

我国农产品期货与现货价格波动关系实证研究 ——以郑州强麦期货和现货价格为例

薛琰洁^{a,b}, 顾光同^{a,b}

(浙江农林大学 a. 经济管理学院; b. 浙江省农民发展研究中心, 浙江 临安 311300)

摘要:自 20 世纪 90 年代我国农产品期货市场建立以来,农产品期货价格与现货价格存在着严重波动,为促进农产品期货市场的完善,弄清造成农产品价格波动的直接原因,了解目前我国农产品期货市场价格发现功能的有效情况,以郑州期货交易所的强麦为例,选取 2016 年 1 月至 2017 年 11 月的日度相关数据,运用协整检验、VAR 模型、脉冲响应进行实证分析。结果表明:在一定程度上,有效发挥了郑州强麦期货市场价格发现功能,但这种发挥是不充分的,程度仍是不够的。为了促进农产品期货市场的发展,就要从完善期货交易品种与期货合约、市场参与主体、加快推广“保险+期货”创新模式等方面着手。

关键词:郑州强麦;期货价格;现货价格;价格发现功能

中图分类号:F243 **文献标识码:**A **文章编号:**2095—0098(2019)01—0062—07

一、引言

建立有效的农产品期货市场能稳定产销关系、降低农产品风险、提高农产品价格的宏观调控能力。农产品期货市场最早出现在 19 世纪中期的芝加哥。而中国则从 20 世纪末开始发展农产品期货市场。当前,农产品期货市场在我国期货市场中占据着至关重要的地位,正朝着健康稳定的方向发展,其价格已成为市场的主要指导标准,有力地促进了我国国民经济的发展。

国务院出台的《推进普惠金融发展规划(2016—2020 年)》文件中强调了期货市场的作用,并要求扩大其规模丰富其种类、拓展其服务范围。同年,中央一号文件明确指出要稳步扩大“期货+保险”的试点工作,可采取建立农业信贷补贴、农产品保险相关机制等方式,推动价格形成机制改革,不断完善农业风险管理体系。2018 年发布以“三农”为主题的中央一号文件则提出要探索“订单农业+保险+期货(权)”试点,深入建设农产品期货期权市场。然而,为充分发挥农产品期货市场对其价格的调控和风险管理的作用,就必须弄清楚目前我国农产品期货市场和现货市场之间的价格关系。

近年来,农产品价格波动十分严重,引起了学者们的广泛关注。从研究方法上,已有的研究成果主要采用的方法是运用部分时间序列分析法进行实证研究,有 EGARCH 模型、VAR 模型、G—S 模型、向量误差修正模型及非线性 Granger 因果检验等。如严太华(2000)^[1]等的郑州绿豆期现货价格协整关系的实证研究;胡宇(2006)^[2]等的中国小麦期现货价格的协整检验和 Granger 因果检验研究。从研究视角上,通常是在同一时间空间对期现货价格变动趋于一致进行研究,如刘晓桐(2015)^[3]等对农产品期货市场的价格发现、引导功能进行研究;王燕青(2016)^[4]从农业供给侧改革对期货市场三农服务的研究;李海远(2010)^[5]研究发现我国小麦的期现货价格存在双向的格兰杰因果问题;张峭(2016)^[6]等研究了政策因素对我国农产品期货市场的影响。总体上,综合学者们的结论,可以发现,我国多种农产品期货市场价格发现功能都没有充分的有

收稿日期:2018—07—19

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(14JJD790045);浙江省大学生科技创新项目(2018R412019)

通讯作者:顾光同(1977—),男,云南宣威人,博士,副教授,研究方向为数量经济、政策分析。

效发挥。

价格发现功能是期货市场功能的核心。期货价格的内在规律、期现货价格之间的内在联系在凯恩斯的持有成本理论和沃金的仓储价格理论的指导下得到了有力的证明。面对期货价格大幅偏离现货价格,理性投资者参与套期保值交易,而投机者则利用期现货价差进行套利交易,二者共同行动,促使期现货市场价格趋于一致。期货市场因提供大量能真正反映未来价格波动信息而受到关注。生产经营者在经营决策中不仅要参考期货市场价格,政府在制定政策时也把期货价格作为最科学的价格依据。这促进了期货市场价格发现功能的发挥。另一方面,要防范市场风险,也要以价格发现功能为基础。

要想建立有效的期货市场,就要满足以下要求:(1)对于市场信息的变化,期现货市场要反应一致;(2)对于价格运行方向,期现货价格也要一致;(3)要保证期现货价格之间的强相关性及引导作用,以匹配期货市场的价格发现功能。

自2003年3月28日推出郑州强麦期货合约以来,由于其市场的平稳运行,持仓量及交易量的稳步增长,市场功能的有效发挥,期现价格变动的相似性,强麦期货逐步成为郑商所最具代表性的期货产品。为对当前我国农产品期货市场功能发挥的有效性和发挥程度作出更深入研究,基于前人的研究理论和方法,本文以郑州强麦作为研究的样本数据,通过运用协整检验、向量自回归、脉冲响应等方法对我国郑州强麦期货市场与现货市场的价格关系进行实证分析,以论证期货市场价格发现的功能,并针对性地提出提高农产品期货市场价格关系的对策建议。

二、对郑州强麦期现货价格发现功能的实证分析

(一)样本数据来源

由于研究强麦期货市场的价格发现功能需要具有一定时间连续性的数据,本文选取2016年1月至2017年11月郑州强麦期货每日连续收盘价数据(包括最近合约价格和主力合约价格)及当期现货价格的数据,共有481个样本容量。数据都来源于郑州期货交易所,具有较高可信度。

(二)研究方法

从图1可以看出,我们发现在2016年1月至2017年11月期间内,期货价格和现货价格的波动情况不是呈现一个特定的趋势,因此我们根据波峰波谷将整个期间分为四个阶段,分别为2016年1月到8月,2016年9月到2017年4月,2017年5月间,2017年6月到11月。研究发现,强麦期货价格和现货价格变动趋势大体一致,但有两个时间段有较大的偏差,约达到400元/吨。为进一步分析这一现象,在对数据做自然对数变换的基础上进行如下实证过程。

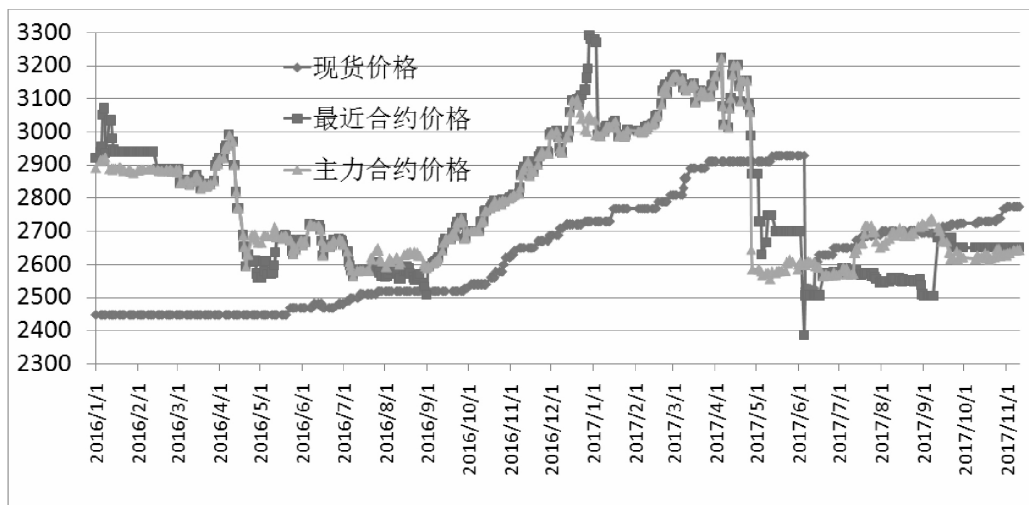


图1 2016年1月至2017年11月强麦期现货价格走势

1. 描述性统计分析

运用SPSS软件,对强麦期现货市场价格进行描述性统计分析,研究数据的变化趋势,包括数据最大值、最小值、平均值、总和、标准差、偏度、峰度。

表 1 2016 年 1 月—2017 年 11 月强麦描述性统计

指标	样本量	最小值	最大值	均值	标准差	偏度	峰度
强麦现货价格	481	2450	2930	2632.921	154.3003	0.375	-1.034
强麦最近合约价格	481	2387	3290	2778.491	203.4732	0.532	-0.941
强麦主力合约价格	481	2556	3222	2783.359	180.8445	0.663	-0.833

由表 1 可知,从 2016 年 1 月至 2017 年 11 月,强麦期现货价格共经历了 481 个交易日。可以看出在价格最大值、价格最小值、价格均值中,期货价格大于现货价格,且主力合约价格大于最近合约价格;期货价格的波动幅度大于现货价格,且主力合约波动幅度较最近合约大。这符合实际市场规律,因为期货价格略高,可保证投资者进行套期保值交易,促进发现价格功能的实现,而主力合约是成交量最大、市场上最活跃的合约。另外,通过观察偏度,发现三者都大于 0,呈右偏趋势;观察峰度,都小于 0,曲线都较为平坦。

四个阶段强麦期现货价格走势情况如下:2016 年 1 月—2016 年 8 月,P1、P2 呈现下降趋势,而 P0 前部分几乎不变动,后部分有微微上升趋势。2016 年 9 月—2017 年 4 月,P0、P1、P2 主要呈现上升的趋势。2016 年 5 月,P0、P2 主要趋于平缓的趋势,P1 先有下降趋势,后平缓。2017 年 6 月—2017 年 11 月,P0、P1、P2 先下降一小段时间,后平缓上升的趋势。

2. 单位根检验及协整检验

一般来说,我们所研究的数据都是不随时间变化的平稳序列,其均值和方差都是常数。本文采用的数据具有一定时间的连续性,是时间序列。要考察时间序列是否是平稳的,是否具有随机趋势,就要对时间序列变量及其差分进行单位根检验。只有当原序列或一阶差分序列是平稳的,说明一阶单整,可进行协整检验。本文通过使用单位根检验中的 ADF 检验来判别序列平稳性。

单位根检验结果如表 2:四个阶段的 3 个变量都是一阶单整的,都是 I(1)过程,可采用协整检验分析。

表 2 各变量单位根检验

时间	变量名	ADF 检验值	一阶差分	ADF 检验值
2016 年 1 月— 2016 年 8 月	P0	-1.803	D(P0)	-13.278***
	P1	-1.339	D(P1)	-12.076***
	P2	-1.111	D(P2)	-10.193***
2016 年 9 月— 2017 年 4 月	P0	-0.084	D(P0)	-12.405***
	P1	-0.291	D(P1)	-11.463***
	P2	-1.585	D(P2)	-10.716***
2017 年 5 月	P0	-0.441	D(P0)	-3.089***
	P1	-1.243	D(P1)	-3.152***
	P2	-1.766	D(P2)	-6.539***
2017 年 6 月— 2016 年 11 月	P0	-2.544	D(P0)	-10.873***
	P1	-3.354	D(P1)	-14.096***
	P2	-1.545	D(P2)	-10.615***

协整检验结果:由表 3 的 P 值可得,在 2016 年 1 月—2016 年 8 月及 2017 年 5 月间,强麦最近合约价格、强麦主力合约价格都与强麦现货价格不存在着明显的长期协整关系。2017 年 6 月—2017 年 11 月强麦主力合约价格与强麦现货价格不存在着明显的长期协整关系;其余阶段存在着明显的长期协整关系。另外,四个阶段都有强麦主力合约价格与强麦现货价格比强麦最近合约价格更弱的相关性;而 P1 与 P0、P2 与 P0 的相关性符号并不固定。

表 3 协整检验结果

时间	协整变量	协整方程	ADF 检验值	P 值
2016 年 1 月— 2016 年 8 月	P0 与 P1	$P0=36.4383-3.6512P1+e$	-1.517	0.5253
	P0 与 P2	$P0=31.7049-3.0450P2+e$	-1.546	0.5107
2016 年 9 月— 2017 年 4 月	P0 与 P1	$P0=-0.8287+1.1155P1+e$	-3.867	0.0023
	P0 与 P2	$P0=-0.4519+1.0673P2+e$	-7.963	0.0000
2017 年 5 月	P0 与 P1	$P0=21.6416-1.7211P1+e$	-1.789	0.3861
	P0 与 P2	$P0=0.0110+0.9832P2+e$	-1.999	0.2868
2017 年 6 月— 2016 年 11 月	P0 与 P1	$P0=4.1208-0.4732 P1+e$	-5.229	0.0000
	P0 与 P2	$P0=6.3359+0.1954 P2+e$	-1.438	0.5641

3. Granger 因果关系检验

为了确定 Granger 因果关系,就要控制好滞后变量长度的选择,它将会直接影响最终检验的结果。通常,最好先试验几个不同的 m 值,要保证结果不受 m 选择的影响。由表 4 得出,2016 年 1 月—2016 年 8 月及在 2017 年 5 月,显著性水平在 10% 时,可以确定 P1 与 P0 均不是彼此的 Granger 原因,同样 P2 与 P0 也不是彼此的 Granger 原因。即在该段时间,强麦最近合约价格、强麦主力合约价格与强麦现货价格之间几乎不存在因果关系,波动互相影响小。2016 年 9 月—2017 年 4 月,在 10% 的显著性水平上,可以确定 P0 是 P1 的 Granger 原因,也是 P2 的 Granger 原因;而 P1 不是 P0 的 Granger 原因,同样,P2 也不是 P0 的 Granger 原因。得到,在 2016 年 9 月—2017 年 4 月期间,强麦最近合约价格、强麦主力合约价格与强麦现货价格之间存在单向因果关系。2017 年 6 月—2016 年 11 月,在 10% 的显著性水平上,可以确定 P2 与 P0 不是彼此 Granger 原因,P0 是 P1 的 Granger 原因,但 P1 不是 P0 的 Granger 原因。说明现货价格能解释最近合约价格,两者之间存在单向因果关系。

表 4 强麦价格 Granger 因果关系检验

时间	零假设	观测数	F 值	P 值
2016 年 1 月— 2016 年 8 月	P0 不是 P1 的 Granger 原因	169	1.8233	0.402
	P1 不是 P0 的 Granger 原因	169	2.2641	0.322
	P0 不是 P2 的 Granger 原因	169	3.9847	0.136
	P2 不是 P0 的 Granger 原因	169	5.0392	0.080
2016 年 9 月— 2017 年 4 月	P0 不是 P1 的 Granger 原因	166	13.556	0.001
	P1 不是 P0 的 Granger 原因	166	0.85836	0.651
	P0 不是 P2 的 Granger 原因	166	88.662	0.000
	P2 不是 P0 的 Granger 原因	166	0.64939	0.723
2017 年 5 月	P0 不是 P1 的 Granger 原因	19	1.453	0.484
	P1 不是 P0 的 Granger 原因	19	1.7596	0.415
	P0 不是 P2 的 Granger 原因	19	1.4677	0.480
	P2 不是 P0 的 Granger 原因	19	3.6487	0.161
2017 年 6 月— 2016 年 11 月	P0 不是 P1 的 Granger 原因	119	174.28	0.000
	P1 不是 P0 的 Granger 原因	119	1.8002	0.407
	P0 不是 P2 的 Granger 原因	119	0.21704	0.897
	P2 不是 P0 的 Granger 原因	119	0.52561	0.769

4. 向量自回归(VaR)模型

通常的 VaR 模型的表达式为:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \cdots + B_r X_{t-r} + \mu_t \quad (1)$$

其中, m 维内生变量向量 Y_t 有 p 阶滞后期, d 维外生变量变量 X_t 向量有 r 阶滞后期。 A_1, A_2, \cdots, A_p 和 B_1, B_2, \cdots, B_r 都是参数矩阵待估计的, μ_t 为随机扰动项,但不能与模型右边的变量和自身滞后值相关。

2016 年 1 月—2017 年 4 月, P0、P1、P2 各方程的判别系数都很高,都接近 1,说明该阶段时间序列数据拟合效果很好。建立在 VaR 模型之上的强麦现货价格与强麦最近合约价格,强麦主力合约价格之间的 Granger 因果关系检验结果的平稳性。2017 年 5 月,只有 P0 方程的判别系数较高, P1 方程的判别系数很

低, P_2 较低, 说明该阶段时间序列数据拟合效果一般。2017 年 6 月—2016 年 11 月, 只有 P_2 的判别系数较高, P_0 、 P_1 的判别系数都相对较低, 说明该阶段时间序列数据拟合效果一般。

5. 脉冲响应函数分析

根据 Granger 因果关系检验及 VAR 模型的判别系数的结果, 我们再对 2016 年 9 月—2017 年 4 月进行脉冲响应函数分析, 结果如下:

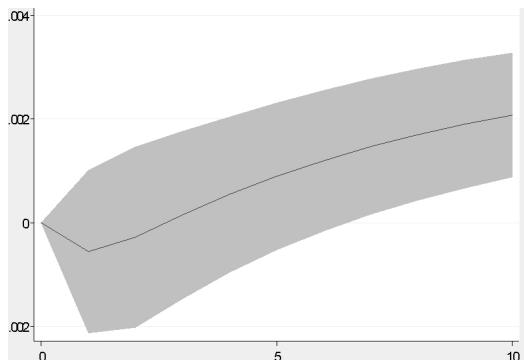


图 2 P_1 冲击对 P_0 的影响

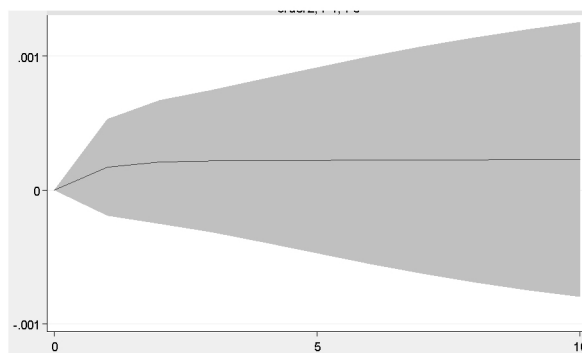


图 3 P_0 冲击对 P_1 的影响

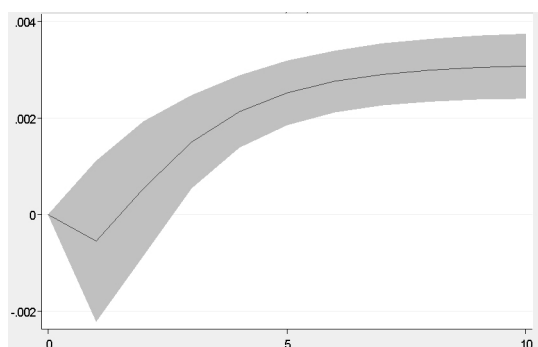


图 4 P_2 冲击对 P_0 的影响

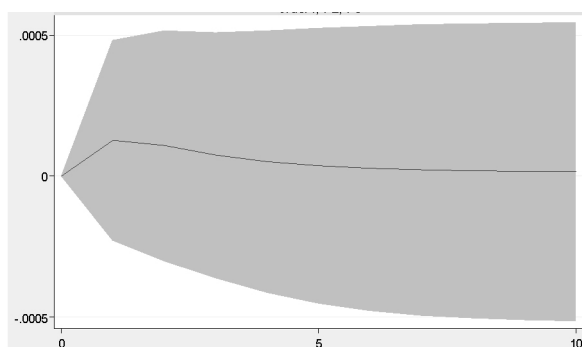


图 5 P_0 冲击对 P_2 的影响

(1) 在 2016 年 9 月—2017 年 4 月间, 给强麦最近合约价格 P_1 一个冲击后, 会对强麦现货价格 P_0 产生在第 1 期前有一个下降, 再上升的作用; 给强麦主力合约价格 P_2 一个冲击后, 也有相同的作用趋势。

(2) 在该期间, 给强麦现货价格 P_0 一个冲击后, 都会引起强麦最近合约价格 P_1 、强麦主力合约价格 P_2 在第 1 期上升, 再趋于平缓或微微下降。

6. 方差分解

方差分解的模型为:

$$RVC_{ij}(s) = \frac{\sum_{q=0}^{s-1} (\pi_{q,ij})^2 \sigma_{ij}}{\text{var}(y_{ij})} = \frac{\sum_{q=0}^{s-1} (\pi_{q,ij})^2 \sigma_{ij}}{\sum_{j=1}^k \left\{ \sum_{q=0}^{s-1} (\pi_{q,ij})^2 \sigma_{ij} \right\}} \quad (2)$$

其中, $\pi_{q,ij}$: 脉冲响应函数, y_{ij} : 自回归分量第 i 个分量, y_{ij} : 白噪声序列第 j 个分量的标准差, $RVC_{ij}(s)$: 两个分量之间的方差贡献率。

该方法用来测度各变量冲击所带来的贡献比情况, 从而对某一变量在不同时刻进行冲击作用一个量化评价。

由表 5 得出, 来自 P_0 自身的影响都几乎占了 P_0 预测误差的大部分, 且 P_0 到第七期达到稳定。

表5 2016年9月—2017年4月P0的方差分解表

Period	P0	P1	P2
1	1	0	0
2	0.997698	0.002302	0.001284
3	0.996150	0.003850	0.001464
4	0.995237	0.004763	0.001311
5	0.994651	0.005349	0.001126
6	0.994240	0.005760	0.000970
7	0.993933	0.006067	0.000846
8	0.993691	0.006309	0.000749
9	0.993495	0.006505	0.000671
10	0.993331	0.006669	0.000607

四、结论与建议

(一)主要结论

该实证分析表明,强麦期现货价格具有一定的相关性,一阶平稳性都较为显著,且在所选时间的第二阶段2016年9月—2017年4月,期现货价格存在长期均衡关系,其他阶段不存在明显的长期均衡关系。还发现期货价格对现货价格有显著的价格发现功能及引导作用,而现货市场对期货市场没有引导作用。这说明在期货市场的作用下,强麦的期货价格并没有引起或扩大现货价格的波动,反而有利于现货价格的稳定。从而得出,目前我国强麦期货的价格发现功能有所发挥,在宏观政策调控中起到了一定作用;但受到国家政策、期货市场等的限制,发挥程度还不够。

(二)原因分析

近年来,我国农产品期货市场的不断改革深化、期货市场主体政策的逐步落实、期货合约的科学合理调整、信息化程度的加深等措施促进了我国农产品期货市场价格发现功能的实现。但由于(1)农产品期现货市场受到了严格监管和限制,采用低收购价、低市场风险政策,以及在合约设定、期现货价格等方面也有严格的规定;(2)期货市场结构失衡、两极分化严重导致部分农产品成交量低,几乎沦为“僵尸品种”;(3)市场体系不健全导致期货市场主体培育度低。以上三点的共同作用,导致我国农产品期货市场的价格发现功能作用不明显。

(三)对策建议

1. 完善期货市场,适当减少干预。为了减少“僵尸期货品种”等的期现货对接脱钩、合约设置不当等问题,要通过调整保证金比例、适宜的交易费等方法来营造轻松的市场环境。根据我国目前状况,可在现有较强风险控制力度上,适当扩大涨跌幅度、减少期货的交易保证金。

2. 加强期货市场运作规范,提高价格发现的功能。期货市场是提供各方投资者和预测专家们发布市场信息的主要平台,更具权威、更有代表,直接反映市场的供需情况。但也常会受非市场因素影响而导致价格偏离市场均衡,因此,为使价格更加准确地反映真实农产品期货市场情况,实现长期动态均衡,要做到严监管,建立全面完善的交易规则、高效的运行机制。

3. 扩大期货市场规模建设。进一步增加农产品期货交易的品种及规模,增加期货交易的参与者尤其是提高农户的期货市场参与积极性,分散市场风险,增强市场竞争,从而建立充分完全的价格机制,便于经营者调整生产经营。

4. 加强市场信息基础设施建设及传导机制,建立完善的信息沟通渠道及全面的信息发布制度,使得市场信息能及时披露公开,减少期现货市场信息不对称,促进农产品价格的均衡稳定。

5. 国家要建立放宽市场准入制度、减少进入市场限制、出台更多关于信贷等鼓励政策,培养专业化的期货市场投资者、参与者,如一些政府部门建立农村市场中介组织、增强农户的组织化建设,逐步引导、带动农户参与期货交易。

6. 借鉴已出台的玉米、大豆“保险+期货”试点经验,大商所联合期货、保险公司推出的“价格保险+场外期权+期货市场”创新模式的经验,逐步扩大试点范围。

7. 建立农产品价格预警机制。从国际经验来看,应对市场风险的关键是要建立健全有效价格预警机制。要运用新信息技术,完善信息公共服务平台,及时跟踪期货市场,预判行情,对外发布预警信息。并汇总国际有关信息,让国内市场参与者及时了解新动态,预防市场恐慌的发生。

参考文献:

- [1]严太华,孟卫东,刘昱洋.铜与绿豆期货价格与现货价格协整关系的实证[J].重庆大学学报,2000,23(4):115—119.
- [2]胡宇,周宏.中国小麦期货市场期现货价格关系研究[J].金融经济,2006(8):109—110.
- [3]刘晓桐.中国小麦期货市场价格发现功能实证研究[D].沈阳:辽宁大学,2015.
- [4]王燕青,张秀青,冯凯慧,等.供给侧结构性改革背景下期货市场服务“三农”的探析[J].农业展望,2016(8):19—23.
- [5]李海远.我国农产品期货市场功能研究[D].咸阳:西北农林科技大学,2010.
- [6]张峭.基于期货市场的农产品价格保险产品设计与风险分散[J].农业展望,2016(4):64—66.
- [7]杨惠珍,韦敬楠,张立中.我国粮食期货市场价格发现功能的实证分析——以玉米和小麦市场为例[J].价格月刊,2017(5):19—23.
- [8]吴婉茹,陈盛伟.“农产品价格保险+期货”运作机制分析——基于对新湖瑞丰等案例的研究[J].金融教育研究,2017,30(1):63—69.
- [9]倪中新,陈思祺.我国小麦期货价格对现货市场价格的影响——基于修正小麦政策价格模型的实证研究[J].价格理论与实践,2017(5):101—104.

The Empirical Study on the Relationship between Agricultural Products Futures and Spot Price Fluctuation in China

——Taking Zhengzhou Qiangmai Futures and Spot Prices as Examples

XUE Yanjie^{a,b}, GU Guangtong^{a,b}

(a. School of Economics and Management, b. Zhejiang Farmers Development Research Center,
Zhejiang Agriculture and Forestry University, Lin'an, Zhejiang 311300, China)

Abstract: Since the establishment of China's agricultural futures market in the 1990s, agricultural product futures price and spot price have serious fluctuation. In order to promote the perfection of futures market of agricultural products, make clear the direct reason that causes fluctuation of agricultural product price, and the effective situation of price discovery function of agricultural product futures market in China at present; this paper takes Qiangmai of Zhengzhou futures exchange as an example, selects the data related to daily degree from January 2016 to November 2017, and makes an empirical analysis by using co-integration test, VAR model and impulse response. The results show that, to some extent, the discovery function of Zhengzhou Qiangmai futures market price is effectively played, but this play is not enough, the degree is still insufficient. Therefore, in order to promote the development of agricultural product futures market, it is necessary to improve the varieties of futures trading and futures contracts, and market participants, accelerate the promotion of “insurance + futures” innovation model and other aspects; so as to adjust the price of agricultural products and promote agricultural development.

Key words: Zhengzhou Qiangmai; futures prices; spot price; price discovery function

(责任编辑:沈 五)