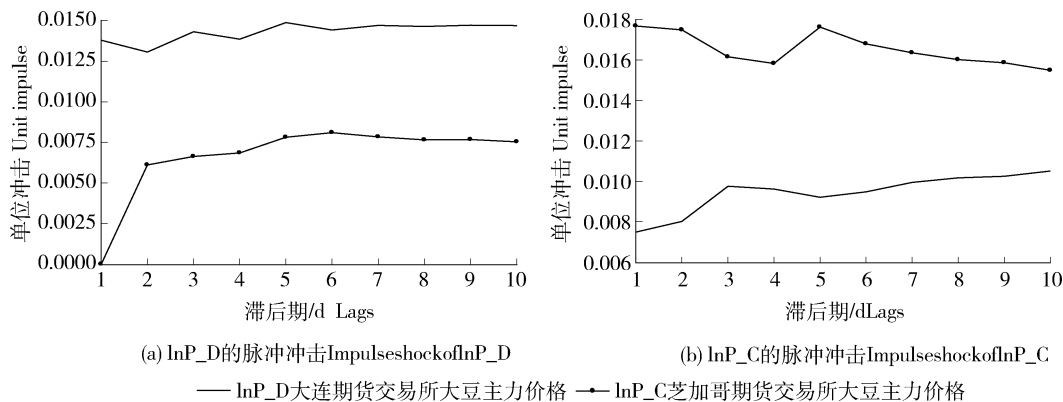


图6 脉冲响应函数(2008-10-15—2012-03-28)
Fig. 6 The results of impulse response function (2008-10-15—2012-03-28)

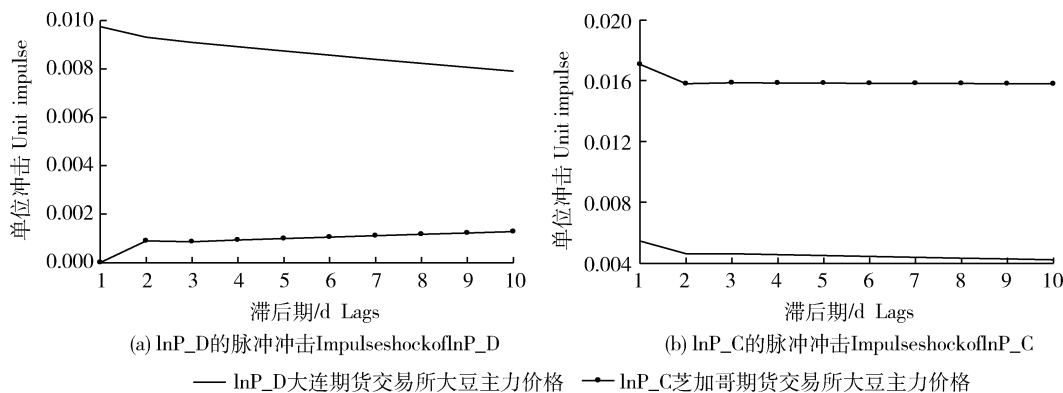


图7 脉冲响应函数(2012-03-29—2015-11-05)
Fig. 7 The results of impulse response function (2012-03-29—2015-11-05)

综合分阶段协整检验、Granger因果检验和脉冲响应函数的结果,可知部分重大事件改变了突变点前后的中美大豆期货价格的协整关系,在不

同的阶段内,CBOT和DCE大豆期货价格的相互影响关系和响程度发生了明显变化,重大结构突变影响了中美大豆期货市场价格的关系和影响

程度。

3 结论与启示

通过实证检验和分析,本研究主要得出以下结论:第一,整体上中国 DCE 大豆期货市场价格 $\ln P_D$ 与美国 CBOT 大豆期货市场价格 $\ln P_C$ 存在长期的协整关系,两市场之间是整合的,同时,美国 CBOT 大豆期货市场价格对中国 DCE 大豆期货市场价格影响是单向的。第二,在研究的时间跨度区间内,中美大豆期货市场价格总共发生了 5 次结构突变,其中 2008 年 10 月和 2012 年 3 月的结构突变使得 $\ln P_D$ 与 $\ln P_C$ 之间的协整关系发生改变,其它结构突变则未使两国市场价格的关系发生改变。第三,在局部区域内,中美大豆期货价格之间失去协整关系,2 者的相互影响程度也发生了变化,世界经济形势变化、国际油价剧烈波动和调控政策等重要事件会影响中美大豆期货市场的价格关系。第四,国内的大豆价格支持政策和贸易政策等调控政策能够减缓美国 CBOT 大豆期货价格 $\ln P_C$ 对中国 DCE 大豆期货市场价格 $\ln P_D$ 的冲击,尤其是 2014 年以来,美国大豆期货价格大幅下滑,而国内的大豆期货价格却仍然维持在较高的水平,两国大豆期货价格之间的差额逐渐拉大,中美大豆期货价格的联动性降低。

由此,本研究得到如下 2 点启示。首先,完善农产品价格预警和防护机制。国内农产品市场与国际农产品市场之间的价格关系会受到重大经济、政治事件的影响,这要求我们在把握国内外市场价格关系的同时,进一步关注重大国际事件可能对国内外市场价格关系造成的影响,完善重要农产品价格预警和防护机制,在特殊时期采取积极的调控政策抑制国际大豆市场对国内大豆市场的冲击。其次,持续推进以“价补分离”为核心的市场化改革。大豆临时收储政策能够缓解国际大豆市场价格波动对国内市场的冲击,但随着大豆临储价格的不断提高、收储量的增加,该政策会扭曲大豆价格形成机制,阻碍市场机制的发挥,导致国内外大豆价格倒挂,大豆进口持续增加,国内库存增加,为此,应持续推进以“价补分离”为核心的市场化改革,畅通市场流通,完善大豆价格形成机制。

参 考 文 献

[1] Booth G G, Brockman P, Tse Y. The relationship between US

- and Canadian wheat futures [J]. *Applied Financial Economics*, 1998, 8(1): 73-80
- [2] Holder M E, Pace R D, Tomas M J. Complements or substitutes? Equivalent futures contract market: The case of corn and soybean futures on US and Japanese exchanges[J]. *Journal of Futures Markets*, 2002, 22(4): 355-370
- [3] 华仁海, 陈百助. 国内国际期货市场价格之间的关联研究[J]. *经济学(季刊)*, 2004, 3(3): 727-742
- Hua R H, Chen B Z. International linkages of the Chinese future markets[J]. *China Economic Quarterly*, 2004, 3(3): 727-742 (in Chinese)
- [4] 周应恒, 邹林刚. 中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系的研究: 基于 VAR 模型的实证研究 [J]. *农业技术经济*, 2007(1): 55-62
- Zhou Y H, Zou L G. An analysis on price relationship between Chinese and international soybean futures markets: Based on VAR model[J]. *Journal of Agrotechnical*, 2007(1): 55-62 (in Chinese)
- [5] 孙林, 倪卡卡, 李显戈. 中美粮食期货价格波动的动态关联: 基于 DCC-MGARCH 模型的实证分析 [J]. *南京农业大学学报: 社会科学版*, 2014, 14(2): 65-72
- Sun L, Ni K K, Li X G. The dynamic correlation of food price between domestic and abroad: Based on DCC-MGARCH model [J]. *Journal of Nanjing Agricultural University: Social Sciences Edition*, 2014, 14(2): 65-72 (in Chinese)
- [6] Aruga K. Are the Tokyo Grain Exchange non-genetically modified organism (non-GMO) and conventional soybean futures markets integrated? [J]. *Agricultural Finance Review*, 2011, 71(1): 84-97
- [7] Wakamatsu H, Aruga K. The impact of the shale gas revolution on the US and Japanese natural gas markets[J]. *Energy Policy*, 2013, 62(7): 1002-1009
- [8] 吴振信, 万埠磊, 王书平. 碳交易市场、原油市场和股票市场的联动关系-基于结构突变检验和 VAR 模型的实证研究[J]. *系统工程*, 2015, 33(3): 25-31
- Wu Z X, Wan F L, Wang S P. Inter-relationship between carbon trading, crude oil and stock markets-An empirical study based on structural break test and VAR model[J]. *System Engineering*, 2015, 33(3): 25-31 (in Chinese)
- [9] Chow G C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions[J]. *Econometrica*, 1960, 28(3): 591-605
- [10] Quandt R E. Tests of the hypothesis that a linear regression obeys two separate regimes [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1960, 55(290): 324-330
- [11] Andrews D W K. Testing for parameter instability and structural change with unknown change point [J]. *Econometrica*, 1993, 61(4): 821-856
- [12] Andrews D W K, Doan T, Ploberger W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative[J]. *Econometrica*, 1994, 62(6): 1383-1414
- [13] Bai J, Perron P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes[J]. *Econometrica*, 1998, 66(1): 47-78
- [14] Bai J, Perron P. Computation and analysis of multiple structural change models [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2003, 18(1): 1-22

责任编辑: 王岩