

DOI:10.11937/bfyy.201708043

我国城市蔬菜价格波动的实证分析

黄修杰¹, 储霞玲¹, 白雪娜¹, 刘海英²

(1. 广东省农业科学院 农业经济与农村发展研究所, 广东 广州 510640; 2. 内蒙古大学 鄂尔多斯学院, 内蒙古 鄂尔多斯 017000)

摘要:为了研究我国城市蔬菜价格波动趋势,了解影响蔬菜价格波动的主要因素,对全国36个大中城市居民的鲜菜消费价格指数进行分析,并选取大白菜、番茄、黄瓜、茄子、青椒5个蔬菜品种进行重点考察,利用X-12季节调整模型,将蔬菜价格的季节性因素剥离,运用非对称误差修正模型(APT-ECM)模型验证蔬菜价格的非对称传导,从产业链价格传导视角研究这5种蔬菜的集贸市场价格波动。结果表明:2009—2014年,我国36个大中城市居民鲜菜消费价格指数总体呈上涨趋势,从95.6增长到134.8,年均增长7.1%;秋冬季节,蔬菜供给量全年最低,蔬菜价格上涨到最高水平;从产业链价格传递视角来看,全国蔬菜批发市场价格与集贸市场价格之间的价格传递具有非对称性,批发市场价格的波动将会导致下游集贸市场价格更大幅度的波动;蔬菜生产成本的推动、蔬菜生产的季节性、政府的宏观调控等是引起我国城市蔬菜价格波动出现以上特征的主要影响因素。

关键词:蔬菜价格;波动;鲜菜消费价格指数;非对称传导;产业链价格传导

中图分类号:F 323.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-0009(2017)08-0190-06

近年来,我国蔬菜价格波动幅度加大,且波动频繁,这对人们的生产生活造成了严重影响。蔬菜价格涨跌直接关乎蔬菜链条供需两端的农民和市民的利益,一头连着菜农的“钱袋子”,一头连着城镇居民的“菜篮子”。一方面,由于蔬菜价格居高,引起蔬菜消费支出增加或降低蔬菜消费都进而降低市民生活水平,“蒜你狠”“姜你军”等事件令人记忆犹新;另一方面,由于蔬菜价格偏低,菜农生产利益得不到有效保障,“菜贱伤农”现象时有发生^[1]。关于蔬菜价格发生较大波动的主要原因,张唯婧^[2]认为蔬菜种植成本是蔬菜价格变动的最关键因素,进而得出控制农业投入品价格或减少使用量、加大生产资料补贴是促进我国农业发展,保证农产品价格稳定的关键。

潘凤杰等^[3]、钱智等^[4]主要从市场供求、蔬菜生产特点、种植成本、流通环节、通胀和其它农产品价格波动等多个因素,分别描述了北京市和上海市蔬菜价格波动的主要影响因素。虞华等^[5]把蔬菜等小宗农产品价格波动的原因归结为极端天气和自然灾害、人为炒作、生产与消费信息不对称,甚至存在媒体报道误导市场等。此外,孙倩等^[6]认为蔬菜价格波动还受到季节性天气变化和市场的影响,并逐年上涨。还有学者认为,在经济活动中,非平衡是更经常的现实,由于蔬菜生产具有明显的周期性特征,因此其市场价格通常呈现季节性波动趋势,加之蔬菜产品易腐性强、生产受自然因素影响大、生产成本变动等原因,进一步增加了蔬菜价格波动的不确定性^[7-9]。

通过对上述文献梳理后发现,这些研究为下一步探讨我国蔬菜价格波动的影响因素提供了很好的思路,对蔬菜价格波动的定性分析或者理论层面积累了良好的基础^[10-15],为此,该研究以主要蔬菜品种为例,运用相关计量模型,探讨蔬菜价格由批发环节到集贸市场环节的传递关系,并从产业链价格传导视角研究蔬菜集贸市场价格的波动^[16-17],期为蔬菜价格波动的实证研究进行补充和完善。

第一作者简介:黄修杰(1980-),男,硕士,副研究员,现主要从事农业技术扩散与农产品流通和农业产业集群等研究工作。E-mail:124851033@qq.com.

责任作者:刘海英(1979-),女,博士,副教授,现主要从事农业经济管理等研究工作。E-mail:liuhaiying@163.com.

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71563031);广东省自然科学基金资助项目(S2013010013762);内蒙古自治区自然科学基金资助项目(2015MS0714)。

收稿日期:2016-12-15

1 数据来源与模型构建

1.1 数据来源

该研究采集的数据来源于中国经济与社会发展统计数据库(<http://tongji.cnki.net/kns55/index.aspx>)、商务部网站(<http://cif.mofcom.gov.cn/>)、Wind 数据库,时间跨度为 2009 年 1 月至 2014 年 12 月。

$$\Delta p_n^1 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m_1} \alpha_{1i} \Delta p_{n-i}^1 + \sum_{i=0}^{m_2} \alpha_{2i}^+ \Delta p_{n-i}^{1+} + \sum_{i=0}^{m_2} \alpha_{2i}^- \Delta p_{n-i}^{1-} + \lambda_1 ECM_{t-1}^{1+} + \lambda_2 ECM_{t-1}^{1-} + \mu_i^1 \quad (1),$$

$$\Delta p_n^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m_1} \beta_{1i} \Delta p_{n-i}^2 + \sum_{i=0}^{m_2} \beta_{2i}^+ \Delta p_{n-i}^{2+} + \sum_{i=0}^{m_2} \beta_{2i}^- \Delta p_{n-i}^{2-} + \delta_1 ECM_{t-1}^{2+} + \delta_2 ECM_{t-1}^{2-} + \mu_i^2 \quad (2),$$

$$\Delta p_n^3 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k_1} \gamma_{1i} \Delta p_{n-i}^3 + \sum_{i=0}^{k_2} \gamma_{2i}^+ \Delta p_{n-i}^{3+} + \sum_{i=0}^{k_2} \gamma_{2i}^- \Delta p_{n-i}^{3-} + \varphi_1 ECM_{t-1}^{3+} + \varphi_2 ECM_{t-1}^{3-} + \mu_i^3 \quad (3),$$

$$\Delta p_n^4 = \chi_0 + \sum_{i=1}^{f_1} \chi_{1i} \Delta p_{n-i}^4 + \sum_{i=0}^{f_2} \chi_{2i}^+ \Delta p_{n-i}^{4+} + \sum_{i=0}^{f_2} \chi_{2i}^- \Delta p_{n-i}^{4-} + \theta_1 ECM_{t-1}^{4+} + \theta_2 ECM_{t-1}^{4-} + \mu_i^4 \quad (4),$$

$$\Delta p_n^5 = \eta_0 + \sum_{i=1}^{h_1} \eta_{1i} \Delta p_{n-i}^5 + \sum_{i=0}^{h_2} \eta_{2i}^+ \Delta p_{n-i}^{5+} + \sum_{i=0}^{h_2} \eta_{2i}^- \Delta p_{n-i}^{5-} + \partial_1 ECM_{t-1}^{5+} + \partial_2 ECM_{t-1}^{5-} + \mu_i^5 \quad (5).$$

式中, p_n^1 、 p_n^2 、 p_n^3 、 p_n^4 、 p_n^5 分别表示大白菜、番茄、黄瓜、茄子、青椒的集贸市场价格,而 p_{n-1}^1 、 p_{n-1}^2 、 p_{n-1}^3 、 p_{n-1}^4 、 p_{n-1}^5 则分别表示其各自对应的批发市场价格; Δ 表示差分运算;以模型(1)为例, $\Delta p_n^1 = p_n^1 - p_{n-1}^1$, $\Delta p_{n-1}^1 = p_{n-1}^1 - p_{n-2}^1$; Δp_{n-1}^{1+} 、 Δp_{n-1}^{1-} 分别表示大白菜批发价格的上涨和下跌,其中 $\Delta p_{n-1}^{1+} = \max(\Delta p_{n-1}^1, 0)$, $\Delta p_{n-1}^{1-} = \min(\Delta p_{n-1}^1, 0)$; ECM_{t-1}^{1+} 、 ECM_{t-1}^{1-} 表示各自对应协整方程中残差的滞后一期; μ_i^1 表示随机干扰项; m_1 、 m_2 表示滞后期。因此,模型(1)表示大白菜零售价格波动受到滞后期零售价格波动、当期和滞后期批发价格波动、长期对短期的调整、随机干扰项 4 部分的影响;原假设为 $H_0: \sum_{i=1}^{m_2} \alpha_{2i}^+ = \sum_{i=1}^{m_2} \alpha_{2i}^-$, 且 $\lambda_1 = \lambda_2$;若可以显著拒绝原假设,则表示大白菜价格从批发市场环节到集贸市场环节的传递是非对称的,即大白菜集贸市场价格对其批发价格的上涨和下跌反应不同,这样更容易加剧集贸市场价格的波动,反之则不存在。模型(2)~(5)中变量与方程整体含义的解释同模型(1),不再逐一进行阐述。

1.3 数据处理与说明

上述模型中涉及大白菜、番茄、黄瓜、茄子、青椒 5 个品种蔬菜的全国批发市场价格和集贸市场价格。其中全国批发市场价格数据来源于商务部网站,原数据为周价格数据,经处理后转化为月度数据,单位为元·kg⁻¹,时间跨度为 2009 年 1 月至 2014 年 12 月;茄子全国集贸市场价格数据来源于 Wind 数据库,个别月份缺失的数据根据年度平均值进行补齐,其它 4 个品种全国集贸市场价格数据来源于中国经济与社会发展统计数据库,单位为元·kg⁻¹,时间跨度为 2009 年 1 月至 2014 年 12 月。由于蔬菜生产具有明显的季节性,因此其价格数据同样可能存在季

1.2 模型构建

借鉴前人的研究成果^[18-21],采用非对称误差修正模型(APT-ECM)研究全国蔬菜价格由批发市场环节到集贸市场环节的传递关系,为方便起见,特选取大白菜、番茄、黄瓜、茄子、青椒 5 个蔬菜品种,并分别构建这 5 个蔬菜品种的非对称误差修正模型(APT-ECM)。模型具体形式如下:

节性趋势,文章实证研究部分所使用的是对原始数据进行 X-12 季节调整后的数据。

2 描述性分析

消费价格指数是反映城乡商品零售价格变动趋势的一种经济指数。其计算公式为:

$$I_p = \frac{\sum p_i q_i}{\sum p_{0i} q_i}, i = 1, 2, \dots, n$$

根据该研究所需数据,得到 2009—2014 年全国 36 个大中城市居民鲜菜消费价格指数分月的变化情况。从图 1 可以看出,2009—2014 年,全国 36 个大中城市居民鲜菜消费价格指数总体呈上涨趋势,从 95.6 增长到 134.8,年均增长 7.1%;2009 年 1 月至 2014 年 12 月,鲜菜消费价格指数环比上涨的月份有 38 个,占样本总量的 52.8%;而下跌的月份有 33 个,占样本总量的 45.8%,上涨的月份数量多于下跌(以 2009 年 1 月为基期)。

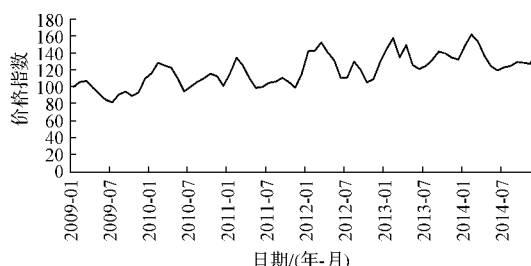
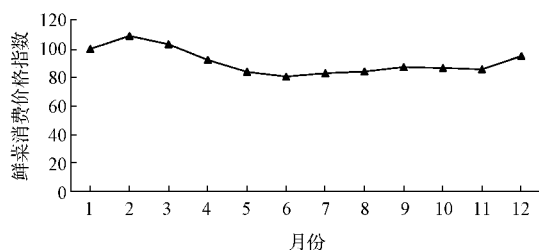


图 1 2009—2014 年全国 36 个大中城市居民鲜菜消费价格指数变化趋势

同时,为反映蔬菜价格的周期性波动情况,特以 2014 年为例,得到 2014 年全国 36 个大中城市居民鲜菜消费价格指数的变化情况。

从图2可以看出,蔬菜生产及供给也呈现出季节性特征,每年进入秋冬季后,蔬菜供应量开始减少,到翌年2—3月时蔬菜供给量通常跌到全年最低水平,但蔬菜的需求量全年基本保持不变,供不应求的局面在这一阶段达到了最大化,蔬菜价格上涨到全年最高水平;之后随着气温逐渐回升,各地蔬菜生产开始陆续恢复,供给量稳步增加,供不应求的局面日益改善甚至开始出现供过于求局面,蔬菜价格从最高点逐渐下降,到6—7月时蔬菜供给量通常达到全年最高水平,供过于求的局面在这一阶段达到了最大化,蔬菜价格下跌到全年最低水平,之后又开始逐渐上涨。图3给出了2009—2014年全国36个大中城市居民鲜菜消费价格指数分年的波动情况。



注:2014年1月=100。

图2 2014年全国36个大中城市居民鲜菜消费价格指数变化趋势

从图3可以看出,2009—2014年,全国36个大中城市居民鲜菜消费价格指数年均波动幅度分别为6.4%、7.4%、8.6%、10.9%、9.8%、7.5%(以每年1月为基期),呈现出先变大后减小的趋势。从2009年开始,城市蔬菜价格波动幅度开始变大,至2012年达到最大,2013年和2014年波动幅度又开始逐渐减小。

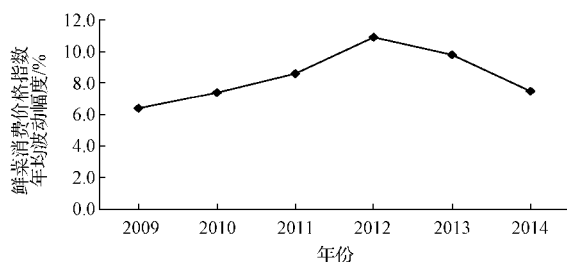


图3 2009—2014年全国36个大中城市居民鲜菜消费价格指数波动趋势

3 实证分析

3.1 平稳性检验

在计量分析之前,首先需要对各变量数据进行平稳性检验,避免出现虚假相关问题。该研究选用ADF方法对大白菜、番茄、黄瓜、茄子、青椒5个

品种蔬菜的全国批发市场价格和集贸市场序列进行平稳性检验,具体检验结果如表1所示。

由表1可知,5个品种蔬菜批发市场与集贸市场价格的原序列均不平稳,而其各自对应的一阶差分序列均为平稳序列。因此,5个品种蔬菜各自批发市场价格及其对应的集贸市场价格序列均为I(1)序列,满足协整检验所需的同阶单整的前提条件,可继续进行协整检验。

表1 平稳性检验结果

Table 1 Results of stability test

批发市场价格				集贸市场价格			
变量	t 统计量	P 值	结论	变量	t 统计量	P 值	结论
p_{1t}	-0.179 7	0.619 6	不平稳	p_{1t}	-1.893 5	0.334 5	不平稳
Δp_{1t}	-11.028 9	0.000 0	平稳	Δp_{1t}	-4.400 5	0.000 5	平稳
p_{2t}	-2.200 3	0.207 3	不平稳	p_{2t}	-1.140 5	0.698 3	不平稳
Δp_{2t}	-10.572 3	0.000 0	平稳	Δp_{2t}	-5.978 4	0.000 0	平稳
p_{3t}	-1.485 7	0.537 8	不平稳	p_{3t}	-0.790 5	0.818 1	不平稳
Δp_{3t}	-14.169 1	0.000 0	平稳	Δp_{3t}	-13.440 0	0.000 0	平稳
p_{4t}	-1.337 2	0.610 8	不平稳	p_{4t}	-1.736 6	0.410 5	不平稳
Δp_{4t}	-11.718 5	0.000 0	平稳	Δp_{4t}	-16.762 8	0.000 0	平稳
p_{5t}	-2.377 0	0.150 2	不平稳	p_{5t}	-1.552 9	0.503 7	不平稳
Δp_{5t}	-15.536 9	0.000 0	平稳	Δp_{5t}	-15.896 6	0.000 0	平稳

3.2 协整关系检验

采用基于VAR模型的Johansen检验法对5个蔬菜品种的批发市场价格与其各自所对应的集贸市场价格序列进行协整关系检验。在协整检验之前,首先通过构建VAR模型确定协整检验的滞后期,结果表明除青椒的滞后期为滞后3期外,其余4种蔬菜的滞后期均为滞后2期,具体的检验结果如表2所示。

由表2可知,迹统计量和最大特征根检验的结果一致表明,5个品种蔬菜的批发市场价格与集贸市场价格序列均在1%的显著性水平下拒绝协整方程个数为0的原假设,而不能拒绝协整方程个数为1的假设。因此,大白菜、番茄、黄瓜、茄子、青椒5种蔬菜的批发市场价格与集贸市场价格序列间存在一个长期协整关系。具体数量关系为:

$$p_{1t}^1 = 0.03 + 1.49 p_{1t}^1 \quad (6),$$

$$p_{2t}^2 = 0.09 + 1.33 p_{2t}^2 \quad (7),$$

$$p_{3t}^3 = 0.12 + 1.25 p_{3t}^3 \quad (8),$$

$$p_{4t}^4 = 0.09 + 1.66 p_{4t}^4 \quad (9),$$

$$p_{5t}^5 = 0.03 + 1.32 p_{5t}^5 \quad (10)。$$

协整检验表明,5个蔬菜品种由批发市场环节到集贸市场环节的价格传递存在非对称的情况。其中,大白菜、番茄、黄瓜、茄子、青椒集贸市场价格每变动1单位,将会引起其各自对应的集贸市场价格分别变动1.49、1.33、1.25、1.66、1.32单位。表明5

个蔬菜品种的批发市场价格的波动将会导致其对应的集贸市场价格更大幅度的波动。

表 2 协整关系检验结果

Table 2 Test results of cointegration relationship

品种	协整个数	特征根值	迹统计量		最大特征根		结论
			统计值	概率	统计值	概率	
大白菜	None*	0.233 1	35.007 6	0.000 0	34.515 0	0.000 0	存在一个
	Almost	0.003 7	0.492 6	0.545 8	0.492 6	0.545 8	协整关系
番茄	None*	0.205 6	30.583 5	0.000 0	29.924 2	0.000 0	存在一个
	Almost	0.005 0	0.659 3	0.476 9	0.659 3	0.476 9	协整关系
黄瓜	None*	0.353 2	57.731 1	0.000 0	56.660 2	0.000 0	存在一个
	Almost	0.008 2	1.070 9	0.349 6	1.070 9	0.349 6	协整关系
茄子	None*	0.295 8	45.792 6	0.000 0	45.245 8	0.000 0	存在一个
	Almost	0.004 2	0.546 7	0.522 0	0.546 7	0.522 0	协整关系
青椒	None*	0.198 7	28.636 4	0.000 1	28.586 6	0.000 0	存在一个
	Almost	0.000 3	4.129 9	0.854 9	4.129 9	0.854 9	协整关系

注:根据 VAR 模型确定协整检验的滞后期,其中青椒的滞后期为滞后 2 期,其余 4 种蔬菜的滞后期均为滞后一期。

Note:The lag period of cointegration test was determined by VAR model, green pepper lagged two periods, the rest lagged one period.

3.3 非对称误差修正模型(APT-ECM)

通过协整检验,揭示了 5 个品种蔬菜批发市场与集贸市场价格序列之间的长期均衡关系,但并没有揭示出序列在短期内偏离均衡状态后的动态调整。因此,将采用非对称误差修正模型(APT-ECM)分析价格序列在短期内偏离均衡状态(包括价格上涨和下跌)时的修正特征。采用普通最小二乘法分别对上文构建的 5 个品种蔬菜批发市场与集贸市场价格的非对称误差修正模型[模型(1)~模型(5)]进

表 3 非对称误差修正模型(APT-ECM)估计结果

Table 3 Estimation results of asymmetric error correction model (APT-ECM)

变量	大白菜	番茄	黄瓜	茄子	青椒
C	-0.016 1(-1.693 4)	0.173 5(15.422 4)	-0.363 5(-6.238 6)	-0.138 0(-84.024 2)	0.050 8(4.144 0)
Δp_{t-1}	-2.703 0(-10.081 7)	-0.449 2(-27.719 1)	0.337 5(2.531 3)	-0.325 1(-6.320 6)	-0.462 2(-5.856 2)
Δp_{t-2}	0.824 2(36.716 6)	0.774 8(33.501 0)	0.716 7(54.601 0)	0.711 0(34.500 6)	0.920 4(38.539 5)
Δp_{t-3}	2.029 7(13.975 7)	-0.303 0(-6.614 0)	1.216 4(8.884 3)	1.251 0(29.138 1)	0.005 7(0.175 5)
Δp_{t-4}	0.914 8(37.737 1)	0.791 8(88.762 9)	0.852 4(48.254 2)	0.657 7(36.587 8)	0.673 3(59.066 2)
Δp_{t-5}	1.370 9(6.922 5)	0.990 0(19.408 0)	-1.290 7(-5.341 3)	-0.349 2(-10.268 9)	0.401 3(5.408 2)
ECM_{t-1}	1.481 2(11.802 9)	-1.536 5(-15.027 5)	0.774 6(6.066 4)	0.486 5(22.010 2)	-0.066 5(-2.431 7)
ECM_{t-2}	0.972 0(6.221)	1.435 8(-15.027 2)	-1.608 3(-6.087 2)	-0.560 8(-12.018 9)	0.275 7(4.026 6)
检验	94.885 6***	301.247 8***	73.162 7***	400.309 4***	19.139 8***
结论	不对称	不对称	不对称	不对称	不对称

注:误差修正模型中各变量滞后期统一选择为滞后一期;不带括号数字表示各变量对应系数的估计值,括号内数字表示估计系数的 t 值;***表示在 1% 显著性水平下拒绝原假设。

Note:Each variable lagged one period. Figures without brackets are estimated values of the corresponding coefficients of each variable, in brackets are t values estimated coefficient. *** say to reject the original hypothesis at the 1% level of significance.

4 结论与讨论

从全国整体视角来看,我国城市蔬菜价格在波动中呈现上涨趋势;波动具有明显的周期性特征,以波峰为标准进行划分,通常从每年 2—3 月到翌年

行估计,在 5% 的显著性水平下,5 个方程在拟合过程中均表现出了异方差性,于是采用加权最小二乘法进行修正(权重为各方程拟合后所对应残差绝对值的倒数)。非对称误差修正模型估计结果如表 3 所示。

采用 Wald 法对 5 个模型的原假设 H_0 进行联合系数检验,结果表明 5 个模型均可以显著拒绝原假设。表明大白菜、番茄、黄瓜、茄子、青椒 5 个品种蔬菜由批发市场环节到集贸市场环节对于价格上涨和下跌的传递是非对称的,即集贸市场价格对于批发市场价格的上漲和下跌反应不同。具体来看,对于大白菜、番茄 2 个蔬菜品种,批发市场价格与集贸市场价格之间存在“正”的价格非对称传递,其集贸市场价格对于上游批发市场价格的上漲比下跌更敏感。当批发市场价格上漲时,这种价格上涨能迅速传递到集贸市场价格并引起集贸市场价格更大幅度的上漲;而当批发市场价格下跌时,这种下跌传递到集贸市场价格的速度和幅度均会减小。而对于黄瓜、茄子、青椒 3 个品种蔬菜,批发市场价格与集贸市场价格之间存在“负”的价格非对称传递,其集贸市场价格对于上游批发市场价格的下漲比上漲更敏感。当批发市场价格下跌时,这种价格下跌能迅速传递到集贸市场价格并引起集贸市场价格更大幅度的下跌;而当批发市场价格上漲时,这种上漲传递到集贸市场价格的速度和幅度均会减小。

2—3 月表现出一个完整的波动周期;年均价格波动幅度先变大后减小,以 2012 年为分界点,2009—2012 年波动幅度逐渐变大,2012—2014 年波动幅度逐渐减小。

从蔬菜产业链分品种视角来看,大白菜、番茄、黄瓜、茄子、青椒 5 个品种蔬菜从批发市场环节到集贸市场环节的价格传递具有非对称性。一方面,5 个品种蔬菜批发市场价格的波动均会导致其对应的集贸市场价格更大幅度的波动;另一方面,集贸市场价格对于批发市场价格的上涨和下跌的反应均存在差异,其中,对于大白菜和番茄,其集贸市场价格对于批发市场价格的上涨比下跌更敏感,而黄瓜、茄子和青椒则正好相反,其集贸市场价格对于批发市场价格的下跌比上涨更敏感。

从蔬菜价格波动特征的原因分析角度来看,我国城市蔬菜价格的波动上涨趋势主要源于生产成本上升的推动;蔬菜生产的季节性导致我国城市蔬菜价格季节性波动显著,并呈现明显的周期性特征;政府为平抑城市蔬菜价格剧烈波动所采取的措施取得了一定的成效,城市蔬菜价格波动幅度开始减小;受蔬菜易腐性强、蔬菜产业链各主体市场力量不均衡、蔬菜流通信息不对称等因素的影响,我国蔬菜产业链由批发市场环节到集贸市场环节出现了价格的非对称传递,蔬菜集贸市场价格的剧烈波动其中有部分是来自于上游批发市场价格的放大效应。

该研究结果指出,蔬菜生产及供给呈现出季节性特征,一般在进入秋冬季节,蔬菜供给量跌至全年最低水平,出现供不应求的局面,蔬菜价格上涨到全年最高水平;到 6、7 月,蔬菜价格下跌到全年最低水平,这与李崇光等^[1]、王丽娟等^[18]提出的我国蔬菜价格呈现的季节性波动规律相一致。因该研究中茄子品种数据部分缺失,而实际中蔬菜价格会受多种因素影响,所以今后如何实现对所有蔬菜价格波动的精准分析,还需要进一步探讨。

参考文献

- [1] 赵安平,赵友森,王川.北京市蔬菜价格波动的影响因素和评估及政策建议[J].农业现代化研究,2012(5):598-602.
- [2] 张唯娟.中国农产品价格波动影响因素研究:基于 VAR 模型的协整分析[J].价格月刊,2011(8):32-36.

- [3] 潘凤杰,穆月英.北京市蔬菜价格变动趋势及影响因素分析[J].农业展望,2010,6(8):24-28.
- [4] 钱智,康芳华,张晔.上海市蔬菜价格持续上涨的成因及对策[J].科学发展,2011(1):53-59.
- [5] 虞华,沈伟,程鑫.我国小宗农产品价格异常波动原因探析及反思[J].中国统计,2011,27(8):27-29.
- [6] 孙倩,穆月英.蔬菜价格变动、影响因素及价格预测:以北京市批发市场为例[J].中国蔬菜,2011,1(9):9-14.
- [7] 陈璋,龙少波.从蔬菜价格透视农产品价格上涨趋势的深层次原因[J].经济纵横,2013(12):11-15.
- [8] 侯媛媛.我国蔬菜供需平衡研究[D].杨凌:西北农林科技大学,2012.
- [9] 姜雅莉.蔬菜价格波动及传导研究[D].杨凌:西北农林科技大学,2013.
- [10] 李桂芹,王丽丽.蔬菜全产业链价格传递机制研究[J].农业经济问题,2012(11):30-36.
- [11] 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.
- [12] 李娜.我国蔬菜价格波动的影响因素研究[D].泰安:山东农业大学,2013.
- [13] 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(6):25-30.
- [14] 宋长鸣,徐娟,项朝阳.基于时间序列分解视角的蔬菜价格波动原因探析[J].统计与决策,2014(3):106-108.
- [15] 宋雨河.农户生产决策与农产品价格波动研究[D].北京:中国农业大学,2015.
- [16] 涂涛涛,李崇光.中国蔬菜价格波动与通货膨胀:基于波动来源的分解[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014(1):37-43.
- [17] 吴舒,穆月英.我国蔬菜价格的垂直传导关系研究[J].中国蔬菜,2013(18):11-18.
- [18] 王丽娟,刘桂峰,信丽媛,等.天津市蔬菜价格波动规律及短期预测:基于时间序列的季节调整和预测[J].中国农学通报,2015(9):286-290.
- [19] 王钊,姜松.我国蔬菜价格变动的空间计量分析[J].农业技术经济,2013(11):4-14.
- [20] 王恒,王征兵,彭洁.基于机会成本视角下蔬菜产销差价巨大的原因分析[J].农村经济,2015(9):34-38.
- [21] 易青,林源,马骥.小宗农产品价格异常波动及其原因分析:以北京市大葱价格走势为例[J].价格理论与实践,2012(7):63-64.

Empirical Analysis on Fluctuation of Urban Vegetable Prices in China

HUANG Xiujie¹, CHU Xialing¹, BAI Xuena¹, LIU Haiying²

(1. Institute of Agricultural Economics and Rural Development, Guangdong Academy of Agricultural Sciences, Guangzhou, Guangdong 510640; 2. Ordos College, Inner Mongolia University, Ordos, Inner Mongolia 017000)

Abstract: In order to investigate the fluctuation of urban vegetable prices in China, and understand the main factors affecting vegetable price fluctuation, the residents consumer price index of fresh vegetables of 36 large and medium-sized cities was analyzed, and five vegetable varieties, Chinese cabbage, tomato, cucumber, eggplant, pepper were chosen to carry on the key inspection. Using X-12 seasonal adjustment model, the seasonal factor for the

乙烯应答因子在果实发育方面的作用

马 勇, 陈秀莉, 张红霞, 图 雅

(包头师范学院 生物科学与技术学院, 内蒙古 包头 014030)

摘 要: 乙烯应答因子 ERF(ethylene response factor) 转录因子属于 AP2/ERF 超家族的一个家族, 在果实发育过程中起重要的作用。该研究对 ERF 转录因子的发现历史、结构特点和分离进行了综述, 并对跃变型和非跃变型果实发育过程中 ERF 的作用以及在果实发育过程中多种植物激素对 ERF 基因表达的影响进行综述, 以期可以通过多种手段作用于 ERF 基因涉及的信号通路, 用以改良作物的果实品质, 增加果实产量。

关键词: ERF; 转录因子; 果实发育; 信号转导

中图分类号: S 482.8⁺8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-0009(2017)08-0195-06

植物果实在人们日常生活中起到很重要的作用。很多果实既可以直接作为食物被人们食用, 又可以作为很多生物活性物质的提取原料, 也可以加工成为多种食品、调味品、饮品等。因此, 对于植物果实发育方面的研究越来越多。植物中存在一种数

量较多的转录因子 ERF, 它们可以调节多种植物生理活动包括果实发育过程, 而且越来越多的研究表明该转录因子在果实发育方面具有重要的作用。因此, 现针对 ERF 转录因子在果实发育过程中的作用进行综述和展望。

1 ERF 转录因子简介

ERF(ethylene response factor) 蛋白, 即乙烯应答因子, 作为一类转录因子调控基因的表达。编码该蛋白的基因是 AP2/ERF 基因超家族成员—ERF 家族。

1.1 ERFs 的发现历史

1995 年 OHME-TAKAGI 等^[1] 利用乙烯应答元件(抗病相关 PR 基因启动子顺式作用元件 GCC-box) 为探针, 从烟草中首次分离得到乙烯反应元件

第一作者简介: 马勇(1980-), 男, 辽宁鞍山人, 博士, 高级实验师, 现主要从事植物分子生物学及基因工程等研究工作。E-mail: besbandon@126.com

责任作者: 图雅(1974-), 女, 内蒙古科右前旗人, 硕士, 副教授, 现主要从事细胞生物学及基因工程等研究工作。E-mail: zhangwg508@126.com

基金项目: 内蒙古自然科学基金资助项目(2015MS0320); 内蒙古自治区高等学校科学研究资助项目(NJZC14251); 包头师范学院博士配套科研启动基金资助项目(2016)。

收稿日期: 2016-12-12

price of vegetables was released, and then using asymmetric error correction model (APT-ECM), the asymmetric conduction of price of vegetables was verified, the markets price fluctuations of these 5 kinds of vegetables were studied from the perspective of industry chain price transmission. Results showed that the national 36 large and medium-sized urban residents of fresh vegetables in the consumer price index showed an upward trend in 2009—2014, from 95.6 to 134.8 with an annual increase of 7.1%; vegetable supply was at least in fall and winter seasons, vegetable price was the highest; from the industry chain price transmission point of view, between the national wholesale vegetable market prices and bazaars price transfer with non symmetry, the wholesale market price fluctuations would lead to downstream markets more significant price volatility; seasonal vegetable production cost push, vegetable production, the government's macro-control were the main factors affecting the characteristics of city vegetable price fluctuation in China.

Keywords: vegetable prices; fluctuation; consumer price index of fresh vegetables; asymmetric transmission; industry chain price transmission