

非线性视角下蔬菜市场价格的波动特征

——基于 STAR 模型

周 锦, 李崇光

(华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070)



摘 要 基于非线性视角下的蔬菜价格波动特征研究能够有效捕捉到蔬菜价格的非线性调整过程,从而有助于进一步完善蔬菜价格的波动机制。以大宗蔬菜中的大白菜、黄瓜、四季豆为例,选取 2002 年 1 月到 2013 年 9 月的全国集贸市场价格数据,对蔬菜市场价格的非线性动态调整过程进行了分析。研究表明:蔬菜价格具有非线性波动特征,存在机制之间的平滑转换过程,门限值是其转换的转折点,可以作为国家调控蔬菜市场价格异常波动的重要依据;蔬菜前期市场价格是发生非线性波动的一个潜在的重要变量,因此有必要加强对蔬菜市场价格的监控和分析;从 3 类蔬菜价格的函数形式、转换速率以及门限值来看,蔬菜市场内部的异质性明显。

关键词 蔬菜价格;非线性波动;机制转换;STAR 模型

中图分类号:F 326.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2014)06-0031-08

蔬菜是居民日常生活中必不可少的农产品,切实保障蔬菜供给是关乎民生的重大问题。自改革开放以来,国家加大了对蔬菜产业的支持力度,蔬菜产业得到迅速发展,在推动农村经济发展、增加农民收入等方面发挥着十分重要的作用。2011 年蔬菜产量和产值较 2010 年分别增长了 4.3% 和 8.3%,2012 年大中城市蔬菜的单位净产值是同期粮棉油的 4.96 倍。虽然蔬菜产业的经济效益明显,但是近年来蔬菜价格的暴涨和暴跌阻碍了我国蔬菜产业的发展。正确认识蔬菜价格的波动机制是制定蔬菜调控政策的前提。目前国内对于农产品价格的调控政策或建议主要是基于线性模型而提出的,例如自回归移动平均模型、ARCH 类模型等^[1-4],值得注意的是线性模型忽视了不同经济主体在不同时期的经济行为会发生改变这一现实问题,而这种内生变化有可能导致非线性,同时 ARCH 类模型只能解决残差的非线性问题,即误差项随时期不同会有相当大的变化,本质上来看仍然是线性模型^[5]。

实际上,菜农在价格上涨和下跌之时的销售行为是不一样的。蔬菜价格上涨时,农户在有利可图的情况下,会尽快将手中的蔬菜卖出;当菜价下跌之

时,只要没有突破保本点农户还是会选择卖出,但是当菜价大幅度下降,连采摘的人工成本都无法抵扣的情况下,农民会选择让其烂在地里。不同的消费群体在菜价上涨和下跌时也有不同的表现,对于高收入人群而言,菜价的上涨和下跌对其购买量并不会产生太大的影响,而低收入人群对于菜价的上涨和下跌较为敏感,尤其在价格大幅度上涨时,会明显减少对蔬菜的购买量。蔬菜价格的形成由供给和需求共同决定,农户和消费者面对不同的价格波动幅度会做出不同的决策,这种内生变化可能使得我国蔬菜市场的价格发生非线性波动。同时自然灾害和人为因素(如 2008 年的冰雪灾害、2009 年的番茄病毒以及 2010 年的“问题豇豆”事件)也可能使菜价的波动呈现出非线性的特征。因此,无论是理论上的模型假设抑或是现实中的实际问题,线性模型都很难捕捉到菜价的非线性调整过程,从而导致错误地估计和预测菜价的趋势,并有可能提出违背市场价格规律的调控政策。基于此,本文以非线性为切入视角,对蔬菜市场价格的非线性波动特征进行研究,对进一步完善蔬菜价格波动机制具有重大的理论和现实意义。

收稿日期:2014-03-06

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);国家社会科学基金项目“我国蔬菜价格波动、传导机制及预警研究”(13CJY104);中央高校基本科研业务费专项基金资助“果蔬价格波动机制及其影响因素研究”(2662014BQ034)。

作者简介:周 锦(1989-),女,博士;研究方向:农产品价格与市场。E-mail:zhoujinguangxi@163.com

一、国内外研究综述

非对称价格传导最早由 Karpoff 发现于各类金融市场中^[6]。随后大量的实证研究证明了非对称价格传导的广泛存在,当然也包括农产品市场,例如肉制品产业链、奶制品产业链、水果产业链等^[7-9]。Peltzman 通过对 282 种产品的研究,发现非对称价格传导是一种规律而不是例外^[10]。后来 Meyer 等人根据 3 种不同的标准对非对称价格传导进一步分类,分为速度 APT 和幅度 APT、正向 APT 和负向 APT、垂直 APT 和空间 APT,并对导致非对称价格传导的原因进行了归纳,包括市场势力、调整成本、政策干预、信息不对称以及库存管理^[11]。国内学者对引起农产品非对称价格传导的原因进行了具体探讨。范润梅等人提出蔬菜市场的零售商对于一些产品具有一定的市场支配力,能够以此扩大零售价格与批发价格之间的差价^[12],胡华平等指出市场联接程度越紧密,价格非对称传递特征越明显^[13]。王思舒等人则认为市场势力、价格刚性、商品的储存特性、政府支持都是引起非对称价格传递的原因^[14]。

在对非对称价格传导的研究过程中,计量方法是重要的研究手段,其主要研究工具有自回归滞后分布模型、局部调整模型、误差修正模型、向量自回归模型以及机制转换模型^[15]。与其他模型不同的是机制转换模型属于非线性模型,其最常见的 3 个转换模型是门限自回归模型(threshold autoregressive model, TAR)、马尔可夫机制转换模型(markov regimes switching model, MSR)和平滑转换自回归模型(smooth transition autoregressive model, STAR)。随着对现实问题认知的逐步深入,线性模型缺陷的凸显,学者们逐渐从价格非线性着手研究农产品价格的波动特征与传导机制。

国外学者 Holt 等采用 TV-STAR 模型研究了美国 1910—2004 年的生猪与玉米价格比,检验了其非线性调整过程以及机制转换的存在^[16];Balagtas 等以 1900—2003 年的农产品年度价格数据为基础,运用 STAR 模型证明了美国 16 种农产品价格均存在非线性波动^[17];同样采用 STAR 模型,Ubilava 对大豆与玉米的月度期货价格比进行了实证分析,在验证了价格的非线性波动的同时,并指出价格的非线性波动导致了长期均衡过程中的非对称调整^[18]。国内也有学者从非线性的视角对农产品价格波动特征展开研究。顾国达等运用马尔科夫局面

转移模型实证分析了中国农产品价格波动特征,结果表明我国农产品价格波动具有明显的局面转移特征,农产品价格具有下跌、平稳增长、快速上涨 3 种局面,并且 3 种局面都具有较强的持续性^[19];胡向东等采用门限自回归模型对我国猪肉价格的非线性波动进行了分析,结果表明猪肉价格指数存在明显的门限效应,门限值可以作为政府调控的依据,因为门限值可以视为价格上涨的一个支点^[20];毛学峰等采用平滑转换自回归模型分别对生猪市场中的猪肉价格、仔猪价格和生猪价格的非线性调整过程进行了检验,研究发现 LSTAR 模型能较好的捕捉生猪市场价格非线性波动和调整过程,并且生猪和猪肉价格的调整过程基本一致,仅仅在门限值和调整速度存在一定差距^[21]。台湾学者对农产品价格的非线性特征也进行了一定的研究,Chen 等对台湾地区 1987—2003 年的生猪零售价格的非线性调整特征的研究证实了阈值的存在^[22];Zeng 等人的研究则指出 ESTAR 模型在刻画台湾的蔬菜和水果零售价格的非线性调整过程比 LSTAR 模型效果更好^[23]。

门限自回归模型(TAR)和马尔可夫机制转换模型(MSR)相比于平滑转换自回归模型(STAR)都存在自身的不足。例如 MSR 假定机制转换是由外生的马尔可夫链决定的,并且是无法观测的,所以不能对机制变化发生的原因和这些变化的时间做出很好地解释;TAR 的机制转换可以是内生的,而且也是能够观测到的,但是转换机制具有离散性^[24]。而 STAR 模型发生机制转换的变量既可以是外生的,又可以是内生的,还可以是时间变量,同时实现了从一种机制转变到另一种机制的平滑过度,这种平滑性由一个取值 0 至 1 的连续函数决定的,所以 STAR 模型有效地弥补了前两个模型存在的不足。STAR 模型不仅能较好地反应市场经济的规律,而且它代表着经济时间序列中的发展趋势,所以本文在已有国内外研究的基础上,采用 STAR 模型对我国蔬菜价格的非线性波动特征进行检验和分析,以期完善蔬菜价格波动机制,为调控蔬菜价格提供一定的依据。

二、理论模型

1. 理论分析模型

STAR 模型(smooth transition autoregressive model, STAR),也被称为平滑转换自回归模型,是研究非线性时间序列的重要工具。平滑转换自回归

模型是在转换回归模型的基础上发展而来,文章借鉴了 Teräsvirta 等在 1992 年发展的平滑转换自回归模型来研究蔬菜实际价格时间序列的非线性特征,模型的基本形式如式(1)^[25]:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + (\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j}) F(y_{t-d}, \gamma, c) + u_t (\gamma > 0) \tag{1}$$

其中 $F(y_{t-d}, \gamma, c)$ 是转换函数,为取值 0 至 1 的连续函数, y_{t-d} 为转换变量, c 为门限值, γ 为转换速度。按照转换函数的不同形式可以将 STAR 模型分为 LSTAR 模型和 ESTAR 模型:

ESTAR (exponential smooth transition autoregressive model, ESTAR) 模型的转换函数为指数形式,记为式(2):

$$F(y_{t-d}, \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma (y_{t-d} - c)^2\} \tag{2}$$

LSTAR(logistic smooth transition autoregressive model, LSTAR)模型的转换函数为对数形式,记为式(3):

$$F(y_{t-d}, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(y_{t-d} - c))} \tag{3}$$

结合 Van Dijk 等^[26]的研究步骤和蔬菜实际价格时间序列的波动特征,本文将实证分析分为四大部分:①首先对蔬菜实际价格进行季节调整,并取自然对数减少异方差性,之后检验序列的平稳性。②建立线性的自回归模型,选择最佳滞后期。③模型的非线性检验和转换函数形式的选择。④参数估计,采用非线性最小二乘估计方法对非线性模型中的参数进行估计。

模型非线性检验的主要思想是通过检验辅助回归方程系数是否显著为零,将转换函数在 $\gamma=0$ 处进行三级泰勒级数展开,构建辅助回归方程如式(4):

$$y_t = c_0 + \sum_{j=1}^p (\beta_{0j} y_{t-j} + \beta_{1j} y_{t-j} y_{t-d} + \beta_{2j} y_{t-j} y_{t-d}^2 + \beta_{3j} y_{t-j} y_{t-d}^3) + \varepsilon_t \tag{4}$$

检验原假设 $H_{00}:\beta_{1j}=\beta_{2j}=\beta_{3j}=0$,若拒绝原假设则意味着方程是非线性的;在拒绝原假设后采用同样的检验方法对 STAR 模型的转换函数形式进行选择:

$$\begin{aligned} H_{01}:\beta_{3j} &= 0 \\ H_{02}:\beta_{2j} &= 0/\beta_{3j} = 0 \\ H_{03}:\beta_{1j} &= 0/\beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \end{aligned}$$

对以上假设的检验属于序贯检验,选择转换函数形式的原则为:若拒绝 H_{01} ,则认为模型形式 LSTAR 较为合适;若在接受 H_{01} 的基础上而拒绝

H_{02} 的原假设,则模型形式为 ESTAR;若在接受前两个假设之后,拒绝了 H_{03} ,则选择 LSTAR。若 3 个假设均拒绝,则看哪个假设的拒绝程度更显著。

2. 数据来源与处理

本文选取了大白菜、黄瓜、四季豆 3 类大宗蔬菜的集贸市场价格数据,主要考虑到大白菜、黄瓜、四季豆分别为叶菜类、瓜菜类、菜用豆类中种植面积和总产量最高的品种,也是我国居民日常生活消费的主要蔬菜品种,具有一定的代表性。研究时间为 2002 年 1 月到 2013 年 9 月,共计样本 141 个,数据来源于国家统计局数据库。考虑到我国物价水平具有明显的非线性波动特征^[27],且总体物价水平对蔬菜市场价格影响显著,所以为减小物价水平对蔬菜价格非线性波动的影响,本文利用同期的定基居民消费价格指数(以 2002 年 1 月为基期)对蔬菜价格进行了平减,得到了实际的蔬菜集贸市场价格。蔬菜价格具有明显的季节性波动特征,本文采用 X-12-ARIMA 方法对其进行了季节调整,最后考虑到数据对数化处理可以减少异方差性同时不改变数据的趋势,所以对序列做了对数化处理。经过处理之后的大白菜、黄瓜、四季豆的价格序列分别表示为 $\ln da$ 、 $\ln ha$ 、 $\ln sa$ 。

三、蔬菜价格非线性波动的实证分析

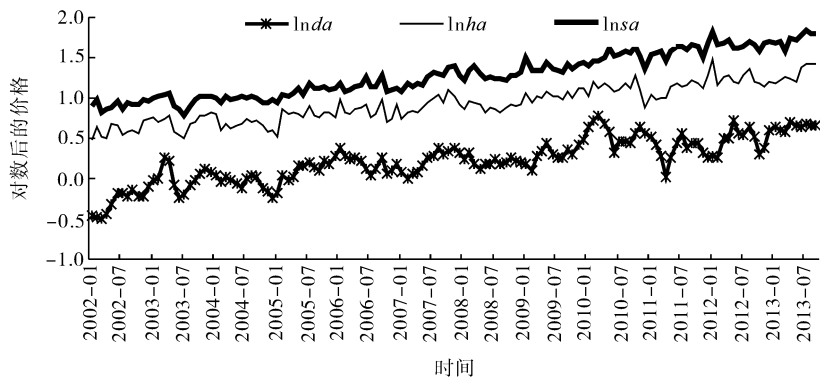
1. 蔬菜价格波动现状

为了反映 3 种蔬菜整体价格态势,便于掌握菜价的波动现状和特征,因而绘制了 3 种蔬菜自 2002 年 1 月到 2013 年 9 月的价格序列波动图如图 1。

从图 1 中可以直观地发现,对数化后的蔬菜价格均呈现出波动中上涨的趋势,且大白菜价格波动幅度相对较大,四季豆价格波动幅度在 3 类蔬菜中最小。为增强 3 类蔬菜价格波动幅度的比较,文章通过变异系数来反映蔬菜价格围绕均值上下波动的程度,由表 1 可知:大白菜的变异系数为 1.257,远远高于黄瓜、四季豆,这说明大白菜市场价格的不稳定性较高,而四季豆、黄瓜的市场价格运行相对稳定些。

表 1 蔬菜价格波动分析(对数化后的)

	大白菜	黄瓜	四季豆
最大值	0.771	1.487	1.843
最小值	-0.507	0.477	0.786
均值	0.222	0.928	1.284
标准差	0.279	0.233	0.277
变异系数	1.257	0.251	0.216



注:ln da 、ln ha 、ln sa 分别表示对数化后的大白菜价格、黄瓜价格、四季豆价格。

图 1 2002 年 1 月—2013 年 9 月蔬菜价格波动

2. 单位根检验

STAR 模型的建立要求数据的平稳性,因此在建立模型之前需要检验序列的平稳性,采用的是 ADF 单位根检验法。表 2 的检验结果显示,3 种蔬菜价格的一阶差分序列在 1% 的显著性水平下通过了检验,即蔬菜价格的一阶差分序列为平稳性序列,满足了建立 STAR 模型的前提条件,所以文章的研究对象是蔬菜实际市场价格的一阶差分序列。

表 2 蔬菜价格序列的 ADF 检验结果

序列	检验形式 (C,T,L)	t 统计量	P 值	结论
dlnda	(C,0,5)	-7.959 9	<0.000 1***	平稳
dlnha	(C,0,1)	-13.303 7	<0.000 1***	平稳
dlnsa	(C,0,1)	-13.353 6	<0.000 1***	平稳

注:dlnda、dlnha、dlnsa 分别表示大白菜、黄瓜和四季豆价格的一阶差分;检验形式中 C、T、L 分别表示截距项、趋势项以及滞后阶数,为 0 表示没有;*** 表示在 % 的水平上显著。

3. 滞后期选择

以蔬菜价格一阶差分序列 dlnda、dlnha、dlnsa 为基础分别建立自回归线性模型,并根据 AIC 和 SC 原则来选择最佳滞后期 p ,两者中最小的 P 值所对应的阶数即为最佳滞后期阶数。从表 3 中可以看出,3 种蔬菜的价格序列的最佳滞后期均为 2 期。

4. 线性检验和转换函数形式选择

在进一步估计模型之前,首先需要对模型进行线性检验,以此验证模型是否具有非线性的特征,只有存在非线性特征才有必要建立非线性模型。通过构建辅助回归方程,并利用 Wald 检验的 F 统计量检验方程的系数是否显著不为 0,若有多个方程均拒绝原假设,选择 P 值最小对应的滞后期阶数,即为转换变量的滞后期阶数 d 。表 4 的检验结果表明大白菜、黄瓜、四季豆价格的转换变量分别为 dlnda

(-10)、dlnha(-9)、dlnsa(-12)。

表 3 自回归模型最佳滞后期的选择结果

序列		AIC	SC	DW
dlnda	1	-1.664	-1.622	1.986
	2*	-1.673	-1.610	2.033
	3	-1.666	-1.580	2.024
	4	-1.661	-1.554	2.063
dlnha	1	-1.883	-1.841	2.029
	2*	-1.972	-1.908	2.014
	3	-1.950	-1.865	1.981
	4	-1.947	-1.840	2.023
dlnsa	1	-2.428	-2.386	2.163
	2*	-2.546	-2.483	2.073
	3	-2.535	-2.450	2.028
	4	-2.529	-2.377	2.010

注:dlnda、dlnha、dlnsa 分别表示大白菜、黄瓜和四季豆价格的一阶差分,“*”表示最佳滞后期。

表 4 转换变量的最佳滞后期阶数

	dlnda	dlnha	dlnsa
滞后期阶数	P 值	P 值	P 值
1	0.672 6	0.136 4	0.059 8 *
2	0.439 7	0.581 5	0.218 9
3	0.416 2	0.548 8	0.541 2
4	0.537 4	0.952 5	0.628 1
5	0.437 5	0.928 5	0.814 5
6	0.966 5	0.584 7	0.919 3
7	0.552 5	0.437 3	0.936 5
8	0.786 6	0.409 1	0.208 6
9	0.102 3	0.003 3 ***	0.382 3
10	0.016 9 **	0.010 1 **	0.654 8
11	0.288 1	0.143 6	0.175 3
12	0.321 6	0.107 5	0.023 5 **

注:dlnda、dlnha、dlnsa 分别表示大白菜一阶差分、黄瓜一阶差分、四季豆一阶差分;*,**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

在估计模型的参数前不仅需要确定转换变量的最佳滞后期阶数 d ,还必须对转换函数的形式即

LSTAR 和 ESTAR 进行选择。同样采用 Wald 检验,对前文中的 3 个序贯假设进行检验,从表 5 中可以得出结论:黄瓜、四季豆价格都是 LSTAR 模型,而大白菜价格则为 ESTAR 模型。

5. 参数估计

在已知蔬菜价格序列的模型转换函数形式的基础上,运用非线性最小二乘估计方法对模型的参数进行估计,估计结果如表 6。

表 5 模型形式的选择

序列	H ₀₁		H ₀₂		H ₀₃		结论
	F 统计量	P 值	F 统计量	P 值	F 统计量	P 值	
dlnda	2.224 7	0.112 5	4.679 0	0.011 0 **	2.752 8	0.067 7	ESTAR
dl nha	1.779 2	0.173 1	2.159 4	0.119 8	2.841 7	0.062 2 *	LSTAR
dl nsa	4.508 6	0.013 0 **	0.398 0	0.672 5	4.721 1	0.010 6 **	LSTAR

注:dlnda、dl nha、dl nsa 分别表示大白菜、黄瓜和四季豆价格的一阶差分;*、* * 分别表示 10%、5%的水平上显著。

表 6 大白菜价格 ESTAR 模型的估计结果

	变量	估计值	标准差	T 统计量	P 值
线性部分	C ₀	-0.017	0.016	-1.029	0.306
	dlnda(-1)	0.455	0.161	2.820	0.006 ** *
	dlnda(-2)	-0.435	0.152	-2.863	0.005 ** *
非线性部分	C ₁	0.037	0.024	1.542	0.126
	dlnda(-1)	-0.744	0.206	-3.607	0.001 ** *
	dlnda(-2)	0.528	0.225	2.346	0.021 **
	γ	180.273	137.572	1.310	0.193
	c	-0.029	0.014	-2.125	0.036 **

注:* *、* * * 分别表示在 5%、1%的水平上显著。

根据表 6,可以得到大白菜 ESTAR 模型的具体表达式(5):

$$\begin{aligned} dlnda = & -0.017 + 0.455dlnda(-1) - 0.435dlnda(-2) + \\ & F(dlnda(-10), \gamma, c) (0.037 - 0.744dlnda(-1) + 0.528dlnda(-2)) \end{aligned}$$

(5)

其中转换函数为式(6):

$$F(dlnda(-10), \gamma, c) = 1 - \exp\{-180.273 (dlnda(-10) + 0.029)^2\}$$

(6)

按照陈宇峰等人以参数估计值的显著性水平 $P < 0.6$ 的选择标准来看^[28],模型的估计结果都在可以接受的范围之内。从式(5)、式(6)中可知,大白菜价格在线性和非线性两个机制之间的转换速度比较快,转换发生在滞后 10 期,且门限值为-0.029。当 10 期前的大白菜价格靠近门限值-0.029 时,转换函数值趋于 0,此时方程中的非线性部分等于 0,只

有线性部分对大白菜价格的波动起作用,大白菜当期价格受到滞后 1 期价格的正向影响和滞后 2 期价格的负向影响,从系数估计值来看两者的影响作用不相上下。当 10 期前的大白菜价格远离门限值-0.029,即大于或者小于门限值时,转换函数值趋于 1,此时大白菜的价格非线性波动日益明显。

表 7 黄瓜价格 LSTAR 模型的估计结果

	变量	估计值	标准差	T 统计量	P 值
线性部分	C ₀	0.012	0.009	1.333	0.182
	dl nha(-1)	-0.176	0.116	-1.517	0.132
	dl nha(-2)	-0.123	0.102	-1.212	0.228
非线性部分	C ₁	0.007	0.019	0.375	0.708
	dl nha(-1)	-0.937	0.235	-3.993	0.000 ** *
	dl nha(-2)	-0.287	0.215	-1.336	0.184
	γ	107.359	105.459	1.018	0.311
	c	0.049	0.010	4.927	0.000 ** *

注:* * * 表示 1%的水平上显著。

根据表 7,可以将黄瓜价格 LSTAR 模型写为式(7):

$$d\ln ha = 0.012 - 0.176d\ln ha(-1) - 0.123d\ln ha(-2) +$$
$$F(d\ln ha(-9), \gamma, c) (0.007 - 0.937d\ln ha(-1) - 0.287d\ln ha(-2))$$

(7)

其中转换函数为式(8):

$$F(d\ln da(-9), \gamma, c) = \{1 + \exp(-107.359(d\ln da(-9) - 0.049))\} \wedge (-1).$$

(8)

除非线性部分的常数项的显著性水平为 0.708 外,其余参数都在可以接受范围之内,常数项的不显著对方程的影响较小,可以予以忽略。从方程的系数来看,黄瓜当期价格受到滞后 1 期和滞后 2 期的显著影响,并且方向是一致的,这意味着黄瓜价格波动具有持续性,前 2 期的黄瓜价格具有放大当期黄瓜价格的趋势,黄瓜价格在短期内呈现一定程度的发散性。但是黄瓜价格所受到的线性和非线性的影响程度是不对称的,且受到的非线性部分的影响程度更大。与大白菜相比,黄瓜价格的机制转换相对慢些,转换发生在滞后 9 期,门限值为 0.049。一方

面,当 9 期前的黄瓜价格大于门限值 0.049 时,处于机制的高区运行状态,此时转换函数值趋于 1,非线性波动作用凸显,黄瓜价格波动同时受到线性和非线性的拉动,非线性起主导作用,并且这两种拉动作用的方向是一致的,所以本身处于上涨或者下跌的黄瓜价格加大了波动幅度,从而出现了黄瓜价格的暴涨和暴跌现象。

另一方面,当 9 期前的黄瓜价格小于门限值时,处于机制的低区,此时转换函数值趋于 0,非线性波动作用减小,主要是受到前期黄瓜价格的线性影响,黄瓜价格波动恢复到正常水平。

表 8 四季豆 LSTAR 模型的估计结果

	变量	估计值	标准差	T 统计量	P 值
线性部分	C ₀	0.028	0.009	2.943	0.004***
	dlnsa(-1)	-0.209	0.135	-1.548	0.124
	dlnsa(-2)	-0.145	0.127	-1.143	0.255
	C ₁	-0.026	0.013	-2.115	0.037**
非线性部分	dlnsa(-1)	-0.252	0.172	-1.463	0.146
	dlnsa(-2)	-0.258	0.165	-1.563	0.121
	γ	913.118	1186.194	0.770	0.443
	c	0.001	0.000	4.870	0.000***

注: **、*** 分别表示在 5%和 1%的水平上显著。

根据表 8,可以将四季豆价格 LSTAR 模型写为式(9):

$$d\ln sa = 0.028 - 0.209d\ln sa(-1) - 0.145d\ln sa(-2) +$$
$$F(d\ln sa(-12), \gamma, c) (-0.026 - 0.252d\ln sa(-1) - 0.258d\ln sa(-2))$$

(9)

其中转换函数为式(10):

$$F(d\ln sa(-12), \gamma, c) = \{1 + \exp(-913.118(d\ln sa(-12) - 0.001))\} \wedge (-1)$$

(10)

四季豆跟黄瓜价格波动一样具有 LSTAR 模型的特征,无论是线性还是非线性部分,四季豆当期价格受到滞后 1 期和滞后 2 期四季豆价格的负向影响,但是线性部分与非线性部分影响程度是不对称的,受到的非线性作用略微大于线性作用对于当期价格的影响。四季豆的转换速率 $\gamma = 913.12$,这说明四季豆价格在两个不同的机制转换速度非常快,转换发生在滞后 12 期,门限值是 0.001。当转换变量 $d\ln sa(-12)$ 大于门限值 0.001 时,处于机制的高区,此时四季豆的价格表现出明显的非线性波动特征;当转换变量 $d\ln sa(-12)$ 小于门限值 0.001 时,四季豆的价格主要受到线性作用的影响,滞后 1 期和滞后 2 期的黄瓜价格在高区制时对当期黄瓜价格

的影响作用明显大于低区制的作用。

四、结论与讨论

通过构建 STAR 模型刻画了大白菜、黄瓜、四季豆 3 类大宗蔬菜价格的非线性动态调整过程,检验了蔬菜价格的非线性波动特征,解释了蔬菜价格在不同机制之间进行转换的过程,并且有效估计出发生机制转换的门限值,得出以下几个主要结论。

(1)大白菜价格波动服从 ESTAR 模型。这意味着大白菜价格波动关于门限值对称,在线性与非线性两个机制中的波动具有相同的过程,也就是说大白菜价格大幅波动(暴涨和暴跌)和小幅波动(一般性上涨和下跌)的调整过程是相似的,即大白菜价

格高于均衡向下调整时与低于均衡向上调整时的动态过程是一致的。当大白菜价格波动的转换变量靠近门限值 -0.029 时,将门限值换算成实际的蔬菜价格比值: $da/da(-1)=0.971$,其中 da 表示季节调整后的大白菜当期实际价格, $da(-1)$ 表示季节调整后的大白菜前1期实际价格,也就是说在剔除了季节性因素的影响后,大白菜当期价格与前1期价格的比值靠近 0.971 时,大白菜价格将出现大幅度波动。

(2)黄瓜和四季豆价格的波动服从LSTAR模型。当转换变量小于门限值时,受前期价格波动的影响较小,主要是线性作用,即黄瓜和四季豆的价格处于小幅波动状态;当转换变量大于门限值时,价格出现非线性波动,即黄瓜和四季豆价格处于大幅波动状态,暴涨和暴跌的交替过程,此时政府部门应该引起注意并警惕,必要时需要采取相应的措施对其进行调节,缓解黄瓜和四季豆价格的暴涨和暴跌对生产者和消费者的影响。同样将黄瓜和四季豆的门限值换算成实际的蔬菜价格比值分别为: $ha/ha(-1)=1.050$ 、 $sa/sa(-1)=1.001$ 。其中 ha 、 $ha(-1)$ 分别表示黄瓜的当期实际价格和前1期实际价格, sa 、 $sa(-1)$ 则表示四季豆的当期实际价格和前1期实际价格。同样,当黄瓜和四季豆的当期价格与前1期的价格比值分别大于 1.050 、 1.001 时,黄瓜和四季豆将出现大幅度波动。

(3)线性与非线性机制转换的发生主要通过转换函数实现,而转换变量是转换函数中的重要变量,所以转换变量是影响蔬菜当期价格的一个重要因素。大白菜、黄瓜、四季豆的转换变量分别为 $dln da(-10)$ 、 $dln ha(-9)$ 、 $dln sa(-12)$,其滞后阶数分别为 10 、 9 、 12 ,滞后阶数可以视为非线性作用的持续时间长短,也就是蔬菜价格大幅度波动的持续时间。蔬菜市场主要依靠自身调节,但市场信息存在滞后性,且蔬菜生产周期较长,所以短时间内难以改变蔬菜的生产种植面积,当出现供过于求或者供不应求的局面时,蔬菜价格将出现大幅度的波动,且持续时间往往接近一年之久。

(4)大白菜、黄瓜和四季豆的价格非线性调整过程存在显著差异,表现在转换速率、转换门限以及转换函数形式各不同。从某种程度上来说蔬菜市场内部的波动存在明显的异质性,所以在对蔬菜市场价格进行调控的时候需要区分不同品种的波动特征,门限值是蔬菜价格非线性波动的重要参考变量,如

大白菜、黄瓜、四季豆价格在线性与非线性两个机制之间进行转换的门限值分别为 -0.029 、 0.049 、 0.001 ,可以根据它们的门限值来建立不同蔬菜价格波动的风险预警机制,从而实现蔬菜价格的有效调控。

蔬菜价格的非线性波动特征,凸显了对蔬菜市场价格进行干预的必要性,相关主体需要密切关注蔬菜的前期市场价格变化,将门限值作为价格大幅波动的重要指标。考虑到蔬菜品种众多,异质性明显,可以选择蔬菜品种代表进行调控,重点保证大宗蔬菜市场价格的稳定。另外,蔬菜价格的非线性波动主要是受到供给因素的影响,所以持续保障蔬菜供给是稳定菜价的一个重要举措,市场调控不仅仅只在菜价高时发挥作用,更要在菜价低廉时通过调控政策向菜农传达信息,稳定菜农对蔬菜价格的市场预期,从而保障生产与供给。

参 考 文 献

- [1] 李干琼,许世卫,李哲敏,等.农产品市场价格超短期预测研究——基于西红柿日批发价格的现代时间序列法建模[J].华中农业大学学报:社会科学版,2010(6):40-45.
- [2] 沈辰,穆月英.我国蔬菜价格的时间序列变动分析[J].统计与决策,2011(16):78-80.
- [3] 庄岩.中国农产品价格波动特征的实证研究——基于广义误差分布的ARCH类模型[J].统计与信息论坛,2012,27(6):59-65.
- [4] 苗珊珊.大米市场价格波动态势及周期性特征分析[J].华中农业大学学报:社会科学版,2014(2):68-73.
- [5] 王少平,彭方平.我国通货膨胀与通货紧缩的非线性转换[J].经济研究,2006(8):35-44.
- [6] 方晨靓,顾国达.农产品价格波动国际传导机制研究——一个非对称性视角的文献综述[J].华中农业大学学报:社会科学版,2012(6):6-14.
- [7] GOODWIN B K, HOLT M T. Price transmission and asymmetric adjustment in the US beef sector[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1999, 81(3): 630-637.
- [8] KINNUCAN H W, FORKER O D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1987, 69(2): 285-292.
- [9] SCHERTZ W L, HANSMIRE M R, BERNARD J C. Asymmetric price response behavior of red delicious apples[J]. Agribusiness, 1997, 13(6): 649-658.
- [10] PELZMAN S. Prices rise faster than they fall[J]. Journal of Political Economy, 2000, 108(3): 466-502.
- [11] MEYER J, CRAMON-TAUBADEL S. Asymmetric price transmission: a survey[J]. Journal of Agricultural Economics, 2004, 55(3): 581-611.
- [12] 范润梅,庞晓鹏,王征南.蔬菜市场批零价差和价格传递机制分

- 析——以北京市为例[J]. 商业研究, 2007(11): 110-114.
- [13] 胡华平, 李崇光. 农产品垂直价格传递与纵向市场联结[J]. 农业经济问题, 2010(1): 10-17.
- [14] 王思舒, 郑适, 周松. 我国猪肉价格传导机制的非对称性问题研究——以北京市为例[J]. 经济纵横, 2010(6): 84-87.
- [15] FREY G, MANERA M. Econometric models of asymmetric price transmission[J]. Journal of Economic Surveys, 2005, 21(2): 349-415.
- [16] HOLT M T, CRAIG L A. Nonlinear dynamics and structural change in the US hog—corn cycle: a time-varying STAR approach[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2006, 88(1): 215-233.
- [17] BALAGTAS J V, HOLT M T. The commodity terms of trade, unit roots, and nonlinear alternatives: a smooth transition approach[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2009, 91(1): 87-105.
- [18] UBILAVA D. Modeling nonlinearities in the US soybean-to-corn price ratio: a smooth transition autoregression approach[J]. Agribusiness, 2012, 28(1): 29-41.
- [19] 顾国达, 方晨靓. 中国农产品价格波动特征分析——基于国际市场因素影响下的局面转移模型[J]. 中国农村经济, 2010(6): 67-76.
- [20] 胡向东, 王济民. 中国猪肉价格指数的门限效应及政策分析[J]. 农业技术经济, 2010(7): 13-21.
- [21] 毛学峰, 曾寅初. 我国生猪市场价格动态变动规律研究——基于月度价格非线性模型分析[J]. 农业技术经济, 2009(3): 87-93.
- [22] CHEN P F, LEE C C. Nonlinear adjustments in deviations from the law of one price for wholesale hog prices[J]. Agricultural Economics, 2008, 39(1): 123-134.
- [23] ZENG J H, CHANG C P, LEE C C. Are fruit and vegetable prices non-linear stationary? Evidence from smooth transition autoregressive models[J]. Economics Bulletin, 2011, 31(1): 189-207.
- [24] 王俊, 孔令夷. 非线性时间序列分析 STAR 模型及其在经济学中的应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(1): 77, 85, 160.
- [25] TERASVIRTA T, ANDERSON H M. Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models[J]. Journal of Applied Econometrics, 1992, 7(S1): S119-S136.
- [26] DIJK D V, TERASVIRTA T, FRANCES P H. Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments[J]. Econometric Reviews, 2002, 21(1): 1-47.
- [27] 张天祥, 张中华. 我国物价水平的非线性调整分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(2): 19-26.
- [28] 陈宇峰, 薛萧繁, 徐振宇. 国际油价波动对国内农产品价格的冲击传导机制: 基于 LSTAR 模型[J]. 中国农村经济, 2012(9): 74-87.

Fluctuation of Vegetable Market Price from Nonlinear Perspective

——Based on STAR Model

ZHOU Jin, LI Chong-guang

(College of Economics and Management,

Huazhong Agricultural University, Hubei, Wuhan, 430070

Abstract Study on vegetable price volatility from the nonlinear perspective can effectively capture the nonlinear adjustment process of the vegetable prices, which is helpful to the further improvement of fluctuation mechanism of vegetable prices. This paper, taking the cabbage, cucumber and green beans for example, selects the data of market price between January of 2002 and September of 2013 to analyze the nonlinear dynamic adjustment process of vegetable market prices. The result shows that vegetable prices fluctuate with nonlinear characteristics, which has mechanism transformation, and the threshold is the turning point of the transition, which can be used as the important basis for regulation of abnormal fluctuations in vegetables' market prices. The early vegetable market price is a potentially important variable of nonlinear fluctuation, so it is necessary to strengthen the process of monitoring and analyzing market price of vegetables. Finally, from the function forms, switching rate and threshold of these three kinds of vegetable prices, internal heterogeneity is obvious among vegetable market.

Key words vegetable price; nonlinear fluctuation; mechanism transformation; STAR model