

临时收储政策改革对农产品市场化影响实证分析

韩 啸¹, 孙玲俐^{2*}

(1. 华中农业大学 理学院, 湖北 武汉 430070;
2. 华中农业大学 统计研究所, 湖北 武汉 430070)

摘要: 目前大豆、棉花和玉米已相继取消了实施多年的临时收储政策, 这些农产品的价格已全面实现市场化。本文主要研究了玉米临时收储政策改革前后玉米和玉米淀粉的价格传导, 并分析了玉米期货的波动风险情况, 以及国内外农产品期货市场联系程度变化。利用格兰杰因果检验, 发现改革后玉米价格有助于解释玉米淀粉价格的未来变化; 利用 GARCH 模型分析玉米期货价格在临时收储政策改革前后波动性的变化情况, 发现在加入了“改革”这个变量之后, 玉米期货市场的波动性有小幅上升, 但显著性不强; 对改革前后国内外 20 种主要农产品期货价格数据构建网络模型, 并研究了对应的网络拓扑结构, 发现改革后网络的聚集系数、平均度和网络密度均相应增加。

关键词: 临时收储政策改革; 格兰杰检验; GARCH 模型; 网络模型

中图分类号: F 323.7 **文献标志码:** A **文章编号:** 1004-390X (2018) 04-0064-08

The Empirical Analysis of the Effect of Temporary Purchase and Storage Policy Reforms on Agricultural Products' Marketization

HAN Xiao¹, SUN Lingli²

(1. College of Science, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;
2. Institute of Statistics, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China)

Abstract: With the cancellation of Temporary Purchase and Storage Policy (TPSP) on soybean, cotton and corn one by one, which has been enforced for many years, the price of these agricultural products has realized full marketization. In this paper, we study the price transmission of corn and corn starch before and after temporary purchase and storage policy reform on corn, and analyze the risk of volatile price with corn futures contracts and the change of agricultural futures market at home and abroad. First, by using Granger test, we find that the price of corn is the Granger reason of corn starch after the cancellation of TPSP on corn. Secondly, with GARCH model on the price of corn futures, we have that TPSP on corn results in slightly higher volatility of the corn futures market with a low level of statistical significance. Finally, by using network model, we study the topological structure of 20 agricultural products at home and abroad futures price network before and after TPSP, which shows clustering? coefficient, average degree and network density all have increased.

Keywords: temporary purchase and storage policy reforms; Granger test; GARCH model; network model

收稿日期: 2018-02-02 修回日期: 2018-02-19 网络出版日期: 2018-07-18 14:34:23

基金项目: 中央高校基本科研业务项目 (2662017PY091)。

作者简介: 韩啸 (1993—), 男, 湖北武汉人, 硕士研究生, 主要从事经济统计研究。

* 通信作者: 孙玲俐 (1978—), 女, 湖北武汉人, 副教授, 博士, 主要从事经济统计研究。

网络出版地址: <http://kns.cnki.net/kcms/detail/53.1044.s.20180717.1500.020.html>

自2008年实行临时收储政策以来,由于政府兜底,农民种粮积极性提高,国家粮食安全得到保障;但与此同时,由于近年来国际粮食价格持续走低,与国内形成倒挂,因此出现三量——进口量、生产量、库存量齐增的现象。改革前库存量达到历史高位,财政压力巨大,去库存迫在眉睫。因此,国家自2014年开始相继对大豆、棉花和玉米实施临时收储政策改革,让市场发挥资源配置的主要作用。取消临时收储政策,以市场收购和直接补贴或者目标价格补贴等方式,转方式调结构,让农产品价格能够按照市场的供需关系自行调整,进而使供应量变得更市场化,最终达到供给侧结构性改革的目的;农产品本身的价格变得更市场化不仅减轻了国家收储的负担,与此同时,面临高昂成本的下游深加工企业也如释重负。

2014年5月,在东北三省和内蒙古自治区实施了目标价格补贴改革试点,将2014—2015年大豆目标价格平均水平定为4800元/t。2016年东北三省和内蒙古自治区将玉米临时收储政策调整为“市场化收购”加“补贴”的新机制,这一系列改革也意味着部分农产品实行了多年的临时收储政策取消。伴随而来的是更符合实际,更有效率的农业政策,为我国农业供给侧结构性改革和农业现代化添砖加瓦。

2015年,朱宁^[1]研究了大豆产品的价格情况,发现大豆、豆粕和豆油的联动性更强,目标价格补贴政策更有利于大豆产品价格形成机制的建立。从而可以看出,在大豆产品领域,市场在价格形成和供需平衡中都起到了关键性的作用,因此应该继续推进临时收储政策改革。

本文主要分析了临时收储政策改革前后玉米和玉米淀粉的市场价格联动效应变化情况和玉米期货价格的波动性情况,期货市场波动性变强的同时我们更应该严控风险,发挥期货套期保值的根本作用,为农民和农业企业减少价格变动带来的风险。最后还分析了国内外20种主要农产品期货市场价格联动情况。总体而言,用数量的方法实证分析了临时收储政策改革之后农产品具体有哪些新特点,是否变得更市场化。

本文的数据选取于中华粮网玉米价格月度数据2008年1月—2017年7月,以及卓创农业网玉米淀粉月度数据2013年1月—2017年7月。另外

通过文华财经及Wind资讯获得20种农产品期货价格指数数据。

一、改革前后玉米与玉米淀粉价格影响分析

(一) 玉米和玉米淀粉的价格

1. 玉米和玉米淀粉的关系

玉米是世界范围内最主要的几种农产品之一,其产量主要集中在美国、中国、巴西等国家及地区,其主要需求来自粮食,牲畜饲料及深加工产品玉米淀粉。由于近年来国际玉米价格持续走低,与国内形成倒挂,出现三量——进口量、生产量、库存量齐增的现象,临时收储政策改革前库存量达到历史高位,财政压力巨大,去库存迫在眉睫。

玉米淀粉是玉米的深加工产品,据资料介绍平均1t吨玉米大概产0.67t玉米淀粉,以玉米淀粉为原料的加工产品达100余种,被广泛用于食品、化工、医药等行业。

2. 玉米和玉米淀粉的价格走势

数据的选取:玉米价格来自中华粮网,玉米淀粉价格来自卓创农业网。临时收储政策改革后为2016年1月—2017年7月价格数据,共计19个数据(图1)。为方便直观的观察,临时收储政策改革前所用数据也选用19个数据,为2014年6月—2015年12月价格数据(图2)。

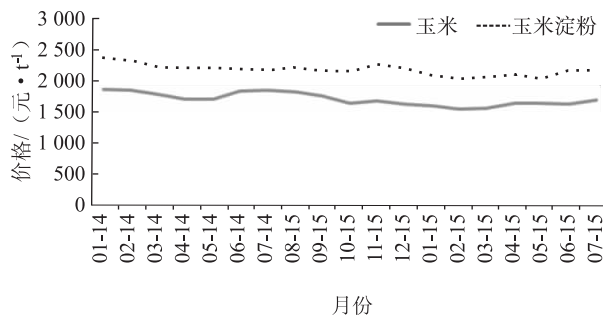


图1 改革后玉米和玉米淀粉价格

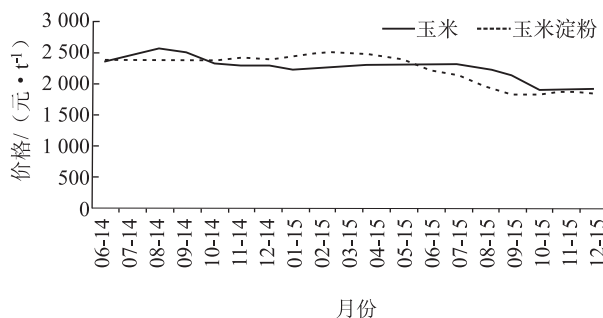


图2 改革前玉米和玉米淀粉价格

从图 1 可以看出, 临时收储政策改革前由于玉米价格是由每年的玉米收储价格决定, 所以其变化原因主要来源于政策, 与玉米淀粉价格的相关性较差; 从图 2 可以看出, 临时收储政策改革后玉米价格为市场价格, 与玉米淀粉价格保持相对接近的变化趋势。下面将进一步采用格兰杰检验方法来分析玉米和玉米淀粉的价格传导关系。

(二) 格兰杰检验临时收储政策改革前后玉米和玉米淀粉的价格传导关系

1. 格兰杰检验的特点

格兰杰因果检验不是真正的因果关系, 而是时间上的先后解释关系。例如, 若 a 为 b 的格兰杰原因, 则 a 之前的变化情况能一定程度上解释 b 的变化。对于上游的玉米和其深加工产品玉米淀粉来说, 两者的价格若存在格兰杰因果关系, 则在一定程度上说明一种产品之前的价格变化能

解释另一种产品的价格变化。

2. 实证分析

数据的选取: 玉米价格来自中华粮网, 玉米淀粉价格来自卓创农业网。由于玉米淀粉的数据最早只能收集到 2013 年 1 月, 所以临时收储政策改革前所用数据为 2013 年 1 月—2015 年 12 月价格数据, 共计 36 个数据; 临时收储政策改革后所用数据为 2016 年 1 月—2017 年 7 月价格数据, 共计 19 个数据。

第一步: 对所选的价格数据分别取对数, 然后进行单位根检验, 得到的结果如表 1, 表 2 所示, 即拒绝原假设, 两组数据分别在一阶差分情况下是平稳的。

第二步: 对玉米和玉米淀粉对数价格的数据进行协整检验, 所得结果如表 3, 表 4 所示, P 值为 0.02, 说明拒绝原假设, 说明两组数据存在协整关系。

表 1 改革前单位根检验

项目	差分次数	(C, T, K)	ADF 值	1% 临界值	结论
Lnmaize	1	(0, 0, 1)	-3.33	-2.6	I (1) *
Lnstarch	1	(0, 0, 1)	-3.17	-2.6	I (1) *

表 2 改革后单位根检验

项目	差分次数	(C, T, K)	ADF 值	1% 临界值	结论
Lnmaize	1	(0, 0, 1)	-2.88	-2.71	I (1) *
Lnstarch	1	(0, 0, 1)	-4.21	-2.71	I (1) *

表 3 改革前协整检验

Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05Critical Value	Prob. **
None *	0.372 880	17.581 84	15.494 71	0.023 9
At most 1	0.049 243	1.716 877	3.841 466	0.190 1

表 4 改革后协整检验

Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05Critical Value	Prob. **
None *	0.561 926	17.614 44	15.494 71	0.023 6
At most 1	0.190 045	3.583 204	3.841 466	0.058 4

第三步: 当两组数据通过单位根检验和协整检验之后, 对其进行格兰杰因果检验, 所得结果

如表 5 所示。

表5 改革前后格兰杰检验结果

政策	原假设	P 值	是否拒绝原假设
临时收储政策改革前 (2013年1月—2015年12月)	淀粉价格不是玉米价格的格兰杰原因(对数价格)	0.39	否
	玉米价格不是淀粉价格的格兰杰原因(对数价格)	0.41	否
临时收储政策改革后 (2016年1月—2017年7月)	淀粉价格不是玉米价格的格兰杰原因(对数价格)	0.40	否
	玉米价格不是淀粉价格的格兰杰原因(对数价格)	0.08	是

从表5可以看出,在0.1的显著性水平下,临时收储政策改革前玉米和淀粉互不为对方的格兰杰原因,但是在临时收储政策改革后,玉米价格是淀粉价格的格兰杰原因。

这也与实际情况相符,在临时收储政策改革前一段时间,由于国内玉米价格受到收储价格的影响,高于国际玉米价格,部分下游生产玉米淀粉的深加工企业转而将进口玉米作为部分原料来源,使得国内玉米价格与淀粉价格之间不能有效地传导。例如,2015年5月国际玉米价格出现一定幅度下跌,但是国内玉米价格保持收储价格不变,这时玉米淀粉与国际玉米价格保持相对一致,也出现了一定跌幅。

而临时收储政策改革后,进口玉米的到岸价格与国内玉米市场价格相差不大,同时,由于出台了针对深加工企业的补贴政策——若消耗国内新产玉米,给予一定的现金补贴,使得国内玉米的需求得以上升,对下游产品价格的影响也随之上升,这说明上游的玉米价格对下游的玉米淀粉价格产生了更大的影响,价格的市场化取得了一定成效。

从实际数据来看,高耕地面积、高库存的现象也得到缓解。根据Wind数据,中国2015年玉米播种面积3812万 hm^2 ,2017年玉米播种面积减少到3500万 hm^2 ,减少幅度8.2%。根据USDA的数据2015—2016年度库存量为1.1亿t(国内预估为2亿多t)下降到2016—2017年的1亿t,下降幅度9.1%。可见,此次对玉米进行的临时收储政策改革能够让市场发挥资源配置的主导作用,有效地降低了国内的高库存、高产量,是农产品供给侧结构性改革的取得的又一项成果。同时,国内价格与国际价格倒挂的情况也得到了解决。

玉米价格按照供需关系变动的同时,其价格

也会随之波动起来,在资本市场上逐利的投机者也会找到更多的机会。因此,研究临时收储政策改革前后玉米期货价格的变化情况具有十分重要的现实意义。

二、GARCH模型分析临时收储改革对玉米期货波动率的影响

(一) 研究方法

通过比较临时收储政策改革前后玉米期货的对数收益率的方差大小,可知玉米期货价格的波动情况。我们发现临时收储政策改革后,玉米期货的方差变大,即波动率变大。为了进一步分析是否是由于临时收储政策改革这个因素导致的收益率的变化,笔者构建了GARCH模型来研究临时收储政策改革政策对于玉米期货价格波动率的影响。GARCH即广义自回归条件异方差模型,其特点是对误差的方差进行了进一步的建模,特别适用于波动性的分析和预测。

(二) 基于GARCH临时收储改革对玉米期货波动率影响的实证分析

数据来源:Wind资讯2008年1月1日—2017年6月30日日线数据。

第一步:观察数据特征。

由图3可知,均值趋近于0;偏度为-0.323说明分布有长的左拖尾;峰度为9.636说明对数收益率序列有尖峰和厚尾的特征; P 值为0.000,说明拒绝服从正态分布的假设。

由图4可知,波动在有的时间段较小,有的时间段较大,表现出明显的“集群”现象。说明玉米期货对数收益率有可能出现异方差性。

第二步:平稳性检验。

单位根检验:由表6可知, P 值为0.0001,所以玉米期货对数收益率服从平稳分布。

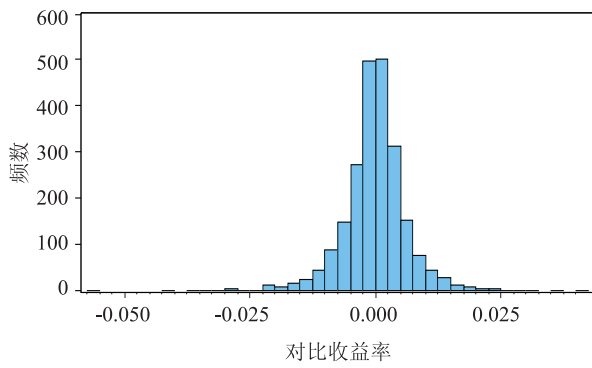


图 3 玉米期货的对数收益率直方图

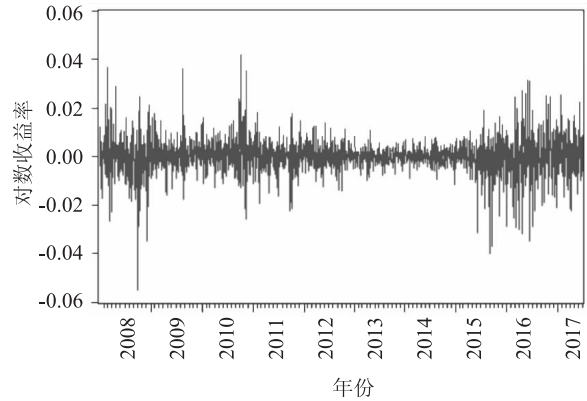


图 4 玉米期货的对数收益率

表 6 玉米期货的对数收益率单位根检验

Null Hypothesis: R has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag = 26)

	t - Statistic	Prob. *
Augmented Dickey - Fuller test statistic	-50.068 60	0.000 1
Test critical values:		
1% level	-2.565 964	
5% level	-1.940 961	
10% level	-1.616 607	

第三步：构建均值模型。

观察对数收益率的自相关系数和偏自相关系数情况，可以看出，日收益率序列滞后阶存在自相关性。由此，可以通过建立 ARMA (p, q) 模型以确定日线收益率序列的变化。

由于自相关图无法帮助确定自回归移动平均过程的阶数，因此，本文采用 AIC 和 SBIC 信息准则对收益率序列 ARMA (p, q) 模型的阶数进行判断。计算了 4 阶以内 ARMA 模型信息准则。根据计算结果，综合考虑 AIC 和 SBIC 两个准则，分别为 -7.108 3 和 -7.096 0，认为 ARMA (2, 2) 模型较好地刻画了日收益率序列

的特征。因此，确定玉米期货对数收益率为 AR-MA (2, 2) 模型。即：

$$R_t = c + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

随后对 ARMA (2, 2) 模型进行 ARCH - LM 检验。结果如表 7 所示，拒绝残差平方不存在自相关的原假设，因此玉米期货收益率序列存在自回归异方差效应。那么，可以进一步拟合日收益率序列的 GARCH 模型。

第四步：GARCH 模型的建立，并引入虚拟变量 DV，即改革前取 0，改革后取 1。选择了国内外学者普遍选取的 GARCH (1, 1) 模型，所以为 ARMA (2, 2) - GARCH (1, 1) 模型。

表 7 ARCH - LM 检验结果

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F - statistic	35.646 76	Prob. F (1, 2349)	0.000 0
Obs * R - squared	35.143 79	Prob. Chi - Square (1)	0.000 0

表8 GARCH 模型结果

GARCH = C (6) + C (7) * RESID (-1) ^2 + C (8) * GARCH (-1) + C (9) * DV				
Variable	Coefficient	Std. Error	z - Statistic	Prob.
C	9.00E - 05	0.000 106	0.851 730	0.394 4
AR (1)	-0.100 726	0.004 857	-20.739 62	0.000 0
AR (2)	-0.993 165	0.003 812	-260.543 3	0.000 0
MA (1)	0.095 077	0.006 457	14.725 17	0.000 0
MA (2)	0.986 966	0.005 262	187.556 2	0.000 0
Variance Equation				
C	1.68E - 07	3.80E - 08	4.438 602	0.000 0
RESID (-1) ^2	0.055 694	0.004 411	12.626 35	0.000 0
GARCH (-1)	0.942 077	0.004 502	209.264 1	0.000 0
DV	4.14E - 07	2.41E - 07	1.720 819	0.085 3
R - squared	0.004 470	Mean dependent var		-1.02E - 05
Adjusted R - squared	0.002 772	S. D. dependent var		0.006 923
S. E. of regression	0.006 913	Akaike info criterion		-7.437 999
Sum squared resid	0.112 078	Schwarz criterion		-7.415 931
Log likelihood	8 748.649	Hannan-Quinn criter.		-7.429 962
Durbin-Watson stat	2.077 936			
Inverted AR Roots	-0.05 + 1.00i	-0.05 - 1.00i		
Inverted MA Roots	-0.05 + 0.99i	-0.05 - 0.99i		

由表8可知, GARCH模型为:

$$R_t = 0.000\ 09 - 0.100\ 73R_{t-1} - 0.993\ 165R_{t-2} + 0.095\ 077\varepsilon_{t-1} + 0.986\ 966\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$h_t = 1.68E - 07 + 0.055\ 694\varepsilon_{t-1}^2 + 0.942\ 077h_{t-1} + 4.14E - 07dv$$

(三) 小结

DV的值为正且值很小, 并且P值较大为0.0853, 说明在玉米临时收储政策改革的初期(截至2017年6月30日), 该政策确实增加了玉米期货的波动性, 但是增加的强度不强, 显著性较差。本文只在玉米临时收储改革初期的一年多时间内分析了玉米期货的波动性变化, 但政策真正的变化还需在一个更长远的时间段内进行研究。

由于各个农产品之间可能来源于同一种原料或者某些粮食有相互替代、传导等关系, 下面将讨论整个农产品期货市场在大豆、棉花和玉米相继实施临时收储政策改革之后的变化情况。

三、临时收储政策改革前后农产品期货网络模型分析

(一) 定义

聚集系数: 节点*i*的聚集系数 $C_i = 2M_i / [k_i(k_i - 1)]$, 其中 M_i 为节点*i*实际存在的边数, k_i 为可能存在的最大弧数。网络聚集系数 $C = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N C_i$ 。

平均度: 整个网络中每个节点平均的度数。节点*i*的度即与节点*i*连线的边的总数。

(二) 实证分析

模型建立。数据: 国内期货指数数据来源于文华财经, 国外期货指数数据来源于Wind资讯。由于大豆, 棉花, 玉米的改革时间为2014年, 并且很多产品的上市时间为2013年之后, 所以选取的改革前时间为2013年1月—2013年6月半年时间的日线数据。选取的改革后时间为2017年1月—2017年6月的日线数据。产品的种类有菜油、菜粕、豆粕、菜籽、豆油、连豆、强麦、玉米、棕榈、郑糖、郑棉、早稻、标普玉米、标普棉花、

标普小麦、标普瘦肉猪、标普大豆、标普糖。农产品指数，软商品指数，共计 20 种农产品及其衍生品或下游产品期货指数数据。

节点：20 种农产品期货指数。

边：设 $R_i(t) = \ln \frac{P_i(t)}{P_i(t-1)}$ 为日线对数收益率，则若两种产品的日线对数收益率的相关系数 $C_{ij} = \frac{E(R_i R_j) - E(R_i) E(R_j)}{\sqrt{\text{var}(R_i) \text{var}(R_j)}}$ 的绝对值大

于阈值，则对应节点连一条边。

阈值的取值：由于相关系数小于 0.4 为弱相关，0.4 ~ 0.7 是显著相关，大于 0.7 为强相关。又由于当阈值大于等于 0.5 时，连边数太小，故分别取阈值 0.4，0.45 来考虑网络结构。

当阈值分别为 0.4 和 0.45 时，改革前后网络模型的图像分别如图 5、图 6 所示。

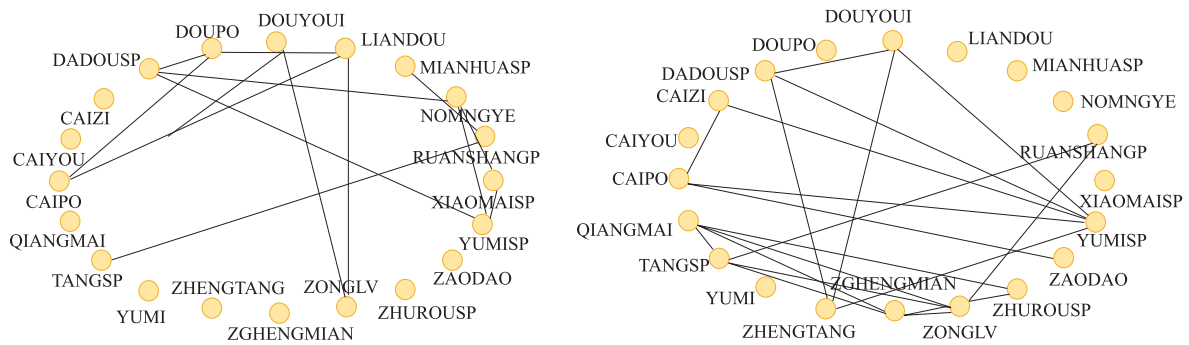


图 5 阈值为 0.4 时的网络模型图像 (左为改革前, 右为改革后)

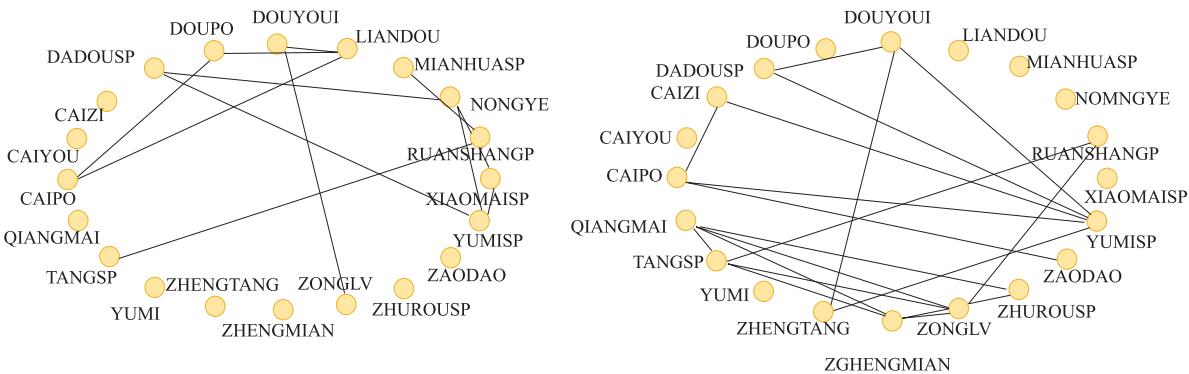


图 6 阈值为 0.45 时的网络模型图像 (左为改革前, 右为改革后)

从图 5 和图 6 中可以直观地看到，改革前，各节点连线十分稀疏，改革后连线明显增多。即改革后，各期货对数收益变化之间存在相关性更强。可以进一步分析改革前后网络模型的平均度及聚集系数情况，如表 9 所示。

表 9 改革前后聚集程度

阈值	政策	聚集系数	平均度
0.4	改革前	0.308	1.5
	改革后	0.453	2.0
0.45	改革前	0.28	1.2
	改革后	0.45	1.9

(三) 小结

由表 9 可以看出，在不同的阈值情况下，改革后的聚集系数都有明显的提升，阈值为 0.4 时，聚集系数提高了 47%，在阈值为 0.45 的情形下，聚集系数提高了 61%，并且平均度也增加明显。所以临时收储政策改革使得国内外期货指数变化情况联系更紧密。

以上结论与实际情况也是一致的，在临时收储阶段，玉米、大豆、棉花的价格都是由有关部门自行确定，与由供给和需求决定的国际市场价格有一定的脱钩，因而上下游企业有可能选择其他进货渠道或者选取其他替代品来生产。此时，上游产品价格波动不能有效传导到下游产品，下

游产品价格也无法有效的反作用于上游产品价格;因此,表现在期货市场上的现象就是,联系程度不高。当临时收储政策进行改革后,国际价格与国内价格产生联动,上下游价格也出现联动效应;此时表现在期货市场上的现象就是联系程度变高,网络模型的聚集系数变高。

四、结论与展望

本文从玉米临时收储政策改革为切入点,分别从玉米实物价格,玉米淀粉实物价格,玉米期货价格,全市场农产品价格入手进行分析。

首先,对临时收储政策改革前后玉米实物价格和玉米淀粉实物价格进行了格兰杰因果检验,发现:玉米的临时收储改革政策的实施,使得国内玉米价格对其深加工产品玉米淀粉的价格传导更为明显,上下游价格联系更为紧密。其次,利用 GARCH 模型对临时收储改革前后玉米期货的波动情况进行分析得出:国内玉米期货的波动性变强,也意味着投资者可能面临更大的风险性;但结果的波动性变化幅度较小,显著性不强。最后,通过建立网络模型分析改革前后国内外农产品期货网络拓扑特征发现:在大豆、玉米、棉花的临时收储改革之后,国内外农产品期货市场的联动效应更为明显,产品收益之间存在更强的关联性,农产品价格的联动效应增强也是市场化程度加深的一种具体表现。通过这三个方面的具体分析,由点及面地刻画出了临时收储政策改革前后农产品市场的变化情况。在市场化程度提高的同时,期货市场的短期波动性也在增加。

基于上述结论,认为临时收储政策改革能在一定程度上加深国内部分农产品实物价格和期货价格市场化程度,是国家农业供给侧结构性改革的重要组成部分。党的十八届三中全会审议通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》指出经济体制改革的核心是处理好政府与市场的关系,让市场发挥资源配置的决定性作用,可见临时收储

政策改革正是朝着这个方向进行的。所以本文建议继续深化改革,在坚持粮食安全不动摇,确保粮食红线的基础上应加大收储政策改革力度;对某些特定农产品也应相应取消收储政策,确定合适的补贴措施,让价格回归价值,又让农民减少损失,获得更高的收益。但与此同时,由于改革的进行,也在一定程度上加剧了对应农产品期货的波动效应,所以在继续深化改革,发挥市场作用的同时,也要处理好市场炒作加剧的风险,让价格回归理性,发挥期货规避风险,套期保值的根本作用。

[参考文献]

- [1] 朱宁,刘慧,秦富.我国目标价格政策对大豆产品价格的影响分析[J].价格理论与实践,2015(9):27.
- [2] 罗泊.中国股指期货与股票现货信息传递效应的数量研究[D].成都:西南财经大学,2012.
- [3] 黄丹.股指期货推出对中国股票市场波动率的影响[D].上海:复旦大学,2013.
- [4] 王俊杰.基于网络的金融数据分析与挖掘[D].上海:复旦大学,2013.
- [5] KIM H J, KIM I M, LEE Y, et al. Scale-free network in stock markets [C] //International Workshop on Similarity in Diversity, 2002, 40(6): 1105.
- [6] 张鼎,庄新田,卢文娟,等.基于复杂网络理论的期货指数网络的研究[J].系统管理学报,2014,23(1):70. DOI:10.3969/j.issn.1005-2542.2014.01.011.
- [7] 顾莉丽,郭庆海.玉米收储政策及其效应分析[J].农业经济问题,2017(7):72. DOI:10.13246/j.cnki.iae.2017.07.008.
- [8] 周圣钧,田佳琦,王路加.我国玉米价格补贴政策改革实施效果研究[J].价格理论与实践,2017(7):69.
- [9] 冷博峰,李谷成,冯中朝.对国家油菜籽临时收储政策的几点思考:效果、问题及其取消后的影响[J].农业现代化研究,2017,38(4):632. DOI:10.13872/j.1000-0275.2017.0064.
- [10] 王燕青,姚灵,简林强.临时收储政策及其改革对农产品期货市场的影响[J].农业现代化研究,2017,38(1):81. DOI:10.13872/j.1000-0275.2016.0147.