

# 蔬菜价格波动的共同影响因子与宏观决定因素

岳瑞雪<sup>a</sup>, 谭砚文<sup>a, b</sup>

(华南农业大学 a. 经济管理学院; b. 广东农村政策研究中心, 广东 广州 510642)

**摘要:** 蔬菜价格的波动具有广泛的联动效应。为了探明蔬菜价格剧烈波动的共同特征,分别运用均匀间距估计方法、PANIC方法和VAR模型考察了2005年1月至2018年10月中国18种主要蔬菜价格的联动效应、共同影响因子及其宏观决定因素。研究表明:蔬菜价格之间的联动效应主要受一个潜在共同影响因子的驱动,而影响这一共同因子的主要宏观经济因素则是货币流动性过剩。

**关键词:** 蔬菜价格; 价格波动; 农产品市场; 宏观经济因素

中图分类号: F323.7

文献标识码: A

文章编号: 1672-0202(2019)03-0079-13

## 一、引言

近年来,我国蔬菜价格的频繁波动引起了学者和政策制订者的广泛关注。农产品价格的剧烈波动既不利于物价水平的稳定,也会对生产者和消费者的福利产生重要影响<sup>[1-2]</sup>。农产品价格的长期上涨会推动居民消费价格指数的增长,引发通货膨胀<sup>[3-4]</sup>,进而降低消费者,特别是低收入家庭的绝对收入和实际生活水平<sup>[5-6]</sup>;而农产品价格的急剧下跌会对农业生产者造成严重的经济损失<sup>[7-8]</sup>。

我国蔬菜价格的频繁波动,既有来自于自然灾害、信息不对称、投机等外部不确定性因素的随机冲击<sup>[9-11]</sup>,也有来自于种植成本、供给和需求等内生性生产因素变化的影响<sup>[12-14]</sup>,还有来自于货币供给、汇率等宏观经济因素变化的重要影响<sup>[15-18]</sup>,而宏观经济因素对产品价格的影响往往会带来同步性的波动。喻妍等的研究表明,我国蔬菜价格此起彼伏、轮番上涨的剧烈波动具有很强的联动效应<sup>[19]124</sup>。因为各类蔬菜之间存在一定的替代效应,一种蔬菜价格的变化会引起其他蔬菜价格的同步变化。那么我国蔬菜价格波动的联动效应程度究竟有多大?其背后是否潜在一个共同的影响因子,而共同影响因子又受哪些宏观经济因素影响?这些问题的解决对于把握不同蔬菜价格间的相互作用、制定防止蔬菜价格同期剧烈波动的政策措施、促进蔬菜生产的稳定发展、增进消费者福祉具有较大的现实意义。

目前,农产品价格波动的联动效应是学者们关注的重要领域。从理论上来看,随着市场整合程度的提升,不同农产品市场价格间的相互作用不断加强,消费层面的替代效应和供给层面的逐利效应使得农产品市场价格波动的联动效应增强<sup>[19]121[20]</sup>。从实证分析角度,宋长鸣<sup>[20]76</sup>通过对不同农产品市场价格相互作用的研究发现,水产品、粮食、鲜果、鲜菜和肉禽及其制品市场价格之间存在相互影响。张有望等<sup>[21]</sup>对粮食期货与现货市场价格溢出效应的研究表明,不同粮食品种间的溢出程度存在差异。胡月等<sup>[22]</sup>对肉类市场价格动态关联性的研究表明,猪肉价格的变动会引起牛肉、羊肉和鸡肉价格同向变动。田露等<sup>[23]</sup>的研究发现,玉米价格、猪肉价格和羊肉价格是影响牛

收稿日期: 2019-02-17

DOI: 10.7671/j.issn.1672-0202.2019.03.008

基金项目: 国家自然科学基金项目(71373087)

作者简介: 岳瑞雪(1990—),女,山东成武人,华南农业大学经济管理学院博士研究生,主要研究方向为食物经济与政策。E-mail: yueruixue@163.com

肉价格的重要因素。宋长鸣等<sup>[24]</sup>对蔬菜市场整合的研究发现,白菜、菜椒和黄瓜之间存在明显的替代效应。

上述文献为本文的开展提供了宝贵的理论基础和思想启发,但仍存在以下三点不足:一是在蔬菜价格影响因素的研究中,忽略了不同蔬菜价格之间的联动效应;二是在农产品价格联动效应的研究中,研究方法主要采用 VAR 模型、脉冲响应函数、方差分解等时间序列模型,但 VAR 模型处理的变量个数十分有限,而蔬菜价格品种繁多,传统模型难以全面、准确的分析我国蔬菜价格的联动效应;三是对农产品价格联动效应的驱动因素缺乏实证分析。鉴于此,本文首先利用 Ng<sup>[25]</sup>提出的“间距方差比检验(Spacing Variance Ratio test)”方法对蔬菜价格的联动效应进行测度,该方法克服了时间序列模型由变量个数过多而引起较大估计误差的问题,同时避免了变量排序产生的影响,能准确测度变量之间的相关程度。在此基础上,本研究进一步探讨蔬菜价格联动效应的共同影响因子及其宏观驱动因素。

## 二、蔬菜价格的联动效应

探明蔬菜价格波动的相关程度对研究蔬菜价格变动的共同影响因子及其经济解释至关重要。喻妍等<sup>[19]</sup><sup>122</sup>通过市场整合效应、逐利效应和替代效应理论解释了蔬菜价格的联动效应,本文采用间距方差比检验方法(SVR)对中国主要蔬菜价格的关联性进行测度,以探讨蔬菜价格波动的同质性及相关程度。

### (一) 方法的选取

现有文献进行联动效应分析用到的 VAR 等时间序列模型处理的变量个数十分有限,并且脉冲响应函数和方差分解依赖于变量排序,而蔬菜价格品种繁多,传统模型难以全面、准确的分析我国蔬菜价格的联动效应。现有面板数据截面相关性的检验方法主要依赖“不存在组间同期相关”的原假设,这种假设要求较为严格,并且不能确定变量间的相关程度。间距方差比检验是一种利用均匀间距(Uniform Spacing)分析检验面板数据截面相关性的方法,该方法克服了传统时间序列模型由变量个数过多而引起较大估计误差的问题,避免了变量排序产生的影响,同时克服了现有面板数据检验方法不能披露相关程度的缺点,在相关对数量未知的情况下,可以确定相关对的数量、各变量的同质性以及相关程度。

对于一个横截面维度为  $N$ 、时间维度为  $T$  的面板数据,此方法把样本相关系数矩阵对角线上方(或下方)的  $n = N(N-1)/2$  个元素按从小到大的顺序排列成有序数组,检验有序相关系数的概率积分变换是否是均匀分布的。令  $\hat{P} = (\hat{p}_1, \hat{p}_2, \dots, \hat{p}_n)$  是样本相关系数组成的向量,  $\bar{P} = (|\hat{p}_1|, |\hat{p}_2|, \dots, |\hat{p}_n|)$  是样本相关系数的绝对值组成的向量,称之为绝对相关系数向量。间距方差比检验首先利用断点技术,按绝对相关系数的大小把样本中  $n$  个相关系数分为大相关( $L$ )和小相关( $S$ )两个子样本;然后利用间距方差比统计量(SVR( $\cdot$ ))检验子样本的相关性。通过以上两步计算,可以得到截面相关的普遍性(相关对个数)和相关程度。详细步骤如下:

(a) 把样本相关系数分为大相关( $L$ )和小相关( $S$ )两组。把  $\bar{P}$  中的元素按从小到大的顺序重新排列,得到一个有序序列:  $(\bar{p}_{[1:n]}, \bar{p}_{[2:n]}, \dots, \bar{p}_{[n:n]})'$ 。定义  $\bar{\phi}_j = \Phi(\sqrt{T} \cdot \bar{p}_{[j:n]})$ , 其中  $\Phi(\cdot)$  是标准正太分布的累计分布函数  $j = 1, 2, \dots, n$ 。

$q$  阶均匀间距定义为  $\{(\bar{\phi}_j - \bar{\phi}_{j-q})\}_{j=q+1}^n$ , 间距  $\Delta\bar{\phi}_j = \bar{\phi}_j - \bar{\phi}_{j-1}$ ,  $E(\Delta\bar{\phi}_j) = \frac{1}{2(n+1)}$ 。假设小相关组( $S$ )的样本量占整个样本量的比例为  $\bar{\theta} \in (0, 1)$ , 两个子样本的均值统计量  $E(\Delta\bar{\phi}_j)$  分别为:

$$\bar{\Delta}_S(\bar{\theta}) = \frac{1}{[\bar{\theta}_n]} \sum_{j=1}^{[\bar{\theta}_n]} \Delta\bar{\phi}_j, \bar{\Delta}_L(\bar{\theta}) = \frac{1}{[n(1-\bar{\theta})]} \sum_{j=[\bar{\theta}_n+1]}^n \Delta\bar{\phi}_j, \forall \bar{\theta} \in (0, 1),$$

其中,  $[\tilde{\theta}n]$  是  $\tilde{\theta}n$  的整数部分。若  $p_j = 0, \forall j = 1, \dots, n$  则有  $\bar{\Delta}_S(\tilde{\theta}) \approx \bar{\Delta}_L(\tilde{\theta}) \approx \frac{1}{2(n+1)}, \forall \tilde{\theta} \in (0, 1)$ 。

在  $\tilde{m} = [\tilde{\theta}n]$  时, 定义残差平方和:

$$Q_n(\tilde{\theta}) = \sum_{j=1}^{[\tilde{\theta}n]} (\Delta\bar{\phi}_j - \bar{\Delta}_S(\tilde{\theta}))^2 + \sum_{j=[\tilde{\theta}n]+1}^n (\Delta\bar{\phi}_j - \bar{\Delta}_L(\tilde{\theta}))^2。$$

最小化上面准则函数得到  $\tilde{\theta}$  的估计量:

$$\hat{\tilde{\theta}} = \arg \min_{\tilde{\theta} \in [\tilde{\theta}, \bar{\theta}]} Q_n(\tilde{\theta})。$$

因此, 通过以上统计过程, 得到小相关组的样本量占整个样本量的比例为  $\tilde{\theta}$ , 其样本量  $\hat{m} = [\hat{\tilde{\theta}}n]$ , 而大相关组 ( $L$ ) 的样本量为  $n - \hat{m}$ 。

因为  $\bar{p}_{[j:n]}$  是有序的, 所以  $\bar{\phi}_j$  也是有序的, 即  $\bar{\phi}_{j-1} < \bar{\phi}_j$ 。由  $\bar{p}_{[j:n]} \in [0, 1]$  有  $\bar{\phi}_j \in [0.5, 1]$ 。若  $p_j = 0$  则  $\bar{\phi}_j \sim U[0.5, 1]$ 。若小相关组中的  $m$  个样本不相关, 则  $\bar{\phi}_j, j = 1, \dots, m$  严格小于 1,  $\bar{\phi}_j, j = m + 1, \dots, n$  接近 1。在  $q-q$  图上  $\bar{\phi}_j$  在  $j = m$  之前近似线性于  $j$ , 而在  $j > m$  时迅速上升, 最终在边界为 1 处放平。如果所有的相关系数都不为 0, 则  $q-q$  图上移, 截距超过 0.5。如果相关系数存在部分同质性, 则  $q-q$  图在一定范围内是平坦的, 相关性越强, 偏离直线越远。

(b) 检验子样本的相关性。第一步利用断点估计把  $n$  个相关系数分割成两个子样本, 子样本的样本容量分别为  $\hat{m}$  和  $n - \hat{m}$ 。现检验子样本的相关系数是否为 0。

定义  $\bar{\phi}_j^n = n \cdot \bar{\phi}_j$  则

$$\bar{\phi}_j^n - \bar{\phi}_{j-1}^n = \frac{n}{2(n+1)} + \varepsilon_j, \varepsilon_j \sim (0, \sigma_\varepsilon^2), \text{ 其中 } \sigma_\varepsilon^2 = \frac{1}{4} \frac{n^3}{(n+1)^2(n+2)}, \frac{\text{cov}(\varepsilon_j, \varepsilon_k)}{\text{var}(\varepsilon_j)} = -\frac{1}{n}。$$

$\bar{\phi}_j^n$  的 1 阶和  $q$  阶均匀间隔的均值和方差为:

$$\hat{\mu}_1 = \frac{1}{\eta - 1} \sum_{k=1}^{\eta} (\bar{\phi}_k^n - \bar{\phi}_{k-1}^n), \hat{\mu}_q = \frac{1}{\eta - q} \sum_{k=q+1}^{\eta} (\bar{\phi}_k^n - \bar{\phi}_{k-q}^n), \hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{\eta} \sum_{k=1}^{\eta} (\bar{\phi}_k^n - \bar{\phi}_{k-1}^n - \hat{\mu}_1)^2, \\ \hat{\sigma}_q^2 = \frac{1}{q \cdot m_q} \sum_{k=q+1}^{\eta} (\bar{\phi}_k^n - \bar{\phi}_{k-q}^n - \hat{\mu}_q)^2, \text{ 其中 } m_q = (\eta - q) \cdot (1 - \frac{q}{\eta})。$$

间隔方差比检验的统计量:

$$SVR(\eta) = \frac{\hat{\sigma}_q^2}{\hat{\sigma}_1^2} - 1。$$

在样本量  $\eta$  的相关系数  $p_{[j:n]}$  为 0 的原假设下, 当  $\eta \rightarrow \infty$  时  $\sqrt{\eta}SVR(\eta) \xrightarrow{d} N(0, \omega_q^2)$ , 其中  $\omega_q^2 = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q}$ 。

在大样本下, 对  $SVR(\eta)$  进行标准化处理得到服从渐近标准正态分布的统计量  $svr(\sqrt{\eta})$ :

$$svr(\sqrt{\eta}) = \frac{\sqrt{\eta}SVR(\eta)}{\sqrt{\omega_q^2}}。$$

Ng<sup>[25]20</sup> 也证明了  $svr(\sqrt{\eta})$  在小样本下的性质。

当  $\eta = n, \eta = \hat{m}, \eta = n - \hat{m}$  时,  $SVR$  检验可分别用于检验全样本、小相关子样本 ( $S$ ) 和大相关子样本 ( $L$ ) 的相关性。一般先检验小相关子样本中的  $\hat{m}$  个相关系数是否为 0, 若小相关子样本的相关系数与 0 存在显著差异, 则大相关性子样本的相关系数也与 0 存在显著差异。

### (二) 数据来源

本研究选取圆白菜、油菜、芹菜、生菜、大白菜、白萝卜、土豆、洋葱、蒜头、生姜、西红柿、黄瓜、茄子、辣椒、青椒、豆角、冬瓜和苦瓜 18 种蔬菜的批发价格作为研究对象。2005 年 1 月至 2018 年

10月蔬菜批发价格的月度数据根据中国商务部商务预报网站相关数据整理得到。为剔除物价变化的影响,利用居民消费价格指数(2002年1月=100)对名义蔬菜价格进行平减,得到实际价格数据。为避免季节性因素的影响,并消除数据的趋势性,本文利用实际蔬菜价格的同比增长率数据,借助MATLAB软件进行相关测算。

### (三) 实证分析

为了消除序列相关性,首先对每个个体进行带有截距项的自回归分析,然后计算残差的相关系数。在这里, $N=18$ , $T=166$ ,因此 $n=N(N-1)/2=153$ 。

断点分析结果表明,小相关组的样本量占总样本量的比例 $\hat{\theta}=0.1504$ 。因此,小相关组(S)的样本容量是 $\hat{m}=[\hat{\theta}n]=23$ ,大相关组(L)的样本容量是 $n-\hat{m}=153-23=130$ 。SVR检验结果表明,小相关组的svr统计量为1.20,不能拒绝无截面相关性的原假设;大相关组的svr统计量为2.38,超过了5%显著性水平的临界值1.65,拒绝无截面相关性的原假设。这表明153对蔬菜中,有23对蔬菜价格不具有相关性,其余130对蔬菜价格具有显著的相关性(见表1)。

表1 蔬菜价格的均匀间距分析结果

$\hat{\theta}$	小相关组样本个数	大相关组样本个数	svr(S)	svr(L)
0.1504	23	130	1.20	2.38***

注: $\hat{\theta}$ 是小相关组的样本量占总样本量的比例。间距方差比检验统计量提供相关系数是否显著不为0的证据。svr服从标准正态分布,因此5%显著性水平的临界值是1.65(\*\*\*表示显著性水平为1%)。

表2给出了小相关组中较小的20个相关对的相关系数和大相关组中较大的20个相关对的相关系数。在整个样本期间,青椒和辣椒价格呈现出最大的相关性(0.8975),其次是油菜和生菜(0.8390)、圆白菜和大白菜(0.8360),圆白菜和芹菜的相关系数也大于0.8。然而,相关性最小的是冬瓜和生菜(-0.0006),并且相关性不显著的小相关组中基本都是生姜、大蒜和冬瓜之间及其与其他蔬菜之间的相关系数,这表明生姜、大蒜和冬瓜之间及其与其他蔬菜价格之间无相关性或者相关性较弱。这与生姜、大蒜和冬瓜的自身属性和种植特征有一定的关系。总体而言,同类蔬菜的价格呈现出强相关关系,不同类蔬菜的价格相关性较弱或者无相关性。同类蔬菜的替代效应较强,影响因素类似,因此具有更强的联动效应。同样,图1中相关系数变换后的q-q曲线也表明蔬菜价格之间存在普遍的相关性。

表2 18种蔬菜价格的相关系数

小相关组(S)				大相关组(L)							
蔬菜品种	相关系数	蔬菜品种	相关系数	蔬菜品种	相关系数	蔬菜品种	相关系数				
冬瓜	生菜	-0.0006	茄子	青椒	0.5961	生姜	冬瓜	-0.0420	芹菜	生菜	0.6660
冬瓜	大白菜	0.0057	黄瓜	白萝卜	0.5971	蒜头	茄子	0.0464	大白菜	白萝卜	0.7087
蒜头	青椒	-0.0114	油菜	大白菜	0.5987	生姜	辣椒	0.0544	黄瓜	茄子	0.7265
蒜头	芹菜	-0.0164	茄子	豆角	0.6081	冬瓜	洋葱	0.0615	芹菜	白萝卜	0.7338
蒜头	辣椒	0.0223	芹菜	茄子	0.6200	蒜头	油菜	0.0665	圆白菜	白萝卜	0.7599
蒜头	生菜	0.0294	圆白菜	茄子	0.6216	蒜头	冬瓜	0.0687	芹菜	大白菜	0.7978
生姜	苦瓜	-0.0299	油菜	芹菜	0.6376	生姜	洋葱	0.0718	圆白菜	芹菜	0.8051
生姜	豆角	0.0312	豆角	苦瓜	0.6396	蒜头	白萝卜	0.0729	圆白菜	大白菜	0.8360
冬瓜	油菜	0.0411	生菜	茄子	0.6503	蒜头	黄瓜	0.0807	油菜	生菜	0.8390
蒜头	苦瓜	0.0419	油菜	茄子	0.6602	生姜	青椒	0.0870	青椒	辣椒	0.8975

注:相关系数的计算选择的是Pearson相关系数。

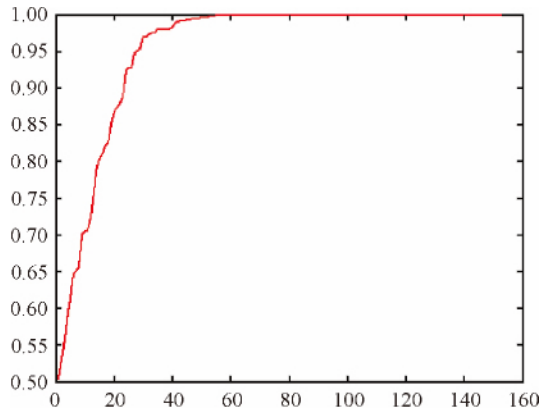


图1  $\bar{\Phi}_j$ :18种蔬菜价格相关系数概率积分转换后的分布  
注:图1显示了18种蔬菜的  $n = 153$  个截面相关概率积分转换的  $q - q$  曲线。截面相关性越强,偏离对角直线越远。

上述分析表明,尽管蔬菜价格波动具有一定的异质性,但各蔬菜价格之间存在显著的截面相关性,具有普遍的联动效应,这说明不同蔬菜价格的波动主要受到共同因素的影响,需要进一步深入探讨这些蔬菜价格共同运动的根源。

### 三、蔬菜价格的共同影响因子

均匀间距分析结果表明18种蔬菜价格之间存在普遍的联动性,本研究将利用 Bai 等<sup>[26]</sup>提出的共同因子分析方法(Panel Analysis of Non-stationarity in Idiosyncratic and Common components, PANIC)寻找“一篮子”蔬菜价格联动效应的共同影响因子。

#### (一) PANIC 方法

PANIC 方法是在允许截面弱相关和共同因子结构同时存在的情况下,对面板数据进行单位根检验的方法,本研究仅用此方法提取蔬菜价格联动效应的共同影响因子。

考虑如下因子分析模型:

$$X_{it} = c_i + \lambda_i' F_t + e_{it} \quad (1)$$

$$(1 - L) F_t = C(L) u_t \quad (2)$$

$$(1 - \rho_i L) e_{it} = D(L) \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j$ ,  $D_j(L) = \sum_{j=0}^{\infty} D_{ij} L^j$  是滞后算子多项式,  $c_i$  为截距,  $F_t$  为  $r \times 1$  维共同因子向量,  $\lambda_i$  为因子载荷向量,  $X_{it}$  由漂移项  $c_i$ 、共同成分  $\lambda_i' F_t$  和异质性成分  $e_{it}$  组成。

共同因子的估计是基于主成分分析的方法。当  $e_{it}$  为  $I(0)$  时,无论  $F_t$  是  $I(0)$  还是  $I(1)$ ,  $F_t$  和  $\lambda_i$  的主成分估计量已被证明是一致的。但是,当  $e_{it}$  是  $I(1)$  时,  $X_{it}$  对  $F_t$  的回归是伪回归,并且  $\lambda_i$  的估计是不一致的。PANIC 方法有效的解决了  $F_t$  和  $\lambda_i$  估计量不一致的问题,它是将主成分分析的方法应用于一阶差分数据。

分别对  $X_{it}$ 、 $F_t$ 、 $e_{it}$  取一阶差分并记为:

$$x_{it} = \Delta X_{it}, f_t = \Delta F_t, z_{it} = \Delta e_{it} \quad (4)$$

因此, (1) 式的一阶差分形式表示如下:

$$x_{it} = \lambda_i' f_t + z_{it} \quad (5)$$

对  $x_{it}$  采用主成分分析方法,得到  $r$  个共同因子的估计值  $\hat{f}_t$ , 相应的因子载荷  $\hat{\lambda}_i$ , 以及误差估计值  $\hat{z}_{it} = x_{it} - \hat{\lambda}_i' \hat{f}_t$ 。对  $t = 1, \dots, T$  定义

$$\hat{e}_{it} = \sum_{s=2}^t \hat{z}_{is}, i = 1, \dots, N \quad (6)$$

$$\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s, \text{是 } r \times 1 \text{ 维向量} \quad (7)$$

其中  $\hat{F}_t$  和  $\hat{e}_{it}$  分别是 (1) 式中  $F_t$  和  $e_{it}$  的估计值。

由于  $F_t$  和  $e_{it}$  的不可观测性, PANIC 方法分别用含截距项和不含截距项的 ADF 检验对共同因子成分  $\hat{F}_t$  和异质性成分  $\hat{e}_{it}$  进行单位根检验,从而确定非平稳性的来源。此外,若  $e_{it}$  在  $i$  个截面间相互独立,则对  $\hat{e}_{it}$  的检验可认为是在  $i$  个截面间近似相互独立, Bai 和 Ng 的定理 4 构造了“pooled tests”。设  $e_{it}$  在  $i$  个截面间相互独立,对于 (3) 式,如果  $\rho_i = 1$  则  $e_{it}$  为  $I(1)$ , 即非平稳序列。若  $\rho_i < 1$ , 则为  $e_{it}$  为  $I(0)$ , 即平稳序列。由此,考虑如下检验:  $H_0: \rho_i = 1$  对于任意  $i$ ;  $H_1: \rho_i < 1$  对于某些  $i$ 。

令  $P_{\hat{\varepsilon}}(i)$  为相应  $ADF_{\hat{\varepsilon}}(i)$  检验的  $p$  值,则有:

$$P_{\hat{\varepsilon}} = \frac{-2 \sum_{i=1}^N \ln P_{\hat{\varepsilon}}(i) - 2N_d}{\sqrt{4N}} \xrightarrow{d} N(0, 1)$$

## (二) 实证结果

假设蔬菜价格序列由漂移项  $c_i$ 、共同成分  $\lambda_i' F_t$  和异质性成分  $e_{it}$  组成:

$$VP_{it} = c_i + \lambda_i' F_t + e_{it}$$

其中  $VP_{it}$  是蔬菜价格序列,  $c_i$  为截距,  $F_t$  为  $r \times 1$  维共同因子向量,  $\lambda_i$  是因子载荷向量。

为了确定共同因子的数量,我们使用 Bai 等<sup>[27][20]</sup>提出的 IC( $r$ ) 信息准则,并设定最多有 5 个因子。从图 2 可以看出,信息准则 IC(1) 和 IC(2) 表明数据中至少有 5 个共同因子,信息准则 IC(3) 表明只有 1 个共同因子。Bai 等的研究指出信息准则 IC(3) 在存在横截面相关性的情况下更为可靠,SVR 分析结果表明蔬菜价格间存在很强的截面相关性,因此,我们根据 IC(3) 得出的结论,确定共同因子的数量  $r=1$ 。

随后,通过对原始数据进行差分,从差分数据中提取主成分,并重新计算主成分估计共同因子( $\hat{F}_t$ )、因子载荷( $\hat{\lambda}_i$ )和异质性成分( $\hat{e}_{it}$ )。参考 Byrne 等<sup>[28]</sup>的研究,我们通过以下 3 个统

计指标来评估共同因子相对于异质性成分对蔬菜价格波动的贡献:

$$ra_i = \frac{\sigma(\hat{\lambda}_i \hat{F}_t)}{\sigma(\hat{e}_{it})}, rb_i = \frac{\sigma^2(z_{it})}{\sigma^2(x_{it})}, rc_i = |\hat{\lambda}_i|$$

其中  $\sigma(\cdot)$  表示标准差,  $\sigma^2(\cdot)$  表示方差。 $ra_i$  是共同成分标准差和异质性成分标准差的比例,  $rb_i$  是异质性成分差分序列方差和蔬菜价格差分序列方差的比例,  $rc_i$  是因子载荷的绝对值。异质性成分对蔬菜价格波动的贡献越大,  $ra_i$  越趋近于 0,  $rb_i$  越趋近于 1,  $rc_i$  越小。

图 3 表明,共同因子很大程度的解释了圆白菜、油菜、芹菜、生菜、大白菜、白萝卜、西红柿、黄瓜、茄子、青椒、豆角和苦瓜价格的变化,对于这些蔬菜价格,由图 3(a) 可以看出,  $ra_i > 0.5$ , 这意味着由共同成分解释的其价格的变化至少是异质性成分解释程度的 50%。特别是圆白菜、油菜、芹菜、生菜、大白菜、白萝卜、黄瓜、茄子,  $ra_i > 1$ , 其共同因素比异质性因素更大程度的解释了其价格的变化。然而,生姜、大蒜和冬瓜价格的变化和共同因子不太相关,表现出更多的异质性行为,由图 3(b) 可以看出,生姜、大蒜和冬瓜的  $rb_i$  接近于 1。图 3(c) 也证明了以上结论,共同因素解释蔬菜价格波动的程度越大,表明其与蔬菜价格的相关性越强,因子载荷(绝对值)就越大。总体而言,尽管蔬菜价格的共同运动存在某种程度的异质性,但绝大部分蔬菜价格的波动是由一个共同因素引起的。

## 四、蔬菜价格共同因子的宏观决定因素

前文对蔬菜价格联动效应及共同因子的研究表明,18 种蔬菜价格之间存在普遍的联动效应,并且其共同波动背后受一个潜在共同因子的影响,那么这一共同影响因子是什么?目前尚没有办法鉴定出这一潜在因子的具体变量,因为这一因子也有可能是多个变量的合成。但是,我们可以通过对多种因素加以甄别来确定某一个或某几个因素对共同因子的影响。

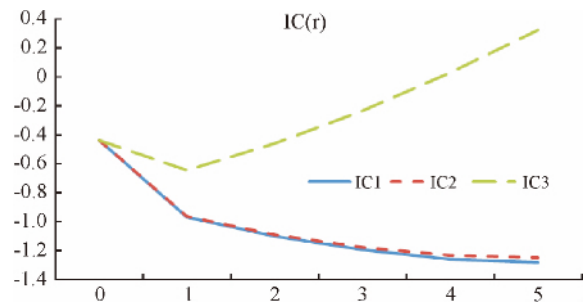


图 2 蔬菜价格序列的共同因子个数, 2005 年 1 月—2018 年 10 月

注:IC( $r$ ) 信息标准详细解释见 Bai and Ng<sup>[27][20]</sup>。与时间序列分析的一个重要区别是惩罚函数取决于横截面维数( $N$ )以及时间序列长度( $T$ )和因子数目( $r$ )。

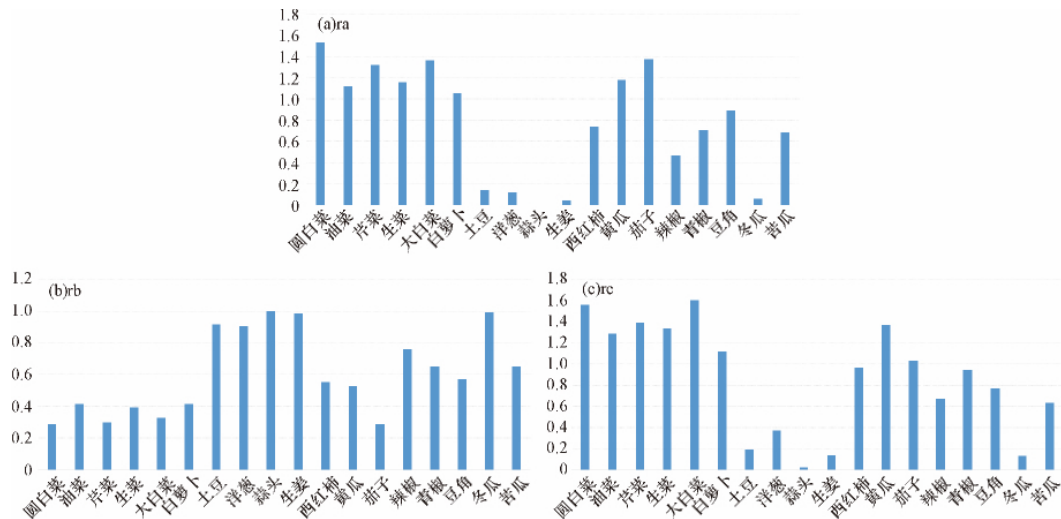


图3 共同成分在各蔬菜价格波动中的重要性

注:图(a)显示了共同成分标准差和异质性成分标准差的比例,共同成分对蔬菜价格的波动的解释程度越大, $r_a$ 的值越大;图(b)显示了差分序列异质性成分方差和蔬菜价格差分序列方差的比例,共同成分对蔬菜价格的波动的解释程度越大, $r_b$ 的值越小;图(c)显示了因子载荷的绝对值,共同成分对蔬菜价格的波动的解释程度越大, $r_c$ 的值越大。

### (一) 变量选取

基于前文对蔬菜价格波动影响因素研究的论述,异常天气等不确定性因素会在短期内对蔬菜价格产生巨大的冲击,导致异常波动<sup>[29]</sup>。宏观经济因素对产品价格的影响往往会带来同步性的波动,本文的研究目的是寻求蔬菜价格轮番上涨趋势的宏观经济决定因素。因此,本研究将从货币供给、汇率、石油价格三个方面,考察宏观经济因素对蔬菜价格共同因子的推动作用。

首先从货币供给方面看,宏观经济政策对农业部门的影响极其重要,货币政策作为重要的宏观经济政策,其对农产品价格的影响不容忽视<sup>[30]</sup>。早在1986年, Frankel就提出了货币政策对农产品价格冲击的理论模型<sup>[31]</sup>。随后一系列研究表明货币政策冲击会使农产品与其他部门产品之间的相对价格发生变化,导致农产品价格发生实质性波动<sup>[32-34]</sup>。长期以来,中国货币发行量的增长速度远高于同期国内生产总值的增长速度,即货币流动性过剩<sup>[35]</sup><sup>110</sup>。一方面,货币供应量的超速增长会推动物价水平的上涨,从而引起蔬菜生产资料价格的上涨,同时使居民的生活成本增加,进而推动蔬菜生产中劳动力成本的上涨,成本的上涨则会通过抑制未来的供给推动蔬菜价格的上涨;另一方面,货币供应量的超速增长会提升居民的名义收入,进而通过增加蔬菜的需求拉动蔬菜价格的上涨。参考杨继生<sup>[35]</sup><sup>110</sup>的研究,利用改进的马氏K指数(下文简称马氏K指数)作为流动性过剩的指标(改进的马氏K指数=货币供应量增长率-实际GDP增长率)。图4展示了2005年以来我国蔬菜价格共同因子和马氏K指数的变化趋势,可以发现,我国蔬菜价格共同因子的剧烈波动与马氏K指数波动趋势整体呈现正向关系。具体来看,2005年1月至2007年1月期间和2011年10月至2016年12月期间,马氏K指数经历3次较小幅度的波动,相同时期蔬菜价格共同因子也发生了3次较为剧烈的波动。蔬菜价格波动更为剧烈是因为,蔬菜市场接近完全竞争市场,蔬菜价格具有很强的灵活性,又容易受到异常天气等随机冲击的影响,因此马氏K指数增加时蔬菜价格的上涨更加明显,从而导致蔬菜价格波动较大。为了应对2008年全球金融危机,中国在2009年实行宽松的货币政策,从2009年1月开始马氏K指数持续17个月超过10%。同一时期蔬菜价格共同因子的增长率也在20%上下波动。因此,本研究认为货币流动性过剩对蔬菜价格波动具有较大的影响作用。



从人民币汇率方面看,汇率对农产品价格的影响一直存在争议。有学者认为汇率是影响农业的显著变量之一<sup>[36]</sup>,其变动通过影响农产品贸易价格,进而影响国内农产品价格<sup>[37-38]</sup>。也有学者认为中国农产品贸易缺乏汇率弹性,汇率对农产品进出口的影响不显著<sup>[39-40]</sup>。我国蔬菜价格的进出口占生产总量的比例很小,其中进口量占比在1%左右,出口数量所占比重更小。因此本文认为汇率对蔬菜价格的影响较小。

从石油价格方面看,石油价格对农产品价格的影响学术界尚未达成一致结论<sup>[41-42]</sup>,对不同农产品的影响程度也存在争议<sup>[43]</sup>。随着人工成本和土地成本的持续快速上涨,物质与服务成本在蔬菜生产总成本中的比例不断下降,并且石油作为农业生产资料价格的影响因素之一,主要通过影响蔬菜的生产成本和运输成本,进而间接影响蔬菜价格,这削弱了石油价格对蔬菜价格的影响程度。因此,本研究认为石油价格对蔬菜价格的影响较小。

综合以上分析,货币流动性过剩可能是影响蔬菜价格共同因子的主要宏观经济因素,而人民币汇率和石油价格对共同因子的影响相对较小或没有影响。因此,本文首先通过构建包含蔬菜价格共同因子和马氏K指数的VAR模型,考察货币流动性过剩对蔬菜价格共同因子的推动作用。进一步在上述VAR模型的基础上控制人民币实际有效汇率和国际石油价格变量,检验模型的稳健性,并考察其他宏观因素对蔬菜价格共同因子的影响。

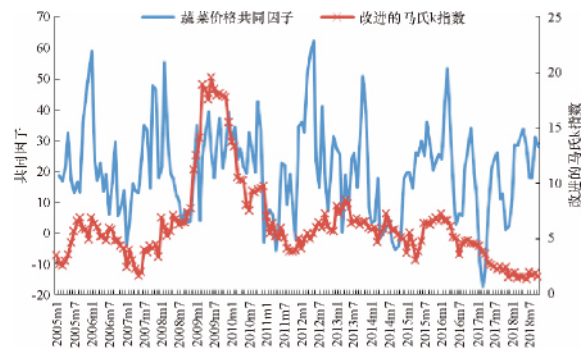


图4 蔬菜价格的共同因子和货币流动性过剩

## (二) 数据来源

本文选取各变量的月度数据构建VAR模型。其中蔬菜价格共同因子是上一节中利用PANIC方法估计得到的,计算改进的马氏K指数用到的货币和准货币(M2)供应量同比增长数据来源于中国人民银行公布的月度数据,GDP增长率来源于国家统计局。由于国家统计局发布的GDP数据为季度数据,本文参考高华川<sup>[44]</sup>、李京栋<sup>[18]104</sup>等学者的研究,借助EViews软件将GDP季度数据转化为GDP月度数据。人民币有效实际汇率来源于国际清算银行网站,国际石油价格数据来源于美国能源信息署网站(“https://www.eia.gov/”)。

## (三) VAR模型实证结果

1. 平稳性检验。本文首先采用ADF检验方法对变量进行平稳性检验,结果显示:共同因子(FACTOR)和石油价格(OIL)为平稳变量,而代表货币流动性过剩的马氏K指数(EL)和人民币有效实际汇率(RBCN)为非平稳序列,但其一阶差分是平稳变量(见表3)。

表3 变量的平稳性检验(ADF)结果

	检验形式(C, T, L)	ADF值	对应P值	平稳性
ACTOR	(1 0 1)	-6.346***	0	平稳
	(1 0 4)	-2.418	0.137	非平稳
D. EL	(1 0 1)	-8.413***	0	平稳
	(1 0 2)	-3.083**	0.028	平稳
RBCN	(1 1 4)	-2.612	0.274	非平稳
D. RBCN	(1 0 1)	-7.745***	0	平稳

注:C, T, L分别表示截距项、趋势项和之后阶数;\*\*\*, \*\*分别表示1%和5%显著性水平上通过检验;D. EL和D. RBCN分别表示EL和RBCN的一阶差分变量。



2. 滞后阶数的确定。在构建 VAR 模型时, 首先需要确定变量的最佳滞后阶数。本文根据 AIC (赤池信息准则)、HQIC(汉南一奎因信息准则) 和 SC(施瓦茨贝叶斯信息准则) 等信息准则的判断结果, 最终选取 4 阶滞后构造 VAR 模型(见表 4)。

表 4 VAR 模型滞后期的选择

滞后阶数	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		89133.7	22.7494	22.7812	22.8276
1	473.91	5246	19.9166	20.0755	20.3076*
2	51.905	4619.54	19.789	20.0749*	20.4929
3	29.383	4702.54	19.8058	20.2187	20.8224
4	39.424	4492.65*	19.7582*	20.2982	21.0877
5	22.277	4796.42	19.8206	20.4876	21.4628
6	16.868	5309.18	19.9176	20.7116	21.8726
7	33.135*	5304.25	19.9103	20.8314	22.1781
8	26.06	5556.87	19.9484	20.9965	22.529

注:\* 表示按相应准则确定的最佳滞后期。

3. VAR 系统稳定性检验。为了验证所构建的 VAR 模型的有效性, 需进一步检验 VAR 系统的稳定性。检验结果如图 5 所示, 所有特征值均在单位圆内, 故所构建的 VAR 模型是稳定的。

4. 格兰杰因果关系检验。应用格兰杰因果关系检验平稳变量 FACTOR、D. EL、OIL 和 D. RBCN 的相互影响。结果表明: 在 5% 的显著性水平下, 马氏 K 指数是蔬菜价格共同因子的格兰杰原因, 而蔬菜价格共同因子不是马氏 K 指数的格兰杰原因; 在 5% 的显著性水平下, 石油价格和蔬菜价格共同因子之间存在双向格兰杰因果关系; 在 10% 的显著性水平下, 汇率是蔬菜价格共同因子的单向格兰杰原因(见表 5)。

即石油价格的变化会引起蔬菜价格共同因子的变化, 而蔬菜价格共同因子的变化也会引起石油价格的变化; 马氏 K 指数和汇率的变化会引起蔬菜价格共同因子的变动, 反之不然。

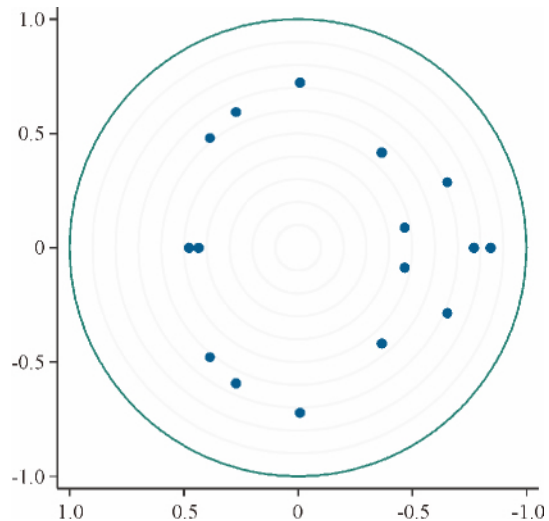


图 5 VAR 系统稳定性的判别图

表 5 变量间的格兰杰因果关系检验结果

	FACTOR	D. EL	OIL	D. RBCN
FACTOR		0.12(0.729)	5.42(0.021)**	1.70(0.195)
D. EL	2.73(0.032)**		3.18(0.076)*	2.30(0.048)**
OIL	2.54(0.031)**	2.38(0.054)*		1.30(0.255)
D. RBCN	2.04(0.055)*	1.99(0.084)*	5.78(0.017)**	

注:\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1% 5% 和 10% 的显著性水平上拒绝原假设; 原假设为“检验变量”不是“被检验变量”的格兰杰原因; 第一行是被检验变量, 第一列是检验变量。

5. 脉冲响应分析。由于 VAR 模型是一种非理论性的模型,其系数的经济意义难于解释,因此在结果分析中,不关注 VAR 模型的回归系数,而是用脉冲响应函数分析随机扰动项一个标准差信息的冲击对内生变量的当期值和未来值所带来的影响。图 6 给出了蔬菜价格共同因子对货币流动性过剩的脉冲响应图。我们发现,在本期给货币流动性过剩一个标准差的冲击,蔬菜价格共同因子在前 3 期内都呈现正向反应,即 3 期内货币流动性过剩的增加会对蔬菜价格共同因子产生一定的推动作用,在第 4 期对蔬菜价格共同因子的冲击迅速减小,并出现负值,随后开始呈波动性态势,并逐渐趋于 0。从反应程度看,货币流动性过剩一个标准差的波动在第 3 期时对蔬菜价格共同因子的正向冲击达到最大,然后逐渐减弱,到第 12 期冲击力度基本消失。

6. 稳健性检验。从图 7 可以看出,在控制人民币实际有效汇率和国际石油价格变量的扩展的 VAR 模型中,蔬菜价格共同因子对货币流动性过剩冲击反应的符号、大小和统计意义基本没变,具有一定的稳健性。扩展的 VAR 模型脉冲相应结果还表明,人民币实际有效汇率对蔬菜价格共同因子的冲击在第 1 期为负值,之后均为正向冲击,并逐渐减小。石油价格对蔬菜价格共同因子具有一定的负向冲击,在第 2 期负向冲击最大,随后冲击减弱。

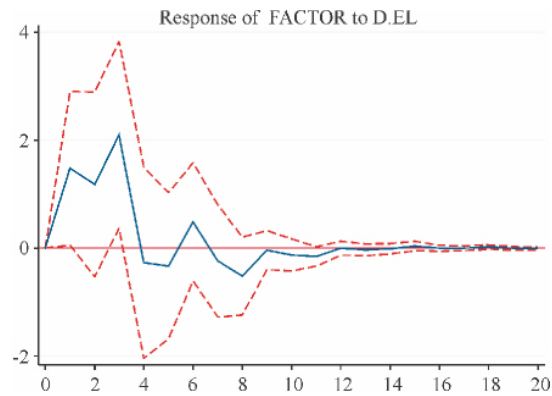


图 6 蔬菜价格共同因子对货币流动性过剩的脉冲响应图  
注:此脉冲响应的 VAR 模型仅包含蔬菜价格共同因子和马氏 K 指数。

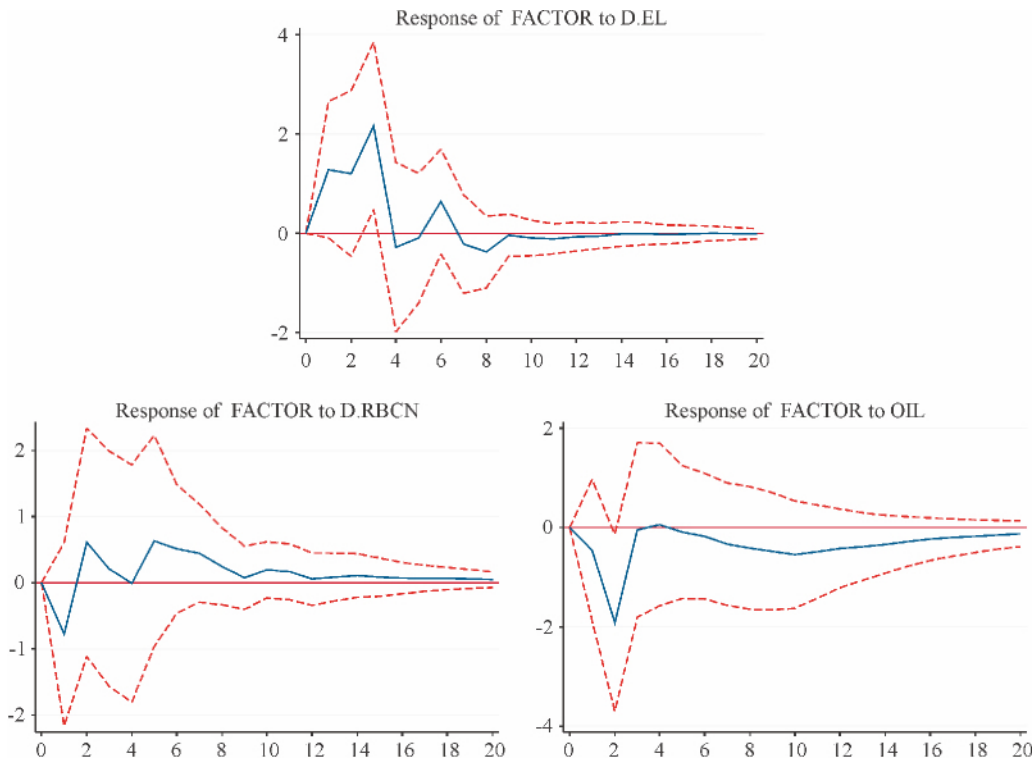


图 7 扩展 VAR 模型的脉冲响应图

## 五、研究结论与政策启示

### (一) 研究结论

本文利用 SVR 方法检验了蔬菜价格的联动效应及其普遍性,并运用 PANIC 方法提取了蔬菜价格联动效应的共同因子,进一步采用 VAR 模型考察了货币流动性过剩、汇率等宏观经济因素对这一共同因子的影响。研究得出的主要结论如下:

1. 各蔬菜价格之间存在着普遍的联动效应,并且同类蔬菜价格往往呈现出较强的相关关系。不同类蔬菜价格之间,特别是生姜、大蒜和冬瓜与其他蔬菜价格之间的相关性较弱或无相关性。

2. 蔬菜价格联动效应的驱动因素是一个潜在的共同因子,这一因子很大程度上解释了大部分蔬菜价格的波动。在货币流动性过剩、实际有效汇率和石油价格中,货币流动性过剩对蔬菜价格共同因子产生的冲击效应最强,并且这种冲击具有稳健性。

3. 生姜和大蒜价格的变化表现出更多的异质性行为,对于这种耐储存、规模小的蔬菜品种,影响其价格波动的主要原因可能是投机因素<sup>[18][10]</sup>。

### (二) 政策启示

综合前文的研究内容,可以得出如下政策启示:

1. 高度重视蔬菜价格之间的联动效应。当某类蔬菜价格发生显著变化时,会引起其他蔬菜价格的同步变化。因此,有关部门应高度重视蔬菜价格之间的联动性,当某类蔬菜价格剧烈上涨或下跌时,应及时查明引发该类蔬菜价格剧烈变化的影响因素,采取相应措施,防止其它蔬菜价格的轮番上涨或下跌,避免消费者和生产者的利益受到严重损害。

2. 实施稳健的货币政策。本文的研究表明,除了生姜和大蒜以外,多数蔬菜价格的长期轮番上涨趋势,实际上是受一个潜在的共同影响因子所左右,通过对货币流动性过剩、人民币汇率和石油价格因素的计量甄别发现,这个因子受货币流动性过剩冲击的影响最大。可以判断,货币流动性过剩是导致我国蔬菜价格轮番上涨的主要宏观经济因素。因此,实施稳健的货币政策是防止蔬菜价格轮番上涨的最重要宏观政策工具。

3. 完善生姜、大蒜等小宗农产品市场信息传递和监控机制。对于生姜、大蒜这些耐储存的蔬菜品种,在生产、贮藏和流通环节中,市场信息的不对称和流通体系的不完善增加了投机商恶意囤积、操纵价格的可能。因此,政府部门应完善市场信息传导机制,及时发布权威市场信息,提高蔬菜市场的透明度,保障市场均衡供应能力,防止价格暴涨暴跌。同时应完善蔬菜市场监管机制,严厉打击恶意囤积、投机炒作行为,避免价格大起大落。

### 参考文献:

- [1] GARNER C A. Commodity Prices: Policy target or information variable?: Note [J]. Journal of money, Credit and Banking, 1989, 21(4): 508 - 514.
- [2] MINOT N, GOLETTI F. Rice market liberalization and poverty in Viet Nam [R]. Washington, D. C: International Food Policy Research Institute (IFPRI), 2000.
- [3] 程国强, 胡冰川, 徐雪高. 新一轮农产品价格上涨的影响分析 [J]. 管理世界, 2008(1): 57 - 62.
- [4] 张超, 陈璋. 农产品价格上涨在多大程度上影响我国一般价格水平 [J]. 农业技术经济, 2011(8): 11 - 17.
- [5] ORGANIZATION A. The state of food and agriculture 2008. Biofuels: prospects, risks and opportunities [J]. Journal of agricultural science, 2008, 147(4): 503 - 503.
- [6] 苗珊珊. 中国粮食价格波动的区域福利效应研究 [J]. 经济问题, 2015(2): 114 - 119.
- [7] 李文, 李兴平, 汪三贵. 农产品价格变化对贫困地区农户收入的影响 [J]. 中国农村经济, 2003(12): 18 - 21.

- [8]张冬平,刘旗.农产品市场波动对农民收入影响的量化分析[J].农业经济问题,2002,23(6):34-37.
- [9]赵仕红.蔬菜价格上涨及波动的成因分析[J].企业经济,2012,31(6):100-103.
- [10]李崇光,包玉泽.我国蔬菜价格波动特征与原因分析[J].中国蔬菜,2012(9):1-7.
- [11]徐磊,张峭,许世卫.2009年以来中国蔬菜价格上涨分析[J].中国食物与营养,2012,18(1):39-44.
- [12]杜两省,周彬,段鹏飞.农产品价格上涨和通货膨胀的互动机制及共同原因[J].经济理论与经济管理,2012,32(6):23-33.
- [13]肖皓,刘姝,杨翠红.农产品价格上涨的供给因素分析:基于成本传导能力的视角[J].农业技术经济,2014(6):80-91.
- [14]中国人民银行课题组.我国农产品价格上涨机制研究[J].经济学动态,2011(3):4-11.
- [15]宋长鸣,李崇光.季节调整后的蔬菜价格波动——兼论货币供应量的影响[J].统计与信息论坛,2012,27(3):83-92.
- [16]宋长鸣,徐娟,李剑.蔬菜价格波动特征与货币供应量的动态影响——基于变参数模型的分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014,33(6):25-30.
- [17]CHEN Y C,ROGOFF K,ROSSI B. Can exchange rates forecast commodity prices? [J]. Social science electronic publishing,2010,125(3):1145-1194.
- [18]李京东,李先德.中国小宗农产品价格波动的金融化因素分析——基于大蒜和绿豆价格数据的实证研究[J].农业技术经济,2018(8):98-111.
- [19]喻妍,田清淞,李崇光.我国主要蔬菜价格波动的关联性分析[J].农业现代化研究,2019,40(1):120-128.
- [20]宋长鸣.农产品价格轮番上涨的理论解释与实证分析[J].华南农业大学学报(社会科学版),2017,16(3):67-78.
- [21]张有望,李崇光.农产品价格波动中的金融化因素分析——以大豆、食糖为例[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(5):86-93+164-165.
- [22]胡月,田志宏,陈红华.我国肉类价格的动态关联性分析[J].中国农业大学学报,2017,22(11):181-188.
- [23]田露,王军,张越杰.中国牛肉市场价格动态变化及其关联效应分析[J].农业经济问题,2012,33(12):79-83.
- [24]宋长鸣,李崇光.农产品市场的整合与替代研究——以蔬菜为例[J].中国农村经济,2012(11):78-87.
- [25]NG S. Testing cross-section correlation in panel data using spacings [J]. Journal of business & economic statistics, 2006,24(1):12-23.
- [26]BAI J,NG S. A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration [J]. Econometrica, 2004,72(1):1127-1177.
- [27]BAI J,NG S. Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models [J]. Econometrica, 2002,70(1):191-221.
- [28]BYRNE J P,FAZIO G,FIESS N. Primary commodity prices: Co-movements, common factors and fundamentals ☆ [J]. Journal of development economics, 2013,101(1):16-26.
- [29]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.
- [30]SCHUH G E. The New Macroeconomics of Agriculture [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1976,58(5):802-811.
- [31]FRANKEL J A. Expectations and commodity price dynamics: The overshooting model [J]. American journal of agricultural economics, 1986,68(2):344-348.
- [32]LAPP J S. Relative agricultural prices and monetary policy [J]. American journal of agricultural economics, 1990,72(3):622-630.
- [33]SAGHAIAN S H,REED M R,MARCHANT M A. Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in an open economy [J]. American journal of agricultural economics, 2002,84(1):90-103.
- [34]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.
- [35]杨继生.通胀预期、流动性过剩与中国通货膨胀的动态性质[J].经济研究,2009,44(1):106-117.

- [36]SCHUH G E. The exchange rate and U. S. agriculture [J]. American journal of agricultural economics ,1974 56( 1) : 1 - 13.
- [37]高伟刚 盛斌. 人民币汇率变动对中国贸易价格的影响研究 [J]. 世界经济研究 2016( 9) : 73 - 85.
- [38]丁存振 肖海峰. 人民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.
- [39]李惊雷 刘钟钦. 人民币实际有效汇率变动对我国农产品进出口影响的实证分析 [J]. 农业经济问题 2008 ( 11) : 84 - 89.
- [40]朱小梅 田贤亮 王红玲. 人民币汇率变动对中国农产品对外贸易影响的实证分析——以中国与日本农产品贸易为例 [J]. 中国农村经济 2006( 9) : 51 - 55.
- [41]NAZLIOGLU S SOYTAS U. World oil prices and agricultural commodity prices: Evidence from an emerging market [J]. Energy economics 2011 33( 3) : 488 - 496.
- [42]卢福财 柯文章. 世界原油价格波动对我国农产品价格影响实证分析 [J]. 软科学 2013 27( 4) : 45 - 49.
- [43]董秀良 帅雯君 赵智丽. 石油价格变动对我国粮食价格影响的实证研究 [J]. 中国软科学 2014( 10) : 129 - 143.
- [44]高华川 白仲林. 中国月度 GDP 同比增长率估算与经济周期分析 [J]. 统计研究 2016 33( 11) : 23 - 31.

## Common Factors and Determinants of Vegetable Price Fluctuation

YUE Rui-xue<sup>a</sup>, TAN Yan-wen<sup>a, b</sup>

( a. College of Economics and Management; b. Guangdong Center for Rural Policy Studies, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China)

**Abstract:** The fluctuation of vegetable prices has a wide connected effect. To explore the common features of vegetable prices, we analyzed the monthly data from 2005 to 2018, adopting the approach of Uniform Spacing Estimation, Panel Analysis of Non-stationarity in Idiosyncratic and Common components ( PANIC) and VAR model respectively to examine the connected effects, common factors and determinants of 18 vegetable prices in China. The results indicate: the connected effect of vegetable prices is mainly driven by a potential common factor, and the excess liquidity as a macro-economic factor is found to be related to this common factor.

**Key Words:** vegetable price; price volatility; agricultural product market; macro-economic factor