

中国蔬菜价格波动与通货膨胀

——基于波动来源的分解

涂涛涛, 李崇光

(华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070)

摘要 利用 Census X12 季节调整和 H-P 滤波法, 将蔬菜价格波动来源分解为趋势变动、季节变动、循环变动和不规则变动要素。利用 Bootstrap 因果检验与 VAR 模型, 考察了蔬菜价格波动来源的分解因素与中国通货膨胀的关联性。结果表明, 蔬菜价格波动影响消费者物价指数的主要渠道是通过季节变动和不规则变动要素; 季节变动因素对消费者物价指数的影响呈季节周期性; 不规则变动对消费者物价指数的冲击在最初时最显著, 随后逐渐减弱。政策含义为, 降低公众的通胀预期、促进蔬菜跨区域流通、控制蔬菜运输的物流成本、健全政府灾害天气应急响应机制均有利于减缓 CPI 上涨。

关键词 蔬菜价格; 通货膨胀; 价格波动; Bootstrap 因果检验; VAR 模型

中图分类号: F 32 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2014)01-0037-07

农业是国民经济的基础, 而蔬菜的稳定供给关乎百姓的正常生活和社会的稳定。蔬菜价格的大起大落, 不仅影响到农民收入的稳定增加, 也给城市居民的菜篮子供应造成巨大压力。根据国家统计局数据显示, 2010 年 9 月份中国居民消费价格指数(CPI)同比上涨 3.6%, 而同期蔬菜价格指数上涨了 18.0%。以蔬菜价格占 CPI 总体权重的 7.0% 计算^[1], 2010 年 9 月蔬菜价格的上涨直接导致当期 CPI 上升约 1.26%。蔬菜价格的上涨已经成为直接推高国内通胀的因素之一。因此, 探讨蔬菜价格波动的机制及其对中国整体物价的影响具有重要现实意义。

探讨农产品价格波动与通货膨胀关系的研究很多, 然而并没有得到一致的结论。一些学者认为, 通货膨胀是农产品价格上涨的原因, 而不是结果。卢锋等利用均衡修正模型对中国 1987—1999 年粮价变动与通货膨胀关系进行协整分析, 结果表明, 通货膨胀影响粮价变动, 而不是粮价上涨导致通货膨胀^[2]。徐雪高对 1978—2006 年中国农产品价格波动的研究表明, 农产品价格上涨不会导致通货膨胀, 相反, 通货膨胀会导致农产品价格上涨^[3]。农业部农村经济研究中心分析小组对 2002—2009 年中国

农产品价格波动的研究也发现, 农产品价格随着 CPI 的波动而波动, CPI 却不会随农产品价格波动而波动^[4]。然而, 另一些学者的研究发现, 农产品价格上涨是导致全国通货膨胀上涨的原因。徐奇渊认为蔬菜价格是食品价格波动中主要的来源之一, 蔬菜价格波动对 CPI 的波动具有重要影响^[1]。张超等的研究指出, 农产品价格上涨会导致国民经济其他部门产品价格上涨, 从而间接影响全国物价总水平^[5]。朱信凯等对 1996—2008 年间中国粮食价格与 CPI 关系的研究发现, 中国粮食价格和 CPI 之间存在双向因果关系^[6]。

导致实证结果分歧的原因很多, 采用的理论模型、计量经济分析方法、数据选取的差异均会影响到最终的结果。需要指出的是, 上述实证研究是从总量上探讨农产品价格与通货膨胀的关系, 而没有对农产品价格波动来源进行区分。农产品价格的不同波动来源是否对通货膨胀存在差异性影响? 而这是是否又导致了实证研究结论的分歧? 这一问题目前似乎并没有一个令人满意的答案。

考虑到现有研究并未对农产品价格波动来源进行细分, 本文将利用 Census X12 季节调整和 H-P (Hodrick—Prescott filter, H-P) 滤波方法将蔬菜

收稿日期: 2013-09-18

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“我国鲜活农产品价格形成、波动机制与调控政策研究”(12&ZD048)。

作者简介: 涂涛涛(1981-), 男, 讲师, 博士; 研究方向: 农业技术经济。E-mail: tutaotao@mail.hzau.edu.cn

价格波动分解为趋势变动、季节变动、循环变动和不规则变动 4 个要素,采用基于 Bootstrap 仿真的因果检验和 VAR(vector autoregressive, VAR)模型,考察上述因素与 CPI 的动态关联。

一、研究方法 with 数据来源

1. 研究方法

本文采用 Census X12 季节调整方法对蔬菜价格波动要素进行分解,采用基于 Bootstrap 仿真的因果检验验证常规因果检验的稳健性,采用基于 VAR 模型的脉冲响应分析蔬菜价格波动要素对 CPI 的影响。Census X12 季节调整方法和基于 VAR 模型的脉冲响应分析步骤可参看高铁梅相关文献^[7],基于 Bootstrap 仿真的格兰杰因果检验方法如下。

本文基于 Bootstrap 仿真的因果检验借鉴了 Hatemij^[8]和滕建州^[9]的思路。其优点在于,统计检验完全依赖于数据的真实分布,而无须施加正态分布的假定。即使数据生成过程非平稳,且变量之间缺乏协整关系,这种方法仍能得到可靠的结论。这种方法具有较强的稳健性和可靠性,故可进一步帮助我们理解蔬菜价格与 CPI 的关系。具体而言,为了判断 CPI 是否为蔬菜价格的“格兰杰原因”,可通过残差再抽样 Bootstrap 方法构建相应 F 统计量的临界值,并利用新的临界值来判断格兰杰因果检验的结果,具体步骤如下:①利用 OLS 估计受约束条件式 $VegP_t = c_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i VegP_{t-i} + \epsilon_t$ 中的系数向量 α ,计算 $VegP$ 和残差向量 $\hat{\epsilon}$;②将 $\hat{\epsilon}$ 零均值化得到新的残差集 $\hat{\epsilon}^b$,其中 $\hat{\epsilon}_i^b = \hat{\epsilon}_i - \bar{\epsilon}$ ($i = 1, 2, 3, \dots, T$);③从 $\hat{\epsilon}^b$ 中重复抽样,用公式 $VegP^b = VegP + \hat{\epsilon}^b$ 构造一个新的因变量 $VegP^b$ 。即对每个 $VegP$,从新的残差集 $\hat{\epsilon}^b$ 中有回置地随机抽取一个残差,再加上 $VegP$,从而产生一个新的 $VegP^b$ 变量;④根据新的 $VegP^b$ 变量和原始 CPI 变量,结合无约束式 $VegP_t = c_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i VegP_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j CPI_{t-j} + \epsilon_t$ 和受约束条件式 $VegP_t = c_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i VegP_{t-i} + \epsilon_t$ 的回归,就可得到 $F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(N_{obs} - k)}$ 的一次 Bootstrap 值 F_s^* ;⑤将步骤③—④重复 10 000 次,就可以产生 F_s^* 的累积分布。选取该分布 $1 - \alpha$ 的分位数,将其作为相应检验水平为 α 的“Bootstrap 临界值” c_{Fa}^* ;⑥利用真实数

据计算 $F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(N_{obs} - k)}$ 得到统计量 F_s 。如果 $F_s > c_{Fa}^*$,则拒绝原假设,即认为 CPI 是蔬菜价格的格兰杰原因;否则,接受原假设,即认为 CPI 不构成蔬菜价格的格兰杰原因。

上述检验过程,均采用 Stata 10.0 软件编程实现。其中, RSS_R 为受约束条件式 $VegP_t = c_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i VegP_{t-i} + \epsilon_t$ 的残差平方和, RSS_{UR} 为无约束式 $VegP_t = c_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i VegP_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j CPI_{t-j} + \epsilon_t$ 的残差平方和, m 为线性约束个数(即最大滞后阶数 n), N_{obs} 为实际样本观测数(即总体样本数与最大滞后阶数之差), k 为无约束回归中待估参数的个数(即 $2n + 1$)。同理,可构建类似 F 统计量来判断蔬菜价格是否构成 CPI 的“格兰杰原因”。

需要指出的是,格兰杰因果检验并不是经济学通常研究的因果逻辑关系。它主要是检验一个经济变量的历史信息是否可用来预测另一个经济变量未来变动。也就是说,格兰杰因果关系是一种计量经济学意义上的预测关系,并不是真正意义上的因果关系。因此,关于蔬菜价格与通货膨胀格兰杰因果检验的解释必须十分谨慎。

2. 数据来源及统计性描述

(1)数据来源。本文选取了 2006 年 2 月—2010 年 10 月的 CPI 和蔬菜价格月度数据。其中, CPI 数据来源于历年《中国经济景气月报》,蔬菜价格采用了农业部提供的 25 种主要蔬菜零售价格的月度均价。为了对蔬菜价格波动的来源进行分解,本文利用 Eviews 软件进行 Census X12 季节调整和 H-P 滤波分析。首先,利用 Census X12 季节调整方法去掉季节和不规则要素,得到只含趋势循环要素的蔬菜价格序列。在此基础上,利用 H-P 滤波方法,从趋势循环要素中对趋势和循环要素进行分解,得到分解后的趋势要素序列和循环要素序列。蔬菜价格的趋势变动要素代表蔬菜价格长期的趋势特征;季节变动要素主要是由温度、降雨等因素引起的,可以反映蔬菜价格变化中季节性因素的影响;循环要素可能是一种景气变动、也可能是经济变动或其他周期变动;不规则要素是由偶然发生的事件引起的,如意外事故、地震、水灾、冰雹灾害等。

(2)变量相关数据的统计性描述。本文模型相关变量的统计性描述见表 1。

表 1 变量的统计性描述

$n=57$

变量名	含义	均值	标准差	最小值	最大值
CPI	消费者物价指数	107.076	4.841	98.410	114.080
$VegP$	25 种主要蔬菜月度均价	2.506	0.710	1.370	4.070
VEG_T	蔬菜价格的趋势要素	2.502	0.410	1.851	3.266
VEG_SF	蔬菜价格的季节要素	-0.009	0.560	-0.622	0.840
VEG_C	蔬菜价格的循环要素	-3.20E-13	0.181	-0.323	0.391
VEG_IR	蔬菜价格的不规则要素	0.014	0.151	-0.315	0.533
$VegP_sa$	季节调整后的蔬菜价格	2.515	0.486	1.590	3.487

注:25 种主要蔬菜零售价格的月度均价 $VegP$ 由中国农业部提供, VEG_T 、 VEG_SF 、 VEG_C 、 VEG_IR 、 $VegP_sa$ 采用 Eviews 软件计算所得。

从表 1 可知,季节调整后的蔬菜价格的波动幅度小于原始蔬菜价格,这表明,季节性因素是影响蔬菜价格波动的关键因素之一。在蔬菜价格分解后的 4 个要素中,趋势要素和季节要素的变动幅度最大,而循环要素和不规则要素的变动幅度相对较小。这意味着,蔬菜价格的波动在很大程度上可能是由季节要素和趋势要素所决定。

25 种主要蔬菜月度均价、季节变动要素及趋势要素数据见图 1。从图 1 可知,由于气候因素影响,蔬菜价格呈季节性周期性变化。从历年波动规律

看,每年年初蔬菜价格都处于较高价位,随着气温回升和夏秋蔬菜集中上市,价格明显回落,这种行情一直持续到入冬。自每年 6、7 月份气温回升以来,蔬菜价格呈下降趋势。随着气温逐渐转凉,蔬菜价格明显开始上涨,进入到每年 1—3 月份时,价位达到最高峰。蔬菜价格的趋势要素可以用来反映蔬菜价格的长期变动趋势。大体而言,蔬菜价格长期呈递增趋势。25 种蔬菜均价从 2006 年 2 月的 1.85 元/kg,上升至 2010 年 10 月的 3.27 元/kg,上涨幅度为 76.8%。

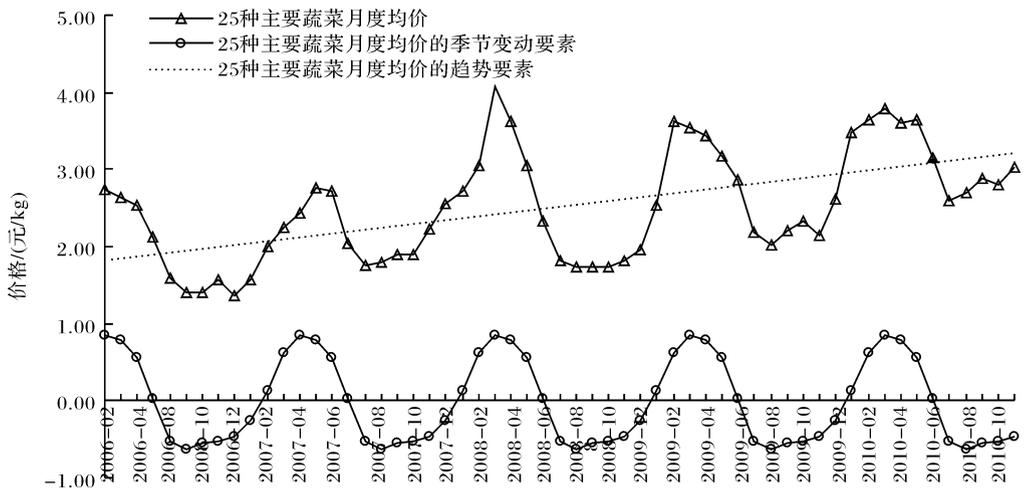


图 1 25 种主要蔬菜月度均价、季节变动要素及趋势要素

原始蔬菜价格($VegP$)、季节调整后的蔬菜价格($VegP_sa$)与消费者物价指数(CPI)的相关性统计见图 2。从图中可知,蔬菜价格与 CPI 之间呈正相关性。并且,剔除季节性因素后,蔬菜价格与 CPI 的相关性有所增强。需要指出的是,统计意义上的相关性并不等同于经济学意义上的因果关系。为了进一步弄清蔬菜价格与通货膨胀的关系,本文将采用格兰杰因果检验和 VAR 模型进行分析。

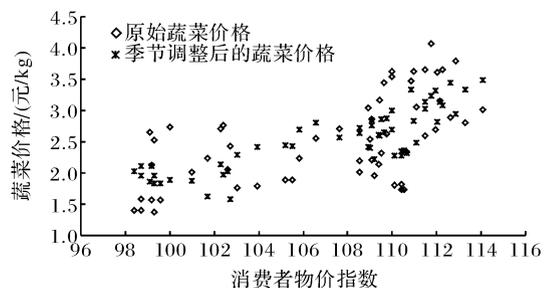


图 2 蔬菜价格与 CPI 相关图

二、蔬菜价格波动与通货膨胀:新的实证检验

1. 数据平稳性的检验

由于本文考察的指标均为时间序列数据,故有必要检验数据的平稳性。首先,本文采用 Phillips-Perron 单位根检验考察时间序列变量的平稳性,结果见表 2。

Phillips-Perron 单位根检验的结果表明,在 5% 显著性水平上,季节要素(VEG_SF)、循环要素(VEG_C)与不规则要素(VEG_IR)为平稳序列;CPI 和原始蔬菜价格(VegP)为一阶单整序列;趋势要素(VEG_T)为四阶单整序列。由于 CPI 与趋势要素(VEG_T)、季节要素(VEG_SF)、循环要素

(VEG_C)、不规则要素(VEG_IR)不同阶,故它们之间不存在协整。

2. CPI 与菜价波动因素的格兰杰因果检验

(1)常规格兰杰因果检验。由于 CPI、原始蔬菜价格(VegP)和趋势要素(VEG_T)为非平稳序列,故在进行格兰杰因果检验之前需要进行差分处理。而 CPI 和原始蔬菜价格(VegP)为一阶单整序列,趋势要素(VEG_T)为四阶单整序列,因而 CPI 一阶差分序列与趋势要素(VEG_T)的四阶差分为平稳序列。此时,通过分别考察 CPI 一阶差分序列与趋势要素(VEG_T)的四阶差分、季节要素(VEG_SF)、循环要素(VEG_C)与不规则要素(VEG_IR)的格兰杰因果关系,就可检验 CPI 与蔬菜价格波动要素的因果关联。具体结果见表 3。

表 2 各时间序列变量平稳性的检验

变量	样本区间	检验形式	Phillips-Perron 检验	平稳性
CPI	2006.02—2010.10	(C,T,3)	-1.587	不平稳
VegP	2006.02—2010.10	(C,T,2)	-3.195*	不平稳
VEG_T	2006.02—2010.10	(C,T,6)	2.96	不平稳
VEG_SF	2006.02—2010.10	(C,3)	-3.248**	平稳
VEG_C	2006.02—2010.10	(5)	-2.201**	平稳
VEG_IR	2006.02—2010.10	(C,43)	-11.240***	平稳
CPI 的一阶差分	2006.03—2010.10	(C,0)	-5.700***	平稳
VegP 的一阶差分	2006.03—2010.10	(3)	-4.494***	平稳
VEG_T 的一阶差分	2006.03—2010.10	(C,T,5)	-1.287	不平稳
VEG_T 的二阶差分	2006.04—2010.10	(5)	-1.232	不平稳
VEG_T 的三阶差分	2006.05—2010.10	(5)	-1.846*	不平稳
VEG_T 的四阶差分	2006.06—2010.10	(5)	-2.197**	平稳

注:检验形式(C,T,K)中的 C 和 T 分别表示检验方程中包括截距项、趋势项和带宽。其中,带宽根据 Newey—West 准则自动选取。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上拒绝存在单位根的原假设。

表 3 常规格兰杰因果检验结果

原假设	F 统计量					
	滞后 1 期	滞后 2 期	滞后 3 期	滞后 4 期	滞后 5 期	滞后 6 期
ΔCPI 不是 $\Delta VegP$ 的格兰杰原因	1.876 6	2.165 6	1.229 3	1.538 3	1.722 2	1.466 7
$\Delta VegP$ 不是 ΔCPI 的格兰杰原因	0.888 9	1.074 9	0.659 7	0.383 7	0.445 5	0.783 7
ΔCPI 不是 VEG_T 四阶差分的格兰杰原因	1.373 2	0.122 9	0.287 0	0.594 8	1.010 1	0.674 5
VEG_T 四阶差分不是 ΔCPI 的格兰杰原因	1.339 7	1.713 7	1.251 2	0.994 0	0.746 3	0.956 1
ΔCPI 不是 VEG_SF 的格兰杰原因	9.889 0***	0.741 0	0.512 6	3.515 2**	4.976 2***	2.806 9**
VEG_SF 不是 ΔCPI 的格兰杰原因	1.873 7	5.841 5***	7.535 6***	5.108 5***	5.421 1***	5.302 6***
ΔCPI 不是 VEG_C 的格兰杰原因	0.024 5	0.702 5	1.821 6	1.163 9	0.830 1	1.227 7
VEG_C 不是 ΔCPI 的格兰杰原因	3.212 8*	1.502 2	1.087 1	1.121 5	0.923 8	0.649 5
ΔCPI 不是 VEG_IR 的格兰杰原因	0.234 6	0.330 3	0.156 7	0.144 3	0.358 2	0.342 7
VEG_IR 不是 ΔCPI 的格兰杰原因	8.722 1***	4.127 5**	4.381 4***	3.227 5**	2.988 5**	3.222 0**

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上拒绝原假设。

由表 3 可知,当考虑蔬菜价格原始序列($VEGP$)时, CPI 并非蔬菜价格的格兰杰原因,同时,蔬菜价格也并非 CPI 的格兰杰原因。并且,当滞后阶分别为 1—6 时,所有检验结果均得到了一致的结论。进一步细分蔬菜价格波动来源,并考察 4 个波动来源与 CPI 的关系时,结果表明: CPI 并非趋势要素(VEG_T)的格兰杰原因,趋势要素(VEG_T)也不构成 CPI 的格兰杰原因; CPI 并不构成不规则要素(VEG_IR)的格兰杰原因,但不规则要素(VEG_IR)构成 CPI 的格兰杰原因。并且,当滞后阶分别为 1—6 时,所有检验结果均得到了一致的结论。然而,当选取不同滞后阶时, CPI 与季节要素(VEG_SF)、循环要素(VEG_C)的检验结果却并不总是一致。

根据 LR、FPE、AIC、SC 及 HQ 信息准则, CPI 与季节要素(VEG_SF)的格兰杰因果检验应当选取滞后 4 阶,此时,季节要素(VEG_SF)构成 CPI 的格兰杰原因, CPI 也构成季节要素(VEG_SF)的格兰杰原因。然而,从经济含义而言, CPI 是蔬菜价格季节要素的原因似乎不合常理,故选择滞后 2 阶或 3 阶时结果更为合理。此时,季节要素(VEG_SF)构成 CPI 的格兰杰原因,而 CPI 并不构成季节要素(VEG_SF)的格兰杰原因。类似的,根据 LR、FPE、AIC、SC 及 HQ 信息准则, CPI 与循环要素

(VEG_C)格兰杰因果检验时选取滞后 4 阶,此时, CPI 与循环要素(VEG_C)均不构成对方的格兰杰原因。

简而言之,根据常规格兰杰检验,季节要素(VEG_SF)和不规则要素(VEG_IR)构成 CPI 的格兰杰原因,而趋势要素(VEG_T)和循环要素(VEG_C)均不构成 CPI 的格兰杰原因; CPI 并不构成趋势要素(VEG_T)、季节要素(VEG_SF)、循环要素(VEG_C)以及不规则要素(VEG_IR)的格兰杰原因。

(2)基于 Bootstrap 仿真的格兰杰因果检验。需要指出的是,趋势要素(VEG_T)四阶差分与 CPI 一阶差分的因果关系并不等价于趋势要素与 CPI 的因果关系。为了既保留原始变量的信息,又要解决常规格兰杰因果检验失效的困境,采用基于 Bootstrap 仿真的格兰杰因果检验对蔬菜价格趋势要素(VEG_T)与 CPI 的关系进行验证分析(见表 4)。从表 4 可知,除了滞后期为 1 时, CPI 不是 VEG_T 格兰杰原因的原假设被拒绝外,其他情形下的原假设都未被拒绝。进一步的,根据 LR、FPE、AIC、SC 及 HQ 信息准则,选择滞后期 4。此时, CPI 既不是趋势要素(VEG_T)的格兰杰原因,趋势要素(VEG_T)也不是 CPI 的格兰杰原因。这表明,表 3 中常规格兰杰因果检验的结论是稳健的。

表 4 基于 Bootstrap 仿真的格兰杰因果检验结果

原假设	F 统计量	10%临界值	5%临界值	1%临界值	滞后期
CPI 不是 VEG_T 的格兰杰原因	254.098 6***	22.885 5	28.355 5	34.295 8	1
VEG_T 不是 CPI 的格兰杰原因	1.350 9	3.901 9	4.330 7	5.180 8	1
CPI 不是 VEG_T 的格兰杰原因	8.594 6	9.844 9	10.406 7	11.582 6	2
VEG_T 不是 CPI 的格兰杰原因	1.929 6	6.302 3	7.083 5	8.699 6	2
CPI 不是 VEG_T 的格兰杰原因	0.521 4	2.516 2	3.190 3	4.837 9	3
VEG_T 不是 CPI 的格兰杰原因	6.196 6	6.897 1	7.473 9	8.864 7	3
CPI 不是 VEG_T 的格兰杰原因	0.513 8	1.915 4	2.407 6	3.442 4	4
VEG_T 不是 CPI 的格兰杰原因	6.118 3	7.253 6	7.885 9	9.244 0	4

注:***表示在 1%的水平上拒绝原假设。

从上述分析可知,蔬菜价格波动对中国 CPI 影响的主要渠道是季节要素(天气因素变化的影响)和不规则要素(自然灾害等突发因素),而非趋势要素和循环要素。换句话说,如果蔬菜价格波动的主要诱因是气候因素或自然灾害等突发因素,这将导致 CPI 较大幅度的上涨;反之,其他导致蔬菜价格波动的诱因(趋势要素与循环要素)对 CPI 影响的程度不显著。

3. 基于 VAR 模型的菜价波动因素与 CPI 关系分析

(1)VAR 模型的建立。为了分析蔬菜价格波动

的季节要素(VEG_SF)、不规则要素(VEG_IR)与 CPI 之间的关系,结合 SC 信息准则建立不受约束的 VAR(2)模型见表 5。

利用 Eviews 6.0 做 VAR 模型特征根位置图,显示模型中不存在大于 1 的根,残差检验通过平稳检验,是一个平稳系统。3 个模型的拟合优度分别达到 0.986 6、0.311 3 和 0.943 6,故第一个模型和第三个模型的拟合效果理想,且 F 值显示方程总体显著。其中,第一个模型显示了菜价波动的季节要素滞后项、不规则要素滞后项,以及 CPI 滞后项对 CPI 的影响;当期 CPI 会受到自身滞后各阶波动的

表 5 季节要素、不规则要素与 CPI 的

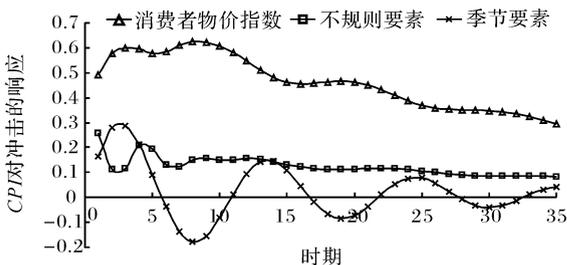
VAR 模型估计值

	CPI	VEG_IR	VEG_SF
$CPI(-1)$	1.175 74 [7.860 2]	-0.046 45 [-1.333 9]	-0.050 85 [-1.426 1]
$CPI(-2)$	-0.191 67 [-1.288 4]	0.049 78 [1.437 6]	0.049 65 [1.399 9]
$VEG_IR(-1)$	-1.428 51 [-2.574 3]	0.024 50 [0.189 7]	0.120 34 [0.909 7]
$VEG_IR(-2)$	0.143 99 [0.260 9]	-0.574 83 [-4.474 5]	-0.067 8 [-0.515 3]
$VEG_SF(-1)$	0.625 99 [1.986 3]	0.152 67 [2.081 0]	1.634 5 [21.753 8]
$VEG_SF(-2)$	-0.909 1 [-2.921 4]	-0.119 45 [-1.649 2]	-0.937 1 [-12.631 7]
C	1.968 06 [1.090 3]	-0.317 38 [-0.755 4]	0.135 9 [0.315 8]
R^2	0.986 6	0.311 3	0.943 6
$Adj. R^2$	0.984 9	0.225 2	0.936 6
F -statistic	589.553 2	3.616 6	133.950 2
Schwarz SC	2.112 6	-0.802 8	-0.755 0

注:方括号里面的值为 t 检验统计量, C 表示常数项。

影响,随滞后阶数的增加,影响程度逐渐降低;当期 CPI 也受到不规则要素滞后阶和季节要素滞后阶的影响。

(2)脉冲响应模型的分析。脉冲响应函数描述了一个内生变量对误差冲击的反应,具体来说就是当随机误差项发生变化,或者说模型受到某种冲击时,对内生变量的当期值和未来值所带来的影响。利用前面构建的 VAR(2)模型,基于脉冲响应函数分析方法,就可以得到季节要素(VEG_SF)和不规则要素(VEG_IR)对 CPI 冲击的动态响应路径,见图 3。其中,横轴表示实验设定的响应期数,纵轴表示因变量对解释变量的响应程度。

图 3 CPI 对不规则要素(VEG_IR)、季节要素(VEG_SF)及 CPI 冲击的响应路径

由图 3 可知,蔬菜价格的不规则要素(VEG_IR)在受到一个正的单位大小的冲击时, CPI 在最开始的响应最大,在第 2 期以后, CPI 的响应逐渐递减。其经济含义为:自然灾害等突发事件冲击造

成的菜价上涨在初期对 CPI 上升的影响最大,之后突发事件对 CPI 的正向影响会逐渐减弱。例如,2009 年 11 月,北方地区暴雪天气给蔬菜生产造成较大影响。这造成全国 36 个大中城市蔬菜价格普遍上涨,批发价上涨超过 25%,直接推高了当年 11 月份的全国 CPI 指数。在图 3 中, CPI 对来自于季节要素(VEG_SF)标准差的扰动呈周期性的响应,并且这种周期性的影响会逐渐减弱。其经济含义为:蔬菜价格波动具有明显的季节周期性,这种价格波动的季节周期性对 CPI 的影响也呈周期性。具体而言,每年 6 月到次年 6 月可视为蔬菜价格波动的一个周期。蔬菜价格在每年 6 月处于谷底,其后价格整体上进入“上行”周期;蔬菜价格在每年 2 月(春淡)达到高位,其后价格整体上进入“下行”周期。而蔬菜价格的季节周期性波动也会对 CPI 产生周期性影响。 CPI 对其自身一个标准差的冲击呈现正向响应,其经济含义为:上一期物价水平对下一期物价存在正向影响。人们通常根据上一期物价形成未来通胀预期。当通胀发生时,企业会在下一期根据通胀预期调整商品价格,消费者也会在当期增加消费需求,从而导致物价的进一步攀升。

三、结论性评述

本文将蔬菜价格波动的来源分解为趋势变动、季节变动、循环变动和不规则变动要素,并考察了上述因素与 CPI 的关联性。结果表明:①菜价波动对 CPI 影响的主要渠道是季节变动(天气因素变化的影响)和不规则变动要素(自然灾害等突发因素)。换句话说,气候变化和自然灾害等突发事件通过影响蔬菜价格的季节变动和不规则变动要素,从而间接地对 CPI 产生影响;②季节变动要素(如天气因素的变化)对 CPI 的影响呈季节波动性,而不规则变动要素(如自然灾害等突发因素)对 CPI 的冲击在最初时最为显著,随后逐渐减弱;③当期 CPI 会对未来 CPI 产生正向影响,也就是说,通货膨胀预期会影响下一期通胀程度。

本文政策含义如下:①通胀预期对于未来物价的上涨具有较大影响,因此,政府通过影响公众的通胀预期可以达到抑制物价上涨过快的目的。2011 年年初,随着食品价格上涨推高通胀,国家统计局在调整权重构成时降低了食品所占比例。其根本原因在于,通过降低公众的通胀预期来达到减缓 CPI 上涨的目的;②菜价的季节变动因素对 CPI 的影响也

呈季节性特征。因此,政府南菜北运、北菜南运以调剂淡旺季供应的措施有利于减缓CPI的大幅波动。然而,低廉的物流成本是各地区蔬菜淡旺季供应调节机制发生作用的前提。因此,降低蔬菜运输的中间物流成本成为了抑制中国CPI上涨的关键。2010年12月份开始实施的蔬菜运输车辆免收通行费的“绿色通道”措施便是基于降低物流成本的考虑;③菜价的不规则要素对CPI的冲击在最初时最为显著,换句话说,如果政府在自然灾害初期未能及时应对蔬菜供给短缺的问题,菜价的大幅上涨将会对国内通胀造成较大压力。

参 考 文 献

[1] 徐奇渊. 2010年CPI走势展望——基于猪肉、蔬菜价格和基期效应[J]. 宏观经济研究, 2010(6):19-26.

- [2] 卢锋,彭凯翔. 中国粮价与通货膨胀关系(1987—1999)[J]. 经济学(季刊), 2002(7):821-836.
- [3] 徐雪高. 新一轮农产品价格波动周期:特征、机理及影响[J]. 财经研究, 2008(8):110-119.
- [4] 农业部农村经济研究中心分析小组. 通货膨胀、农产品价格上涨与市场调控[J]. 农业技术经济, 2011(3):4-12.
- [5] 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.
- [6] 朱信凯,吕捷. 中国粮食价格与CPI的关系(1996—2008)——基于非线性关联积分的因果检验[J]. 经济理论与经济管理, 2011(3):16-24.
- [7] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模:EVIEWS应用及实例[M]. 北京:清华大学出版社, 2009.
- [8] HATEMIJ A. Export performance and economic growth nexus in Japan: a bootstrap approach[J]. Japan and the World Economy, 2002, 14(1):25-33.
- [9] 滕建州. 出口引导经济增长假说在我国成立吗? ——基于Bootstrap仿真方法的实证分析[J]. 南开经济研究, 2006(5):3-11.

Vegetable Price Fluctuation and Inflation in China

——Based on Decomposition of Vegetable Price Fluctuation

TU Tao-tao, LI Chong-guang

(College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070)

Abstract Using the method of Census X12 seasonal adjustment and H-P filter, the source of vegetable price fluctuation is decomposed into four components, namely trend factor, seasonal factor, cyclical factor and irregular component. Based on bootstrap granger causality test and VAR model, this paper examines the relationship between the above components and inflation in China. The result shows that, vegetable price fluctuation mainly impacts on CPI through seasonal factor and irregular component. Furthermore, seasonal factor impacts on CPI with seasonal periodicity. The impact of irregular component on CPI is the most significant at early stage, but then decreases gradually. The policy implication is that in order to control the rise of CPI, it is important to reduce inflation expectation, promote cross-regional circulation, reduce logistics cost and improve natural disaster management system.

Key words vegetable price; inflation; price volatility; bootstrap granger causality test; VAR model

(责任编辑:金会平)