

中国豆粕期货市场价格发现功能及动态演变

——基于动态 Granger 因果检验的经验分析

戴鹏^{1,2}, 汤晓怡², 曾文娟²

(1. 贵州财经大学 西部现代化研究中心, 贵州 贵阳 550025; 2. 湖南农业大学 经济学院, 湖南 长沙 410128)

摘要: 利用 2009 年 8 月—2017 年 5 月的豆粕期货现货市场价格数据, 以 Toda 和 Yamamoto 的 Granger 因果检验方法为基础, 结合滚动窗口回归法对豆粕期货价格和现货价格之间的关系进行了动态 Granger 因果检验。研究表明: 中国豆粕期货现货市场价格之间保持长期稳定均衡关系的同时, 期货市场对现货市场具有显著的单向价格发现功能, 且随时间推移, 价格发现功能在不断增强, 是现货价格波动的主要影响因素。这一结果不随滞后期以及样本选择而改变, 具有很强的稳健性。

关键词: 豆粕; 期货市场; 价格发现功能; 动态 Granger 因果检验

中图分类号: F323.7; F724.5

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2019)04-0010-07

Dynamic evolution of price discovery function in China's soybean meal futures market: Empirical analysis based on dynamic Granger causality test

DAI Peng^{1,2}, TANG Xiaoyi², ZENG Wenjuan²

(1. Western Modernization Research Center, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China;
2. School of Economics, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: Based on the futures and spot market price of soybean meal from August 2009 to May 2017, it tests the dynamic granger relation between soybean meal futures price and spot price, by combining the method of the Toda and Yamamoto's Granger causality test and the rolling window regression. It finds that the soybean meal futures price and spot price in China maintains a long-term stable equilibrium relationship, the futures prices has a significant unidirectional price discovery function and the function is enhanced over time. It is the main factors of spot price fluctuation. The result does not change with lag periods and samples, and has strong robustness.

Keywords: soybean meal; futures market; price discovery function; dynamic Granger causality test

一、问题的提出

经过多年的发展, 中国农产品期货基本覆盖了粮、棉、油、糖等主要农产品, 对稳定农产品市场价格起到了积极作用。2016 年中央一号文件明确指出, 要“创设农产品期货品种, 开展农产品期权试点”“探索建立农业补贴、涉农信贷、农产品期货

和农业保险联动机制”“稳步扩大保险+期货试点”, 表明新形势下进一步发展农产品期货市场、发挥农产品期货市场的作用将成为国家推进农业供给侧改革、加快农业现代化建设的重要途径。

对于农产品期货市场和现货市场的关系, 已有的研究主要集中在以下三个方面: 一是分析判断两者之间是否存在长期稳定的均衡关系。研究多采用 Johansen 协整检验法, 一致认为农产品期货市场和现货市场之间存在长期稳定的均衡关系, 短期内的价格偏离可通过自身价格约束机制予以纠正^[1-5]。二是分析判断两者之间的静态 Granger 因果关系。学者们主要采用线性 Granger 因果检验法^[2,4,6,7], 也有

收稿日期: 2019-05-28

基金项目: 国家自然科学基金项目(71603082); 湖南省教育厅科学研究项目(17K048)

作者简介: 戴鹏(1984—), 男, 湖南新化人, 博士, 讲师, 主要研究方向为应用计量、农产品市场与政策。

部分学者采用频域分析法^[8]、非线性 Granger 因果检验法^[9]进行研究,结论存在争议。孙志红和王亚青认为农产品期货和现货市场价格之间存在双向因果关系^[4];王时芬和汪喆的研究结论也表明大豆期货和现货市场价格之间存在双向因果关系^[6]。然而马述忠等利用 Granger 因果检验法研究发现大豆期货价格对现货价格为单向因果关系^[2];Josepha 利用频域方法研究商品市场期货和现货价格之间的因果关系时也发现,从期货到现货存在显著的单向因果关系^[8]。近年来,有学者注意到,在农产品期货市场和现货市场两者关系的研究中,如果忽略两者之间关系的非线性特征,可能会使得研究结论存在一定的偏差。谢晓闻等对中国期货市场进行研究发现,在线性 Granger 因果关系检验中,强麦期货价格对现货价格存在单向 Granger 因果关系,玉米期货和现货价格之间不存在任何 Granger 因果关系,但在非线性 Granger 因果关系检验中却发现,无论是强麦还是玉米,期货价格和现货价格之间存在显著的双向引导关系^[9]。三是以 GARCH 类模型为基础,分析期货价格和现货价格之间的波动关系。赵华和王一鸣构建 ARMAJI-GARCH 模型刻画了中国期货市场的自相关性、条件异方差性和动态跳跃性,并分析其跳跃行为对现货市场的影响,发现当期和滞后一期的跳跃强度均对现货的收益率和波动率形成影响,期货价格的跳跃行为起到价格发现作用^[10]。庞贞燕和刘磊在利用离散小波变换对农产品期货和现货数据进行去噪、分解与重构的基础上,采用 VECM-BEKK-GARCH 模型实证检验了中国农产品期货市场现货价格波动性的影响,研究发现农产品期货合约上市消减了现货市场的波动性,期货市场对现货市场价格波动的影响具有持续性,并且不同的期货品种对其现货价格的影响有所不同^[11]。

已有关于农产品期货市场和现货市场关系的研究较好地回答了“农产品期货市场是否具有价格发现功能”这一问题,但未进一步回答“在政策等其他因素的影响下,农产品期货市场的价格发现功能随时间推移会发生怎样的变化”,并且受样本、方法选择等的影响,结果的稳健性有待商榷。基于此,本研究拟以豆粕为例,采用 Toda 和 Yamamoto^[12]的 Granger 因果检验方法,结合滚动窗口回归法对

豆粕期货价格和现货价格之间的关系进行动态 Granger 因果检验,以检验“农产品期货市场是否具有价格发现功能”,同时进一步回答“农产品期货市场的价格发现功能随时间发生了怎样的变化”这一问题。除此之外,还将从滞后期、样本选取等方面对研究结果的稳健性进行检验。

二、研究方法 with 数据来源

1. 研究方法

本研究利用 Toda 和 Yamamoto 提出的 Granger 因果检验方法(简称 T-Y 法),实证分析豆粕期货价格和现货价格之间的相互关系,构建如下滞后推广向量自回归模型(简称为 LA-VAR 模型)^[12]:

$$\ln P_{future_t} = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{p+dmax} \beta_{1i} \ln P_{future_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p+dmax} \gamma_{1i} \ln P_{spot_{t-i}} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\ln P_{spot_t} = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{p+dmax} \beta_{2i} \ln P_{future_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p+dmax} \gamma_{2i} \ln P_{spot_{t-i}} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

其中 P_{future_t} 为 t 时刻的期货价格, P_{spot_t} 为 t 时刻的现货价格, p 为滞后阶数,根据 AIC 等信息准则确定, $dmax$ 为变量 $\ln P_{future_t}$ 、 $\ln P_{spot_t}$ 的最大单整阶数, β_{10} 、 β_{20} 为常数项, ε_{1t} 、 ε_{2t} 为随机扰动项。当原假设“ $\gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1p} = 0$ ”成立时,意味着现货价格 $\ln P_{spot_t}$ 不是期货价格 $\ln P_{future_t}$ 的 Granger 原因;同理,当原假设“ $\gamma_{21} = \gamma_{22} = \dots = \gamma_{2p} = 0$ ”成立时,意味着期货价格 $\ln P_{future_t}$ 不是现货价格 $\ln P_{spot_t}$ 的 Granger 原因。

T-Y 法的估计思路与传统的 VAR 模型及 Granger 因果检验法相似,但不完全相同。传统的 VAR 模型及 Granger 因果检验常常要求变量是平稳的。如果变量不平稳,则需要对变量或模型设定做适当转换,否则结论是不可靠的,即使无关的变量也很容易得出有因果关系的结论^[13,14]。当变量不平稳时,有学者指出,可以根据变量是否协整,采取不同的 Granger 因果检验法。如果变量不平稳但协整,可以建立 VECM 模型;如果变量不平稳且不协整,可以建立差分形式的 VAR 模型^[15],但这两种方法会改变原有的经济意义,损失信息量。

有别于传统的 Granger 因果检验法, T-Y 法以 LA-VAR 模型为基础,不需要事先知道变量是否平稳,也不需要事先知道变量之间是否存在协整关系,

只需要知道待检验变量的最大单整阶数 $dmax$ 和 VAR 模型的最适滞后阶数 p , 通过估计 $p+dmax$ 阶 VAR 模型, 对前 p 个滞后变量的系数进行通常的 F 检验, 即可识别出变量之间的 Granger 因果关系^[16]。

同时, 考虑到受政策等其他因素的影响, 豆粕期货市场的价格发现功能可能会随时间发生改变, 在 T-Y 法的基础上, 引入滚动窗口回归法, 以捕捉豆粕期货价格与现货价格之间的动态 Granger 因果关系, 进而回答已有研究所忽略的“农产品期货市场的价格发现功能随时间推移会发生怎样的变化”。

2. 数据来源

本研究采用了两组不同来源的样本数据。2009

年8月27日—2014年10月31日的日度期货价格和现货价格数据来源于中华粮网, 2011年5月24日—2017年5月12日的日度期货价格和现货价格数据来源于生意社。鉴于中华粮网数据的权威性、代表性和可信度较高, 故实证部分主要利用中华粮网数据。同时为了确保估计结果的稳健性, 判断估计结果是否随样本发生改变, 是否随数据来源不同发生改变, 利用来源于生意社的数据进行稳健检验。

豆粕现货价格和豆粕期货价格的均值、标准差差异较大, 豆粕现货价格的平均值和标准差均高于期货合约价格(表1)。由变异系数可知, 豆粕现货价格波动较为剧烈。

表1 变量的基本特征

变量	N	极小值	极大值	均值	标准差	变异系数
期货价格 (P_{future})	1241	2695	4366	3242.025	292.386	0.090
现货价格 (P_{spot})	1241	2800	4700	3658.440	427.590	0.117

三、中国豆粕期货市场发展现状

豆粕是用来饲养畜禽的重要蛋白质饲料, 是大豆提取豆油后的一种副产品。自2000年7月17日在大连商品交易所正式上市交易以来, 豆粕期货成交量稳步上升, 到2007年便成为农产品期货排名第一的品种, 年成交量达12943.89万手。2009年豆粕期货成交量达31080.81万手。虽然从2010年6月开始, 豆粕成交量有所下降, 不过2010年仍有25116.38万手, 远高于大豆、玉米等其他农产品期货的成交量。2012年, 受南美、美国干旱天气的影

响, 豆粕期货成交量猛增, 从2011年的10019.58万手增加到2012年的65163.79万手, 增长了约5.5倍, 之后连续5年一直维持在40000万手以上的高位, 2016年高达77789.99万手。尽管2017年豆粕成交量又大幅回落, 成交量仅32575.57万手, 但同年玉米成交量25464.79万手, 豆油成交量11431.68万手, 棕榈油成交量13609.30万手, 豆粕期货依旧稳居农产品期货成交量第一位(表2)。经过多年发展, 豆粕期货现已成为中国持续交易时间长、累计成交量大、交易规范和成熟的农产品期货品种。

表2 2006—2017年豆粕等农产品期货品种成交量

万手

年份	玉米	大豆	豆粕	豆油	棕榈油
2006	13 529.01	1 779.41	6 309.93	2 066.60	—
2007	11 887.35	9 486.54	12 943.89	2 656.77	67.84
2008	11 983.69	22 736.31	16 253.09	8 939.20	1 260.50
2009	3 348.82	8 501.42	31 080.81	18 967.38	8 885.30
2010	7 199.91	7 478.72	25 116.38	18 281.25	8 359.96
2011	5 364.66	5 047.86	10 019.58	11 597.16	4 518.71
2012	7 564.48	9 095.06	65 163.79	13 770.23	8 661.97
2013	2 661.14	2 198.69	53 055.91	19 266.15	16 498.38
2014	1 865.99	5 439.48	40 997.75	12 816.53	15 999.28
2015	8 418.05	3 762.18	57 899.36	18 500.85	22 303.00
2016	24 472.59	6 514.03	77 789.99	18 952.36	27 831.58
2017	25 464.79	5 264.81	32 575.57	11 431.68	13 609.30

资料来源: 大连商品交易所

受金融危机的影响, 2008年中国豆粕期货价格波动较为剧烈, 从2008年4月3日的2930元/吨上涨至最高点——2008年7月1日的5086元/吨, 之

后开始回落。2009年8月—2011年12月之间, 豆粕期货价格波动较为平稳, 2012年, 受南美1—4月份干旱天气的影响, 南美大豆减产, 豆粕价格开

始稳健上涨。同时，继南美干旱之后，6—9 月份，美国再度遭遇 50 年不遇干旱天气，预计美国大豆产量下调，豆粕价格持续快速上涨，2012 年 8 月高达约 4200 元/吨。之后，由于 2012 年 9—11 月中旬，美国大豆生产后期出现有效降雨，豆粕价格开始大幅下跌。除 2014 年因炒作天气，豆粕期货价格略有回升外，基本处于下跌趋势。经历了 2013—2015 年间的持续走低后，于 2016 年 4 月，豆粕现货价格有所回暖走高，2017 年 5 月，维持在 2800 元/吨左右。从历史数据看，中国豆粕期货价格和现货价格走势基本趋于一致，两者关系在时间趋势上保持长期的稳定状态（图 1）。

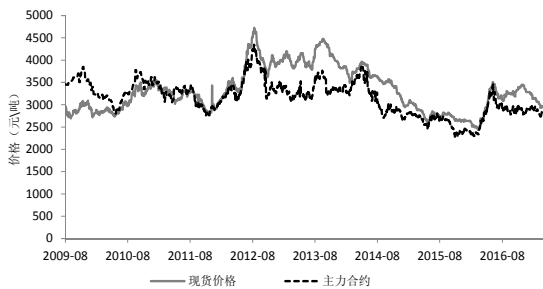


图 1 中国豆粕期货、现货价格走势

四、实证结果与分析

（一）单位根检验和协整检验

传统意义上的 Granger 因果检验法只适用于所有变量为平稳序列情形。ADF 单位根检验结果表明，对数化后的期货价格 $\ln P_{future_t}$ 、现货价格 $\ln P_{spot}$ 的水平值都为非平稳序列，差分后才为平稳序列（表 3），可以进行协整检验，但不适宜用传统意义上的 Granger 因果检验法来检验豆粕期货和现货价格之间的 Granger 因果关系。

表 3 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 统计量	1%临界值	5%临界值
$\ln P_{spot}$	-2.458	-3.435	-2.864
$\Delta \ln P_{spot}$	-36.155	-3.435	-2.864
$\ln P_{future}$	-1.892	-3.435	-2.864
$\Delta \ln P_{future}$	-35.282	-3.435	-2.864

协整检验方法主要有 Engle - Granger 两步法和 Johansen 协整检验两种方法，由于 Johansen 协整检验具有良好的小样本性质，故选用 Johansen 法进行协整检验。考虑到 Johansen 协整检验结果受滞后阶数的影响，根据 AIC 等信息准则选取最优滞后阶数为 11。Johansen 协整检验结果（表 4）显示，豆粕期货价格和现货价格之间存在协整关系，即存在长

期稳定的均衡关系，这与已有研究结论相吻合^[17-19]。

表 4 Johansen 协整检验结果

原假设	迹检验		最大特征根检验	
	统计量	5%临界值	统计量	5%临界值
协整方程数为 0	15.998	15.495	12.508	14.265
协整方程数为 1	3.490	3.841	3.490	3.841

（二）Granger 因果分析

1. 静态 Granger 因果检验

表 5 为 T-Y 法下豆粕期货和现货价格的 Granger 因果检验结果。

表 5 豆粕期货和现货价格 Granger 因果关系检验结果

滞后阶数	$H_0: \ln P_{spot} \nrightarrow \ln P_{future}$		$H_0: \ln P_{future} \nrightarrow \ln P_{spot}$	
	Chi 统计量	P 值	Chi 统计量	P 值
1	0.408	0.523	5.842	0.016
2	2.243	0.326	13.775	0.001
3	2.681	0.444	14.261	0.003
4	3.508	0.477	25.320	0.000
5	8.351	0.138	38.870	0.000
6	11.967	0.063	46.081	0.000
7	13.057	0.071	49.580	0.000
8	13.235	0.104	64.691	0.000
9	16.165	0.0635	69.371	0.000
10	16.276	0.092	62.473	0.000
11	17.141	0.104	67.718	0.000
12	18.551	0.100	70.325	0.000
13	18.478	0.140	71.434	0.000

注： $\ln P_{spot} \nrightarrow \ln P_{future}$ 表示 $\ln P_{spot}$ 不是 $\ln P_{future}$ 的 Granger 原因，类推。

从表 5 可以看出，滞后期 $p=11$ 时，当原假设为“豆粕现货价格变化不是期货价格变化的 Granger 原因”时，对应的 $P=0.104 > 0.10$ ，表明即使在 10% 的显著性水平下，依旧不能拒绝“豆粕现货价格变化不是期货价格变化的 Granger 原因”，意味着现货价格对期货价格不存在引导关系，与马述忠^[2]、Joseph^[8]等的研究结论相一致。当原假设为“豆粕期货价格变化不是现货价格变化的 Granger 原因”时，对应的 P 值远小于 0.01，表明即使在 1% 的显著性水平下也拒绝“豆粕期货价格变化不是现货价格变化的 Granger 原因”，意味着豆粕期货价格对现货价格具有很强的引导关系。据此，可以得出结论：豆粕期货价格变化是豆粕现货价格变化的 Granger 原因，对豆粕现货价格变化存在显著的单向引导关系，有别于李志慧、刘金珠等的“双向价格引导关系”研究结论^[18,19]。

考虑到 Granger 因果检验结果受滞后阶数的影响，为了探究两者间的单向引导关系是否具有稳健

性,选取不同的滞后阶数进行验证。结果同样表明,豆粕现货价格变化不是期货价格变化的 Granger 原因、豆粕期货价格变化是现货价格变化的 Granger 原因,从期货价格到现货价格的单向引导作用仍然显著存在。由此可以得出:豆粕期货价格对现货价格存在显著的单向引导作用,表明豆粕期货市场具有很强的价格发现功能,投资者以及生产经营者可以利用豆粕期货价格来预测现货价格。

2. 动态 Granger 因果检验

然而,前述分析还不能判断出豆粕期货价格对现货价格的引导关系是否随时间发生改变?即还不能判断出豆粕期货市场的价格发现功能是否随时间发生改变?为了进一步验证 Granger 因果检验的结论,以 T-Y 法为基础,引入滚动窗口回归法进行动态 Granger 因果检验,滚动窗口期为 3 年。同时为确保估计结果的稳健性,选择滞后阶数 $p=2$ 、 $p=3$ 、 $p=4$ 、 $p=5$ 分别进行滚动窗口回归,分别获得 Chi 统计量以及 F 统计量对应的 P 值(图 2)。

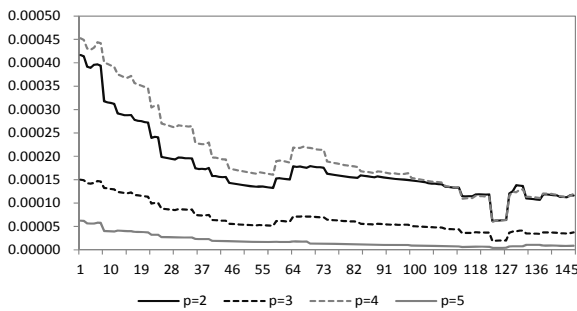


图 2 不同滞后阶数下 F 统计量对应的 P 值

根据 F 统计量对应的 P 值可以看出,在 2~5 的任意滞后期,均存在极小的 $P < 0.001$,且 P 值随时间不断减小趋近于 0,表明豆粕期货市场确实具有价格发现功能,且随时间推移,豆粕期货市场的价格发现功能在逐渐增强。由于选取不同的滞后期,检验结论均不随滞后期 p 改变, F 统计量检验结果表明研究结论具有普遍性。

根据 Chi 统计量对应的 P 值同样可以看出(图 3),在 2~5 的任意滞后期,Chi 统计量对应的 P 值均有 $P < 0.01$,且 p 值随时间延长呈现下降趋势,逐渐趋近于 0。同样表明豆粕期货价格确实具有价格发现功能,且随时间推移,豆粕期货市场的价格发现功能在逐渐增强。同样由于选取不同的滞后期,发现检验结论均不随滞后期 p 改变,Chi 统计量检验结果也证明研究结论具有普遍性。

期货市场的价格发现功能随时间推移逐渐增

强的主要原因是:随着金融市场发展,农产品期货被越来越多的投资者接受,市场参与者增加、金融市场的发展日益完备和政府逐步对期货市场各方面管制的放宽,使得豆粕期货市场对现货市场的引导功能逐渐增强,即豆粕期货市场的价格发现功能日趋增强,这为豆粕市场近 20 年的发展成效提供了实证支持。

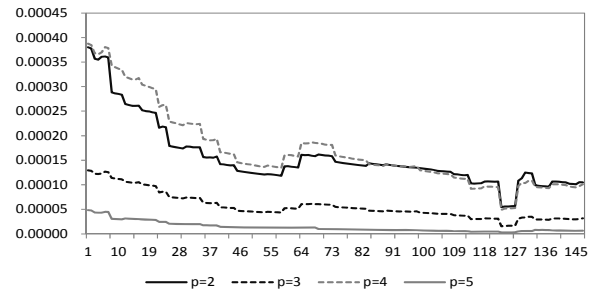


图 3 不同滞后阶数下 Chi 检验统计量对应的 P 值

3. 稳健性检验

结合上述静态和动态 Granger 检验结果可知,豆粕期货市场对现货市场具有显著的单向引导作用,且价格发现功能逐渐增强。为了确保估计结果的稳健性,判断估计结果是否具有代表性,是否不随样本或数据来源发生改变,现选取来源于生意社的期货价格和现货价格数据进行稳健性检验,样本区间为 2011 年 5 月 24 日—2017 年 5 月 12 日,滚动窗口期同样为 3 年 稳健性检验结果如图 4 所示。

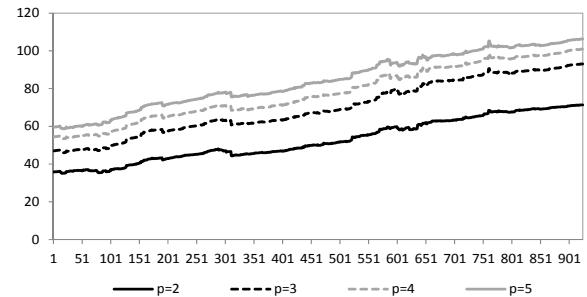


图 4 不同滞后阶数下的 Chi 统计量

从稳健性检验的结果可知,在 2~5 阶任意滞后期,均有 $P < 0.05$,随着滞后期的增加,Chi 统计量不断增加, P 值不断减小,当滞后期 $p=5$ 时,随着时间推移, P 值无限趋近于零,豆粕期货与现货之间的因果性越发增强,关系非常显著,得出结论与动态 Granger 因果检验一致。这表明前述结果不仅不随滞后期数 p 的不同而改变,也不随样本不同而发生改变,具有相当的稳健性。

(三) 脉冲响应和方差分解

1. 脉冲响应函数

脉冲响应函数图如图 5 所示,纵轴表示价格对

标准差冲击的反应，横轴表示响应期数。从左至右分别显示豆粕期货价格 $\ln P_{future}$ 、豆粕现货价格 $\ln P_{spot}$ 对来自豆粕期货市场 1 个标准差冲击的响应情况。可以看出，受到来自期货市场的 1 个标准差冲击后，豆粕期货市场立即产生反应，豆粕期货价格即刻发生调整，在随后 2 个月内持续下降，3 个月后，冲击对期货市场价格的影响基本消失。与

豆粕期货价格迅速调整形成对比，现货价格调整存在一定的时滞性，在受到冲击的当期，豆粕现货价格变化幅度非常小，之后持续增加，1 个月后达到最大，之后持续下降，5 个月后，冲击对现货市场价格的影响基本消失。这表明来自期货市场的冲击对期货市场和现货市场的影响具有一定的持续性，对现货市场的影响更为持久。

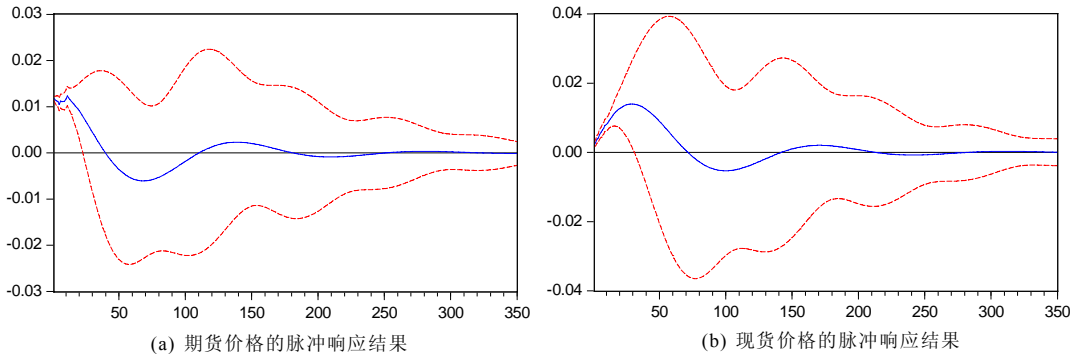


图 5 期货市场 1 个标准差冲击下的脉冲响应结果

2. 方差分解结果

方差分解结果如图 6 所示，从中可以看出，豆粕期货价格波动主要由其自身解释，虽然随时间推移，来自自身的方差贡献率有所下降，但下降幅度非常小，在 2 个月以后趋于平稳时，始终维持在 90%

左右。尽管来自现货市场的方差贡献率有所上升，但上升缓慢，第 1 周来自现货市场的方差贡献率仅为 0.32%，第 8 周来自现货市场的方差贡献率也仅有 7.57%，即使最终趋于平稳时，来自现货市场的方差贡献率仍不足 10%。

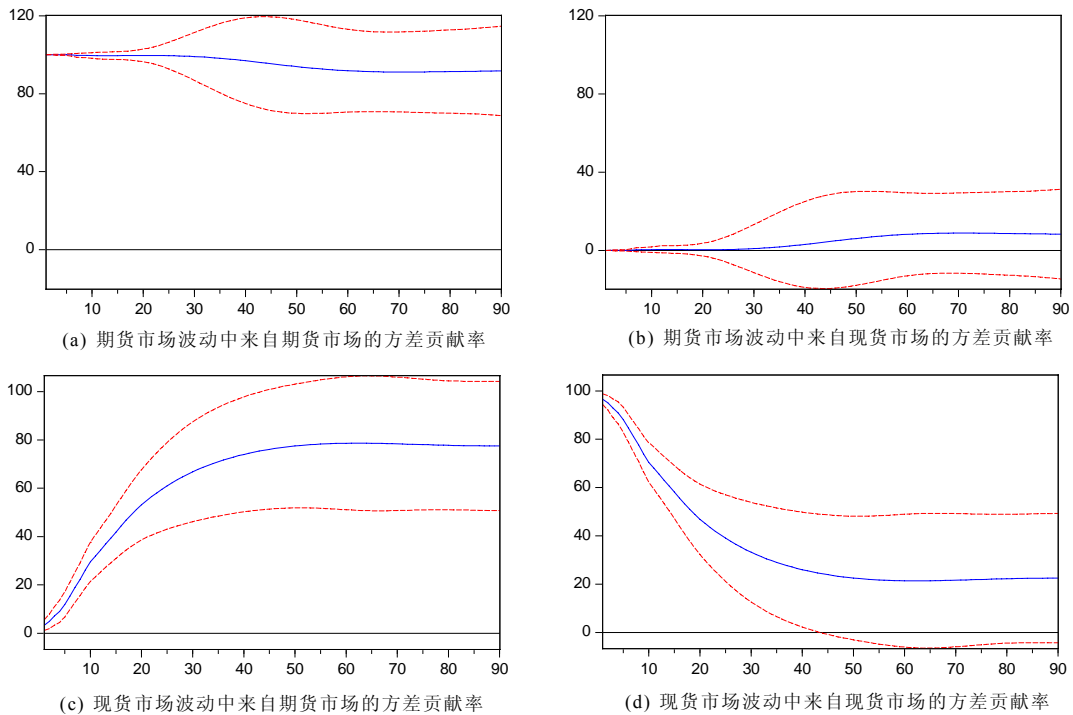


图 6 方差分解结果

与之形成鲜明对比的是，豆粕现货价格波动主要源于两部分：一是来自自身的价格波动，二是来自期货市场的价格波动。图 6 显示，在第 1 天，现货价格波动几乎 100%来自于自身的价格波动，来

自期货市场的价格波动仅占 3.47%。然而，1 周后，来自期货市场的价格波动占比提高到 18.95%，3 周后占比迅速提高到 54.89%，2 个月后，占比趋于平稳，维持在 80%左右，成为现货市场价格波动的第

一大来源。与此同时,来自现货市场自身的价格波动占比持续下降,最终趋于平稳时,占比仅为21.64%,不足1/3,表明在长期的信息传递过程中,期货市场占据主导地位,是现货价格波动的主要影响因素^[18],维持豆粕期货市场价格稳定对维持豆粕现货市场价格稳定意义重大。

五、结论及其启示

基于上述研究可以得出以下结论:第一,中国豆粕期货市场和现货市场之间存在长期稳定的均衡关系,进一步支持了已有研究结论。第二,中国豆粕期货市场确实对现货市场存在显著的单向价格引导关系,证明中国豆粕期货市场已具有较强的价格发现功能。第三,对来自豆粕期货市场的信息冲击,豆粕现货价格变化存在一定的时滞,滞后期约为1个月的时间。并且在长期的信息传递过程中,期货市场占据主导地位,是现货价格波动的主要影响因素,意味着豆粕投资者和企业生产者可充分利用期货市场价格信息来指导生产、经营和加工,以有效规避风险。第四,近年来,中国豆粕期货市场的价格发现功能在不断增强,这既说明中国农产品期货市场发展成效明显,也为进一步发挥农产品期货市场的价格发现功能提供了经验支撑。

目前,尽管中国农产品期货上市品种已达20多个,基本覆盖了粮、棉、油、糖等主要农产品,对稳定农产品市场价格起到了积极作用,但由于中国农产品期货市场总体起步较晚,市场制度不是很完善和投资者构成相对不很合理,农户利用期货市场价格信息规避风险的能力较弱,政府在继续完善交易机制、加强农产品市场信息化建设、提高市场透明度、完善农产品流通体制等方面的同时,还需注重培育微观市场参与主体,同时积极培育新的农产品期货交易中介组织来充当市场和农户之间的桥梁,促使更多的农户成为农产品期货市场中的套期保值者等,以进一步提高并发挥中国农产品期货市场的价格发现功能。

参考文献:

[1] Wang H H, Ke B. Efficiency tests of agricultural commodity futures markets in China[J]. The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 2005,

49(2): 125-141.

- [2] 马述忠,汪金剑,邵宝宝.我国战略性农产品期货市场价格发现功能及效率研究——以大豆为例[J].农业经济问题,2011(10):20-28.
- [3] 侯金莉.农产品期货价格与现货价格的关系研究[J].经济纵横,2014(4):70-74.
- [4] 孙志红,王亚青.农产品现货价格与期货价格关联研究[J].干旱区地理,2015(5):1049-1060.
- [5] 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.
- [6] 王时芬,汪喆.我国大豆期货价格与现货价格双向引导机制的研究[J].价格理论与实践,2016(1):136-139.
- [7] 张劲帆,汤莹玮,刚建华,等.中国利率市场的价格发现——对国债现货、期货以及利率互换市场的研究[J].金融研究,2019(1):19-34.
- [8] Josepha A, Sisodiaa G, Tiwarib A K. A frequency domain causality investigation between futures and spot prices of Indian commodity markets[J]. Economic Modelling, 2014(40):250-258.
- [9] 谢晓闻,方意,赵胜民.中国期货市场价格发现功能研究[J].系统工程学报,2016(3):364-372.
- [10] 赵华,王一鸣.中国期货价格的时变跳跃性及对现货价格影响的研究[J].金融研究,2011(1):195-206.
- [11] 庞贞燕,刘磊.期货市场能够稳定农产品价格波动吗——基于离散小波变换和 GARCH 模型的实证研究[J].金融研究,2013(11):126-139.
- [12] Toda H Y, Yamamoto T. Statistical inferences in vector auto regressions with possibly integrated processes[J]. Journal of Econometrics, 1995, 66(1-2):225-250.
- [13] 周建,李子奈. Granger 因果关系检验的适用性[J].清华大学学报(自然科学版),2004,44(3):358-361.
- [14] 曹永福.格兰杰因果性检验评述[J].数量经济技术经济研究,2006(1):155-159.
- [15] 陈雄兵,张宗成.再议 Granger 因果检验[J].数量经济技术经济研究,2008(1):154-160.
- [16] 靳庭良.单整变量之间 Granger 因果关系的一种检验程序[J].数量经济技术经济研究,2013(2):150-161.
- [17] 刘庆富,张金清.我国农产品期货市场的价格发现功能研究[J].产业经济研究,2006(1):11-18.
- [18] 李志慧,卢新生,雷和涛.我国豆粕期货市场价格发现功能的实证研究[J].价格理论与实践,2011(7):61-62.
- [19] 刘金珠.我国豆粕现货与期货价格动态传导关系研究[J].价格理论与实践,2018(7):75-78.

责任编辑:李东辉