

# 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

宋长鸣<sup>1,2</sup>,徐娟<sup>1</sup>,李剑<sup>1</sup>



(1. 华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070; 2. 湖北农村发展研究中心,湖北 武汉 430070)

**摘要** 在剥离蔬菜价格季节性因素的基础上,首先论证蔬菜价格与货币供应量之间存在长期稳定的协整关系;之后进一步验证货币供应量是蔬菜价格变动的单向格兰杰原因;在此基础上,运用修正后的线性回归和变参数模型分别分析货币供应量对蔬菜价格变动的静态和动态作用。研究得出:蔬菜价格长期上涨和季节性变动特征明显;当货币供应量每增加 1 万亿时,样本期内对蔬菜总体价格水平的平均推动作用为 41.69%,变参数模型显示样本期内各年份 1 万亿货币供应量增量对蔬菜总体价格水平的影响并不恒定,在 20%~45%之间波动。根据货币供应量所对应回归系数的动态变化情况,可以预测若流通中的货币供应量继续增加,蔬菜总体价格水平将会不断被推高。

**关键词** 蔬菜价格;货币供应量;波动特征;变参数模型;动态

**中图分类号:**F 326.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2014)06-0025-06

蔬菜价格的季节性波动是由蔬菜生产的自然属性所决定的;关于蔬菜价格呈现上涨态势的原因,研究者从多个角度进行了解释。首先是供给方面,自然灾害、生产成本上涨会减少蔬菜的供给<sup>[1-3]</sup>,需求方面,蔬菜类的边际消费倾向高<sup>[4]</sup>;其次是流通渠道方面的成本也在增加,且流通效率低下<sup>[5-6]</sup>;还有不同种类蔬菜供需信息不对称,价格信号扭曲,传递蔬菜生产者信息不准确方面的原因<sup>[7]</sup>。此外,研究除蔬菜以外其他农产品价格波动影响因素的文献对分析蔬菜价格波动也有一定的借鉴作用,如有研究总结了玉米价格波动的主要因素<sup>[8]</sup>,还有文献探索了油脂类期货价格的相互影响关系<sup>[9]</sup>。图 1 为 2001—2011 年蔬菜总体价格水平走势,图中以乘号表示的曲线为蔬菜总体价格水平的原始序列;以黑点表示的曲线为运用 X-12-ARIMA 季节调整模型剥离季节性波动和不规则变动后的趋势变动部分。造成蔬菜价格波动的主要原因究竟有哪些?不可否认,局部自然灾害会对蔬菜供给产生严重影响,但自然灾害发生时间较短且不可控,其对蔬菜价格波动的影

响持续时间较短,因而自然灾害只能解释短期内的蔬菜价格迅猛上升。农产品流通效率低是一直存在的问题,蔬菜流通效率低的问题也一直没有得到很好地解决,因而流通效率低也不足以解释蔬菜总体价格水平呈现出上涨的趋势。蔬菜市场信息不对称,价格信号扭曲所导致的结果应该是剥离季节性因素后的蔬菜总体价格水平呈现出波动的特征,但图 1 中蔬菜总体价格水平上涨的趋势十分明显。因而,自然灾害等短期因素,流通环节多、流通效率低下,蔬菜市场信息不对称,价格信号被扭曲均不足以解释过去 10 年来菜价呈现出上涨态势的原因。

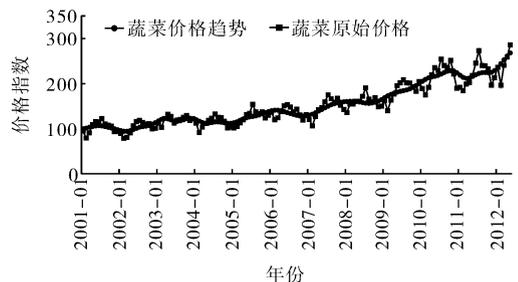


图 1 蔬菜总体价格水平走势

收稿日期:2014-02-01

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);中央高校基本科研业务费专项资助“果蔬价格波动机制及其影响因素研究”(2662014BQ044);国家自然科学基金课题“生鲜蔬菜供应链农户与经销商合作行为研究—结构、前置因素及绩效评价”(71373096)。

作者简介:宋长鸣(1986-),男,讲师,博士;研究方向:农产品价格。E-mail: song\_10241218@163.com

但过去 10 年间,中国的货币供应量一直保持着较快的增长速度。据中国人民银行网站公布数据可知,除 2004 和 2011 年外,其他年份的增长率均超过了 15%,2009 年货币供应量的增长率甚至达到 27.7%,而同期的国内生产总值增长率维持在 9% 左右,货币供应量增长的速度远快于经济发展的速度。货币供应量与产出的关系一直存在争议,但有关货币供应量无论是在短期还是长期内均会对物价造成影响的观点却达成了共识<sup>[10]</sup>。货币供应量对物价水平的影响有着较为成熟的理论基础,货币学派就主张经济活动和物价水平变动的本质原因在于货币供应量的变化。当流通中货币供应量发行速度远远超过经济发展的速度时,会推升市场上的物价水平。蔬菜总体价格水平的长期上涨趋势有可能与货币供应量的快速增长有关。此外,货币供应量在增加名义收入的同时,也意味着增加了蔬菜生产的实际人工成本或机会成本,同时也会作用于蔬菜的生产资料价格,成本上升通过抑制未来的供给而推升菜价。在上述论述的基础上,为了解释过去 10 年蔬菜总体价格水平呈现出上升趋势的原因,本文从货币供应量这个因素出发,实证分析其对蔬菜总体价格水平的推动作用。

## 一、研究方法 with 数据说明

### 1. 研究方法简述

(1)修正后的线性回归模型。当线性回归方程扰动项存在序列相关时,运用最小二乘法估计所得到的参数可能会不准确,回归系数检验对应的 t 统计量也不再可信。因此,在检验蔬菜价格和货币供应量普通线性回归模型存在序列相关的基础上,本文对原始模型进行了修正,以消除序列相关的影响。

假设式(1)为蔬菜价格  $p_t$  对货币供应量  $m_t$  的简单线性回归方程,  $\varepsilon_t$  为相应残差。若式(1)中  $\varepsilon_t$  存在序列相关,则通过构建扰动项的自回归方程 AR( $p$ )来消除序列相关的影响。基本思路如下,若  $\varepsilon_t$  存在一阶自回归,则构造式(2)所示的 AR(1),其中  $u_t$  为白噪声序列,将式(3)  $\varepsilon_{t-1}$  的表达式带入式(2),之后将式(2)带入式(1)整理后就得到式(4)。显然,以  $(p_t - \varphi p_{t-1})$  为新的因变量,  $(x_t - \varphi x_{t-1})$  为新的自变量运用最小二乘法所估计出来的系数是无偏有效的。对于存在高阶序列相关的线性回归方程也可以采用与一阶序列相关类似的方法,将滞后残差逐

项带入,直至得到一个误差项为白噪声的序列<sup>[11]</sup>。

$$p_t = \theta_0 + \theta_1 m_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = \varphi \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$p_{t-1} = \theta_0 + \theta_1 m_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \quad (3)$$

$$p_t - \varphi p_{t-1} = \theta_0(1 - \varphi) + \theta_1(m_t - \varphi m_{t-1}) + u_t \quad (4)$$

(2)变参数模型。蔬菜价格和货币供应量之间修正线性回归模型的建立反映的是两者之间的静态关系。不难证明,线性回归模型中最小二乘法估计出来的回归系数一定满足  $\bar{y} = \theta_0 + \theta_1 \bar{x}$ ,这意味着此时回归系数  $\theta_1$  表明的是样本期内货币供应量均值对蔬菜价格均值的影响。由于经济结构正在逐步发生变化,货币供应量对蔬菜价格的推动作用并不是一成不变的,为了分析货币供应量对蔬菜价格随时间变化的动态影响,本文建立关于两者的变参数模型,如式(5)和式(6)。

$$p_t = \theta_0 + \theta_{1t} m_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\theta_{1t} = \varphi \theta_{1t-1} + \mu_t \quad (6)$$

蔬菜价格与货币供应量之间的变参数模型是状态空间模型的一种形式,式(5)和式(6)分别为量测方程和状态方程。其中式(5)表示的蔬菜价格与货币供应量之间的一般关系。 $\theta_{1t}$  为不可观测的状态变量,其随着时间的变化而变化,即为可变参数模型中的可变参数,需要运用可以观测的变量蔬菜价格  $p_t$  和货币供应量序列  $m_t$  来估计。式(6)为假定不可观测的可变参数  $\theta_{1t}$  的生产过程,假设状态变量  $\theta_{1t}$  服从于 AR(1)模型,  $\mu_t$  为状态方程的扰动项,且其与  $\varepsilon_t$  相互独立。

### 2. 指标与数据说明

蔬菜种类繁多,不同品种一年内自然上市的时间存在明显差异;即使是同一品种,由于不同地区气候的差异,自然上市的时间也不同,同一品种一年内不同时间段的价格存在明显的差异;此外,由于不同蔬菜品种存在明显的异质性,不同种类间的价格也存在明显的差异。为了概述蔬菜这个农产品大类总体物价变动特征,本文选取居民消费价格分类指数(鲜菜)这个综合性指标来分析蔬菜总体价格的变化情况。

居民消费价格分类指数(鲜菜)根据中华人民共和国国家统计局网站公布的月度数据进行整理,该类数据分析的期限为 2001 年 1 月至 2012 年 5 月,共计 137 个样本。由于国家统计局网站公布的鲜菜类居民消费价格指数是以上年同月为基础的环比数据,本文以 2001 年各月的价格指数为基期,将各年

的环比数据转化为相应的定基数据。数据中 2001 年 12 月份数据存在缺失,本文以 2001 年 11 月份和 2002 年 1 月份价格指数的几何平均数来进行替代。

## 二、实证分析

### 1. 蔬菜总体价格水平长期内呈现出上涨的趋势

蔬菜总体价格水平波动十分剧烈,一年之内会出现明显的波峰和波谷,且波峰与波谷所对应的价格水平相差较为明显(见图 1)。但总的来说,蔬菜总体价格水平呈现出明显的上涨趋势。虽然蔬菜原始价格序列波动十分剧烈,但趋势变动序列清楚地显示了蔬菜总体价格水平明显的上升态势。

### 2. 蔬菜总体价格水平呈现出较为明显的季节性波动

蔬菜总体价格水平的季节性波动特征十分明显。图 2 为运用 X-12-ARIMA 季节调整模型剥离出来的蔬菜总体价格水平季节性因素走势图。总的来说,蔬菜总体价格水平季节性波动的最高点于每年的 7 月份出现;最低点于每年的 2 月份出现。这似乎与常理相悖,因为相对于冬季菜而言,夏季上市的露地蔬菜品种较多;蔬菜总体价格水平的季节性波动并不违背这个常理。由于本文所使用的蔬菜总体价格水平是以 2001 年各月为基期计算出来的定基指数,这意味着所采用的蔬菜总体价格指数横向比较绝对值大小是没有意义的,这些数据反映的是对应月份蔬菜价格变化的情况。蔬菜总体价格水平于 7 月份出现最高点反映的是 2001—2011 这 10 年间相比于其他 11 个月份,7 月份的蔬菜价格上涨最快;同理,蔬菜总体价格水平于 2 月份出现波动的最低点反映的是 2 月份蔬菜价格上涨速度最慢。结合夏季大多数蔬菜上市,价格水平处于低位;而冬季大多数蔬菜价格处于高位的事实,蔬菜价格 7 月份上涨较快而 2 月份上涨较慢的现实意义在于各个月份的蔬菜绝对价格差距正呈现出下降的趋势,可能

的解释是由于设施蔬菜的快速发展和蔬菜生产技术的进步,一年内各个时期蔬菜上市量差距逐步变小,季节性供给矛盾逐步缓和,从而各个月份的蔬菜价格差距呈现出变小的趋势。

### 3. 货币供应量对蔬菜总体价格水平的影响

由于蔬菜总体价格水平的季节性波动特征较为明显,若直接采用蔬菜总体价格水平的原始数据,从经验上分析货币供应量的变化对其价格变化的影响得出来的结果有可能不显著,季节性因素有可能掩盖两者之间的经验关系。在剥离蔬菜总体价格水平季节性因素的基础上,实证分析货币供应量变化对蔬菜总体价格水平的影响。本文在分析货币供应量和蔬菜总体价格水平两者之间的关系前,也剥离了货币供应量较为明显的季节性因素。

(1) 平稳性检验。在实证分析货币供应量对蔬菜总体价格水平长期变化趋势的影响之前,有必要对这两个时间序列变量进行平稳性检验,否则实证分析得出的结果有可能不准确。表 1 显示了货币供应量序列和剥离季节性因素后的蔬菜总体价格水平的 ADF 平稳性检验结果。显然,剥离季节因子后的蔬菜总体价格水平和同样剥离季节性因素的货币供应量的原始序列均不平稳,而对应的一阶差分却均在 0.01 的显著性水平通过检验,说明两者均为一阶单整序列。

表 1 蔬菜总体价格水平 *vegetable* 与货币供应量  $m_0$  序列平稳性检验结果

|                    | 检验形式      | T 统计量     | 对应 P 值   |
|--------------------|-----------|-----------|----------|
| <i>vegetable</i>   | (C, T, 0) | -2.897 8  | 0.166 6  |
| $\Delta vegetable$ | (C, T, 0) | -13.537 7 | <0.000 1 |
| $m_0$              | (C, T, 1) | -1.463 1  | 0.837 4  |
| $\Delta m_0$       | (C, T, 0) | -21.270 4 | <0.000 1 |

注:检验形式中第一项和第二项为“C”和“T”表示含常数项和时间趋势项,为“0”表示不包含;最后一项为滞后阶数,检验形式的选择依照 AIC 信息标准。

(2) 协整关系检验。平稳性检验的结果表明蔬菜总体价格水平和货币供应量序列均为一阶单整序列,意味着两者之间有可能存在协整关系。所谓协整关系,指的是虽然所分析的时间序列变量原始序列不平稳,但当它们为同阶单整时,某种线性组合却可能平稳,即不平稳的时间序列变量之间仍有可能存在长期稳定的关系。E-G 两步法和 Johansen 协整检验为目前主要检验协整关系的方法,由于 E-G 两步法中的第一阶段需要对变量间的线性回归模型进行最小二乘估计,应用不是很方便<sup>[11]</sup>,因而采

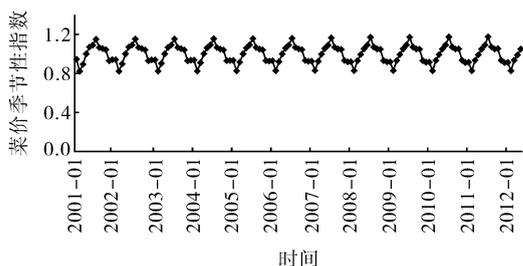


图 2 蔬菜总体价格水平季节波动

用 Johansen 协整检验来分析蔬菜总体价格水平和货币供应量之间是否存在协整关系。其中检验形式为时间序列有线性趋势而相应的协整方程只包含截距,且 VAR 模型中的最大滞后期数取 4。表 2 显示了无约束条件下的 Johansen 协整检验结果。迹检

表 2 Johansen 协整检验结果

| 原假设      | 迹检验     |          |          | 最大特征根检验 |          |         |
|----------|---------|----------|----------|---------|----------|---------|
|          | 特征值     | 统计量      | P 值      | 特征值     | 统计量      | P 值     |
| 无协整关系    | 0.163 3 | 36.539 7 | <0.000 1 | 0.163 3 | 23.531 1 | 0.001 3 |
| 最多一个协整关系 | 0.093 9 | 13.008 6 | 0.000 3  | 0.093 9 | 13.008 6 | 0.000 3 |

经验证,只有当协整方程有线性趋势而相应的时间序列有二次趋势时,蔬菜总体价格水平与货币供应量之间才仅存在一个协整关系,其他 4 种关于时间序列和协整方程是否包含截距或确定性趋势的假设均表明蔬菜总体价格水平与货币供应量之间存在两个协整关系(见表 3)。总之,虽然蔬菜总体价格水平与货币供应量的原始序列不平稳,但两者之间统计意义上仍存在长期稳定的协整关系。

表 3 不同假设条件下蔬菜总体价格水平与货币供应量之间的协整个数

|                       | 迹检验 | 最大特征根检验 |
|-----------------------|-----|---------|
| 时间序列无趋势,协整方程无截距       | 2   | 2       |
| 时间序列无趋势,协整方程只有截距      | 2   | 2       |
| 时间序列有趋势,协整方程只有截距      | 2   | 2       |
| 时间序列有趋势,协整方程有截距且有趋势   | 2   | 2       |
| 时间序列有二次趋势,协整方程有截距且有趋势 | 1   | 1       |

(3) 格兰杰因果关系检验。理论上说,货币学派主张货币供应量的变化是物价变化的根本原因。逻辑上讲,货币供应量的快速增长能推升市场上的一般价格水平,蔬菜也不例外;而蔬菜总体价格水平的变化对货币供应量的发行几乎不存在影响。货币供应量的调整是政府调控经济的有力工具,货币供应量发行量的大小应以整个宏观经济的发展态势为基准。因此,实证回归模型的建立应以蔬菜总体价格水平为因变量,以货币供应量序列为自变量。

为了从经验上验证蔬菜总体价格水平与货币供应量两者间的因果关系,本文采用格兰杰因果关系检验验证两者之间统计意义上的因果关系。表 4 显示了滞后一阶蔬菜总体价格水平与货币供应量间的格兰杰因果关系检验结果。原假设“蔬菜总体价格水平不是货币供应量的格兰杰原因”所对应的 P 值远大于 0.05,因而此原假设被接受;而原假设“货币供应量不是蔬菜总体价格水平的格兰杰原因”所对应的 F 统计量高度显著,从而拒绝此原假设,认为

货币供应量是蔬菜总体价格水平变化的格兰杰原因。总之,格兰杰因果关系检验表明货币供应量是蔬菜总体价格水平变化的单向格兰杰原因。因此,无论是从理论还是经验上来看,货币供应量的增加推升了蔬菜总体价格水平,但蔬菜总体价格水平对货币供应量的变化不存在影响。

表 4 蔬菜总体价格水平与货币供应量间格兰杰因果关系检验结果

| 原假设                   | F 统计量    | 对应 P 值   |
|-----------------------|----------|----------|
| 蔬菜总体价格水平不是货币供应量的格兰杰原因 | 0.750 3  | 0.388 0  |
| 货币供应量不是蔬菜总体价格水平的格兰杰原因 | 24.778 8 | <0.000 1 |

(4) 货币供应量对蔬菜总体价格水平影响程度的静态分析。为了从经验上验证货币供应量的增加对蔬菜总体价格水平的影响程度问题,本文以蔬菜总体价格水平为解释变量,货币供应量为被解释变量建立如式(7)所示的简单回归模型。

$$vegetable = \theta_0 + \theta_1 m + \epsilon \quad (7)$$

表 5 中第二列显示了简单线性回归模型式(7)的估计结果,虽然常数项  $\theta_0$  和货币供应量所对应的回归系数  $\theta_1$  高度显著;且模型的解释程度也较高,  $R^2$  达到了 0.94,但 DW 检验所对应的统计量值为 0.704 5,远小于 2,说明模型(7)中的随机误差序列存在明显的正相关。此外,滞后一阶序列相关的拉格朗日乘数检验(LM 检验)所对应的统计量  $nR^2$  也高度显著,这表明应拒绝“直到 1 阶滞后不存在序列相关”的原假设,从而进一步验证了模型(7)中残差序列存在序列相关的结论。在回归方程的残差项存在序列相关的前提下,运用最小二乘法所估计出来的参数可能不再有效,参数检验的  $t$  统计量结果也不再可信。

为了准确估计货币供应量的增加对蔬菜总体价格水平的影响程度,本文运用修正后的线性回归方程估计货币供应量所对应的回归系数。表 5 第 3 列

显示,修正后的线性回归方程中的拟合优度  $R^2$  相对于简单线性回归方程而言变高了,说明修正后的线性回归方程解释能力变强了,而 AIC 值也相应变小了,说明修正后的线性回归模型变得更为精确。更为重要的是,修正后的线性回归模型所对应的 DW 值为 1.867 2,接近于 2,说明模型扰动项序列相关的现象得到了明显的改善,滞后一阶序列相关的拉格朗日乘数检验所对应的统计量  $nR^2$  也不再显著,因而原假设“直到 1 阶滞后不存在序列相关”不能被拒

绝。总之,修正后的序列相关模型较好地经验上模拟了货币供应量与蔬菜总体价格水平之间的关系。

所估计出来的  $\theta_0$  和  $\theta_1$  的值分别为 37.130 1 和 41.691 1,且均高度显著。 $\theta_1$  的经济意义十分明显,本文货币供应量所对应的计量单位为万亿元,而蔬菜总体价格水平用鲜菜类居民消费价格指数替代。因而经验分析的结果表明当流通中的货币供应量每增加 1 万亿元时,对应的鲜菜类居民消费价格指数将上涨 41.69%,也就是说,蔬菜总体价格水平将上涨 41.69%。

表 5 蔬菜总体价格水平与货币供应量间回归模型估计结果

| 估计方法       | $\theta_0$  | $\theta_1$  | $R^2$   | AIC     | DW      | $nR^2$      | $\varphi_1$ |
|------------|-------------|-------------|---------|---------|---------|-------------|-------------|
| 普通线性回归模型   | 34.925 5*** | 42.354 6*** | 0.940 3 | 7.772 7 | 0.704 5 | 56.085 6*** | —           |
| 修正后的线性回归模型 | 37.130 1*** | 41.691 1*** | 0.964 5 | 7.266 2 | 1.867 2 | 0.972 0     | 0.658 1***  |

注:\*\*\*表示在 0.01 的显著性水平下通过检验。

(5)货币供应量对蔬菜总体价格水平的动态影响分析。关于货币供应量和蔬菜总体价格水平间的实证模型,虽然上文中对两者的简单线性回归模型进行了修正,修正后的模型扰动项的自相关性得到了很好的改善,但估计方法仍为最小二乘法。不难证明,运用最小二乘法估计出来的回归系数一定满足  $\bar{y} = \theta_0 + \theta_1 \bar{x}$ ,这意味着  $\theta_1$  的经济意义是样本期内货币供应量对蔬菜总体价格水平的平均影响程度。对此不禁要问:所研究样本期内货币供应量对蔬菜总体价格水平的影响是否稳定,还是随着时间的推移发生了变化?

一般而言,由于经济制度、国内政策等各种因素的变化,经济结构也处于动态的变化之中,货币供应量对蔬菜总体价格水平的影响程度也是动态变化的,修正后的线性回归模型  $\theta_1$  的估计反映的是货币供应量对蔬菜总体价格水平的平均影响程度。基于上述疑问,本文运用变参数模型分析货币供应量对蔬菜总体价格水平的动态影响。图 3 显示了运用卡尔曼滤波法所估计出来的回归系数  $\theta_1$  的动态变化

情况。总的来说,  $\theta_1$  数值大小波动较为剧烈,表明货币供应量对蔬菜市场的作用并不是一成不变的,但货币供应量对蔬菜总体价格水平的影响程度没有明显的上升或下降趋势,影响程度在 20%~45%之间波动,影响程度的波动范围并不大。

这里需要解释的是:修正后的线性回归模型计算出来的货币供应量对蔬菜总体价格水平的平均影响程度为 41.69%,根据图 1 各样本期  $\theta_1$  的值,变参数模型所估计各样本期  $\theta_1$  的平均数为 30.72%,两者有一定的差距。可能的原因在于估计变参数模型中  $\theta_1$  的值时,初始值和初始的状态向量是系统默认的,因而最初得到的  $\theta_1$  值随机性较大。

### 三、结论与政策含义

本文在运用 X-12-ARIMA 模型剥离蔬菜价格和货币供应量季节性变动因素的基础上,先验证蔬菜价格与货币供应量之间协整关系的存在;再从经验上验证货币供应量是蔬菜价格变化的单向格兰杰原因;之后运用修正后的线性回归和变参数模型分别分析货币供应量对蔬菜总体价格水平变动的静态和动态作用,得出以下主要结论。

蔬菜总体价格水平呈现出显著的上涨和季节性波动特征。剥离季节性因素和不规则变动后的蔬菜价格呈现出明显的上涨趋势;剥离出来的季节性指数也表明蔬菜总体价格水平呈现明显的季节性波动,且季节性波动波幅较大,一年内季节性波动的最高价约高出最低价 40%左右。蔬菜价格波动本是市场机制下正常的经济现象,但较大的波动幅度影响消费者和生产者的利益,不利于蔬菜产业的健康

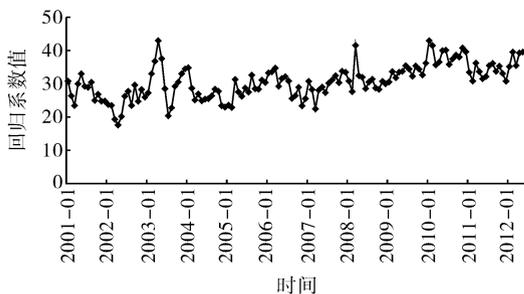


图 3 回归系数  $\theta_1$  的动态变化情况

发展。因而有必要解决蔬菜价格季节性波动幅度过大的问题:首先是鼓励扩大设施蔬菜的种植规模,降低季节性因素的影响作用;其次是适当优化蔬菜的种植结构,弱化蔬菜供给的区域性结构矛盾。

蔬菜总体价格水平与货币供应量之间存在长期稳定的协整关系,且后者是前者单向的格兰杰原因。无论是何种形式的协整方程,均表明蔬菜总体价格水平与货币供应量至少存在一个协整关系,也就是说,两者之间经验上存在长期稳定的均衡关系。格兰杰因果关系检验不仅进一步表明这种关系的存在,还说明了影响的方向,即货币供应量是蔬菜总体价格水平变动的单向格兰杰原因。实证研究发现:当货币供应量每增加 1 万亿时,样本期内对蔬菜总体价格水平的平均推动作用为 41.69%;变参数模型显示样本期内各年份货币供应量对蔬菜总体价格水平的影响在 20%~45%之间。

因此根据  $\theta_1$  的动态变化情况,可以预测若流通中的货币供应量继续增加,蔬菜总体价格水平将会不断被推高,当市场上流通的货币供应量每增加 1 万亿元时,对蔬菜总体价格水平的具体影响程度会根据经济结构的变化而发生变化,但根据过去 10 年的经验,可以确定蔬菜总体价格水平上涨幅度应在 20%~45%之间。即无论菜价如何波动,货币供应量的增长是蔬菜价格上涨趋势的重要推动力之一。在对蔬菜市场进行调控时,应注意宏观因素的动态

变化,货币供应量的快速增长推升一般物价水平;菜价上涨虽然会对消费者的福利产生负面影响,但合理的蔬菜价格上涨有利于弥补蔬菜生产者的种植成本和经销商的经营成本。

## 参 考 文 献

- [1] 潘凤杰,穆月英.北京市蔬菜价格变动的特征及影响因素[J].中国蔬菜,2011(21):1-7.
- [2] 汪洪琼,何震.南充市蔬菜价格高的原因及对策[J].长江蔬菜,2010(6):5-7.
- [3] 邵宇,李伟杰,蔡笑.蔬菜价格上涨的真实原因和趋势[J].宏观经济,2011(1):30-32.
- [4] 邓隽.武汉市城镇居民食品消费结构实证分析[J].华中农业大学学报:社会科学版,2011(2):125-129.
- [5] 邱述兵,于维洋.“田头贱,摊头不贱”——大宗蔬菜价格异常性波动的影响机制与对策研究[J].价格理论与实践,2011(5):26-27.
- [6] 李武.我国“菜篮子”的价格悖论及策略选择[J].安徽农业科学,2011,39(21):13172-13174.
- [7] 赵美华,温变英,兰创业,等.建立稳定蔬菜价格长效机制的对策研究[J].山西农业科学,2011,39(9):1029-1031.
- [8] 齐涛,王征兵.机会成本视角下的玉米价格测算[J].华中农业大学学报:社会科学版,2011(1):55-60.
- [9] 李新建,吴春梅,黄敏学,等.我国油脂类期货价格之间的联动分析[J].华中农业大学学报:社会科学版,2011(2):39-43.
- [10] 刘斌.我国货币供应量与产出、物价间相互关系的实证研究[J].金融研究,2002(7):32-36.
- [11] 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.

## Dynamic Impact of Currency Supply on Volatility of Vegetable Price

——Based on Time-varying Parameter Model

SONG Chang-ming<sup>1,2</sup>, XU Juan<sup>1</sup>, LI Jian<sup>1</sup>

(1. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070;

2. Hubei Rural Development Research Center, Wuhan, Hubei, 430070)

**Abstract** Based on separating seasonal factor of vegetable price, this paper first analyzes the long and stable co-integration relationship between vegetable price and currency supply, then this paper proves that currency supply is the Granger reason of vegetable price. Therefore, this paper uses revised linear regression and time-varying parameter models to analyze the static and dynamic impact of currency supply on vegetable price. The result shows that vegetable price demonstrates the obvious rising trend and feature of seasonal volatility. When currency supply increases by one thousand billion yuan, the vegetable price will increase by 41.69% on average. Time-varying parameter model shows that the impact of currency on vegetable price is dynamic and it is between 20% and 45%. It is expected that vegetable price will continue to go up if currency supply continues to increase in the future.

**Key words** vegetable price; supply of money; volatility; time-varying parameter model; dynamic

(责任编辑:陈万红)