

# 中国粮食市场与国际市场价格整合度研究

## ——基于 1997 - 2011 年中美小麦和玉米价格的分析

张 勇

(苏州大学 东吴商学院, 江苏 苏州 215021)

摘 要: 2004 年以来中国实行了除小麦、稻谷外的粮食购销市场化, 为验证没有制定特殊限价政策的粮食(如玉米)和制定了严格最低限价政策的粮食(如小麦)与国际市场粮食价格的整合关系, 采用计量经济学方法, 分别对中国和美国 1997 - 2011 年间小麦、玉米的月度价格数据进行协整关系检验与 Granger 因果检验。结果表明, 中国小麦价格的国际市场整合度不高, 而玉米价格的国际市场整合度较高, 成效较为显著。这验证了中国近年来对小麦、稻谷限价收购的粮食安全战略的有效性。但就长远而言, 中国在强调粮食供应和粮农收入水平稳步提升的同时, 亦应注重粮食产业乃至整个农业结构自身的造血功能的培养。

关 键 词: 粮食市场; 中国; 国际; 市场整合; 协整分析; Granger 因果检验; 小麦; 玉米

中图分类号: F326.11

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2013)04-0030-07

### Research on the integration degree of China's grain market and international market: Based on the price data analysis of wheat and corn of America and China from 1997 to 2011

ZHANG Yong

(Soochow Business School, Suzhou University, Suzhou 215021, China)

**Abstract:** Since 2004, China has carried out a Grain Market expect wheat and rice. To verify the combination between grain of no special price policy formulated food (such as corn) and of a strict minimum price policy (such as wheat) and the international market price, using econometric methods, this article carries out co-integration test and Granger causality test of the monthly price of wheat and corn data during 1997-2011 of China and the United States respectively. The results show that the integration degree of the international market for China's wheat is low, while that of China's corn is high, which suggests the effectiveness of China's food security strategy. However, on the long-term, some measures must be taken to upgrade the food industry and agriculture structure as a whole while emphasizing on the steady improvement of food supply and income of grain farmer.

**Keywords:** grain market; China; international; market integration; co-integration analysis; Granger causality test; wheat; corn

#### 一、问题的提出

长期以来, 中国粮食安全问题早已逾越农产品纯粹的经济价值范畴而备受关注, 成为国家重中之重的战略性问题。在不断深化改革的进程中, 中国

粮食市场整合程度也在发生着显著的变化。俞闻和黄季焜采用 1988 - 1995 年间每 10 天省级大米价格的面板数据研究表明, 国内粮食市场整合程度不断提高。<sup>[1]</sup>张巨勇等采用 OLS 回归法分别对中国 1993 - 1996 年小麦、玉米和大米的月度价格数据以及 1978 - 1995 年小麦等 10 种农产品的年度价格数据进行分析表明, 中国国内和国际市场农产品的价格整合程度均比较低。<sup>[2]</sup>朱晶和钟甫宁认为, 粮食储

收稿日期: 2013 - 06 - 02

作者简介: 张 勇(1990—), 男, 江苏宝应人, 硕士研究生。

备在保障一定安全水平的同时必须考虑如何降低成本,而国内国际粮食市场的整合可以降低储备规模,从而以更为合理的经济成本平抑年度供应波动。<sup>[3]</sup>黄季焜、刘宇等从农业政策干预的视角分析中国农产品市场与全球市场的整合程度,研究表明,20世纪90年代以来,农业政策干预的显著减少,导致国内国际市场整合程度提高。<sup>[4]</sup>丁守海利用 Johansen 检验和 VEC 模型研究中国大豆、小麦、玉米和大米的国内外价格传递关系,结果表明国际粮价的变动,都会在相当程度上影响到中国,其中尤以大豆为甚,玉米和大米次之,小麦最低。<sup>[5]</sup>

自2004年以来,中国全面放开粮食收购和销售市场,实行粮食购销市场化,但对小麦、稻谷两种粮食产品的收购制定了严格的最低限价政策,一直延续至今。蔡昉、王德文和都阳以小麦和玉米为例,研究了1997-2006年中国和美国市场同期小麦的月度价格变化情况以及1997-2007年玉米月度价格的变化情况,结果表明国际市场价格会对中国的农产品市场产生影响,由此提出国际市场价格波动可能在边际上对中国粮食价格产生较大影响,从而导致收入分配格局变化,对贫困群体的粮食安全构成威胁;而另一方面,中国的农产品价格没有对国际市场价格产生显著影响意味着国内生产者不能充分利用国际市场的价格上涨来增强粮食的综合生产能力。<sup>[6]</sup>

从20世纪90年代开始,国内学者持续对粮食国内国际市场整合程度进行了研究,众多研究总体表明,中国农产品的国际市场整合程度正在提高,尤其表现在大豆、玉米等受国际贸易直接影响的农产品。根据西方经济学价格理论,通常情况下对一种商品执行最低限价会导致该商品的市场价格偏离自由市场下由供求关系决定的均衡价格,据此,笔者认为2004年以来中国对小麦、稻谷制定的最低限价政策会导致中国这两种商品价格无法与国际市场价格协整波动,而没有制定特殊限价政策的商品(如玉米)会与国际市场价格呈现显著的整合关系。为验证以上观点,笔者在蔡昉等研究的基础上,拟以小麦和玉米为例,采用协整关系检验和 Granger 因果检验对1997年3月份到2011年12月份中国和美国市场同期农产品的月度价格数据进行分析,

以验证中国没有制定特殊限价政策的粮食和制定了严格最低限价政策的粮食与国际市场粮食价格的整合关系。

## 二、理论框架与研究方法

本文采用协整检验法分别测试中美两个市场小麦、玉米价格间是否存在协整关系。均值或自协方差函数随时间改变而改变的时间序列称为非平稳时间序列。对非平稳序列进行时间序列分析时会产生“伪回归”问题,传统的处理方法是对其进行一阶差分而得到平稳序列。但是,一阶差分后变量的经济含义与原序列并不相同,而有时研究者仍希望使用原序列进行回归分析。对此可根据协整理论进行分析,其基本思想是,如果多个单位根变量间由于某种经济力量而存在“长期均衡关系”并且序列拥有“共同的随机趋势”,则可以对这些变量作线性组合而消去此随机趋势。相比较于蔡昉等采用变异系数的方法观测中美农产品价格变动情况,本文采用市场整合研究中较为普遍的协整关系检验法来分析中国粮食国际市场的整合程度更具实证研究的说服力。此外,2004年以来中国对小麦、稻谷实行严格的最低限价政策,由于时间跨度的原因,前述已有文献研究并没有涉及粮食最低限价的情况,而本文正是借助中国粮食“九连增”的契机考虑了这一政策背景。本文重点是分析此项政策对粮食市场整合的影响,这是前述文献均没有涉及的部分。笔者之所以将中国的粮食价格数据同美国同期价格数据进行比较分析,一是由于美国作为世界上最大的农业生产国和最主要的农产品出口国,其农产品的价格对国际市场农产品价格有着绝对的影响;二是美国市场经济高度发达,农产品的批发和期货市场比较成熟,农产品的价格发现机制也非常完善,因此,比较中美两国的粮食价格变动情况可以在很大程度上反映国内粮食市场与国际粮食市场间的价格关系及关联程度。<sup>[6]</sup>

本文首先以  $i$  和  $j$  分别表示位于不同区域的两个市场,  $P$  为某产品的价格。简单的市场价格关系模型可表示为:

$$P_{it} = \delta + \alpha P_{jt} + v_t \quad (1)$$

其中  $P_i$  和  $P_j$  分别表示市场  $i$  和  $j$  的某种商品

价格;  $v$  表示残差项;  $t$  表示时间; 参数  $\delta$  表示运输成本等。根据时间序列理论可知, 进行协整检验的先决条件是时间序列是非平稳的, 而且具有单位根。若价格序列已经是平稳变量, 则没有必要进行协整检验, 直接检测方程(1)即可。因此, 本文首先要对所研究的相关数据进行单位根检验。

### 1. ADF 单位根检验

本文采用 Augmented Dickey-Fuller 方法(ADF 法)来检验时间序列是否存在单位根, 从而测试变量的稳定性。

假设选择了适当的滞后期  $n$ , 使得以下 AR(p) 模型的扰动项  $\{\varepsilon_t\}$  为独立白噪声:

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 P_{t-1} + \dots + \beta_n P_{t-n} + \varepsilon_t \quad (2)$$

转换形式为

$$P_t = \beta_0 + \rho P_{t-1} + \gamma_1 \Delta P_{t-1} + \gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \gamma_{n-1} \Delta P_{t-n+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

为检验 AR(p) 是否有单位根, 可以考虑对方程(3)进行回归, 并检验

$$H_0: \rho = 1 \quad \text{vs} \quad H_1: \rho < 1$$

对方程(3)两边同时减去  $P_{t-1}$  可得

$$\Delta P_t = \beta_0 + \delta P_{t-1} + \gamma_1 \Delta P_{t-1} + \gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \gamma_{n-1} \Delta P_{t-n+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中,  $\delta = \rho - 1$ 。则原假设与替代假设变为

$$H_0: \delta = 0 \quad \text{vs} \quad H_1: \delta < 0$$

对方程(4)使用 OLS 可得估计量  $\hat{\delta}$  及相应的  $t$  统计量, 此  $t$  统计量就是 ADF 统计量。检验变量是否平稳就是通过测试  $\delta$  统计值的显著性来判定, ADF 统计量在统计上显著, 那么拒绝原假设, 说明时间序列是一阶平稳的; 如果 ADF 统计量在统计上不显著, 则无法拒绝原假设, 这就需要进行二阶差分的 ADF 检验, 方程可表示为

$$\Delta^2 P_t = \alpha_0 + \zeta P_{t-1} + \lambda_1 \Delta P_{t-1} + \lambda_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \lambda_{n-1} \Delta P_{t-n+1} + \eta_t \quad (5)$$

如果方程(5)  $\zeta$  统计值仍不显著, 拒绝原假设, 则再进行三阶差分的 ADF 检验, 直到得到一个稳定的差分。

### 2. 协整分析

若  $P_{it}$  和  $P_{jt}$  的时间序列为非平稳的, 但这两个序列在取  $d$  阶差分后变成平稳序列, 则可以认为  $P_{it}$  和  $P_{jt}$  两个变量均为  $I(d)$  变量。作为正式的协整检验,

Engle and Granger 提出了“两步法”的“EG-ADF 检验”。

第一步, 对同属于  $I(d)$  过程的  $P_{it}$  和  $P_{jt}$  两个变量的时间序列进行最小二乘估计(OLS), 估计协整系数  $\alpha$ 。在“ $\{P_{it}, P_{jt}\}$  存在协整关系”的原假设下, 虽然  $\{P_{it}, P_{jt}\}$  为非平稳的  $I(d)$  过程, 但  $\{v_t\}$  为平稳过程, 在此情况下, OLS 的估计量  $\hat{\delta}$  与  $\hat{\alpha}$  都是一致估计量。

第二步, 对残差序列  $\{v_t = P_{it} - \hat{\delta} - \hat{\alpha} P_{jt}\}$  进行 ADF 检验, 确定其是否平稳。由于协整系数  $\hat{\alpha}$  是估计出来的, 不一定是真实的协整系数, 故 EG-ADF 统计量的临界值与普通的 ADF 检验不同。如果检验结果确认  $\{\hat{v}_t\}$  为平稳, 则接受“ $\{P_{it}, P_{jt}\}$  存在协整关系”的原假设。此时, 估计出来的协整关系“ $P_{it} = \hat{\delta} + \hat{\alpha} P_{jt}$ ”即为  $\{P_{it}, P_{jt}\}$  之间的长期均衡关系。

### 3. Granger 因果检验

为确定市场信息在市场间流动的方向, 可对两时间序列做 Granger 因果关系检验。Granger(1969) 提出的检验方法基于以下思想: 如果  $x$  是  $y$  的因, 但  $y$  不是  $x$  的因, 则  $x$  的过去值可以帮助预测  $y$  的未来值, 但  $y$  的过去值却不能帮助预测  $x$  的未来值。先估算下列方程式:

$$\Delta P_{it} = \theta_{11} \Delta P_{it-1} + \dots + \theta_{1n} \Delta P_{it-n} + \theta_{21} \Delta P_{jt-1} + \dots + \theta_{2n} \Delta P_{jt-n} - \gamma_1 (P_{it-1} - \alpha P_{jt-1} - 1 - \delta) + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$\Delta P_{jt} = \theta_{31} \Delta P_{jt-1} + \dots + \theta_{3n} \Delta P_{jt-n} + \theta_{41} \Delta P_{it-1} + \dots + \theta_{4n} \Delta P_{it-n} - \gamma_2 (P_{it-1} - \alpha P_{jt-1} - 1 - \delta) + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

其中, 滞后阶数  $n$  可根据“信息准则”(比如 AIC 或者 BIC)或“由大到小的序贯  $t$  规则”来确定。然后再检验下列假设:

“ $\theta_{21} = \dots = \theta_{2n} = \gamma_1 = 0$ ”, 即从  $P_j$  到  $P_i$  没有因果关系,  $P_j$  的过去值对预测  $P_i$  的未来值没有帮助;

“ $\theta_{41} = \dots = \theta_{4n} = \gamma_2 = 0$ ”, 即从  $P_i$  到  $P_j$  没有因果关系,  $P_i$  的过去值对预测  $P_j$  的未来值没有帮助。

## 三、数据来源与结果分析

### (一) 数据来源及变量定义

本文所使用的数据是 1997 - 2011 年中国和美国市场小麦、玉米的月度价格数据, 其中由于中国 1997 年 1 月和 2 月的数据缺失, 故采用 1997 年 3

月份到 2011 年 12 月份共 178 个样本数据。中国方面的原始数据来源于对《中国农产品价格调查年鉴》(2004 - 2011 年)和《中国统计年鉴》(2004 - 2012 年)的整理 ;美国数据来源于美国农业部经济研究网站上的农产品统计年鉴。本文定义中国小麦、玉米

的价格变量分别为  $P_1$ 、 $P_1'$  ,美国小麦、玉米的价格变量分别为  $P_2$ 、 $P_2'$ 。

图 1,图 2 分别为中美小麦、玉米的月度价格变动趋势图。

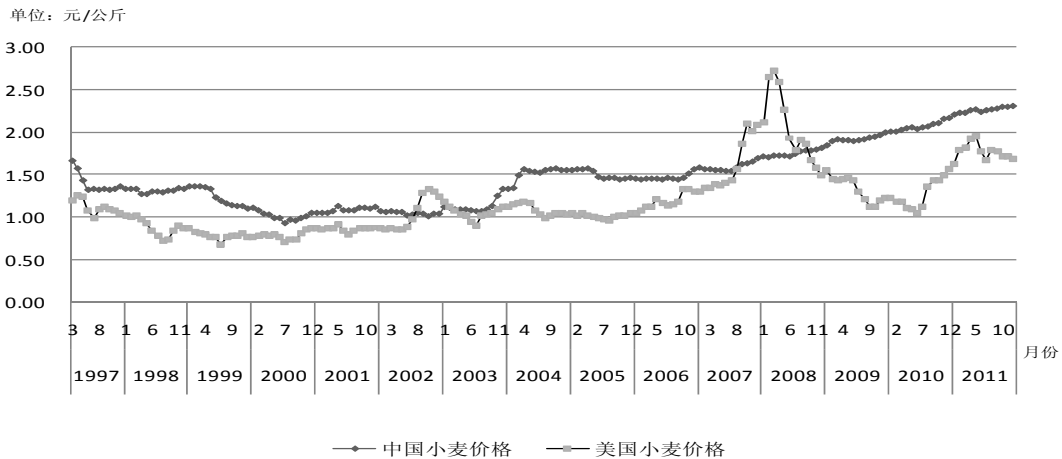


图 1 1997—2011 年中美小麦月度价格走势图

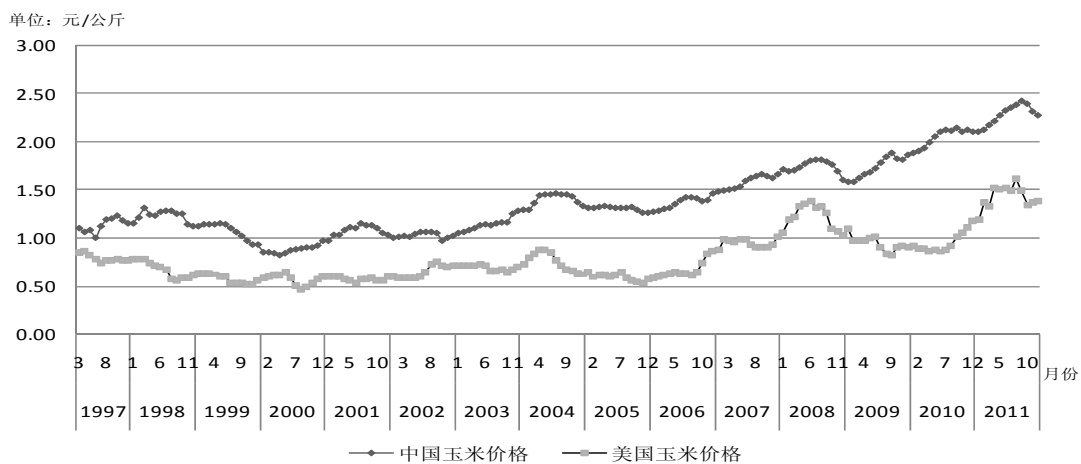


图 2 1997—2011 年中美玉米月度价格走势图

(二) 计量模型估计结果

和  $P_2$  以及  $P_1'$ 和  $P_2'$ 的单位根进行 ADF 检验,采取“由大到小的序贯  $t$  规则”确定滞后阶数(表 1)。

1. ADF 单位根检验

本文采用 stata11.0 计量分析软件,分别对  $P_1$

表 1 中美小麦、玉米市场价格序列的单位根检验

		水平值测试(1)			一阶差分测试(4)		
		ADF 测试	滞后阶数	最后一阶回归系数 显著性水平	ADF 测试	滞后阶数	最后一阶回归系数 显著性水平
小麦	中国	0.463	4	0.029	-5.289**	3	0.022
	美国	-2.142	5	0.019	-4.596**	4	0.044
玉米	中国	0.227	10	0.005	-3.434*	9	0.003
	美国	-0.634	6	0.026	-4.126**	8	0.007

注: \*\*表示 ADF 检验在 1%统计水平下显著, \*表示 ADF 检验在 5%统计水平下显著。

从表 1 可以看出中美小麦、玉米的原始价格序列是非平稳序列,经过一阶差分以后得到平稳序列。

## 2. 协整分析

由上述 ADF 检验可知,  $P_1$  和  $P_2$  以及  $P_1'$  和  $P_2'$  均为两组  $I(1)$  变量,即每组中两个非平稳的时间序列是一阶单整的,那么这两个变量之间可能存在着协整关系。本文采用 E—G 两步法对  $P_1$  和  $P_2$  以及  $P_1'$  和  $P_2'$  分别进行协整分析。

首先分别对同属于  $I(1)$  过程的  $P_1$  和  $P_2$  变量以及  $P_1'$  和  $P_2'$  变量进行最小二乘估计(OLS)。在此之前考虑到异方差的存在影响模型标准差,故先采用怀特检验法进行异方差检验,发现两组结果均显示  $p$  值等于 0,故强烈拒绝同方差的原假设,认为存在异方差。而后采用“OLS+稳健标准差”方法消除异方差影响,估计模型如下:

$$P_1=0.751\ 936\ 9+0.6241\ 446\ P_2 \quad (8)$$

$$t: \quad (8.43) \quad (7.69)$$

$p$  值=0.000,强烈拒绝“变量  $P_2$  的系数为 1”的原假设;

$$P_1'=0.363\ 404\ 3+1.296\ 844\ P_2' \quad (9)$$

$$t: \quad (8.78) \quad (24.64)$$

$p$  值=0.000,强烈拒绝“变量  $P_2'$  的系数为 1”的原假设;

虽然方程(8)和方程(9)通过 OLS 均能估计出一个协整系数,但是方程(8)的  $R^2=0.438\ 3$ ,说明模型的拟合并不理想;相比而言,方程(9)的  $R^2=0.722\ 3$ ,说明模型的拟合相对较好。而确定  $P_1$  和  $P_2$  变量以及  $P_1'$  和  $P_2'$  变量是否真正存在协整关系,则需要对各自的残差序列进行 ADF 检验(表 2)。

表 2 残差序列的单位根检验

	ADF 测试	滞后阶数	1%临界值	5%临界值	10%临界值	最后一阶回归系数的显著性水平
小麦	-1.801	5	-3.486	-2.885	-2.575	0.024
玉米	-3.126	1	-3.484	-2.885	-2.575	0.008

从表 2 可以看出,小麦数据残差序列的 ADF 检验值在各种显著性水平下均拒绝“ $P_1$  和  $P_2$  存在协整关系”的原假设,可以认为  $P_1$  和  $P_2$  并不存在显著的协整关系;而玉米数据残差序列的 ADF 检验值  $-3.126 < -2.885$ ,可以认为在显著性为 5%的统计水平下残差序列为平稳序列,即  $P_1'$  和  $P_2'$  两个变量之间存在协整关系。

## 3. Granger 因果关系检验

本文在二元 VAR 模型框架下进行 Granger 因果检验,进行 Granger 因果检验的先决条件是时间序列必须是平稳的。通过表 1 ADF 检验可知,两组数据变量的一阶差分是平稳的,因此采用  $P_1$  和  $P_2$  的一阶差分  $dP_1$  和  $dP_2$  对中美小麦市场间的价格信息流动方向进行 Granger 检验;采用  $P_1'$  和  $P_2'$  的一阶差分  $dP_1'$  和  $dP_2'$  对中美玉米市场间的价格信息流动方向进行 Granger 检验(表 3)。

由表 3 可得,中国小麦市场的价格变量和美国小麦市场的价格变量均接受原假设,互相均不为

Granger 因果关系;而美国的玉米市场价格是中国玉米市场价格的 Granger 因,在 5%的统计性水平下显著成立,反过来,中国的玉米市场价格不是美国玉米市场价格的 Granger 因。

表 3 中美小麦、玉米市场价格间的 Granger 检验结果

	原假设	滞后期数	F 统计量	P 值
小麦	$P_1$ 不是 $P_2$ 的 Granger 因	1	2.962 10	0.085
	$P_2$ 不是 $P_1$ 的 Granger 因		0.000 25	0.987
玉米	$P_1'$ 不是 $P_2'$ 的 Granger 因	2	0.102 03	0.749
	$P_2'$ 不是 $P_1'$ 的 Granger 因		5.624 00	0.018*

## 4. 分段计量分析

考虑到中国粮食政策的阶段性调整,本文以 2005 年起中国对稻谷、小麦两大品种实行最低价收购政策为时间节点,将 1997 - 2011 年数据分为两块,即 1997 - 2004 年以及 2005 - 2011 年两部分,着重研究 2005 年 1 月份到 2011 年 12 月份的数据。表 4 为每个时间段中美小麦、玉米时间序列的 ADF 检验结果:

表4 分段分析各组时间序列的 ADF 单位根检验结果

时间段	水平值测试			差分测试				
	ADF 测试	滞后阶数	最后一阶回归系数 显著性水平	ADF 测试	滞后阶数	最后一阶回归系数 显著性水平		
小麦 1997 - 2004 年	中国	-1.130	11	0.036	-3.81**	3	0.079	一阶差分
	美国	-1.393	8	0.015	-4.73**	7	0.007	一阶差分
2005 - 2011 年	中国	0.983	1	0.004	-6.125**	6	0.019	二阶差分
	美国	-2.493	5	0.032	-8.73**	3	0.004	二阶差分
玉米 1997 - 2004 年	中国	-2.010	10	0.049	-4.235**	8	0.018	二阶差分
	美国	-3.326	1	0	-5.922**	9	0.006	二阶差分
2005 - 2011 年	中国	0.513	7	0.032	-4.75**	6	0.036	一阶差分
	美国	-1.124	8	0.045	-3.951**	7	0.018	一阶差分

注：\*\*表示 ADF 检验在 1%统计水平下显著，其中 1997 - 2004 年中国小麦价格序列进行一阶差分时最后一阶回归系数显著性水平为 0.079，接近 0.05

在 ADF 单位根检验的基础上分别做 1997 - 2004 年以及 2005 - 2011 年中国和美国小麦、玉米价格变量的 Granger 因果检验，结果如表 5 所示：

表5 各阶段中美小麦、玉米市场的 Granger 检验结果

时间段	原假设	滞后期数	F 统计量	P 值
小麦 1997 - 2004 年	$P_1$ 不是 $P_2$ 的 Granger 因	1	2.258 20	0.133
	$P_2$ 不是 $P_1$ 的 Granger 因		0.181 44	0.670
2005 - 2011 年	$P_1$ 不是 $P_2$ 的 Granger 因	2	6.022 40	0.049
	$P_2$ 不是 $P_1$ 的 Granger 因		2.060 40	0.357
玉米 1997 - 2004 年	$P_1'$ 不是 $P_2'$ 的 Granger 因	4	10.107 00	0.039
	$P_2'$ 不是 $P_1'$ 的 Granger 因		6.493 60	0.165
2005 - 2011 年	$P_1'$ 不是 $P_2'$ 的 Granger 因	2	3.060 10	0.217
	$P_2'$ 不是 $P_1'$ 的 Granger 因		15.756 00	0

从表 5 可以看出，中国小麦市场价格和美国小麦市场价格不能呈现良好的长期协整关系，这与表 3 中整个时间段的 Granger 因果检验结论基本一致。而需要注意的是 2005 - 2011 年中国小麦价格在 5% 的统计显著性水平下是美国小麦价格的 Granger 因，1997 - 2004 年中国玉米价格在 5% 的统计显著性水平下同样是美国玉米价格的 Granger 因。这一方面可能是由于采用二阶差分后的平稳序列进行 Granger 因果检验导致的偏差；另一方面可能是中国政府对小麦市场制定的最低价收购政策使得国内小麦市场价格稳步上升而通过贸易渠道对美国市场价格波动产生影响所引起的。第二种原因并不尽然，在国际贸易中，中国小麦长期以来都是进口品种，虽 2005 年到 2008 年，进口量从 354 万吨逐年减少到只进口 4 万吨，但从 2009 年开始，进口量又呈现增加趋势，2009 - 2011 年进口量分别为

90 万吨、123 万吨和 126 万吨。这些进口量相较于中国小麦年产量几乎可以忽略不计，通过贸易渠道引起的价格信息流动由此并不可信。但根据统计结果，2005 - 2011 年美国玉米市场价格对中国玉米市场价格的影响是十分强烈的，这与表 3 中 1997 - 2011 年整个时期的美国玉米市场价格对中国玉米市场价格显著影响是一致的，而且呈现增强的趋势。

#### 四、结论与政策建议

本研究通过实证分析，得出以下结论：

(1) 长期来看，中国小麦市场的国际化整合程度不高，价格信息并不能在国内国际两个市场较好地流动。基于 Granger 检验的结果，2005 - 2011 年中国小麦价格是美国小麦价格的 Granger 因，这可能一方面由于中国政府制定的最低价收购政策在一定程度上影响了国内市场与国际市场价格的互

动,另一方面缘于包括美国在内的诸多国家政府长期以来对国内农业的保护政策导致国际间农产品价格的紊乱。

(2) 中国玉米的国际市场整合程度较高,国际市场价格的波动会十分显著地影响到国内玉米市场的价格。而1997-2005年中国玉米价格在5%显著水平下是美国市场玉米价格的Granger因,如果不考虑采用二阶方差平稳序列进行Granger检验对原序列的影响,在一定程度上也能反映中国玉米市场与国际玉米市场实际已经存在价格信息的互相流动。因此,中国生产者可以借助市场价格机制较好地利用国际市场价格的波动促进玉米产业内部的结构优化升级以增强国际竞争力。

当然,对于小麦而言,作为战略性资源政府保证了小麦价格的稳步提升,一方面增强了农民种粮的积极性,直接促使了中国粮食的“九连增”,有效地确保了中国的粮食安全;另一方面确实增加了农民的种粮收入,提高了农民的生活水平。这两方面无疑是中国当前以及以往政府工作的重中之重。虽然在一定程度上给国家财政带来了压力,但短期来看很有可能已经达到平衡各方利益的帕累托最优状态,无可非议。然而,反思之,从长期角度来看,国家制定小麦最低价收购政策很有可能会引致粮食产业内部的造血功能缺失与价格信号失灵导致的新的行业垄断。进一步,一旦没有市场正确引导的农民专业合作社生成,最终受益最大的仍是资本投机者,种田的农民依旧处于最底层。国家对玉米的价格政策相对而言比较宽松,其国际市场整合程度相对较高。从小麦和玉米两个市场的国际化整合程度来看,短期内粮食安全战略成效还是十分显著的,笔者认为要实现中国粮食产业的长期发展,则要注意以下两方面:

一是就战略层面而言,中国需要重新审视当前以及未来到底需要怎样的一个粮食产业或是怎样的整个农业。相较于效益最大化,传统农业是更加偏向于风险最小化的,也就是说传统农业的弱质性使得整个政策环境、制度环境等必须倾向于保护其

基本农产品的供应。然而,随着农业科学技术的不断进步,农业现代化发展时代的到来,仍以完全保护伞式的一些补贴政策对待农业,而不去引导其在市场经济中培养产业自身的应对风险的能力,很有可能会导致粮食产业发展的功能性缺失。支持粮食产业的发展,短期可以制定足够优惠的政策,但必须有能够使其自身应对国际产业结构调整与市场波动的价格发现机制与应变能力的长期战略规划。

二是依靠农业科技进步增加粮食产量,进而通过国际贸易实现粮食市场国际整合。由于中国工业化、城市化的发展,耕地面积不断减少,直逼18亿亩红线,而粮食耕种面积也于15.6亿亩线上徘徊。虽然近几年通过开荒、复垦,粮食耕种面积有所上升,但土壤质量又成问题,始终不能突破中国粮食国内供需的紧平衡。因此,中国应在改变农业生产组织方式的基础上,依靠农业科学技术实现粮食的增产,从而更加广泛地参与到国际粮食市场的贸易中,借助国际市场的调节完善产业内部结构。

#### 参考文献:

- [1] 俞 闻,黄季焜.从大米市场整合程度看我国粮食市场改革[J].经济研究,1998(3):50-57.
- [2] 张巨勇,于秉圭,方 天.我国农产品国内市场与国际市场价格整合研究[J].中国农村经济,1999(9):27-29,37.
- [3] 朱 晶,钟甫宁.市场整合、储备规模与粮食安全[J].南京农业大学学报:社会科学版,2004(3):19-23.
- [4] 黄季焜,刘 宇,Will Martin Scott Rozelle,等.从农业政策干预程度看中国农产品市场与全球市场的整合[J].世界经济,2008(4):3-10.
- [5] 丁守海.国际粮价波动对我国粮价的影响分析[J].经济科学,2009(2):60-71.
- [6] 蔡 昉,王德文,都 阳.中国农村改革与变迁——30年历程和经验分析[M].上海:格致出版社,上海人民出版社,2008:117-120.
- [7] 周章跃,万广华.论市场整合研究方法[J].经济研究,1999(3):73-79.
- [8] 陈 强.高级计量经济学及Stata应用[M].北京:高等教育出版社,2010.

责任编辑:李东辉