

国际能源价格对我国玉米价格波动的影响研究

吴海霞¹ 葛岩² 霍学喜^{3*} 李鹏¹

(1. 陕西师范大学 国际商学院, 西安 710119;

2. 中央财经大学 财政学院, 北京 100081;

3. 西北农林科技大学 西部农村发展研究中心, 陕西 杨凌 712100)

摘要 基于2001年1月—2013年12月的月度数据,利用VEC模型和OLS模型,分析了国际原油价格和玉米质燃料乙醇价格对我国玉米价格波动的影响。实证结果表明,国际能源市场与我国玉米市场存在高度的整合关系;国际原油价格每上升1个百分点,国内玉米价格将上升0.4332个百分点,但玉米质燃料乙醇价格波动对我国玉米价格波动的影响并不显著。同时,敏感性检验结果验证了VEC和OLS回归结果的稳健性。

关键词 能源价格;玉米价格;整合关系;敏感性检验

中图分类号 F 302.2

文章编号 1007-4333(2016)06-0164-09

文献标志码 A

Impact of international energy prices on China's corn prices

WU Hai-xia¹, GE Yan², HUO Xue-xi^{3*}, LI Peng¹

(1. International Business School, Shaanxi Normal University, Xi'an 710119, China;

2. School of Public Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

3. Center of Western Rural Development, Northwest A&F University, Yangling 712100, China)

Abstract Based on monthly data obtained from January 2001 to December 2013 monthly data, the impact of international crude oil and corn-based fuel ethanol prices volatilities on the China's corn prices were analyzed by employing the VEC model and OLS model. The empirical results showed that there was significant integration relationship between international energy market and China's corn market. When International crude oil prices rose by 1%, domestic corn prices increased by 0.4332%. However, the impact of corn-based fuel ethanol prices volatilities on China's corn prices was insignificant. Meanwhile, the results from sensitivity test also proved the robustness of the VEC and OLS regression results.

Keywords energy prices, corn prices, integration relationship, sensitivity test

粮食是社会的基本物资,相较于其他产品,粮价波动的社会、经济及政治效应最为显著^①。2006年以来,国际农产品价格呈现出前所未有的上涨趋势。相比于2006年,2008年中期,小麦、玉米、稻谷等农产品的价格翻了两番^②。同时由于农业生产在发

展中国家的经济活动中占据较大比重,家庭消费中很大一部分支出为食品支出,粮价的高位运行对发展中国家的影响往往尤为显著。因此2006年以来2次大规模的农产品价格上涨引发了世界范围内对农产品价格波动推动力量的关注^③。

收稿日期:2015-06-04

基金项目:国家自然科学基金项目(70973098);陕西师范大学中央高校基本科研业务经费专项资金项目(15SZYB18);陕西省软科学项目(2015KRM064)

第一作者:吴海霞,讲师,主要从事农业经济与能源经济研究,E-mail:hxia007@126.com

通讯作者:霍学喜,教授、博士生导师,主要从事农业区域经济研究,E-mail:xuexihuo@nwsuaf.edu.cn

① 资料来源:Trostle R. Global agricultural supply and demand: Factors contributing to the recent increase in food commodity prices, USDA economic research service report NO. WRS-0801. 2008

② 资料来源:Cooke B, Robels M. Recent food movements: A time series analysis. IFPRI Discussion paper No. 00942. 2009

③ 资料来源:Rausser G C, Gorter H D. US Policy contributions to agricultural commodity price fluctuations, 2006—2012. Unpublished manuscript, 2013

宏观层面上对整体粮食价格波动影响因素的分析有别于对单一粮食品种影响因素的分析。如对单一粮食品种价格波动解释力较弱的影响因素可能对整体粮食市场而言影响显著;对整体粮食市场价格波动解释力较弱的某些因素可能对单一粮食品种作用显著^[1]。因此尽管某些共同因素,如成本推动、需求拉动、政府政策、宏观经济形势导致不同粮食品种价格同期上涨,但不同的粮食品种在某种程度上影响因素有所差异。因此,区分粮食品种,寻找各自不同的影响因素意义重大。作为世界传统的三大粮食作物之一,2002年以来,尤其是2006年后,世界范围内玉米价格呈现出大幅上扬的趋势。不同于稻谷和小麦,玉米作为世界三大粮食作物除了是世界各国重要的口粮,还兼具饲料作物和能源作物的特征,由此可见,理论上影响玉米价格波动的因素有不同于小麦、稻谷市场的力量。

首先,供给方面的解释因素包括自然灾害、较低的科研投入、以及持续上涨的化肥农药价格。Abbott等^①和 Mitchell^②认为2006和2007年的恶劣天气导致世界范围内粮食减产,粮食产量跟不上粮食需求的脚步,导致粮食价格从2006年第四季度到2008年第一季度显著增长。但 Headley等^[2]和 Gilbert^[1]实证检验发现天气变化并不是推动粮价上涨的因素,生产投入,尤其是2000年以来化肥价格的上涨是粮食价格飞涨的主要推动力量。同时日益缩减的政府和国际机构的科研发展投入使得农产品增收缓慢,导致粮食价格上涨^[3]。

其次,来自需求方面的拉动效应也不容忽视。Trostle^③和 Carter等^[4]认为来自全球范围内发展中国家的收入增长和人口增长大大提升了粮食价格。随着人均收入的提升,来自发展中国家的消费者不仅增加了他们的粮食消费,也日益多样化了肉类消费,这反过来也增加了粮食需求。

此外,随着我国政府日益放松对粮食市场的监管和市场化程度的加深,来自世界原油市场的冲击^[5]、国际金融市场的冲击,如美元贬值、活跃的农产品期货市场和农产品进出口市场、蓬勃发展的农业相关市场^[6]日益显著。除此之外,作为世界上最

大的玉米生产国和出口国,美国玉米行业的生产和在不同领域的分配对世界各个国家玉米现货市场和期货市场影响显著,由此将进一步改变世界玉米产业的生产和发展布局,尤其是近年来玉米乙醇的激增也大大抬高了国际玉米价格^[7]。传统观点认为供求因素是影响我国玉米价格波动的根本原因,但随着玉米工业用途的深化和玉米价格能源属性的凸显,这一观点日渐受到质疑。因此,本研究将在传统供求模型的基础上加入国际原油价格和燃料乙醇价格,检验国际能源价格波动与我国玉米价格波动的长期协整关系,揭示国际能源价格对我国玉米市场的冲击,以期为我国玉米市场价格政策的制定提供有力的理论支撑。

1 理论框架

本研究包含两部分内容:第一,对国际原油价格、玉米质燃料乙醇价格和国内玉米价格之间的格兰杰因果关系进行检验,主要考察国际原油市场、玉米质燃料乙醇价格和我国玉米市场间是否存在整合关系;第二,如果三市场间的整合关系存在,那么国际原油价格和玉米质燃料乙醇价格波动是否对我国玉米价格波动具有经济意义上的显著影响,二者对我国玉米价格的影响程度如何,价格波动的渠道和作用机制又是如何。

1.1 国际能源价格同玉米价格的整合关系

周章跃等^[8]认为在完全竞争的市场结构下,若2个市场之间存在整合关系,则一个市场上的价格波动将传导至另一个市场;若市场间不存在整合关系,则不存在市场间的价格传导效应。由于国际玉米价格并非处在完全的“真空”状态中,且国内市场和国际市场存在较大的空间距离,生产、运输、交割等过程中的时滞,都要求假定国内玉米价格受国际石油和燃料乙醇滞后价格的影响。因此依据市场运行中的实际情况,根据该部分的数据特征和市场特性,假定我国玉米价格受国际原油价格和燃料乙醇滞后价格的影响,这也是本部分研究选用VAR模型或VEC模型的理论基础。另一方面,国际原油价格不仅通过生产环节影响玉米的生产成本,同时通过运输环节影响玉米的流通成本;而玉米质燃料

① 资料来源:Abbott P C, Hurt C, Tyner W E. What's driving food prices? Farm Foundation, Issue Report. 2008

② 资料来源: Mitchell D. A note on rising food prices. Policy research working paper No. 4682. The World Bank, Washington, D. C. 2008

③ 资料来源: Trostle R. Global agricultural supply and demand: Factors contributing to the recent increase in food commodity prices, USDA economic research service report NO. WRS-0801. 2008

乙醇则通过需求拉动直接影响玉米价格。在此基础上提出如下假设。

命题一:国际原油价格和燃料乙醇价格与中国玉米价格存在整合关系。

这一命题只表明了市场间存在格兰杰意义上的因果关系,但未说明市场间因果关系的方向。考虑到该部分的研究任务,基于上述假设进一步提出2个有待检验的命题:

命题二:中国玉米价格变动受国际原油价格变动的影响显著。

命题三:国际玉米质燃料乙醇价格变动是中国玉米价格变动的显著影响因素。

这里的“因果”指的是经济意义上的因果关系,超越了格兰杰意义上的因果关系。通过时间序列分析,只能证明命题二、三是否为伪命题;如果通过格兰杰因果关系检验和VAR/VEC模型分析,命题二、三未被证伪,要进行下一步的分析以确定命题是否为真。

1.2 国际能源价格对中国玉米价格的影响

本研究核心在于考察国际能源价格波动对我国玉米价格波动的影响,命题二、三中已经将该因素纳入考察框架中。实际上,现有文献从不同侧面对类似问题进行了初步探讨,例如罗锋等^[9]通过脉冲响应函数和方差分解得出国际期货价格波动对国内农产品价格波动影响显著;丁守海^[10]通过配对Johansen检验,认为间接贸易造成了某些食品价格的国际输入型影响。这样,在控制了其他因素的情况下,如果国际能源价格显著影响我国玉米价格,则作为解释变量的能源价格同我国玉米价格应呈正相关关系。

在总结了影响玉米价格波动的几大因素后,上述影响中国玉米价格的供求因素将作为国际能源价格影响效应的“控制因素”,据此提出命题四。

命题四:宏观经济景气指数越高,投入成本越大,猪肉价格越高,玉米离岸价格越高,玉米期货价格越高,人民币兑美元的汇率越低,则我国玉米价格越高。

引申命题四中的许多子命题虽然并不是本研究

关注的焦点问题,但在进行计量分析时可以验证各子命题的真伪。

2 数据及模型

2.1 数据说明

除玉米价格数据外,本研究所用数据还包括反映玉米价格影响因素的来自国内供给方面、需求方面和外部冲击方面的主要力量,所有的数据均基于月度频率。在供给方面,考虑玉米生产月度成本,包括材料成本、比如化肥、农药和农业生产工具租赁费用,和劳动成本^①。在需求方面,考虑宏观经济形势对玉米价格的影响,同时利用月度猪肉价格来度量来自需求层面的冲击^②。外部冲击包括月度国际原油价格、月度燃料乙醇价格、月度美国2号黄玉米墨西哥湾离岸价格、月度美国芝加哥商品交易所(Chicago board of trade,CBOT)2号黄玉米期货价格^③、月度人民币兑美元的汇率。然后对价格数据利用CPI来消除通胀,并对所有数据取对数以消除数据的过度波动。所有数据和变量的描述及来源如表1所示。

2.2 数据统计性描述

由表2可以看出2001—2013年我国玉米最高价格为2.50元/kg,最低价格为0.99元/kg,平均价格为1.58元/kg,价格分布呈现明显的右偏性峰度低于正态分布的峰度3。2001—2013年我国宏观经济指数最高位104.01点,最低为94.01点,平均指数为100.01点,宏观经济指数分布呈现明显的左偏性,峰度低于正态分布的峰度3。2001—2013年玉米生产成本最高位8778.60元/hm²,最低位3888.60元/hm²,平均生产成本为5183.40元/hm²,价格分布呈现明显的右偏性峰度低于正态分布的峰度3。2001—2013年我国猪肉价格最高为30.25元/kg,最低位9.52元/kg,平均猪肉价格为16.77元/kg,价格分布呈现明显的右偏性峰度低于正态分布的峰度3。2001—2013年世界原油价格最高为131.43美元/桶,最低为17.67美元/桶,平均原油价格为61.43美元/桶,价格分布呈现明显的右

① 在《国家农产品成本-收益汇编》中没有玉米生产成本的月度数据,所有的数据均为年度数据。因此,利用E-views软件的二次方程插值法将年度数据转化为月度数据。

② 中国统计年鉴(2012)年统计资料显示在中国猪肉是最大的肉类消费品。2011年城镇居民人均消费猪肉20.63kg,占肉类消费总量的59%。基于此,本部分以猪肉价格代表来自需求因素的冲击。

③ 尽管此处考虑中国玉米期货价格波动将会使得结论更为准确,但是直到2004年9月22日,大连商品交易所才有几个玉米期货上市,因此如果考虑中国玉米期货价格将导致数据序列过短,无法获得预期的hm实证结果。

表1 数据来源
Table 1 Data sources

变量 Variable	缩略符 Abbreviation	描述 Description	来源 Source
中国玉米价格	CP	中国玉米农村集贸市场月度价格(元/kg)	中国农产品价格调查统计年鉴 2002—2014
宏观经济景气指数	INDEX	宏观经济景气指数:一致指数	国家统计局
玉米生产成本	COST	玉米生产过程中的玉米平均生产成本(元/hm ²)	全国农产品成本收益汇编 2002—2014
猪肉价格	PP	中国猪肉农村集贸市场月度价格(元/kg)	中国农产品价格调查统计年鉴 2002—2014
国际原油市场价格	OIL	月度迪拜原油现货离岸价格(美元/桶)	美国能源情报署
燃料乙醇价格	ETH	美国玉米质燃料乙醇月度价格(美元/L)	美国能源情报署
玉米期货价格	CFP	美国2号黄玉米期货月度平均价格(美元/t)	美国芝加哥商品交易所
美国玉米出口价格	FOB	美国2号黄玉米墨西哥湾出口离岸价格(美元/t)	USDA
汇率	ER	人民币兑美元的汇率	国家外汇管理局

表2 2001—2013年各变量统计性描述
Table 2 Statistic description of data between 2001 and 2013

指标 Index	变量 Variable								
	CP	INDEX	COST	PP	OIL	ETH	CFP	FOB	ER
均值	1.58	100.01	5 183.29	16.77	61.43	0.52	122.67	162.56	7.53
中值	1.45	100.85	4 687.02	14.97	57.83	0.26	109.32	150.21	7.82
最大值	2.50	104.01	8 778.30	30.25	131.43	0.95	239.67	331.18	8.29
最小值	0.99	94.01	3 888.40	9.52	17.67	0.25	67.22	82.48	6.29
标准差	0.44	2.66	1 203.22	5.88	31.38	26.49	48.82	73.75	0.77
偏度	0.51	-0.58	1.36	0.47	0.38	0.17	0.90	0.89	-0.33
峰度	2.06	2.17	4.03	2.00	1.96	2.25	2.47	2.48	1.41
JB统计量	11.12	12.07	50.21	11.38	9.98	4.06	20.71	20.63	17.67
概率	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.13	0.00	0.00	0.00
观察值个数	156	156	156	156	156	156	156	156	156

偏性峰度低于正态分布的峰度3。美国燃料乙醇最高价格为0.95美元/L,最低为0.25美元/L,平均价格为0.53美元/L,价格分布呈现明显的右偏性峰度低于正态分布的峰度3。2001—2013年美国玉米期货价格最高为239.67美元/t,最低价格为67.22美元/t,平均价格为122.67美元/t,价格分布呈现明显的右偏性峰度低于正态分布的峰度3。2001—2013年美国玉米出口最高价格为331.18美

元/t,最低价格为82.48美元/t,平均价格为162.56美元/t,价格分布呈现明显的右偏性峰度低于正态分布的峰度3。2001—2013年人民币兑美元的汇率高为8.29,最低为6.29,平均为7.53,价格分布呈现明显的左偏性峰度低于正态分布的峰度3。

2.3 计量模型

VAR模型采用多方程联立的形式,它不以经济理论为基础,在模型的每一个方程中,内生变量对模

型的全部内生变量的滞后项回归,从而估计全部内生变量的动态关系。

根据 Christiano 等^①; Bernanke 等^[11]的研究,一个典型的 VAR 模型可以表示为:

$$By_t = C(L)y_t + D(L)x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 y_t 为 $m \times 1$ 维的内生变量列向量; x_t 为 n 维外生变量列向量; B, C, D 是待估计的系数矩阵; L 是滞后阶数; ε_t 是扰动列向量,它们相互之间可以同期相关,但不与自己的滞后值相关且不与等式右边的变量相关。

下面考虑不含外生变量的非限制 VAR 模型,得到 VAR 模型的简化式为:

$$y_t = A(L)y_t + v_t, A(L) = B^{-1}C(L) = A_1L + A_2L^2 + \dots + A_iL^i \quad (2)$$

其中 i 为 VAR 模型的滞后阶数, $v_t = B^{-1}\varepsilon_t$ 。

如果 VAR 模型中所有变量均为一阶单整, $[I(1)]$, 并且变量间存在协整关系,应利用向量误差修正模型(Vector Error Correction, 简写 VEC)来估计脉冲响应函数和方差分解方程。

Engle 等^[12]将协整与误差修正模型结合起来,建立了向量误差修正模型。只要变量之间存在协整关系,误差修归分布滞后模型,因此,可以认为 VEC 模型是含有协整约束的 VAR 模型,多应用于具有协整关系正模型可以由自回归分布滞后模型导出。而在 VAR 模型中的每个方程都是一个自回的非平稳时间序列模型建模。

若式(2)的 y_t 所包含的 k 个 $I(1)$ 序列间协整关系存在,则式(2)可写为:

$$\Delta y_t = \alpha\beta'y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

式中: $t=1, 2, \dots, T$, 每个方程的误差项都应具有平稳性。协整关系有多种表示形式,误差修正模型是当前处理协整关系的普遍方法,即:

$$\Delta y_t = aecm_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

式中: $aecm_{t-1} = \beta'y_{t-1}$ 是误差修正项,反映变量之间的长期均衡关系。系数矩阵 α 反映了变量之间偏离长期均衡时,误差修正项将其调整到均衡状态的速度。所有作为解释变量的差分项的系数反映各变量的短期波动对作为被解释变量的短期变化的影响,可以剔除其中不显著的滞后差分项。

3 国际原油价格、燃料乙醇价格与我国玉米价格波动分析

3.1 单位根检验

由于对非平稳的时间序列使用最小二乘法进行估计时会导致结果的有偏估计。因此,一般而言,第一步为时间序列的平稳性(单位根)检验。如果时间序列均是水平平稳的序列或非同阶单整,后续研究将采用 VAR 模型;如果变量为同阶单整,将进一步检测协整方程的存在性,决定是否采用 VEC 模型。在此,利用 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 检验和 Philips-Perron (PP) 检验来验证各变量的平稳性,如果水平序列非平稳,将检验各变量一阶滞后的平稳性。平稳性检验结果见表 3。

表 3 单位根检验结果表明,在 5% 的显著性水平上,各变量的水平序列均为非平稳序列,但这些序列的一阶均为平稳的,因此应该进行 Johansen 检验考察变量间的协整关系。

3.2 Johansen 协整检验

在进行 Johansen 协整检验和向量误差修正模型检验前,首先应该确定模型的滞后阶数,这一滞后阶数由几个标准来决定:第一,必须满足数学上的稳定性,即满足平稳性的要求,这要求所有单位根膜的倒数应该全部落在单位圆内;第二,必须满足 LR 检验标准;第三,必须通过模型设定误差检验,如正态性、自相关、ARCH 效应和异方差效应。为简化检验,遵循 Wang 等^[13]的研究,如果 VAR 模型的滞后阶数为 n ,则 Johansen 协整检验和 VEC 模型的滞后阶数为 $n-1$ 由此得到 Johansen 协整检验和 VEC 模型的最优滞后阶数为 2。

表 4 显示了 2001—2013 年间 Johansen 协整检验的结果,该假设前提为变量间不存在协整关系。最大特征根检验表明 2001—2013 年间各变量间至少存在 4 个协整方程,即各变量间存在长期协整关系。由于协整关系存在则可以建立 VEC 模型,同时证明了命题一假说的正确性。

3.3 VEC 协整分析

由于前述理论分析,各序列之间至少存在一个协整关系,因此可以使用 VEC 模型来分析国际原油价格、燃料乙醇价格与我国玉米价格的因果关系走向及影响强度。

① 资料来源: Christiano L J, Eichenbaum M, Evans C L. Modelling money. NBER working paper 6371. 1998a

表 3 变量 ADF 和 PP 单位根检验结果

Table 3 ADF and PP unit root test of variables

变量 Variable	ADF 单位根检验 ADF unit root test			PP 单位根检验 PP unit root test		
	(C,T,L)	t-统计量 t-Statistic	概率 Probability	(C,T,L)	PP 统计量 PP-Statistic	概率 Probability
LNCP	(C,T,1)	-3.563 3**	0.036 6	(C,T,4)	-3.249 1*	0.079 4
LNINDEX	(C,T,4)	-3.815 8**	0.018 4	(C,T,7)	-2.389 3	0.383 8
LNCOST	(C,T,1)	0.670 2	0.999 8	(C,T,3)	0.981 5	0.999 9
LNPP	(C,T,1)	-2.676 6	0.248 3	(C,T,3)	-2.331 6	0.414 3
LNOIL	(C,T,1)	-3.284 2*	0.073 3	(C,T,3)	-2.921 9	0.158 9
LNETH	(C,T,2)	-2.958 8	0.147 4	(C,T,4)	-3.328 6*	0.065 7
LNCFP	(C,T,1)	-2.901 2	0.165 0	(C,T,4)	-2.750 5	0.218 3
LNFOB	(C,T,1)	-2.680 6	0.246 1	(C,T,6)	-2.801 5	0.199 3
LNER	(C,T,3)	-2.411 8	0.371 6	(C,T,9)	-2.091 8	0.545 6
ΔLNCP	(C,0,0)	-7.871 6***	0.000 0	(C,0,4)	-7.886 5***	0.000 0
ΔINDEX	(C,0,5)	-4.934 4***	0.000 1	(C,0,2)	-5.487 3***	0.000 0
ΔLNCOST	(C,0,0)	-8.598 6***	0.000 0	(C,0,5)	-8.795 2***	0.000 0
ΔLNPP	(C,0,0)	-9.351 3***	0.000 0	(C,0,6)	-9.306 0***	0.000 0
ΔLNOIL	(C,0,0)	-8.365 6***	0.000 0	(C,0,3)	-8.426 5***	0.000 0
ΔLNETH	(C,0,1)	-10.005 5***	0.000 0	(C,0,11)	-8.730 5***	0.000 0
ΔLNCFP	(C,0,0)	-8.696 9***	0.000 0	(C,0,0)	-8.686 7***	0.000 0
ΔLNFOB	(C,0,0)	-9.599 9***	0.000 0	(C,0,4)	-9.723 3***	0.000 0
ΔLNER	(C,0,2)	-3.140 2**	0.025 9	(C,0,7)	-6.588 8***	0.000 0

注：C,T,L 分别指截距项、趋势项和滞后阶数；在水平序列检验中，变量包含截距项和趋势项，但是在二阶滞后变量中，仅包括截距项，不包含趋势项；滞后阶数由 SIC 准则确定；***, **, * 分别为 1%,5%,10% 的显著性水平。下表同。

Note: C, T, L indicate intercept, trend and lag term, respectively. In the Horizontal sequence test, the variables include intercept and trend. The 1-lag variable only contains intercept, and does not contain trend. The lags are determined by SIC *** , ** and * represent 1%, 5% and 10% level of significance. The same as below.

表 4 序列协整检验的结果(2001—2013 年)

Table 4 Integration test of variables (2001—2013)

协整方程的个数 Number of Co-integration equation	最大特征根 Max. eigen value	最大特征根统计量 Statistics associated with the max. eigen value	0.05 临界值 0.05 Critical value	概率 ** Probability
None*	0.893 3	315.671 9	58.433 4	0.000 0
Atmost1*	0.381 1	67.431 2	52.458 8	0.000 7
Atmost2*	0.303 5	52.681 2	46.233 7	0.014 4
Atmost3*	0.251 4	40.667 5	40.054 6	0.042 5
Atmost4	0.173 4	27.223 2	33.875 5	0.252 5
Atmost5	0.147 2	21.854 3	27.582 6	0.223 8
Atmost6	0.124 5	18.552 4	21.132 2	0.114 5
Atmost7	0.048 8	5.930 1	14.263 4	0.631 2
Atmost8	0.021 1	4.884 4	5.881 2	0.382 4

注：** 为 Machinnon-Haug-Michelis(1999)P 值。趋势性假设；协整检验和 VEC 模型中含有线性可决趋势项和截距项。

Note: ** is the P-value of Machinnon-Haug-Michelis(1999). The hypothesis of trend; The co-integration test and VEC model contain linear deterministic trend and intercept.

为此,得到如下协整方程:

$$\begin{aligned} \text{LNCP}_t = & 0.9987 \text{LNNOIL}_t + 0.1450 \text{LNETH}_t + \\ & (7.7862)^{***} \quad (0.8663) \\ & 0.2912 \text{LNFOB}_t + 0.5424 \text{LNCFP}_t \\ & (18.9321)^{***} \quad (6.3445)^{***} \\ & - 0.0081 \text{LNER}_t + 8.7511 \\ & (-0.4258) \quad (5) \end{aligned}$$

其中括号内的数字为 t 值。式(5)表明在长期均衡关系中,当国际原油价格上涨1%时,中国玉米价格将上涨0.9987%;当美国2号黄玉米墨西哥湾出口价格上涨1%时,中国玉米价格将上涨0.2912%。同样,当玉米期货市场价格上涨1%时,中国玉米价

格将上涨0.5424%。但是长期来看,美国燃料乙醇价格上涨对中国玉米价格上涨影响并不显著。

表5仅列出了误差修正模型中国际原油价格和玉米质燃料乙醇价格的一阶和二阶差分项,在10%的显著性水平上,滞后一阶和二阶的国际原油价格以及滞后二阶的燃料乙醇价格对我国玉米价格波动影响显著。其中误差修正项的系数为-0.1028,表明长期均衡机制对中国玉米价格波动存在逆向调节机制。即在时刻 t ,当中国玉米价格的短期波动偏离长期均衡一个百分点,误差修正项将对我国玉米价格波动反向产生0.1028个百分点的调整力度,使得玉米价格回归长期均衡。

表5 国际原油价格、燃料乙醇价格和我国玉米价格的VECM估计

Table 5 VEC estimations of international crude oil, fuel ethanol and China's corn prices

指标 Index	变量 Variable				误差修正项 Error correction term
	D(LNOIL(-1))	D(LNOIL(-2))	D(LNETH(-1))	D(LNETH(-2))	
系数 Coefficient	0.0312*	0.0455**	0.0048	0.0348*	-0.1028***

该部分中首先利用月度数据,以我国玉米价格为被解释变量,相关的影响因素为解释变量进行OLS回归。上述ADF单位根检验和PP单位根检验同时表明所有时间序列的水平序列均为非平稳的,因此在回归时将采用价格的变动(一阶差分)形式进行回归。随后将月度数据合并,对国际原油价格和燃料乙醇价格的影响进行敏感性检验。

3.4 基准检验

当考察我国玉米价格变化的影响因素时,由于该部分变量均采用对数形式,因此估计系数具有弹性的含义。表6的结果显示,在10%的显著性水平下,国际原油价格的估计系数为0.4332,即国际原油价格每上升1个百分点,国内玉米价格将上升0.4332个百分点。国际玉米质燃料乙醇价格的估计系数为0.0562,在1%的显著性水平下显著,具有统计意义上的显著性,但其经济意义并不显著。使用时间序列存在虚假回归的可能性,因此对模型残差序列进行了单位根检验。单位根检验显示在1%的显著性水平下,ADF统计量为-4.2678,残差序列是平稳的,因此不存在虚假回归。基准检验的结果意味着国际原油价格对我国玉米价格存在经济意义上的显著影响,是我国玉米价格波动的显著原因。这一结论不仅印证了VECM模型的分析结

果,同时验证了命题二的假说,但命题三的经济意义假说并不显著。

其他控制变量的估计结果可以更充分地反映影响我国玉米价格变动的因素。估计结果显示大多数变量的结果较为显著,且符号基本与预期相一致。我国玉米价格同玉米生产成本、需求增长和玉米期货市场预期显著正向相关。但美国2号黄玉米墨西哥湾离岸价格和人民币兑美元的汇率对我国玉米价格波动影响并不显著。

3.5 敏感性检验

为保证回归结果的稳健性,该部分中将月度数据合并为季度数据考察国际能源价格波动对我国玉米价格波动的影响。表7季度数据的敏感性回归结果基本与月度数据回归的结果相一致,国际原油价格的系数为0.2143,表明国际原油价格每上升1个百分点,我国玉米价格将上涨0.2143个百分点,但敏感性检验中,国际玉米质燃料乙醇价格波动对我国玉米价格波动影响不具有统计意义上和经济意义上的显著性。这一结论与回归结果相吻合,进一步验证了命题二的合理性。同时方程残差的ADF检验表明残差序列是平稳的,因此总体来看,敏感性检验结果同样表明了国际原油价格对我国玉米价格具有显著的正向影响。

表 6 我国玉米价格波动的影响因素

Table 6 Factors analysis of affecting China's corn prices volatility

变量名称 Variable	回归系数 Coefficient	变量名称 Variable	回归系数 Coefficient
常数项 Constant	0.002 8* (1.654 4)	D(LNFOB)	0.191 1 (0.621 3)
D(LNINDEX)	0.215 2 (0.613 1)	D(LNCFP)	0.124 4** (1.972 6)
D(LNCOST)	0.390 1*** (2.372 5)	(DLNER)	-0.662 8 (-1.225 6)
D(LNPP)	0.054 8* (1.648 1)	调整的 R^2 (Adj R^2)	0.523 1
D(LNOIL)	0.433 2*** (2.694 8)	F 统计量 (F Statistics)	28.453 3
D(LNETH)	0.056 2*** (2.621 1)	ADF 统计量 (ADF Statistics)	-4.267 8

注：括号内为 t 统计量。下表同。

Note: The numbers in brackets are t statistics. The same as below.

表 7 敏感性检验：季度数据的回归

Table 7 Sensibility test: regression of quarterly data

变量名称 Variables	回归系数 Coefficient	变量名称 Variables	回归系数 Coefficient
常数项	0.005 3* (1.634 4)	D(LNFOB)	0.158 9 (1.316 6)
D(LNINDEX)	0.124 3 (1.289 8)	D(LNCFP)	0.167 5** (2.234 3)
D(LNCOST)	0.072 4*** (2.884 2)	(DLNER)	-0.465 5 (-0.102 2)
D(LNPP)	0.234 2 (1.245 5)	调整的 R^2	0.457 6
D(LNOIL)	0.214 3** (2.023 3)	F 统计量 (F Statistics)	27.498 8
D(LNETH)	0.062 1 (1.456 6)	ADF 统计量 (ADF Statistics)	-4.687 6

4 结论及政策建议

1) 利用 2001 年 1 月—2013 年 12 月的月度数

据，通过时间序列分析了国际原油价格和玉米质燃料乙醇价格与我国玉米价格波动的因果关系。实证结果表明，国际能源市场与我国玉米市场存在高度

整合关系;向量误差修正模型的估计结果表明无论在长期还是短期,国际能源价格波动都对我国玉米价格波动具有格兰杰意义上的因果作用。

采用传统 OLS 回归,对影响我国玉米价格波动因素的诸因素进行回归分析。由于该部分变量均采用对数形式,因此估计系数具有弹性的含义,结果表明在 10% 的显著性水平下,国际原油价格的估计系数为 0.433 2,即国际原油价格每上升 1 个百分点,国内玉米价格将上升 0.433 2 个百分点。国际玉米质燃料乙醇价格的估计系数为 0.056 2,在 1% 的显著性水平下显著,具有统计意义上的显著性,但其经济意义并不显著。

2) 为保证结果的稳健性,进行了敏感性检验。检验结果表明在敏感性回归中国际原油价格的系数为 0.214 3,表明国际原油价格每上升一个百分点,我国玉米价格将上涨 0.214 3 个百分点,但敏感性检验中,国际玉米质燃料乙醇价格波动对我国玉米价格波动影响不具有统计意义上和经济意义上的显著性。

实证结果表明国际原油价格上涨提高了我国玉米生产成本和流通成本,但并未通过刺激国际生物能源生产对我国玉米价格产生显著影响。基于本研究的实证检验和国家粮食安全的角度看,尽管近年来我国玉米价格总体上保持了平稳态势,但玉米价格依然受到来自国际原油价格波动较大程度的影响,这一点应该有所警惕。因为,尽管玉米作为口粮的地位已经有所下降,其更多的波动会直接通过成本因素传导到其他商品的价格中,比如肉、蛋、鱼等农副产品。此外,它还可以通过挤占效应或替代效应影响其他粮食作物的产量和价格,如近年来在我国玉米价格持续走高的情况下,由于种植玉米收益更高,导致了在黄淮、东北及西南地区出现将豆类的种植耕地转向种植玉米的现象。因此,建立农产品价格预警机制、进一步完善农业生产资料综合补贴政策、建立与石油价格挂钩的补贴机制、并通过政策扶持等手段平抑国际能源价格波动对我国玉米价格波动的冲击是政府未来政策调整的一大方向。

参 考 文 献

[1] Gilbert C L. How to understand high food prices[J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2010,61(2):398-425

- [2] Headley D, Fan S. Anatomy of a crisis: The causes and consequences of surging food prices [J]. *Agricultural Economics: Issue Supplement*, 2008,39:375-391
- [3] Braun J V. The world food situation: New driving forces and required actions [J]. *International Food Policy Research Institute*, 2007,25(3):37-39
- [4] Carter C, Rausser G C, Smith A. Commodity booms and busts [J]. *Annual Review of Resource Economics*, 2011,3:87-118
- [5] Tyner W T. The integration of energy and agricultural markets [J]. *Agricultural Economics: Issue Supplement*, 2010,4(1):193-201
- [6] Serra T. Volatility spillovers between food and energy markets: A semiparametric approach [J]. *Energy Economics*, 2011,33(6):1155-1164
- [7] Babcock B A. The Impact of US biofuel policies on agricultural price levels and volatility [J]. *China Agricultural Economic Review*, 2012,4(4):407-426.
- [8] 周章跃, 万广华. 论市场整合研究方法: 兼评喻闻、黄季焜《从大米市场整合程度看我国粮食市场改革》一文 [J]. *经济研究*, 1999(3):73-79
- Zhou Z Y, Wan G H. The research method of market integration and evaluation of Paper from Yu W and Huang J K titled: Examination of China's grain market reform from the respective of the degree of rice market integration [J]. *Journal of Economic Research*, 1999(3):73-79 (in Chinese)
- [9] 罗锋, 牛宝骏. 我国粮食价格波动的主要影响因素与影响程度 [J]. *华南农业大学学报: 社会科学版*, 2010(2):51-58
- Luo F, Niu B. The main influence factors and degree of china's grain prices fluctuations [J]. *Journal of South China Agricultural University: Social Science Edition*, 2010(2):51-58
- [10] 丁守海. 国际粮价波动对我国粮价的影响分析 [J]. *经济科学*, 2009(2):60-71
- Ding S. The Impact of international grain prices volatility on China's grain prices volatility [J]. *Economic Science*, 2009(2):60-71 (in Chinese)
- [11] Bernanke B S, Blinder A S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission [J]. *American Economic Review*, 1992,82(4):901-921
- [12] Engle R F, Granger C W J. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing [J]. *Econometrica*, 1987,55(2):251-276
- [13] 王琳, 王其文, 鞠伟. 我国经济增长与石油进口的因果关系研究 [J]. *西南石油大学学报: 社会科学版*, 2011,13(2):5-10
- Wang L, Wang Q, Ju W. Granger causal relation between oil import and economic growth in China [J]. *Journal of Southwest Petroleum University: Social Sciences Edition*, 2011,13(2):5-10 (in Chinese)

责任编辑: 苏燕