

最低收购价政策对小麦市场价格波动影响的实证分析

李 雪,韩一军,付文阁

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)



摘 要 为了估计最低收购价政策对小麦市场价格波动的直接影响,利用 2009 年 1 月 4 日至 2016 年 12 月 30 日小麦现货与期货价格日数据,通过将政策作为虚拟变量引入 GARCH 模型,实证研究政策对平抑小麦期现货价格波动的作用,并从政策执行区和非执行区的视角比较政策在不同地区维护小麦市场价格稳定方面的效果,对模型结果和价格传导路径进行验证和分析。结果表明,政策对小麦期现货价格波动产生了明显的影响,能够显著降低小麦现货市场的波动程度,并通过期现货市场间的联系对期货市场产生影响,但政策对期货价格波动的作用方向则相反;政策在平抑小麦价格波动方面的效果具有空间上的溢出效应,通过区域间的市场联系从执行区传导到非执行区,导致非执行区价格波动程度的下降。

关键词 最低收购价政策;小麦;价格波动;执行区;非执行区

中图分类号:F 323.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2018)02-0001-07

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.02.001

对于中国这样一个人口地关系相对紧张的发展中人口大国而言,粮食是经济发展、社会稳定和国家安全的基础,粮食问题是关系全局的重大战略问题。自 2004 年粮食流通体制市场化改革以来,我国采取了包括最低收购价、临时收储等价格支持政策以促进粮食生产的稳定发展。从实施效果来看,价格是影响农民生产决策的关键因素,价格政策是促进粮食生产稳定发展的最有效措施^[1]。另一方面,最低收购价水平的不断提高也在一定程度上扭曲了我国粮食市场价格形成机制,敞开收购则导致粮食库存水平居高不下,造成巨大的财政压力^[2]。因此,在执行过程中,政策的一些实施细则在不断完善,最低收购价水平也不再逐年提高甚至出现下降。政策内容的调整逐步向“干预扭曲程度小、市场化导向”的方向演变,尽可能减少流通端的市场扭曲^[3]。从最低收购价政策的实际操作来看,一方面通过政府干预性收购,减少相关粮食品种的市场流通量,支撑粮食价格保持在一定水平,另一方面采取竞拍方式释放政策性临时库存,使粮油终端产品价格稳定在一定水平^[1]。从理论上分析,这种“托低平高”的调控手段将会不可避免地价格波动产生影响。中国是小麦生产和消费大国,小麦也是中国重要的口粮、商品粮和储备品种。作为中国主要粮食作物之一,最低收购价政策的实施对小麦市场价格波动有何影响?政策对粮食现货市场和期货市场的影响是否相同?对不同地区小麦市场价格波动的影响是否一致?这些都是深化粮食价格形成机制改革过程中的重要问题。深入分析当前最低收购价政策对小麦市场价格稳定的作用有一定的现实意义,同时为粮食价格支持政策的改革和完善提供一定的理论参考。

国内外学者在政策对农产品价格及波动性的影响方面进行了较多的研究,在 Engle 等提出著名

收稿日期:2017-08-16

基金项目:国家社会科学基金重点项目“我国粮食产业供给侧结构性改革路径研究”(17AJY019);国家现代农业产业技术体系“小麦产业经济”(CARS-03-08B)。

作者简介:李 雪(1985-),女,博士研究生;研究方向:农业经济理论与政策。

通讯作者:韩一军(1971-),男,教授,博士;研究方向:农业市场、贸易、投资与产业。

的协整理论后,协整理论及相关数理方法也被用于衡量市场改革的效率,如对我国粮食市场改革效率的测量^[4],政府对粮食市场管制有效性等问题进行分析^[5]。随着研究方法逐渐丰富和发展,国内外关于政策对价格波动影响的实证研究成果逐渐丰富。学者们通过建立实证分析模型研究了政策对美国谷物、棉花、奶制品市场波动的影响^[6-7],贸易政策变化对肯尼亚玉米价格波动的影响^[8],以及主要食糖生产国的政府管制对食糖定价及价格波动的影响^[9]。研究发现政策能够引起农产品市场价格波动的变化,但不同的政策内容对价格波动影响的作用方向并不相同,农产品的价格波动还可能受到季节性、国际价格等方面的影响。随着我国粮食价格支持政策的不断丰富和完善,关于政策效率开展了一些研究,较多地关注政策对价格水平的影响^[10-12],以及对国内外价格波动关系的影响^[13]等。由于 ARCH 类模型能够通过检验外部冲击对粮食市场波动的影响,分析和测度价格支持政策的调控效率,近年来被应用在政策对市场价格波动影响的实证分析,如对我国玉米临时收储政策^[14]、大豆目标价格补贴政策^[15]和粮食价格支持政策^[16]的调控效率进行实证检验。综上所述,已有关于政策对价格波动影响的研究,或将模型实证结果结合政策背景进行分析,或是对政策实施前后的数据进行对比分析,都不能确定政策的直接影响和效果。由于我国粮食支持政策是逐步推进和完善的,不同时间实行的价格支持政策对市场波动的影响也有较大差异,现有研究缺乏针对某一项政策的细致分析及不同地区政策效果的比较。因此,为了估计最低收购价政策对小麦市场价格波动的直接影响,本文将最低收购价政策作为虚拟变量引入 GARCH 模型,实证研究政策对平抑小麦期现货价格波动的作用,并从政策执行区和非执行区的视角比较政策在维护小麦市场价格稳定方面的效果,对模型结果和价格传导路径进行验证和分析。

一、分析框架与模型构建

1. 分析框架

最低收购价政策于 2005 年首次启动,适用于稻谷和小麦,目的是保护农民利益,防止“谷贱伤农”。最低收购价格由政府每年制定并在粮食播种之前公布,根据粮食品种的收获期确定执行的时间,小麦的执行时间一般为每年的 5 月 21 日至 9 月 30 日。在政策执行期间,当市场价格下跌到国家公布的最低收购价格时,由国家指定的粮食企业入市收购并由收购企业进行销售,当市场价格高于最低收购价时则停止收购,国家按照有关规定给予粮食企业一定的财政补贴。政策执行区为小麦的主要产区,包括河北省、山东省、安徽省、河南省、江苏省和湖北省,其他产区是否实行由省级人民政府自主决定。最低收购价格的制定需要综合考虑粮食生产成本、市场供求、国内外市场价格和产业发展等各方面因素。

识别和判断市场价格波动的特征和原因是制定有效价格支持政策的先决条件。从长期来看,粮价波动的影响因素一方面是由于粮食供需平衡发生变化,对粮食价格产生影响;另一方面则在于相对宽松的货币政策带来的整体物价水平的提升,导致粮食价格上涨^[1]。短期来看,气候变化带来的极端天气频发、生物质能源的快速发展、粮食金融化及投机炒作、政策及其变化等非传统因素对价格波动的影响更加显著。从供求变化来看,2009 年以来,我国小麦产量连续 6 年增产,2016 年略有下降,仍达到 1.29 亿吨;2009—2012 年,国内小麦消费总量不断增加,2012 年达到 1.35 亿吨,之后逐渐减少,2016 年降至 1.08 亿吨^①。从供需关系来看,2009—2010 年我国小麦供需平衡略有盈余,2011—2012 年在消费增加的带动下小麦供求基本平衡略有缺口,2013 年供求基本平衡略有盈余,之后盈余量逐年增加。相对宽松的供需关系使得小麦价格具有走低的动力,特别是新麦上市期间,小麦价格水平明显下降,最低收购价政策是在市场价格低于当年的最低收购价格时执行,2012 年之后连续 5 年启动托市收购,致使政策对小麦市场价格起决定性作用^[11]。

从理论上分析,价格支持政策的目标并不是消除价格波动,而是降低出现价格极值的可能性,即防止暴涨暴跌,促使价格在一个区间内波动,当价格波动超出区间时,触发政策采取措施将市场价格

① 数据来自国家粮油信息中心。

水平重新拉回区间。同时,实施价格支持政策也将面临风险,如扭曲价格波动的信号传递作用,阻碍正常价格波动对供求变化信息的反映,同时可能导致市场投机行为的发生等。政策价格水平的确定就显得尤为重要,价格水平不合理可能造成对市场运行机制的干预和扭曲,甚至有可能加大市场波动。最低收购价政策在稳定小麦市场价格方面的调控效率取决于多方面因素,最主要的因素是政策实施环境以及市场对政策的反应程度^[14]。从政策目标来看,稳定粮食价格、防止剧烈波动是最低收购价政策的重要目标之一。若政策达到预期目标,则价格波动性缩小甚至收敛。因此,可以将价格稳定程度作为评判政策调控效率的重要内容^[16]。本文主要从我国最低收购价政策的目标出发,探讨政策在稳定小麦价格波动方面的效率。采用 GARCH 模型衡量政策对条件方差的影响,将政策作为虚拟变量引入到模型的条件方差方程,分析最低收购价政策的实施对小麦市场价格波动的影响,若政策实施之后显著减小了条件方差,则说明政策的实施有利于市场价格的稳定;若政策实施之后条件方差增大,则增加了价格波动。

2. 模型构建

为考察最低收购价政策对粮食价格波动的直接影响,本文利用 Bollerslev 提出的广义自回归条件异方差(GARCH)模型进行实证分析。GARCH 模型是在自回归条件异方差(ARCH)的模型基础上进行扩展,在方法方差中加入条件方差自身的滞后项即得到 GARCH 模型,其条件方差方程为:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon^2_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (1)$$

式(1)中, $\sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon^2_{t-i}$ 为 ARCH 项, $\sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}$ 为 GARCH 项, q 和 p 分别为它们的滞后阶数,如果 ARCH 项和 GARCH 项都高度显著,表明市场价格具有显著的波动集簇性。模型将波动的来源归因于两部分:变量过去的波动 h_{t-j} 和外部冲击系数 ϵ^2_{t-i} , α_i 和 β_j 则分别衡量它们对本期波动 h_t 的作用强度。 $\alpha + \beta$ 之和的大小则反映的是波动持续性, $\alpha + \beta < 1$ 表明冲击的影响会逐渐消失,越接近于 1 表明持续性越强。

国内近年来对该方法的应用较多,通常利用该模型对农产品价格的波动特征进行分析,并结合政策实施时间点对政策实施前后的波动特征进行比较来分析政策影响,但不能确定政策的直接影响和效果。为了估计最低收购价政策对小麦市场价格波动的直接影响,借鉴 Choi 等^[17]、Crain 等^[18]、Jian 等^[6]研究的做法,将政策以虚拟变量的形式引入到条件方差方程中,作为影响条件方差的外生变量,从而将波动的来源归因于变量过去的波动 h_{t-j} 、政策的实施 D_t 和外部冲击系数 ϵ^2_{t-i} 。引入政策虚拟变量的条件方差方程为:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon^2_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + d D_t \quad (2)$$

式(2)中, D_t 为政策虚拟变量,表示样本期间内最低收购价政策的执行情况。如果虚拟变量的系数 d 在统计上是显著的,说明政策对小麦市场价格波动产生了影响, $d > 0$ 表示政策使小麦市场的价格波动更加频繁, $d < 0$ 表示政策降低了小麦市场价格波动。 D_t 在政策启动年份的执行期间取值为 1,未启动年份(2011 年)及非执行期间取值为 0。

3. 数据来源与处理

为更好反映价格变化的频率和程度,本文选取日数据作为研究对象。所用数据包括全国小麦期货和现货价格日数据,以及山东、河北、安徽、福建、黑龙江和山西的现货价格日数据,时间范围为 2009 年 1 月 4 日至 2016 年 12 月 30 日,数据均来源于 wind 资讯数据库。其中,小麦现货价格为国内市场平均价格,期货价格为优质强筋小麦期货价格收盘价。山东、河北、安徽为最低收购价政策执行区,且均位于黄淮海优势小麦主产区,地理位置相邻,是小麦的重要生产省份。山西、黑龙江、福建为政策非执行地区,其中山西与河北省相邻,本省有小麦的种植,但产量较少,产需缺口较大,需要从外省调入以满足本省消费。黑龙江本省有小麦的种植,但产量较少,不能满足本地区的小麦消费。福建本省基本没有小麦种植,是传统的小麦消费地区。为研究方便,参考郦博文等^[19]的处理方法对原序列计算各序列的收益率,计算公式为 $R_t = 100 \times \ln(p_t / p_{t-1})$, R_t 为小麦价格的收益率, P_t 为第 t 期小

麦价格。

二、模型结果分析

1. 平稳性检验和 ARCH 效应检验

因本研究所选取的基础数据均为时序数据,在进行实证分析之前首先应对各收益率数列进行单位根检验。本文采用 ADF 检验,结果表明所有序列均通过显著性检验,说明各收益率序列是平稳的。ARCH 效应检验结果表明,在滞后阶数为 2 阶时,小麦现货、山东小麦和黑龙江小麦价格 LM 统计量分别在 99% 的置信度水平下显著,说明各序列具有 ARCH 效应;而小麦期货、河北小麦、安徽小麦、山西小麦和福建小麦价格具有高阶 ARCH 效应,各序列均需要利用 GARCH 模型进行估计以消除条件异方差性(见表 1)。

表 1 收益率序列单位根检验和 ARCH 效应检验结果

序列	ADF 检验	ARCH 效应检验	
		检验类型(C, T, K)	t 值
小麦现货价格	-12.915 7***	(0, 0, 2)	88.638 5***
小麦期货价格	-44.838 9***	(0, 0, 28)	1.487 9**
山东小麦价格	-13.989 3***	(0, 0, 2)	8.965 5***
河北小麦价格	-13.897 6***	(0, 0, 20)	7.032 9***
安徽小麦价格	-14.740 3***	(0, 0, 20)	1.622 1**
山西小麦价格	-13.893 3***	(0, 0, 17)	1.952 3**
黑龙江小麦价格	-12.710 7***	(0, 0, 2)	4.262 7***
福建小麦价格	-13.628 6***	(0, 0, 3)	4.197 9***

注:(C, T, K)中 C、T 和 K 分别表示截距项、趋势项和滞后阶数,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,下同。

2. 模型估计结果

根据对数似然值最大和 AIC、SIC 最小原则,对各序列的模型设定进行初步分析,GARCH(1, 1)的模型设定最为适合。从模型结果来看,模型中的 ARCH 项和 GARCH 项的系数都是统计显著的,说明价格序列具有显著的波动集簇性,大的波动往往是连续出现的,且系数之和均小于 1,满足参数约束条件。从 $\alpha + \beta$ 之和来看,小麦现货和期货价格的系数之和与 1 比较接近,说明条件方差所受的冲击比较持久;山东、河北、安徽、山西、黑龙江、福建小麦价格系数之和与 1 有一定差距,说明条件方差所受的冲击并不十分持久,过去的波动对未来的影响消失较快(见表 2 和表 3)。政策虚拟变量是模型中的关键变量,所有政策虚拟变量系数至少

表 2 小麦期现货价格 GARCH(1, 1)模型的估计结果

变量	现货	期货
α	0.278 2** (0.019 6)	0.078 7*** (0.005 2)
β	0.594 5*** (0.020 6)	0.817 8*** (0.008 5)
d	-0.003 1** (0.000 3)	0.208 8*** (0.011 8)
$\alpha + \beta$	0.872 7	0.896 5
ARCH(2)	0.997 2	0.988 9
LB-Q(2)	0.073 0	0.954 0
LB-Q ² (2)	0.997 0	0.989 0

注:表示滞后阶数为 2 时的 P 值;括号数值为 t 值。

在 95% 的置信水平下是显著的,表明政策对粮食价格波动产生了明显的影响。对于全国小麦现货平均价格和各样本地区现货价格,与非执行期间相比,执行期间政策的启动能够显著降低价格波动,表明最低收购价政策的实施对稳定粮食现货市场价格发挥了作用,这与钟钰等^[16]的研究结论较为一致。同时,政策对价格波动的稳定作用在执行区和非执行区并没有明显差别。而对于小麦期货价格,最低收购价政策的执行显著增加了期货市场的价格波动。为了验证模型设定是否合适,选取 ARCH 检验、Ljung-Q 检验和 Ljung-Q² 检验对模型拟合结果是否存在条件异方差和序列自相关进行验证。从检验结果可以看出,拟合后的残差基本消除了条件异方差性和自相关,各序列的模型设定较为适合,模型拟合效果较好(见表 2 和表 3)。

表 3 执行区和非执行区小麦价格 GARCH(1,1) 模型的估计结果

变量	山东	黑龙江	河北	山西	福建	安徽
α	0.000 1*	0.075 9**	0.000 2***	0.016 0***	0.029 7***	0.001 0***
	(0.000 1)	(0.034 5)	(0.001 2)	(0.014 8)	(0.001 7)	(0.000 1)
β	0.239 0***	0.356 0***	0.327 9***	0.247 0***	0.428 1***	0.407 6***
	(0.048 1)	(0.041 0)	(0.023 7)	(0.116 7)	(0.006 4)	(0.010 5)
d	-0.108 8***	-0.084 3**	-0.075 2***	-0.100 9***	-0.060 6***	-0.072 7***
	(0.041 3)	(0.033 4)	(0.026 6)	(0.070 2)	(0.002 3)	(0.003 4)
$\alpha + \beta$	0.239 1	0.431 9	0.328 1	0.263 0	0.457 8	0.408 6
ARCH(2)	0.943 3	0.991 4	0.943 3	0.982 6	0.980 1	0.969 3
LB-Q(2)	0.257 0	0.994 0	0.257 0	0.050 0	0.998 0	0.964 0
LB-Q ² (2)	0.943 0	0.991 0	0.943 0	0.983 0	0.980 0	0.969 0

从模型结果可以看出,一是最低收购价政策的实施对现货市场和期货市场价格波动均产生显著影响,但作用方向不同。原因可能是小麦期现货市场间的联系导致只针对现货价格执行的政策影响到期货市场。但政策对现货市场的影响更加直接和明显,“托低平高”的政策效果并没有直接体现在期货价格上,同时期货市场的市场化和开放程度更高,影响因素也更加复杂,而政策对现货价格的影响有可能外溢到期货市场,使得期货市场的变动更加频繁。二是最低收购价在平抑粮价波动方面的政策效果具有空间上的溢出效应,即在政策执行区实施的最低收购价政策同样能够影响非执行区的小麦价格波动。政策存在溢出效应的原因可能是执行区的价格波动通过地区间商品流通和价格信息的传导外溢到非执行区,导致非执行区价格波动程度的下降。

三、模型结果验证及价格传导路径分析

为验证模型的估计结果,分析政策效果溢出效应的传导路径,对全国小麦平均现货价格和期货价格,以及执行区和非执行区小麦价格间的市场整合程度进行检验和分析。市场整合分析涉及商品和价格信息的跨空间、时间(如现货和期货市场)以及产品形式的流动(如产品的流通),市场的分隔或整合与贸易的自由流动和价格信息的传导直接相关,因此是反映市场化程度的重要指标,也是衡量市场效率的重要指标^[20]。市场整合能够反映两个市场价格之间长期稳定的联动关系,整合程度越高说明市场之间的联系越紧密,商品的自由流动和价格信息的传导就越充分。可以利用协整检验来判断市场间的长期整合关系,本文选取 Johansen 协整检验进行分析。协整检验结果显示,在 10% 的显著性水平下全国小麦平均现货价格与期货价格间存在协整关系,说明小麦期现货市场间的联系较为紧密。进一步通过格兰杰因果检验验证期现货市场间的传导方向,结果表明小麦现货价格与期货价格间的传导路径为单向传导,现货价格变化是期货价格变化的格兰杰原因,说明现货的价格波动能够引起期货的价格波动(见表 4)。这也对小麦期现货模型结果分析做出了验证和解释,最低收购价政策对小麦现货价格波动的影响通过期现货的市场关联传导到期货市场,进而对期货价格波动产生影响。

小麦地区间市场协整检验结果表明,由山东、河北和安徽 3 个政策执行区和黑龙江、山西、福建 3 个非执行区组成的 9 对市场中,6 对市场具有长期协整关系,即彼此在价格变动上具有共同的趋势。其中,黑龙江与安徽存在长期协整关系,山西与山东和安徽存在长期协整关系,福建与三个执行区均存在长期协整关系。市场整合关系存在差异的原因可能为,黑龙江和山西地处地理位置较偏的内陆地区,运输能力较弱,不利于地区间的粮食流通,且这两个地区本身有一定量的小麦种植,可以自给一

表 4 小麦期现货市场整合及价格传导检验结果

	现货	
	Johansen 协整检验	格兰杰因果检验
期货	15.334 1*	2.891 4*
	13.693 7*	1.645 9

注:* 表示 JJ 检验的迹统计量和最大特征根统计量分别在 10% 水平上显著;其中上一行是迹统计量,下面一行是最大特征根统计量。格兰杰因果检验显示的是 F 统计量,其中上一行原假设为“现货不是期货价格波动的格兰杰原因”,下一行原假设为“期货不是现货价格波动的格兰杰原因”。

部分小麦(见表 5)。此外,各省间已经形成的固定省际贸易合作也对市场整合度有一定影响,如山西省粮食局与山东省粮食局签署的省际粮食产销合作协议,在一定程度上增强了两省市场联系的紧密程度。进一步检验政策执行区和非执行区价格传导路径,结果表明价格传导路径整体上是从小麦执行区传导到非执行区,即执行区的价格波动能够引起非执行区的价格波动。同时,非执行区中福建和山西的价格波动可以反馈给政策执行区。这也对执行区与非执行区的模型结果分析做出了验证和解释,最低收购价政策对执行区小麦价格波动的影响通过区域间市场联系传导到非执行区市场,进而对非执行区小麦价格波动产生影响(见表 6)。

表 5 执行区和非执行区小麦市场整合检验结果

		执行区		
		山东	河北	安徽
非执行区	黑龙江	11.119 2	7.737 7	16.381 5**
		7.628 6	4.144 6	13.190 1*
	山西	16.647 9**	11.425 3	19.835 2**
		12.679 7*	9.053 4	16.919 3**
	福建	17.893 4**	11.092 7*	24.731 4***
		15.229 9**	8.698 1*	22.163 2***

注:上一行是迹统计量,下一行是最大特征根统计量。

表 6 执行区和非执行区小麦市场间的价格传导检验结果

		执行区		
		山东	河北	安徽
非执行区	黑龙江	—	—	2.711 9*
				1.422 5
	山西	45.848 8***	57.753 3***	33.234 0***
		25.146 7***	23.485 2***	1.615 3
	福建	7.301 8***	6.405 9***	11.679 4***
		8.175 4***	6.259 6***	18.167 4***

注:表中显示的是格兰杰因果检验 F 统计量,其中上一行原假设为“执行区不是非执行区价格波动的格兰杰原因”,下一行原假设为“非执行区不是执行区价格波动的格兰杰原因”,“—”表示因果关系不明显。

四、结论与启示

本文将最低收购价政策作为虚拟变量引入 GARCH 模型,实证研究政策对维护小麦市场稳定的作用,并从政策执行区和非执行区的角度比较政策在平抑小麦价格波动方面的效果,对实证结果和价格传导路径进行验证和分析,具体可得到以下结论。第一,最低收购价政策能够显著降低小麦现货市场的波动程度,并通过期现货市场间的联系对期货市场产生影响,但对期货价格波动的作用则相反。可能是因为最低收购价政策只是针对现货价格,政策实施期间对现货价格的影响外溢到期货市场,使得期货市场的变动更加频繁。第二,最低收购价政策能够显著降低执行区和非执行区的小麦价格波动,说明政策在平抑粮价波动方面的效果具有空间上的溢出效应,通过区域间市场联系从执行区传导到非执行区,导致非执行区价格波动程度的下降。第三,小麦期现货市场、执行区与非执行区市场间均存在长期协整关系,现货价格的变化能够引起期货价格变化,政策执行区小麦价格的变化能够引起非执行区的价格变化,且部分非执行区的价格波动也会反馈给政策执行区。本文的研究结果为最低收购价政策在维护市场价格稳定方面的作用提供了有力的实证支撑,可以得出如下政策启示。一是继续坚持最低收购价政策,保留最低收购价政策框架,增强价格水平的灵活性,形成合理比价关系。二是调控政策可以针对重点市场来制定,同时需要关注政策效果的溢出效应以及非政策执行区的反馈作用。

参 考 文 献

- [1] 程国强.中国粮食调控目标、机制与政策[M].北京:中国发展出版社,2012.
- [2] 贾娟琪,李先德.粮食价格调控政策对粮价波动的影响[J].华南农业大学学报(社会科学版),2016(2):62-71.
- [3] 谭砚文,杨重玉,陈丁薇,等.中国粮食市场调控政策的实施绩效与评价[J].农业经济问题,2014(7):87-98,112.
- [4] 喻闻,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):52-59.
- [5] 仰炬,王新奎,耿洪洲.我国粮食市场政府管制有效性:基于小麦的实证研究[J].经济研究,2008(8):42-50.
- [6] JIAN Y, MICHAEL S H, DAVID J. et al. Agricultural liberalization policy and commodity price volatility: a GARCH application [J]. Applied economics letters, 2001, 8(9): 593-598.
- [7] CHARLES F N, THOMAS F. Dairy policy and price volatility[R]. New York: USDA, 2004: 1-20.
- [8] ELODIE M H, TRISTAN L C, THOM J. Trade policy inconsistency and maize price volatility: an ARCH approach in Kenya[J]. African development review, 2013, 25 (4): 607-620.
- [9] 仰炬,王新奎,耿洪洲.政府管制与大宗敏感商品价格及波动性研究[J].管理世界,2008(6):40-49.
- [10] 刘国栋.贸易条件、粮食价格和中国粮食保护水平[J].上海财经大学学报,2011,13(4):69-74.
- [11] QIAN J, SHOICHI I, MU Y. et al. Effect of grain price support policy in China: a grey relational analysis[J]. Journal-faculty of agriculture Kyushu university, 2013, 58(2): 485-491.
- [12] 朱喜安,李良.粮食最低收购价格通知对粮食价格的影响[J].社会科学家,2016(5):60-64.
- [13] 贾娟琪,李先德,王士海.中国粮食价格支持政策对国内外粮食价格溢出效应的影响研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2016(6):41-47.
- [14] 杨桂红,曹先磊,张颖.市场化收购、价格补贴与我国玉米市场调控效率[J].价格理论与实践,2016(6):54-57.
- [15] 方燕,李磊.我国大豆目标价格政策实行效果的研究评价[J].价格理论与实践,2016(12):49-51.
- [16] 钟钰,李光泗,果文帅.中国粮食市场调控效率的实证检验——基于粮食价格波动分析[J].经济问题,2016(4):111-116.
- [17] CHOI S, KIM B J. Monetary policy regime changes and the risk premium in the risk premium in the foreign exchange markets: a GARCH examination [J]. Economics letters, 1991, 37(4): 447-452.
- [18] CRAIN S J, JAE H L. Volatility in wheat spot and futures markets, 1950-1993: government farm programs, seasonality, and causality[J]. Journal of finance, 1996, 51(3): 325-343.
- [19] 郦博文,巴曙松,韦伟.石油价格与股票市场的动态相关性分析[J].大连理工大学学报(社会科学版),2017,38(4):40-45.
- [20] 韩胜飞.市场整合研究方法与传达的信息[J].经济学(季刊),2007(6):1360-1372.

(责任编辑:金会平)