

潘群星,陈旭. 经济政策不确定性对我国农产品价格的影响研究[J]. 江苏农业科学,2019,47(15):335-338.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.15.076

经济政策不确定性对我国农产品价格的影响研究

潘群星,陈旭

(南京农业大学金融学院,江苏南京 210095)

摘要:基于 1998 年 1 月至 2019 年 3 月我国经济政策不确定性指数以及玉米、大豆农产品的月度价格数据,分别运用 Johansen 协整检验、Granger 因果关系检验和 BEKK-GARCH 模型,从长期和短期的角度探讨了不确定性因素对农产品价格的影响关系。实证结果发现:长期来看,我国经济政策不确定性能够主导农产品价格的走势,二者存在长期稳定的均衡关系;短期来看,经济和政策的不确定性对不同农产品的影响存在差异,不确定性指数仅对玉米具有单向的价格和波动溢出效应,但对大豆却没有任何溢出效应。

关键词:经济政策不确定性;农产品价格;溢出效应;BEKK-GARCH 模型

中图分类号:F323.7 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2019)15-0335-04

重农固本,是安民之基。在“新常态”的背景下,我国面临着新的形势、新的任务以及新的挑战,保证农产品价格的平稳运行是实行改革的必要前提。但是近 20 年来,我国主要农产品价格一直存在较大幅度的波动。2002 年 1 月至 2008 年 3 月,大豆价格从 1 932 元/t 的最低点上涨到 5 098 元/t,涨幅为 163.87%,随后又在短短的 12 个月内下降到 3 450 元/t,降幅为 32.33%。玉米价格同样如此,2000 年 5 月至 2014 年 9 月上漲了 179.45%。造成这一现象的原因是多种多样的,包括生产成本变化、进出口规模等供给侧因素,以及人口增长、经济发展等需求侧因素。除此之外,农业供给侧结构性改革下的经济政策不确定性在逐渐加大,经济和政策的不确定

因素也势必会对农产品的价格波动产生一定的影响。分析我国经济政策不确定性对农产品价格的长期和短期内的传导关系,对稳定农产品价格、保障国家粮食安全具有非常重要的意义。

经济政策不确定性指数是一国“经济”“政策”和“不确定性”的集中反映,用何种指标进行衡量一直是学者们争相讨论的话题。目前最具代表性的是 Baker 等建立的经济政策不确定性指数(简称“EPU”指数),并分析了与美国宏观经济形势之间的关系,结果验证了美国 EPU 指数与其宏观经济指标之间呈现出显著的负相关关系^[1]。随后,Baker 等对 EPU 指数进行了修正,根据不同国家的实际状况建立了各自对应的月度经济政策不确定性指数^[2]。由各国的不确定性冲击引起的经济变量的变化已成为一个重要的研究方向^[3]。例如,张兵兵和田曦采用多元回归分析的方法分析美国经济政策不确定性与我国企业出口产品质量间的关系,结果发现,美国 EPU 指数的上升将直接提高中国企业出口产品的质量^[4]。王奇珍等认为国际原油价格、美国经济不确定性和中国股票市场两两之间存在双向和非对称的波动溢出效应^[5]。许志伟等基于最大份额的 VAR 识别技术,认为政策不确定性的上

收稿日期:2019-05-12

基金项目:中央高校基本科研业务费人文社科基金(编号:SKTS2017019)。

作者简介:潘群星(1978—),男,安徽安庆人,博士,副教授,研究方向为金融工程。E-mail:pqxjs98@njau.edu.cn。

通信作者:陈旭,硕士研究生,研究方向为金融工程。E-mail:1582539953@qq.com。

功能模块重构约束限制,从而提高整体重构的成功率和效率。

核心目标驱动重构转换效率呈现较大变化规律,一方面说明 3 个阶段重构对驱动目标敏感性增大;另一方面说明在保证第 1 阶段重构成功的基础上,加大后面阶段重构资源投入对实现重构目标或提升供应链重构性能会更有效。

因此,通过构建农产品供应链三维重构框架,利用 HTCP-nets 进行方案建模和进程仿真分析,验证了相关研究方案的路线合理性,得到具有一定代表性的结论。为科学把握农产品供应链重构路径,规范重构操作进程,理清重构规则和提高重构成功率与效率等获得可靠保障依据,并为本领域其他问题研究奠定了有效基础。

参考文献:

[1] Young L M, Hobbs J E. Vertical linkages in agri-food supply

chains: changing roles for producers, commodity groups, and government policy[J]. Review of Agricultural Economics, 2002, 24 (2): 428-441.

[2] John H. Upgrading in global value chains[J]. Social Science Electronic Publishing, 2007(1): 209-239.

[3] 洪银兴,郑江淮. 反哺农业的产业组织与市场组织——基于农产品价值链的分析[J]. 管理世界, 2009(5): 67-79, 188.

[4] 江许胜. “土地流转”政策下农产品供应链的重构[J]. 山西农业大学学报(社会科学版), 2012, 11(3): 233-237.

[5] 马林,张畅. 基于供应链的农产品物流重构研究[J]. 管理现代化, 2015, 35(4): 106-108.

[6] 田中玉,韩煦. “互联网+”背景下企业供应链重构的对策探讨[J]. 电子商务, 2016(6): 3-4.

[7] 王炬香,胡宗武,王安麟. 支持敏捷供应链重构的模块化 Petri 网建模与分析[J]. 工业工程与管理, 2002, 7(6): 14-17.

升会大大降低总产出和物价水平^[6]。

关于农产品价格波动的影响因素,过去主要从国外农产品价格^[7-8]、上下游产业链^[9-10]、期现货^[11-12]等角度进行了实证研究,发现这些因素与我国农产品价格之间均存在着单向或双向的溢出效应。研究方法上,现有文献主要基于 VAR 模型、VEC 模型或者 Granger 因果关系检验等方法分析收益率序列的传导机制;基于 EGARCH、BEKK - GARCH 或者 DCC - GARCH 等模型分析波动率序列的联动效应。现在,越来越多的学者将国际原油价格^[13]、人民币汇率变动^[14]、货币供应量^[15]等作为研究对象,着重考察宏观和微观经济变量对我国农产品价格的影响关系。

对于农产品价格的波动问题,现有研究越来越少地从内部因素入手,考察不同农产品之间的相互作用关系,而是逐渐从外部因素出发,探究宏观、微观经济变量等对农产品价格的影响关系。从以上文献综述可以发现,经济政策不确定性可以作用于物价水平等宏观经济指标,这类经济指标又会进一步影响我国农产品的价格走势。所以,本研究跳过其他中间变量,从长期和短期 2 个角度探讨我国经济政策不确定性对农产品价格的直接影响关系,并对这种价格传导机制进行解释,为相关部门制定政策提供理论参考和实践依据。

1 模型构建与数据来源

1.1 BEKK - GARCH 模型

Engle 和 Kroner 在结合 Baba、Engle、Kraft 和 Kroner 的研究基础上提出了一种多元 GARCH 类模型——BEKK 模型,该模型虽然使用了较少的参数进行估计,但能保证协方差矩阵的正定性,因此比其他多元 GARCH 模型表现得更加灵活。一般情况下,GARCH(p, q)模型中, $p = 1$ 和 $q = 1$ 的滞后阶数就能够有效充分地拟合大部分时间序列数据,因此本研究将使用二元 BEKK - GARCH(1,1)模型探究我国经济政策不确定性指数与农产品价格之间存在的波动溢出效应。方差方程设定如下:

$$H_t = CC' + A(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1})A' + BH_{t-1}B'. \quad (1)$$

H_t 为二维条件方差 - 协方差矩阵, A 为二维 ARCH 项系数矩阵, B 为二维 GARCH 项系数矩阵, C 为二维下三角矩阵。矩阵 H_t 、 A 、 B 和 C 的具体形式如下所示:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix};$$

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix};$$

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix};$$

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}。$$

ARCH 项系数矩阵 A 和 GARCH 项系数矩阵 B 的主对角线上元素 a_{ii} 和 b_{ii} ,分别表示市场 i 的滞后一期绝对残差和条件方差对自身当期条件方差的作用关系, b_{ii} 和 b_{jj} 展示了市场 i 和市场 j 的波动聚集性。若 $a_{ii} = b_{ii} = 0$,则表明时间序列 i 的滞后一期绝对残差和条件方差对时间序列 i 的当期条件方差没有任何影响。矩阵 A 和矩阵 B 的非主对角线上元素 a_{ij} 、 b_{ij}

分别表示市场 j 对于市场 i 的交叉 ARCH 项和 GARCH 项波动溢出效应,若 $a_{ij} = b_{ij} = 0$,则表明时间序列 j 的滞后一期绝对残差和条件方差对时间序列 i 的当期条件方差没有任何影响,即不存在 j 对 i 的波动溢出效应。相反,如果 $a_{ij} \neq 0$ 或 $b_{ij} \neq 0$,则表明时间序列 i 的条件方差受到时间序列 j 的滞后一期绝对残差或条件方差的影响,即存在 j 对 i 的波动溢出效应。根据以上讨论,本研究提出以下 3 个假设:

原假设 1: $a_{ij} = b_{ij} = 0$,即市场 j 对市场 i 不存在波动相关性;

原假设 2: $a_{ji} = b_{ji} = 0$,即市场 i 对市场 j 不存在波动相关性;

原假设 3: $a_{ij} = a_{ji} = b_{ij} = b_{ji} = 0$,即 2 个市场间不存在双向波动相关性。

1.2 数据来源及处理

选取 1998 年 1 月至 2019 年 3 月的农产品价格和经济政策不确定性的月度数据,研究二者之间的影响关系。玉米和大豆是国民生活中 2 种最为常见的农产品,因此选取玉米、大豆的月度平均价格作为我国农产品的样本数据。选用 Baker 等根据我国实际情况编排的中国 EPU 指数作为我国经济政策不确定性的样本数据。最初建立的美国 EPU 指数是新闻业指数、税法发条失效指数和经济预测差值指数三者的加权总和,我国的 EPU 指数仅包含新闻指数这一部分,剔除 2 个市场不相重合的日期,最后得到 255 组数据。对玉米、大豆价格和经济政策不确定性指数分别作如下处理: $r_{i,t} = 100 \times (\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1})$,就得到各自的对数收益率序列,分别用 CORN、SOYA 和 EPU 表示。

2 实证分析

2.1 描述性统计分析

分别对 CORN、SOYA 和 EPU 这 3 组时间序列进行描述性统计分析,结果如表 1 所示。从表 1 中可以发现,经济政策不确定性的标准差为 55,表明其波动程度远高于玉米和大豆。2 类农产品的偏度均小于 0,经济政策不确定性的偏度大于 0,分别呈现出左偏和右偏的状态。3 组时间序列的峰度均大于 3,具有尖峰厚尾特征,表明玉米、大豆和经济政策不确定性都存在左偏或右偏的非正态分布特征,J - B 统计量的显著性进一步验证了这一分布特征。滞后 10 阶的标准化残差 LB 统计量的显著性表明 3 组收益率序列均存在较强的自相关性。根据最小化信息准则,含有趋势项和截距项的 ADF 统计量均高度显著,表明这 3 组收益率序列是平稳的。

2.2 协整检验

首先,基于 Johansen 协整检验探究我国经济政策不确定性与玉米和大豆农产品在长期内是否存在稳定的均衡关系。根据序列是否包含确定的趋势、协整方程是否包含截距项,可将协整方程划分为 5 类,剔除不太常用的第 1 类和第 5 类,将在第 2 ~ 4 类方程下进行实证检验,分别是:第 2 类,没有确定的趋势,但包含截距项;第 3 类,具有确定的线性趋势,也包含截距项;第 4 类,序列和协整方程均包含确定的线性趋势。协整检验结果如表 2 所示。

3 类协整检验均展示出相同的结果,即玉米、大豆和我国 EPU 指数之间存在 3 个协整向量,即农产品价格与经济政策

表 1 描述性统计分析

指标	标准差	偏度	峰度	J-B	$Q(\cdot)$	ADF 检验
CORN	2.631	-0.44	4.292	25.876 ***	60.494 ***	-9.478 ***
SOYA	4.088	-2.079	23.554	4 654.280 ***	19.441 **	-14.871 ***
EPU	55	0.002	3.947	9.499 ***	58.162 ***	-18.751 ***

注: $Q(\cdot)$ 是标准化残差的 Ljung - Box 统计量;*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平,下同。

表 2 Johansen 协整检验

类别	原假设	迹统计量	5% 临界值	λ_{\max} 统计量	5% 临界值	能否拒绝原假设
2	R = 0	161.899	35.192	92.201	22.299	拒绝
	R = 1	69.397	20.261	37.493	15.892	拒绝
	R = 2	31.904	9.164	31.904	9.164	拒绝
3	R = 0	161.593	29.797	92.201	21.131	拒绝
	R = 1	69.392	15.494	37.491	14.264	拒绝
	R = 2	31.901	3.841	31.901	3.841	拒绝
4	R = 0	162.169	42.915	92.590	25.823	拒绝
	R = 1	69.579	25.872	37.495	19.387	拒绝
	R = 2	32.083	12.517	32.083	12.517	拒绝

不确定性之间存在长期稳定的均衡关系。从长期来看,经济政策不确定性能够主导农产品价格的走势,经济和政策形势的变化对农产品价格产生了十分重要的影响。

2.3 价格溢出效应

其次,基于 Granger 因果检验探究经济政策不确定性与玉米和大豆农产品在短期内是否存在价格溢出效应。在最小化信息准则确定的最优滞后阶数下,进行 Granger 因果关系检验,检验结果如表 3 所示。可以发现,我国经济政策不确定

性对大豆价格不存在任何传导关系,大豆价格对经济政策不确定性也没有显著的 Granger 因果关系。然而,这种不确定性指标却对玉米产生单向的价格溢出效应。这一结果表明单个农产品价格的波动不会造成我国经济和政策方面的不确定性因素,但是经济政策不确定性却会对不同农产品的价格产生不同幅度的影响效果。相比于大豆,玉米在短期内的价格更容易受到国内经济形势的影响。

表 3 Granger 因果关系检验

原假设	F 值	P 值	能否拒绝原假设
EPU 不是 SOYA 的 Granger 原因	2.609	0.107	不能
SOYA 不是 EPU 的 Granger 原因	0.868	0.421	不能
EPU 不是 CORN 的 Granger 原因	2.546 *	0.081	拒绝
CORN 不是 EPU 的 Granger 原因	2.002	0.137	不能

2.4 波动溢出效应

最后,基于 BEKK - GARCH (1,1) 模型探讨中国经济政策不确定性与玉米和大豆农产品在短期内是否存在波动溢出效应。由于该模型的对数似然函数呈非线性,因此可采用具有正定性和传递性的 BFGS 算法进行估计,参数估计结果和 Wald 检验如表 4 所示。

其中待估参数 b_{11} 和 b_{22} 分别展示了农产品价格和我国经济政策不确定性沿时间方向的波动聚集性。可以发现, b_{22} 在 1% 水平下显著异于 0,经济政策不确定性存在波动聚集性,表明在我国不确定性的波动之后往往紧跟着更大幅度的波动。农产品中大豆的 b_{22} 显著异于 0,表明当期波动受到前期波动的影响,大豆价格存在波动聚集性。玉米的 b_{22} 不显著,价格不存在波动聚集性。

由表 4 的 Wald 检验结果可知,在经济政策不确定性与玉米的二元 BEKK - GARCH 模型下拒绝 $a_{12} = b_{12} = 0$ 的原假设,在 EPU 与大豆的二元 BEKK - GARCH 模型下拒绝 $a_{21} = b_{21} = 0$ 的原假设,表明我国经济政策不确定性仅对玉米具有单向的波动溢出效应,同时大豆也会对经济政策不确定性存有反向的波动溢出效应。以上结果表明,我国经济和政策形势的

不确定性因素更容易导致玉米价格的非连续波动,这可能是因为大豆市场供求稳定,大豆供应较为充足,经济和政策的不确定性影响了玉米的供求关系,但对大豆的影响较弱。

2.5 经济政策不确定性的影响机制分析

我国经济和政策的不确定性因素在长期内能够主导农产品价格的走势,主要是因为它的复杂性影响了农产品市场的供求关系。不确定性程度愈高,表明当前的经济形势愈复杂,经济发展状况愈发模糊,消费预期更为谨慎;而不确定性程度愈低,表明当前的经济形势愈发明朗,经济发展状况更为清晰。农产品的生产者和消费者在面对经济、政治等不确定事件发生时,会倾向于改变自己的心理预期,在信息并未完全有效的情况下,经济与政策的不确定性程度会被放大以至引起农业生产者和消费者更为非理性的行为,这一结果将直接导致农产品价格的波动。此外,经济政策的不确定性也会影响宏观和微观经济变量(如总产出、原油价格等),间接影响我国农产品的价格水平。

我国经济政策不确定性在短期内对不同农产品的溢出效应具有差异性,可以从以下 2 个方面进行解释:第一,大豆的供需格局和玉米不一样。近几年,国内玉米的产量在 2 亿 t

表 4 BEKK - GARCH(1,1) 模型估计结果

参数	EPU 与 SOYA		EPU 与 CORN	
	估计值	t 值	估计值	t 值
c_{11}	0.357	0.964	1.775 ***	5.759
c_{21}	4.777	0.309	0.191	0.031
c_{22}	11.739	1.141	0.001	0.001
a_{11}	0.621 ***	9.342	0.409 ***	2.713
a_{12}	0.733	0.871	-0.803	-0.336
a_{21}	-0.009 ***	-2.987	0.002	0.491
a_{22}	-0.294 ***	-3.752	0.237 **	2.564
b_{11}	0.835 ***	34.041	-0.423	-1.532
b_{12}	-0.435	-1.045	8.814 **	2.238
b_{21}	-0.003	-1.035	0.001	0.168
b_{22}	0.922 ***	18.625	0.933 ***	15.561
原假设 H_0	Wald 值	P 值	Wald 值	P 值
$a_{12} = b_{12} = 0$	1.104	0.575	6.209 **	0.044
$a_{21} = b_{21} = 0$	9.195 **	0.011	0.248	0.883
$a_{12} = a_{21} = b_{12} = b_{21} = 0$	10.363 **	0.034	8.666 *	0.070

左右,基本能够满足社会需求,国内大豆的产量维持在 1 500 万 t 左右,进口大豆总量却接近 1 亿 t,相比于玉米市场,大豆市场的对外依存度更高。当政府对农产品实施直接补贴、最低收购价格等政策时,只会对玉米价格产生一定的影响,而国内的大豆价格更多依赖的是进口大豆的价格。第二,农产品期货市场的完善程度不同也会对现货市场的价格水平造成一定的影响。期货市场发展越完善,越能体现其价格发现功能,受经济危机、政策风险等不确定因素的影响就越小,相比于玉米,我国大豆期货市场表现得更为成熟,因此更不容易受到经济政策不确定性的影响。

3 结论及建议

基于 1998 年 1 月至 2019 年 3 月的月度数据,运用 Johansen 协整检验、Granger 因果关系检验和 BEKK - GARCH 模型来探讨经济政策不确定性与主要农产品在长期和短期内存在的作用关系,得出以下结论:(1)长期来看,Johansen 协整检验结果表明,我国经济政策不确定性能够主导农产品价格的走势,二者存在长期稳定的协整关系。(2)短期来看,经济政策不确定性指数不是大豆价格的格兰杰原因,却是玉米价格的格兰杰原因,表明不确定性因素仅会对玉米价格产生单向的作用关系。(3)波动率序列方面,同样仅存在经济政策不确定性对玉米价格的单向波动溢出效应,而不能对大豆价格的波动产生任何影响关系,该结果表明我国经济和政策的不确定性因素更容易造成玉米价格的非连续波动。

为了降低我国经济政策不确定性对农产品价格的影响,本研究认为,长期来讲,需将财政政策、货币政策、结构性改革政策结合起来,稳定市场预期,尽可能降低由我国经济和政策变动带来的不确定性程度。另外,研究经济政策不确定性对农产品价格的长期传导路径,建立并完善信息共享体制,让消费者能够更为充分地了解经济和政策环境的变化,避免农产品价格偏离市场均衡价格。短期来讲,政府需进一步稳定玉米等农产品的生产,适当增加国内大豆的种植量,保证农产品的供给。同时需要进一步发展和完善我国农产品期货市场,利用其价格发现功能对现货市场进行调控,以稳定农产品价格水平。

参考文献:

[1] Baker S, Bloom N, Davis S. Policy uncertainty: a new indicator[R]. Centre for Economic Performance, LSE, 2012.

[2] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4): 1593 - 1636.

[3] Bloom N. Fluctuations in uncertainty[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2014, 28(2): 153 - 175.

[4] 张兵兵, 田 曦. 目的国经济政策不确定性如何影响中国企业的出口产品质量[J]. 世界经济研究, 2018(12): 60 - 71.

[5] 王奇珍, 王玉东. 国际油价、美国经济不确定性和中国股市的波动溢出效应研究[J]. 中国管理科学, 2018, 26(11): 50 - 61.

[6] 许志伟, 王文甫. 经济政策不确定性对宏观经济的影响——基于实证与理论的动态分析[J]. 经济学(季刊), 2018, 18(1): 23 - 49.

[7] 李光泗, 吴增明. 玉米价格传导效应实证研究[J]. 价格理论与实践, 2016(11): 88 - 91.

[8] 肖小勇, 李崇光, 李 剑. 国际粮食价格对中国粮食价格的溢出效应分析[J]. 中国农村经济, 2014(2): 42 - 55.

[9] 李秋萍, 李长健, 肖小勇. 产业链视角下农产品价格溢出效应研究——基于 VAR - BEKK - GARCH(1,1) 模型[J]. 财贸经济, 2014(10): 125 - 136.

[10] 李哲敏, 许世卫, 董晓霞, 等. 中国禽蛋产业链短期市场价格传导机制[J]. 中国农业科学, 2010, 43(23): 4951 - 4962.

[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] 杨晨辉, 刘新梅, 魏振祥. 我国农产品期货与现货市场之间的信息传递效应[J]. 系统工程, 2011, 29(4): 10 - 15.

[13] 彭新宇, 樊海利. 国际原油价格对中国大宗农产品价格的影响研究[J]. 宏观经济研究, 2019(1): 99 - 124.

[14] 丁存振, 肖海峰. 人名币汇率变动对中国农产品价格的动态传递效应分析——基于 TVP - VAR 模型[J]. 中国农业大学学报, 2018, 23(12): 176 - 186.

[15] 龚新蜀, 张婧茹. 基于 VAR 模型的我国货币供应量与农产品价格关系的实证研究[J]. 江苏农业科学, 2014, 42(10): 398 - 401.