

农产品价格波动中的金融化因素分析

——以大豆、食糖为例

张有望,李崇光

(华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070)



摘要 基于2007年1月至2016年12月的相关月度数据,以大豆和食糖为例,通过ARDL模型分别从长期和短期对影响国内农产品现货价格的金融化因素进行了系统测算。结果表明,通货膨胀因素、国内期货价格、货币供应量和国际现货价格是影响国内大豆现货价格的主要金融化因素;国内期货价格、通货膨胀因素和国际现货价格是影响国内食糖现货价格的主要金融化因素;汇率和能源价格对二者的影响均不明显。最后,从改善宏观经济环境、规范期货市场发展、健全农产品进口风险防控体系、关注品种间差异等方面提出了应对农产品金融化的对策建议。

关键词 农产品;大豆;食糖;价格波动;金融化;ARDL模型

中图分类号:F 323.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2018)05-0086-08

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.05.010

近年来,国内主要农产品生产稳定,大宗农产品供需基本平衡,但全国范围内农产品价格剧烈波动的情况却时有发生,一定程度上影响了国民经济的安全平稳运行。例如,黑龙江佳木斯国产油用大豆现货平均收购价格,2007年1月为2 466元/吨,2008年1月上涨到4 427元/吨,2009年1月又下跌到3 352元/吨,两年时间内大豆现货价格出现了大幅度的波动;又如,柳州白砂糖现货价格,2007年1月为3 609元/吨,2008年9月下跌到2 783元/吨,2009年12月又上涨到4 898元/吨,白砂糖价格短时间内同样出现较大幅度的波动。一般来说,农产品价格主要受市场供求影响,但在国际农产品市场一体化进程加快的趋势下,短期内农产品供求并不会出现太大变动。供求变动虽然可以解释价格变化走势,但却无法完全解释变化幅度^[1]。因此,需要注意的是,当前国内农产品在供求关系还未出现根本性变化的情形下,农产品价格却时常呈现出较大波动,这种现象在备受关注的同时,更引发了人们去思考和探究其中的深层次原因。

很多研究认为,农产品价格的剧烈波动不仅有供求等传统因素的作用,一些非传统因素的影响同样不容忽视。相关研究最早始于国外,Johnson等研究发现,通货膨胀上升将增加中国的投机性存粮,进而抬高国内粮食价格^[2];Mitchell和Arndt等认为,国际农产品价格近年来的上涨,生物燃料的兴起与推广是其中的重要影响因素^[3-4];Roache和Bailliu等研究表明,汇率因素是导致美国农产品价格波动的重要原因之一^[5-6];Balcombe等考察巴西食糖与原油价格的关系后发现,作为燃料乙醇的重要原料,食糖其价格受到原油价格显著影响^[7];Tang等研究表明,投机因素导致全球农产品价格的大幅度上涨和剧烈波动^[8]。近年来,国内学者开始关注到中国农产品市场,刘元春指出,随着资本、能源和国际三大市场与中国农产品市场的联动性不断加强,国内农产品价格开始呈现出金融属性^[9];张成思等发现,近年来随着资本轮流涌入多种行业,农产品等一些普通商品出现了金融化特征和趋势^[10];

收稿日期:2017-06-24

基金项目:国家自然科学基金项目“‘金融化’背景下我国农产品期货与现货市场风险评价与传导研究”(71673103);湖北省软科学研究项目“发挥科技人员作用推动湖北省农技推广服务体系改革的对策研究”(2017ADC079)。

作者简介:张有望(1990-),男,博士研究生;研究方向:农产品市场与价格。

翟雪玲等采用 VEC 模型分析农产品价格的金融化影响因素,结果表明能源价格、货币供应量和国际价格有显著作用^[11];吕惠明等通过 SVAR 模型考察金融因素对国内大宗农产品价格的影响,发现汇率的作用最为显著^[12];祁华清等通过构建 VAR 模型测度了我国四种主要粮食作物期货和现货的金融化程度,发现大豆、玉米、稻谷和小麦现货价格的金融化程度依次递减^[13];李京栋等运用 TVP-SVAR 模型考察金融化因素对马铃薯价格的影响,发现马铃薯价格呈现金融化^[14]。此外,还有一些研究虽然没有明确提出农产品“金融化”的概念,但在考察农产品价格波动时也都考虑了货币政策、通货膨胀和生物质能源等非传统因素的影响^[15-21]。

上述研究从多个视角对农产品金融化问题进行了探索,为本文研究提供了有益的参考和借鉴。但现有研究在以下两方面仍需进一步充实和完善:一是通过定量方法系统测度和分析农产品价格的金融化影响因素;二是比较不同农产品之间金融化影响因素的共性与差异。尤其是关于中国农产品市场的研究在这两方面仍需加强。基于此,本文拟从金融化视角,选取了自给率相对较低、国内外市场联动性较强、价格波动相对比较剧烈、具有一定工业用途并存在期货交易的大豆和食糖两种农产品^[11]。同时大豆和食糖均属于中等层次金融化商品,在各类农产品中金融化层次相对较高^[10],具有一定的代表性。本文在定性梳理农产品价格主要金融化影响因素的基础上,通过 ARDL 模型分别从长期和短期实证考察主要金融化因素对国内大豆和食糖现货价格的影响程度,并比较这种影响在两个品种间的共性与差异。

一、影响农产品价格的主要金融化因素

理论上来说,农产品与一般商品一样,价格受供求关系的影响,围绕价值上下波动,这是价值规律的表现形式。但同时,由于农产品具有生产周期较长、需求相对刚性的特点,很容易被资本所青睐。尤其是随着经济和资本全球化进程的快速推进,不断冲击着农产品原有的价格形成机制,弱化了供求关系对农产品价格的影响,农产品定价出现了金融化问题。因此,农产品金融化指农产品挂钩资本市场中的金融产品,属性从消费属性转变为兼具金融和消费属性,价格除了受自身供求影响外,还更多地受宏观经济因素作用^[11]。而在这一过程中,农产品期货市场的迅速发展、全球市场一体化进程的加快、通货膨胀的存在、汇率的变动、流动性过剩的出现以及农产品工业用途的发掘都可能为投资资本进入农产品市场提供更多的契机,推动了农产品的金融化^[1,11-13,22]。具体来看:

1. 期货市场吸引资本到农产品市场,并利用价格发现功能作用于现货市场

目前,中国已经有玉米、黄大豆1号、黄大豆2号、强麦、普麦、早籼稻、粳稻、晚籼稻、白糖等共19个农产品期货品种上市交易^①,2016年总成交量达14.37亿手,同比增长35.69%。快速发展的农产品期货市场能够有效连接资本和农产品两类市场,期货价格受资本市场的影响,并通过价格发现功能传导到现货价格。

2. 贸易全球化趋势加快了各国市场一体化进程,国内外农产品价格联动性增强

近年来,国际农产品市场与货币、期货、衍生品和外汇等金融资本聚集度高的市场联系愈发紧密,国际大宗农产品市场逐渐呈现金融化趋势^[23]。随着国内农产品市场对外开放的不断深入,增强了国内外农产品价格的联动性^[24]。国际农产品市场通过贸易途径影响国内农产品市场的可能性逐渐变大,同时也增强了国内农产品价格金融化的潜在风险。

3. 通货膨胀引起物价水平普遍上涨,同时抬高农产品价格

通货膨胀一般表现为物价的全面持续上涨,通常用居民消费价格指数(CPI)衡量。通货膨胀与农产品价格相互影响,一方面国内统计居民消费价格的商品中,农产品在其中占有较大比重,农产品价格上涨将推动CPI增长;另一方面通货膨胀将导致劳动力价格等农业生产成本提高,反过来传导到农产品价格并推动其上涨。

① 大连商品交易所的纤维板和胶合板两个期货品种未包括在内。

4. 汇率变动影响农产品进出口价格, 引起国内农产品价格变动

21 世纪以来, 美元在大部分时间呈现持续贬值态势, 增强了农产品等大宗商品与美元指数间的关联程度, 并导致国际农产品价格上涨^[25]。在开放条件下, 汇率逐渐成为一个国家物价水平的重要因素, 而随着中国经济对外开放程度的日益提高, 汇率对国内农产品价格的影响亦将愈发凸显。

5. 宽松货币政策下过剩资金涌进农产品市场, 造成农产品价格波动

农产品金融化从根本上来说就是过量的钱追逐少量的农产品, 国内农产品价格历次大涨都与流动性过剩密切相关^[11]。例如, 2010 年后, 国内农产品价格迅速上涨, 主要原因是由于之前扩张性的货币政策, 导致出现流动性宽松的局面^[19]。因此, 考察国内农产品价格波动时, 货币政策的作用不容忽视。

6. 生物质能源的出现, 增强了农产品与能源价格的关联性

原油价格与农产品价格的直接联系主要依靠生物质能源的途径实现^[26]。近年来, 全球生物质能源产业发展迅速, 以粮食、甘蔗等为原料的生物燃料乙醇作为传统能源的替代物开始出现并逐步推广。农产品工业用途的发掘使农产品与能源两类市场的联系更加密切, 农产品价格受能源价格影响的可能性变大, 增加了农产品价格的不确定性。

二、模型构建与数据说明

1. 模型构建

一般来说, Johansen 协整检验和 EG 两步法是检验时间序列协整关系常用的传统方法^[27], 但 Pesaran 等指出由于协整向量自回归 (VAR) 分析过程包含内外生变量与滞后期选择、趋势项与截距项确定等, 导致结论的不确定性较大, 而自回归分布滞后 (ARDL) 模型能够有效克服传统协整检验方法的这些缺陷^[28]。因此, 本文采用 ARDL 模型进行分析。首先, 构建农产品价格与金融化因素关系的模型如下:

$$\ln P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FP_t + \alpha_2 \ln NP_t + \alpha_3 \ln CPI_t + \alpha_4 \ln R_t + \alpha_5 \ln M_t + \alpha_6 \ln O_t + \epsilon_t \quad (1)$$

式(1)中, P_t 表示国内农产品现货价格, FP_t 表示国内农产品期货价格, NP_t 表示国际农产品现货价格, CPI_t 表示通货膨胀因素, R_t 表示汇率因素, M_t 表示货币供应量, O_t 表示能源价格。然后, 构建式(1)的无约束误差修正模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_t = & \beta_0 + \beta_1 T + \sum_{i=1}^n \chi_{1i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^n \chi_{2i} \Delta \ln FP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \chi_{3i} \Delta \ln NP_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^n \chi_{4i} \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \chi_{5i} \Delta \ln R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \chi_{6i} \Delta \ln M_{t-i} + \sum_{i=1}^n \chi_{7i} \Delta \ln O_{t-i} + \delta_1 \ln P_{t-1} + \\ & \delta_2 \ln FP_{t-1} + \delta_3 \ln NP_{t-1} + \delta_4 \ln CPI_{t-1} + \delta_5 \ln R_{t-1} + \delta_6 \ln M_{t-1} + \delta_7 \ln O_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (2)$$

式(2)中, Δ 表示一阶差分, β_0 表示常数项, T 表示趋势项, 系数 δ_1 至 δ_7 表示长期动态关系, 系数 χ_{1i} 至 χ_{7i} 表示短期动态调整。通过 AIC 和 SBC 准则确定式(2)中各差分项的最优滞后阶数, 并根据 F 统计量对如下假设进行联合系数检验: $H_0: \delta_1$ 至 δ_7 相等且全为 0, $H_1: \delta_1$ 至 δ_7 不全为 0。

由于 F 检验不服从正态分布, 故根据 Pesaran 等给出的两组边界值作为参照进行 ARDL 边界协整检验^[29]。若 F 值大于上边界值, 则拒绝原假设 H_0 , 表明变量之间存在协整关系; 若 F 值介于两组边界值之间, 则不能确定变量之间是否存在协整关系; 若 F 值小于下边界值, 则不能拒绝变量之间不存在协整关系的原假设 H_0 。

当变量之间存在协整关系时, 根据 AIC 和 SBC 准则确定 ARDL 模型具体的滞后阶数, 并对相关系数进行估计。其中, 农产品价格与金融化因素之间的长期动态关系模型如下:

$$\begin{aligned} \ln P_t = & c + \sum_{i=1}^n \partial_{1i} \ln P_{t-i} + \sum_{i=0}^n \partial_{2i} \ln FP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \partial_{3i} \ln NP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \partial_{4i} \ln CPI_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^n \partial_{5i} \ln R_{t-i} + \sum_{i=0}^n \partial_{6i} \ln M_{t-i} + \sum_{i=0}^n \partial_{7i} \ln O_{t-i} + v_t \end{aligned} \quad (3)$$

同时, 相对应的短期误差修正模型如下:

$$\Delta \ln P_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^n \varphi_{1i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{2i} \Delta \ln FP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{3i} \Delta \ln NP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{4i} \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{5i} \Delta \ln R_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{6i} \Delta \ln M_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{7i} \Delta \ln O_{t-i} + ECM(-1) + \nu_t \quad (4)$$

式(4)中, $ECM(-1)$ 表示滞后的误差修正因子。

2. 数据说明

本文选取了 2007 年 1 月至 2016 年 12 月的相关月度数据。其中,大豆国内现货、国内期货和国际现货价格分别采用佳木斯国产油用大豆收购价格、大连商品交易所黄大豆 1 号结算价格和墨西哥湾 1 号黄大豆价格;食糖国内现货、国内期货和国际现货价格分别采用柳州白糖现货价格、郑州商品交易所白糖结算价格和伦敦白糖离岸价格;通货膨胀因素采用居民消费价格指数(CPI),并以 2007 年 1 月为基期行了处理;汇率因素采用人民币对美元折算率;货币供应量采用流通中的货币(M_0);能源价格采用大庆原油现货价格。国内大豆现货价格数据来源于国家粮食交易中心,国内食糖现货价格、国内大豆和食糖期货价格、国际大豆和食糖现货价格、能源价格数据,以及本文所用其他未注明来源的数据均来源于 Wind 资讯金融终端或以该数据库数据为基础整理计算得到,通货膨胀、汇率和货币供应量数据分别来源于国家统计局、国家外汇管理局和中国人民银行网站。此外,本文对上述数据进行了对数化处理,以消除时间序列的异方差性。

三、农产品金融化影响因素实证分析

1. 单位根检验

ARDL 模型要求各变量序列的单整性不超过 1 阶,因而在实证分析之前,采用 ADF 方法检验各变量序列的平稳性(见表 1)。

由表 1 可知,大豆相关变量, $\ln P$ 和 $\ln FP$ 分别在 1% 和 5% 水平上平稳, $\ln NP$ 在 10% 水平上非平稳,一阶差分序列在 1% 水平上平稳,即 $\ln P$ 和 $\ln FP$ 为 $I(0)$ 序列, $\ln NP$ 为 $I(1)$ 序列;食糖相关变量, $\ln P$ 、 $\ln FP$ 和 $\ln NP$ 在 10% 水平上非平稳,一阶差分序列在 1% 水平上平稳,即 $\ln P$ 、 $\ln FP$ 和 $\ln NP$ 为 $I(1)$ 序列。此外, $\ln R$ 和 $\ln M$ 分别在 10% 和 1% 水平上平稳, $\ln CPI$ 和 $\ln O$ 在 10% 水平上非平稳,一阶差分序列在 1% 水平上平稳,即 $\ln R$ 和 $\ln M$ 为 $I(0)$ 序列, $\ln CPI$ 和 $\ln O$ 为 $I(1)$ 序列。因此,大豆和食糖对应方程中的各变量均为 $I(0)$ 和 $I(1)$ 混合序列,满足 ARDL 边界协整检验的前提条件。

表 1 各变量的单位根检验结果

变量	大豆		食糖	
	ADF	阶数	ADF	阶数
$\ln P$	-4.288***	$I(0)$	-1.093	$I(1)$
$\Delta \ln P$	—	—	-7.155***	$I(0)$
$\ln FP$	-3.197**	$I(0)$	-2.089	$I(1)$
$\Delta \ln FP$	—	—	-7.527***	$I(0)$
$\ln NP$	-2.484	$I(1)$	-1.114	$I(1)$
$\Delta \ln NP$	-8.308***	$I(0)$	-8.239***	$I(0)$
$\ln CPI$	-1.374	$I(1)$	-1.374	$I(1)$
$\Delta \ln CPI$	-9.076***	$I(0)$	-9.076***	$I(0)$
$\ln R$	-2.616*	$I(0)$	-2.616*	$I(0)$
$\ln M$	-4.464***	$I(0)$	-4.464***	$I(0)$
$\ln O$	-2.126	$I(1)$	-2.126	$I(1)$
$\Delta \ln O$	-6.732***	$I(0)$	-6.732***	$I(0)$

注: Δ 表示一阶差分; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

2. ARDL 边界协整检验

根据 Pesaran 等提出的边界协整方法考察相关变量之间的协整关系^[29]。在此之前,通过 AIC 准则、SBC 准则和 LM 统计量确定式(2)各差分变量的最优滞后期。一般来说,随着滞后期的增加,产生序列相关问题的可能性也会变大,故滞后期的选取不宜过长。根据本文的样本量,同时参考现有研究以及实际的经验判断,确定最大滞后期为 3。

由表 2 可知,大豆对应的式(2)中,通过 AIC 和 SBC 准则确定的最优滞后期均为 3,并且通过了序列相关检验,故确定大豆对应的式(2)各差分变量的最优滞后期为 3。然后,采用边界协整的方法进行协整检验,当滞后期为 3 时,边界协整检验的 F 值为 3.516,查表可知,在 90% 的置信水平下该 F 值的范围在 2.12 到 3.23 之间。 F 值大于上界值,故可以在 90% 的置信水平下拒绝大豆对应的原假设 $H_0: \delta_1$ 至 δ_7 相等且全为 0,表明国内大豆现货价格、国内大豆期货价格、国际大豆现货价格、通货

膨胀、汇率、货币供应量、能源价格之间存在长期关系。

表 2 ARDL 模型不同滞后期的相关检验结果

滞后期		1	2	3
大豆	AIC 值	218.799	214.764	209.210
	SBC 值	207.716	193.932	178.920
	LM(1)	1.442(0.230)	1.493(0.222)	1.210(0.217)
	LM(4)	7.353(0.118)	3.780(0.437)	5.018(0.285)
	F 统计量	2.919(0.008)	2.955(0.008)	3.516(0.002)
食糖	AIC 值	217.552	211.398	207.720
	SBC 值	206.470	190.681	177.431
	LM(1)	0.000(0.987)	0.585(0.444)	0.754(0.385)
	LM(4)	4.233(0.375)	6.926(0.140)	8.325(0.080)
	F 统计量	3.571(0.002)	3.921(0.001)	3.792(0.001)

注:括号内为显著性水平。

同理,食糖对应的式(2)中,AIC 和 SBC 准则下的最优滞后期同样都为 3,并且通过了序列相关检验,因而食糖对应的式(2)各差分变量的最优滞后期也为 3。当滞后期为 3 时,边界协整检验的 F 值为 3.792,查表可知,在 95%的置信水平下该 F 值的范围在 2.45 到 3.61 之间。 F 值大于上界值,故可以在 95%的置信水平下拒绝食糖对应的原假设 $H_0: \delta_1$ 至 δ_7 相等且全为 0,表明国内食糖现货价格、国内食糖期货价格、国际食糖现货价格、通货膨胀、汇率、货币供应量、能源价格之间存在长期关系。

3. 分析结果

通过上文结果得到变量间存在长期关系后,依据 AIC 和 SBC 准则确定最终模型,并对长期关系系数及相应的误差修正模型进行估计。其中,大豆对应的模型根据 AIC 准则确定为 ARDL(3,1,0,0,0,3,0),根据 SBC 准则确定为 ARDL(2,1,0,1,0,0,0);食糖对应的模型根据 AIC 准则确定为 ARDL(2,1,0,0,1,0,0),根据 SBC 准则确定为 ARDL(1,1,0,0,0,0,0)。通过比较两个准则下模型的拟合优度、标准误等指标,最终确定大豆对应的模型为 ARDL(3,1,0,0,0,3,0),食糖对应的模型为 ARDL(2,1,0,0,1,0,0),通过估计模型得到长期关系系数(表 3)和短期误差修正模型(表 4)。

表 3 ARDL 模型估计的长期关系系数

变量	大豆		食糖	
	系数	t 值(显著性)	系数	t 值(显著性)
lnFP	0.576	6.556(0.000)	0.960	31.046(0.000)
lnNP	0.217	3.495(0.001)	0.070	2.679(0.009)
lnCPI	1.387	2.976(0.004)	0.350	1.681(0.096)
lnR	0.019	0.648(0.518)	-0.017	-0.600(0.549)
lnM	-0.366	-3.013(0.003)	-0.062	-1.089(0.279)
lnO	-0.012	-0.463(0.644)	-0.013	-1.116(0.267)
c	-5.667	-2.821(0.006)	-1.554	-1.715(0.089)

由表 3 可知,从长期来看:(1)大豆国内期货、国际现货价格和居民消费价格指数对国内大豆现货价格有显著正向影响,前者上涨 1%将会分别带来国内大豆现货价格约 0.576%、0.217%和 1.387%的上涨;货币供应量对国内大豆现货价格有显著负向影响,前者增加 1%将导致国内大豆现货价格下跌约 0.366%,与理论预期相反,可能通常由于货币政策具有复杂性和滞后性的特点,因而农产品价格受影响后的响应过程同样比较复杂^[12];汇率和原油价格对应的系数均较小且不显著。(2)食糖国内期货价格、国际现货价格和居民消费价格指数对国内食糖现货价格有显著正向影响,国内食糖期货价格、国际食糖现货价格和居民消费价格指数上涨 1%,将分别会带来国内食糖现货价格上涨约 0.960%、0.070%和 0.350%;货币供应量、汇率和原油价格对应的系数均较小且不显著。

表4 ARDL 误差修正模型估计结果

变量	大豆		食糖	
	系数	<i>t</i> 值(显著性)	系数	<i>t</i> 值(显著性)
$\Delta \ln P_{t-1}$	0.136	2.320(0.022)	0.081	2.076(0.040)
$\Delta \ln P_{t-2}$	0.100	1.683(0.095)	—	—
$\Delta \ln FP$	0.527	9.436(0.000)	0.760	22.028(0.000)
$\Delta \ln NP$	0.081	3.454(0.001)	0.025	2.804(0.006)
$\Delta \ln CPI$	0.520	3.015(0.003)	0.129	1.769(0.080)
$\Delta \ln R$	0.007	0.646(0.519)	0.007	1.042(0.299)
$\Delta \ln M$	-0.027	-0.774(0.440)	-0.203	-1.137(0.258)
$\Delta \ln M_{t-1}$	0.136	3.630(0.000)	—	—
$\Delta \ln M_{t-2}$	0.084	2.370(0.020)	—	—
$\Delta \ln O$	-0.004	-0.464(0.643)	-0.004	-1.154(0.259)
φ_0	-2.123	-2.857(0.005)	-0.573	-1.796(0.075)
ECM_{t-1}	-0.374	-6.031(0.000)	-0.369	-5.340(0.000)
	$R^2=0.653$	$F=21.029$	$R^2=0.890$	$F=108.221$
	$AIC=269.380$	$SBC=250.044$	$AIC=328.907$	$SBC=313.715$

进一步考察国内农产品现货价格、国内农产品期货价格、国际农产品现货价格、通货膨胀、汇率、货币供应量和原油之间短期动态关系。由表4可知,大豆和食糖对应的多数变量其估计系数在统计上显著,ARDL模型也通过了相关的诊断检验。从短期来看:

(1)当期大豆国内期货、国际现货价格和居民消费价格指数对当期国内大豆现货价格有显著正向影响,前者上涨1%将会分别带来当期国内大豆现货价格约0.527%、0.081%和0.520%的上涨;货币供应量的影响具有一定的时滞性,当期货币供应量增加1%,将会分别引起滞后1个月和2个月的国内大豆现货价格上涨约0.136%和0.084%;国内大豆现货价格具有自身滞后惯性,当期价格上涨1%,滞后1个月和2个月的价格将分别上涨约0.136%和0.100%;汇率和原油价格的影响不显著。

(2)当期食糖国内期货价格、国际食糖现货价格和居民消费价格指数对当期国内食糖现货价格有显著正向影响,当期国内食糖期货价格、国际食糖现货价格和居民消费价格指数上涨1%,将分别会造成当期国内食糖现货价格上涨约0.760%、0.025%和0.129%;国内食糖现货价格具有自身滞后惯性,当期价格上涨1%将会引起滞后1个月价格将上涨约0.081%;汇率、货币供应量和原油价格的影响不显著。此外,大豆和食糖对应的ECM系数符号显著为负,符合反向修正机制,表明当国内大豆和食糖现货价格受到冲击偏离长期均衡后,模型将以0.374和0.369的力度进行修正,并将其调整至长期均衡。

综上所述,无论长期还是短期,对于大豆和食糖来说,国内期货价格、国际现货价格和居民消费价格指数均对国内现货价格有显著正向影响,汇率和原油价格的影响均不显著,货币供应量对食糖现货价格没有显著影响,但对大豆现货价格影响显著并具有时滞性。短期内,大豆和食糖国内现货价格均具有自身滞后惯性,当期价格能够对滞后期价格产生影响。此外,影响国内大豆和食糖现货价格的金融化因素中,其长期影响均大于短期效应。

一方面,随着国内大豆和白糖期货市场体系的不断规范和完善,期货市场中投机成分逐渐减少,运行效率日益提高。2016年,中国黄大豆1号和白砂糖期货的交易量分别达到6514万手和2.34亿手,两个期货品种的价格发现功能不断提升。而由于大豆和食糖仅靠国内的产量无法满足国内的消费需求,均存在较大的产需缺口,需要通过从国际市场进口来填补,2016年,国内大豆和白砂糖产需缺口为8379万吨和545万吨,自给率分别为10.66%和63.05%,国内大豆和食糖现货价格因此受到国际市场价格的影响,大豆的产需缺口远大于食糖,也使得大豆价格相比于食糖更容易受到国际市场的影响。通货膨胀能够引起大豆和食糖现货价格的暂时性上涨,但由于政府调控的存在,导致这种作用在短期内十分有限,而更大的影响体现在长期通过带动劳动力价格等生产成本的提高,推动大

豆和食糖价格上涨。此外,宽松货币政策导致的流动性过剩能够为农产品的炒作提供资金^[11],货币供应量的增加会对国内大豆价格造成冲击。

另一方面,近年来人民币对美元汇率稳中有升,波动较小,当前国内大豆和食糖现货价格受汇率影响也较小。同时,生物能源产业目前在我国的发展仍处于起步阶段,2016年,国内燃料乙醇产量仅为845百万加仑,而美国和巴西的产量则分别高达15330百万加仑和7295百万加仑,我国燃料乙醇的产量仅占美国和巴西的5.51%和11.58%,当前我国生物能源对原油等传统能源的替代作用有限,作为生物能源重要原料的大豆和食糖其价格受原油价格影响较小。

四、结论与讨论

本文以大豆和食糖为例,选取2007年1月至2016年12月的相关月度数据,采用ARDL模型分别从长期和短期对影响中国农产品价格的金融化因素进行遴选和实证分析,发现由于各种因素与农产品价格间传导机制的差异,以及农产品的品种差异,造成不同农产品影响其价格的金融化因素存在一定差异。其中,无论长期还是短期,影响国内大豆现货价格的金融化因素主要包括通货膨胀、国内期货价格、货币供应量以及国际现货价格;影响国内食糖价格的金融化因素主要为国内期货价格、通货膨胀和国际现货价格;农产品价格除了受传统的供求因素影响外,相关金融化因素的影响逐渐开始凸显,越来越多地反映宏观经济状况和资本市场的变化。此外,汇率因素和能源价格对国内大豆和食糖现货价格的影响还不明显,但随着我国农产品市场进一步接轨国际市场以及农产品工业用途的不断开发,两种因素将来对农产品价格的影响可能会逐渐增强,同样需要我们引起关注。

基于上述分析和讨论,我们需要对农产品金融化问题引起高度重视。(1)加强农产品现货市场建设。尤其要加快现货市场的信息化建设步伐,进一步完善农产品现货市场信息平台^[30],以及严厉打击农产品市场中的炒作投机等行为,营造公平的市场环境^[31]。(2)密切关注可能对农产品价格产生影响的相关金融化因素。例如,加强对宏观经济状况的监测,努力营造良好的宏观经济环境,避免经济过热等导致农产品价格异常波动,保障农产品价格平稳运行;加强对农产品期货市场的监管,努力维护期货市场交易秩序的同时,尤其重点加强对其中大额资金、跨境资本的监控,防范过度投机和炒作行为的出现,保证期货市场价格发现等功能的有效发挥;完善农产品进口风险防控体系,使得国内农产品市场能够对国际市场的价格异动及时预警,有效应对国际农产品金融化带来的冲击。此外,关注农产品金融化问题时还要考虑到品种间的差异,根据不同农产品的价格变化特征和金融化影响因素,相应地制定出更有针对性的调控方案。

参 考 文 献

- [1] 田利辉,谭德凯.大宗商品现货定价的金融化和美国化问题——股票指数与商品现货关系研究[J].中国工业经济,2014(10): 72-84.
- [2] JOHNSON,DALE G,SONG G Q.Inflation and the real price of grain in China[M].New York: Macmillan Press,1999.
- [3] MITCHELL D.A note on rising food prices[R].Washington DC: World Bank,2008.
- [4] ARNDT C,BENFICA R,MAXIMIANO N,et al.Higher fuel and food prices: impacts and responses for mozambique[J].Agricultural economics,2008,39(1): 497-511.
- [5] ROACHE S.What explains the rise in food price volatility[R].Washington DC: International Monetary Fund,2010.
- [6] BAILLIU J,DIB A,KANO T,et al.Multilateral adjustment and exchange rate dynamics: the case of three commodity currencies[R].Toronto: Bank of Canada Working Paper,2007.
- [7] BALCOMBE K,RAPSOMANIKIS G.Bayesian estimation of non-linear vector error correction models: the case of the sugar-ethanol-oil nexus in Brazil[J].American journal of agricultural economics,2010,90(3): 658-668.
- [8] TANG K,XIONG W.Index investment and financialization of commodities[R].Somerville: NBER Working Papers,2010.
- [9] 刘元春.价格控制须重视农产品定价机制变化[J].农村工作通讯,2010(24): 44.
- [10] 张成思,刘泽豪,罗煜.中国商品金融化分层与通货膨胀驱动机制[J].经济研究,2014(1): 140-154.
- [11] 翟雪玲,徐雪高,谭智心,等.农产品金融化概念、形成机理及对农产品价格的影响[J].中国农村经济,2013(2): 83-95.

- [12] 吕惠明,蒋晓燕.我国大宗农产品价格波动的金融化因素探析——基于 SVAR 模型的实证研究[J].农业技术经济,2013(2): 51-58.
- [13] 祁华清,李霜,樊琦.中国粮食金融化的测度、检验及政策启示[J].管理世界,2015(2): 172-173.
- [14] 李京栋,李先德,王士海.主粮化背景下马铃薯价格波动的金融化因素分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2017(4): 13-21,145-146.
- [15] DILLON B M, BARRETT C B. Global crude to local food: an empirical study of global oil price pass-through to maize prices in East Africa[R]. Washington D C: International Monetary Fund, 2013.
- [16] DILLON B M, BARRETT C B. Global oil prices and local food prices: evidence from East Africa[J]. American journal of agricultural economics, 2016, 98(1): 1-22.
- [17] 李崇光, 宋长鸣. 蔬菜水果产品价格波动与调控政策[J]. 农业经济问题, 2016(2): 17-24, 110.
- [18] 王进, 冯梦雨. 农产品价格与通货膨胀的动态关系与溢出效应研究[J]. 统计与信息论坛, 2015(3): 37-45.
- [19] 温涛, 王小华. 货币政策对中国农产品价格波动的冲击效应研究[J]. 当代经济科学, 2014(6): 20-29, 122-123.
- [20] 胡冰川. 消费价格指数、农产品价格与货币政策——基于 2001~2009 年的经验数据[J]. 中国农村经济, 2010(12): 37-45.
- [21] 于爱芝, 王鹤. 基于阈值协整的我国猪肉价格与 CPI 关系研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2016(3): 1-8, 132.
- [22] 黄季焜, 杨军, 仇焕广, 等. 本轮粮食价格的大起大落: 主要原因及未来走势[J]. 管理世界, 2009(1): 72-78.
- [23] 黄先明. 国际大宗农产品价格金融化机理分析及我国政策选择[J]. 国际贸易, 2012(6): 23-26.
- [24] 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——基于 VEC-DCC-GARCH 模型的分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2016(6): 41-47, 143.
- [25] 苏应蓉. 全球农产品价格波动中金融化因素探析[J]. 农业经济问题, 2011(6): 89-95, 112.
- [26] 陈宇峰, 薛萧繁, 徐振宇. 国际油价波动对国内农产品价格的冲击传导机制: 基于 LSTAR 模型[J]. 中国农村经济, 2012(9): 74-87.
- [27] 杨志海, 王雨濛, 张勇民. 粮食价格与石油价格的短期动态关系与长期均衡——基于 ARDL-ECM 模型的实证研究[J]. 农业技术经济, 2012(10): 31-39.
- [28] PESARAN M H, SHIN Y. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis[R]. Cambridge: Cambridge University, 1995.
- [29] PESARAN M H, SHIN Y, SMITH R J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships[J]. Journal of applied econometrics, 2001, 16(3): 289-326.
- [30] 李崇光, 赵晓飞, 孙剑, 等. 中国农产品流通现代化研究[M]. 北京: 学习出版社, 2016.
- [31] 李崇光, 肖小勇, 张有望. 蔬菜流通不同模式及其价格形成的比较——山东寿光至北京的蔬菜流通跟踪考察[J]. 中国农村经济, 2015(8): 53-66.

(责任编辑:毛成兴)