

产销两地农产品市场价格传导关系的研究 ——以京冀两地蔬菜市场为例的实证分析

王川^{1,2}, 阎晓军³, 王志军⁴, 赵友森³, 赵安平³, 陈冬冬^{1,2}

(¹中国农业科学院农业信息研究所, 北京 100081; ²农业部智能化农业预警技术重点开放实验室, 北京 100081;

³北京市农业局信息中心, 北京 100029; ⁴河北省农业信息中心, 石家庄 050011)

摘要:以京冀两地蔬菜市场为例,以大白菜、黄瓜、西红柿的市场价格为对象,研究中国农产品产销两地市场的价格传导关系,以探究在市场经济条件下,中国农产品产销两地市场价格传导形式、传导速率和传导动力。借助相关系数、Johansen协整检验、Granger因果检验、脉冲响应函数、方差分解等方法,通过实证检验表明,京冀两地蔬菜市场价格的相关性较强,存在着协整关系,并且具有双向引导关系,两地蔬菜市场的价格传导关系显著,其中大白菜和黄瓜的价格传导速率均为2阶滞后,西红柿的价格传导速率为3阶滞后;在京冀两地蔬菜市场价格传导过程中,北京销地市场价格的引导力要强于河北产地价格,其在蔬菜价格形成中起主导性作用,两地的价格传导属典型的“需求拉动型”,内在的传导动力主要在于北京销地市场的供需变化所引起的价格波动。研究结果还表明,在全国蔬菜一体化大市场基本形成的情况下,买方市场中“以销定产”的特点得到了充分体现。因此,农业部门在发展区域蔬菜产业时,首先要充分考虑销地的市场行情,通过建立市场价格预警机制、市场多方会商机制、产销市场联合监测机制,以销地市场的走向科学安排产区的蔬菜产业结构。

关键词:农产品市场;价格传导;传导机制;产地市场;销地市场

中图分类号:F323.7

文献标志码:A

论文编号:2011-0515

The Study of Agricultural Products Market Price Transmission Relationship Between Original and Sale Market

——the Empirical Analysis of Beijing and Hebei Vegetable Market

Wang Chuan^{1,2}, Yan Xiaojun³, Wang Zhijun⁴, Zhao Yousen³, Zhao Anping³, Chen Dongdong^{1,2}

(¹Agricultural Information Institute of Chinese Academy of Agricultural Science, Beijing 100081;

²Key Laboratory of Digital Agricultural Early-warning Technology Ministry of Agriculture, P.R. China, Beijing 100081;

³Center of Information of Beijing Municipal Bureau of Agricultural, Beijing 100029;

⁴Center of Agricultural Information of Hebei, Shijiazhuang 050011)

Abstract: The author researched agricultural products market price transmission relationship between original and sale market, in order to explore the transmission form, speed and power of agricultural products market price between original and sale market under the conditions of market economy, illustrated by the example of Beijing and Hebei vegetable market, took Chinese cabbage, cucumber and tomato market prices as object. With the help of correlation coefficient, Johansen Co-integration test, Granger causality test, impulse response function, variance decomposition method. Empirical result showed that vegetable market price of Beijing and Hebei related strongly, which had Co-integration relationship and two-way causal relationship. The price transmission relationship was notable, of which Chinese cabbage and cucumber price transmission rate was 2-order lag, but tomato was 3-order lag. At the conductive process of vegetable price, the guiding force of

基金项目:国家“十一五”科技支撑项目“果蔬市场价格短期预测系统研究与示范”(2009BADA9B05)的部分研究内容。

第一作者简介:王川,男,1972年出生,副研究员,博士,主要从事农产品市场风险、农村金融研究。通信地址:100081北京市海淀区中关村南大街12号 中国农业科学院农业信息研究所, Tel: 010-82106259, E-mail: wangchuan@caas.net.cn。

收稿日期:2011-03-04, **修回日期:**2011-04-15。

Beijing, which played a leading role, was stronger than Hebei province. The transmission type belonged to 'demand-pull' typically, and intrinsic transmission power was mainly determined by price fluctuation which was caused by supply and demand change of Beijing market. The results also showed that, at the case of integration of vegetable in the country to form a large market, the characteristic of manufacturing-according-to-sale had been fully reflected in buyers' market. It proposed that, when the agricultural sector, which planned the vegetable industrial structure according to the trend of sale market, through the establishing of market price of early warning mechanism, the multi-party consultation mechanism, production and marketing joint monitoring mechanism, developed regional vegetable industry, the price of sale market must be fully considered first.

Key words: agricultural market; price transmission; transmission mechanism; original market; sale market

0 引言

价格学理论认为,在市场经济条件下,各种商品价格的有机联系构成了统一的价格体系,表现为价格链条的系列衔接性^[1]。在价格链条上,商品价格的变动导致了资源的重新配置和利益关系的重新调整,这种调整通过链条上的价格传导来实现^[2]。所谓价格传导,是指在市场经济下,商品和服务的价格变动引起相关商品和服务价格变动的一种内在机制,是价格作为经济杠杆作用的重要体现,表现为价格在商品和服务上下游链条上的一种传输过程,这是价格运行的一般规律^[3]。

中国是个农业大国,保证农产品市场的有效供给与价格的基本稳定,一直是政府宏观调控的重要目标。随着社会主义市场经济体系的不断发展与完善,全国农产品一体化大市场的格局已基本形成。尤其是鲜活农产品,从产地到销地,通过流通环节构成了一条较为严密的产销链条。经济的快速发展,促进了农业商品化和市场化程度的提高,人们生活水平的不断提升,推动了居民消费需求的多样化,农产品从生产到消费的产业链条不断延长,价格传导的环节也日益增加。在这种新的市场形势下,研究农产品产地价格与销地价格的形成机理,明确农产品产销链条中价格的传导形式、传导速率、传导动力,对于政府采取恰当的调控措施以保障农产品市场价格的稳定具有现实意义。

纵观现有文献,价格传导的研究主要表现为2个方面:一是集中于产业内部或产品市场结构和价格传导效应的研究,这类研究多为研究某一垂直部门同处于价格链上的产品之间的价格传导过程;二是集中在初级产品、中间产品、最终产品和整个消费物价水平之间的关系,这类研究主要集中在大宗商品价格、消费价格指数与通货膨胀之间的关系^[4]。目前,关于农产品市场价格传导的研究报道还较少,范润梅等^[5]以北京

市为例,研究了蔬菜批发市场与零售市场的价差与价格传递机制。李圣军等^[6]运用VAR模型对农业产业链条价格传递机制进行了实证分析。胡华平等^[7]通过建立非对称纵向价格传递的误差修正模型(APT-ECM)对粮食、蔬菜、肉类、水产品4类主要农产品的垂直价格传递进行了实证研究。而在现有的报道中,均未涉及到农产品产地市场与销地市场之间价格传导关系的研究,笔者以北京和河北两地的蔬菜市场为例,来探讨农产品产销两地的价格传导关系,重点研究产销两地价格的传导形式、传导速率和传导动力,旨在探明农产品产销两地价格传导的内在机制,为政府保障农产品市场供应、稳定市场价格、有效规避市场风险提供科学依据。

1 理论方法

理论上认为,价格传导的形式主要包括成本推动型和需求拉动型。其中,成本推动是由上游商品价格变化通过成本影响下游商品价格,这是价格传导的最基本特征;但在多数情况下,商品价格尤其是下游商品价格的变动是最终需求变化的结果,即需求拉动型的价格传导。因此,考察农产品产地市场与销地市场的价格传导关系,仅用定性和简单数据分析的方法,很难科学判断其属于哪种传导类型,要通过对两地市场价格的时间序列进行相关分析,以计量经济分析为基础,用量化结果对产销两地间的价格传导关系进行客观描述。

在市场经济条件下,分工详细的流通领域将农产品产地市场与销地市场紧密联系在一起,在这个产销链条中,不仅存在着由产地到销地的商品物流,同时还存在着产销两地市场信息互通有无的信息流。换言之,农产品产销两地的价格传导过程,实际上是物流与信息流同时存在、相互叠加的过程。这样,产销两地之间的市场价格就有可能存在复杂的传导关系:既有可能存在单向传导,也有可能存在双向传导;既有可

能存在直接传导,也有可能存在间接传导。因此,研究农产品产销两地市场价格传导关系,要在平稳性检验与协整检验的基础上,通过 Granger 因果检验思想确定产销两地市场价格之间具体的传导形式。Granger 在考虑 2 个相关时间序列的关系时,提出了判断因果关系的 1 个检验,或称引导关系检验。因果检验能反映产地市场价格与销地市场价格之间的引导关系,可以揭示产地价格与销地价格 2 个变量间哪个是自变量,哪个是因变量的问题,也就是回答了产销两地间的市场价格是由谁推动(或拉动)谁而形成。

按照上述原理,研究农产品产销两地市场的价格传导关系应遵循如下分析流程。

(1)分析产销两地市场价格间的相关性。产地价格与销地价格之间相关关系紧密与否,是研究产销两地市场价格是否具有传导关系的前提。相关性分析可用相关系数法进行检验,相关系数反映了产地价格与销地价格之间线性联系的密切程度,相关系数越高,表明两者之间的关系越紧密,相关性越好,两者之间才有可能存在着传导关系。相关系数检验,见公式(1)。

$$r = \frac{n \sum_{i=1}^n X_i Y_i - \sum_{i=1}^n X_i \sum_{i=1}^n Y_i}{\sqrt{[n \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\sum_{i=1}^n X_i)^2][n \sum_{i=1}^n Y_i^2 - (\sum_{i=1}^n Y_i)^2]}} \dots\dots (1)$$

其中: r 表示变量 X_i 和变量 Y_i 的相关系数; n 表示变量的个数。当 r 接近于 1 时,可以初步判断产地价格与销地价格之间具有紧密的关系;当 r 趋近于 0 时,则恰好相反。

(2)研究产销两地市场价格间的协整关系。利用 Johansen 协整检验来考察产地价格与销地价格这对时间序列是否保持长期均衡关系。Johansen 检验是建立在向量自回归模型(VAR)之上。因此,利用 Johansen 检验,首先应建立 VAR 模型。设定一个误差修正形式的 P 阶 VAR 模型见式(2)。

$$\Delta y_t = u + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (2)$$

其中: Δ 为 1 阶差分算子; y_t 是待检协整性的 $n \times 1$ 阶向量; Π 为长期响应矩阵,产地价格序列与销地价格序列之间存在协整关系的关键在于约束矩阵 Π 的秩 r ,如果 $r=1$,则表明两者存在协整关系。这里,将采用 Johansen 提出的迹统计量和最大特征值统计量检验每对价格序列是否存在协整关系。

(3)研究产销两地市场价格间的因果关系。如果产地价格与销地价格之间存在协整关系,则可以遵循 Granger 因果检验思想,来探究两者之间的相互引导关

系。其检验模型见式(3)、(4)。

$$PS_t = \sum_{i=1}^n (\alpha_{1i} PS_{t-i}) + \sum_{i=1}^n (\beta_{1i} PP_{t-i} + \varepsilon_{1t}) \dots\dots\dots (3)$$

$$PP_t = \sum_{i=1}^n (\alpha_{2i} PS_{t-i}) + \sum_{i=1}^n (\beta_{2i} PP_{t-i} + \varepsilon_{2t}) \dots\dots\dots (4)$$

其中: PP_t 和 PS_t 分别表示产地价格和销地价格; ε_{1t} 、 ε_{2t} 是白噪声,且不相干。如果存在某一 β_{1i} 不为 0,则称产地价格引导销地价格,表明产地市场在价格发现中起主要作用;同样,如果存在某一 α_{2i} 不为 0,则称销地价格引导产地价格,表明销地市场在价格发现起主导作用;如果同时存在某一 β_{1i} 和某一 α_{2i} 均不为 0,则称产销两地价格之间相互引导。

(4)研究产销两地市场价格的传导机制。应用脉冲响应函数进一步刻画产地市场价格变动与销地市场价格变动之间的相互影响,脉冲响应函数可以反映一个变量的扰动如何影响其他变量,据此可以判断某一市场上外生的冲击对不同市场价格的影响效果。借助方差分解可以定量分析农产品产销市场之间,某一市场价格波动对其他市场价格波动的解释力度和重要程度,从中可以了解到产地市场和销地市场在市场变化中引导作用的大小,从而判断出产销两地市场价格的传导形式。

2 样本数据

2.1 分析样本的选择

由于农产品产销两地市场价格的传导过程,是一个商品物流与市场信息流同时存在、相互叠加的过程。因此,分析样本选择的一条最重要原则就是所选的农产品产地市场与销地市场要具有代表性,即产地市场的农产品要能通过一定的流通渠道,在销地市场进行销售,实现产销衔接,这样的产地市场价格和销地市场价格才有可能存在传导关系。

笔者选择河北省蔬菜批发市场作为产地样本,北京市蔬菜批发市场作为销地样本,并选取大白菜、黄瓜和西红柿作为具体分析品种。众所周知,河北省是一个农业大省,同时也是蔬菜生产大省,2009 年蔬菜产量近 7000 万 t,居全国第二位。而北京市又是全国最大的农产品消费市场。据北京市农业局信息中心和河北省农业信息中心联合统计,每年在北京市场上销售的蔬菜 40%左右来自于河北,其中河北省生产的大白菜占北京上市大白菜的 79%、黄瓜占 54%、西红柿占 41%。因此,可以初步判定京冀两地蔬菜市场价格具有十分密切的相关关系,选择这 2 个地区作为分析样本应该具有明显的代表性。

2.2 样本数据的处理

选取河北省和北京市蔬菜批发市场大白菜、黄瓜、西红柿的批发价格数据作为分析对象。数据选择的时间跨度为2007年1月1日至2009年12月31日;数据类型为日监测数据,包括日交易的中间价和交易量;数据来源为河北省农业信息中心和北京市农业局信息中心。

由于现有的批发市场日监测数据不连续(一般每周监测3~4次),故以交易量作为权重,通过加权平均法,将日监测数据处理为周平均价格,这样便分别形成大白菜、黄瓜、西红柿各156组产销两地市场的周价格序列。同时,为减缓价格时间序列的波动性,分别对产地价格和销地价格取自然对数,构成2个新的时间序列PP和PS,以便于分析。其中,以PP代表产地价格的自然对数序列,PS代表销地价格的自然对数序列。

3 实证研究

遵循上述产销两地价格传导关系的分析方法,利用Eviews 5.0分析软件对京冀两地大白菜、黄瓜、西红柿市场价格的传导关系进行实证检验,实证研究结果如下。

3.1 京冀两地蔬菜价格的相关关系分析

从图1中可以粗略地看出,京冀两地的大白菜、黄瓜和西红柿市场价格的变化趋势有较高的一致性,河北产地价格与北京销地价格的升降趋势基本同步,并且在多数时间内北京销地价格的变化要先于河北产地价格的变化。

图2的京冀两地蔬菜市场价格散点关系图也可以很直观地看到,大白菜、黄瓜、西红柿的京冀两地市场价格的数据点基本上集中形成了一根棒状,它们之间表现出一种极强的正线性相关关系。

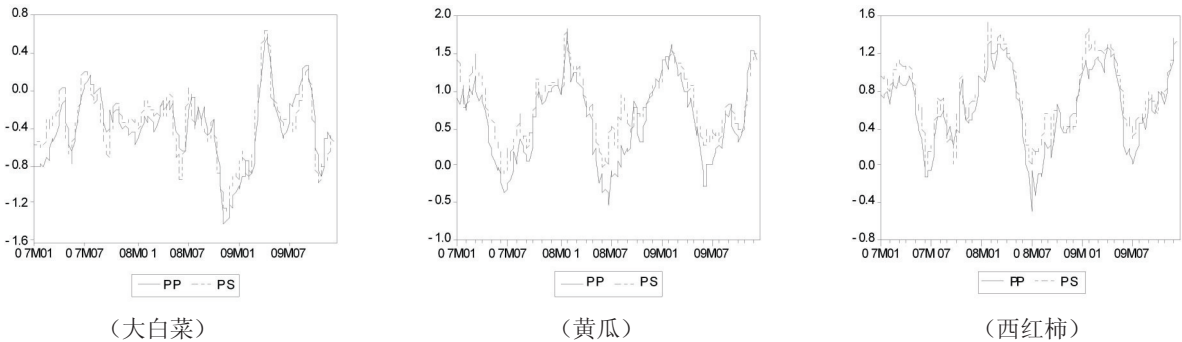


图1 京冀两地蔬菜市场价格序列相关图

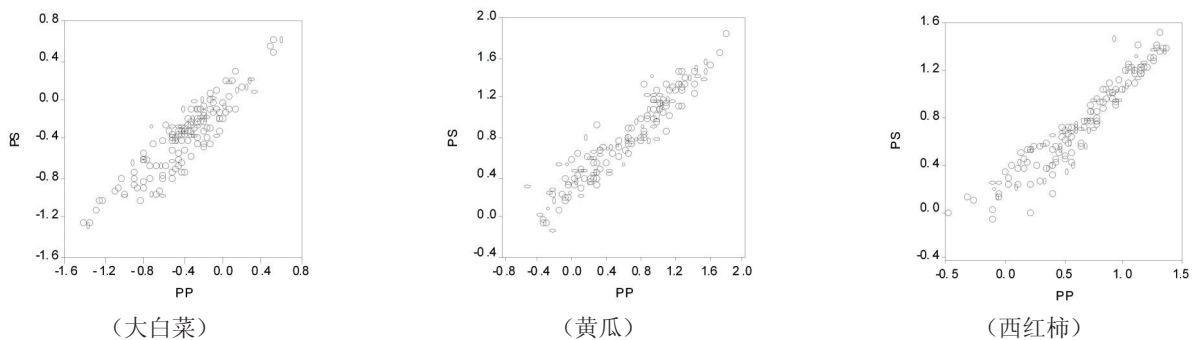


图2 京冀两地蔬菜市场价格散点关系图

利用相关系数(见表1),计算公式进一步测算表明,京冀两地的大白菜、黄瓜、西红柿的相关系数均超过0.9的极强相关水平,并且相关系数的显著性检验值(t 检验概率值)均为0.000,表明河北产地与北京销地的大白菜、黄瓜和西红柿价格分别在1%水平上显著相关,因而,可以简单判定京冀两地的蔬菜价格存在着某种紧密关系。

3.2 京冀两地蔬菜价格的协整关系分析

要明确京冀两地蔬菜市场价格间是否存在某

种关系,需要通过Johansen协整检验来进行量化判断。在进行时间序列分析时,传统上要求所用的时间序列必须是平稳的,否则将会产生“伪回归”问题。因此,首先要对京冀两地蔬菜价格序列进行ADF单位根检验,见表2。根据京冀两地大白菜、黄瓜、西红柿各自价格走势(图1),选择适当的检验模型进行检验,检验结果如下。

检验结果可知,大白菜的河北产地价格序列和北京销地价格序列分别在5%和1%水平上拒绝了原

表1 京冀两地蔬菜市场价格相关系数

		大白菜		黄瓜		西红柿	
		PP	PS	PP	PS	PP	PS
PP	Pearson Correlation	1	0.902**	1	0.948**	1	0.949**
	Sig. (2-tailed)		0.000		0.000		0.000
	N	156	156	156	156	156	156
PS	Pearson Correlation	0.902**	1	0.948**	1	0.949**	1
	Sig. (2-tailed)	0.000		0.000		0.000	
	N	156	156	156	156	156	156

注:**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

表2 京冀两地蔬菜市场价格序列ADF单位根检验结果

检验品种	检验变量	水平变量		一阶差分变量	
		ADF 统计量	P值	ADF 统计量	P值
大白菜	河北产地价格	-3.914673	0.0137	/	/
	北京销地价格	-4.490506	0.0022	/	/
黄瓜	河北产地价格	-2.334849	0.4124	-10.60259	0.0000
	北京销地价格	-2.888179	0.1693	-10.30600	0.0000
西红柿	河北产地价格	-2.215754	0.2016	-9.786822	0.0000
	北京销地价格	-2.830831	0.0563	-8.713352	0.0000

表3 京冀两地蔬菜市场价格变量的VAR模型

品种	VAR模型
大白菜	$PS = 1.28PS_{(t-1)} - 0.57PS_{(t-2)} + 0.26PP_{(t-1)} - 0.99PP_{(t-2)} - 0.04$
	$PP = 0.47PS_{(t-1)} - 0.38PS_{(t-2)} + 0.96PP_{(t-1)} - 0.11PP_{(t-2)} - 0.02$
黄瓜	$PS = 0.89PS_{(t-1)} - 0.33PS_{(t-2)} + 0.20PP_{(t-1)} + 0.10PP_{(t-2)} + 0.18$
	$PP = 0.32PS_{(t-1)} - 0.36PS_{(t-2)} + 0.91PP_{(t-1)} + 0.06PP_{(t-2)} + 0.05$
西红柿	$PS = 0.96PS_{(t-1)} - 0.28PS_{(t-2)} + 0.40PP_{(t-1)} - 0.16PP_{(t-2)} + 0.09$
	$PP = 0.27PS_{(t-1)} - 0.26PS_{(t-2)} + 1.02PP_{(t-1)} - 0.09PP_{(t-2)} + 0.04$

假设,表明大白菜的京冀两地价格序列是1对平稳序列;黄瓜、西红柿的京冀两地价格序列均为非平稳序列,而它们的1阶差分序列均在1%显著水平上表现平稳。根据协整理论,可以对京冀两地的大白菜、黄瓜和西红柿的市场价格序列进行Johansen协整检验。

Johansen协整检验对滞后阶数尤为敏感,不当的滞后阶数很可能导致虚协整。确定滞后阶数首先要建立VAR模型,VAR模型是分析宏观政策对经济变量影响的一个普遍应用的工具,它可以对多个变量间动态关系进行描述。

利用构建的VAR模型(见表3),根据LR(序列调整的LR检验统计量)、FPE(最后预测误差)、AIC(赤池信息准则)、SC(施瓦茨信息准则)、HQ(汉南-奎因信

息准则)等滞后阶数判断准则确定滞后阶数P。分别判断出京冀两地大白菜市场价格序列的最佳滞后阶数为2阶滞后,黄瓜为2阶滞后,西红柿为3阶滞后(见表4)。

Johansen协整检验的另一个重要问题,是要依据各时间序列的不同特征来选择恰当的模型。依据图1所示,分别选择大白菜、黄瓜、西红柿各自适合的模型进行协整检验(表5)。

检验结果显示:在5%显著水平上,大白菜、黄瓜、西红柿无论是迹统计量 λ_{trace} ,还是最大特征值统计量 λ_{max} 均拒绝了河北产地价格和北京销地价格序列 $r=0$ 的原假设,而 $r=1$ 的原假设则未被拒绝。说明,大白菜、黄瓜和西红柿的河北产地价格与北京销地价格之间存在一个协整关系,即河北产地价格与北京销地价

表4 京冀两地蔬菜市场价格序列滞后阶数确定结果

品种	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
大白菜	0	2.408722	NA	0.003409	-0.005523	0.034980	0.010933
	1	231.0900	448.0917	0.000164	-3.041757	-2.920248	-2.992388
	2	261.6439	59.04336*	0.000114*	-3.400593*	-3.198079*	-3.318312*
	3	264.7923	5.998943	0.000116	-3.389085	-3.105565	-3.273891
	4	267.6871	5.437538	0.000117	-3.374150	-3.009624	-3.226044
	5	270.4203	5.060080	0.000119	-3.357031	-2.911499	-3.176012
	6	274.7154	7.835804	0.000119	-3.361019	-2.834482	-3.147089
	7	276.8694	3.871249	0.000122	-3.336073	-2.728530	-3.089229
	8	278.6082	3.078142	0.000126	-3.305516	-2.616967	-3.025760
黄瓜	0	-24.12711	NA	0.004880	0.353069	0.393572	0.369525
	1	191.5110	422.5341	0.000279	-2.506905	-2.385396*	-2.457536
	2	198.3172	13.15250*	0.000269*	-2.544826*	-2.342312	-2.462545*
	3	200.5984	4.346699	0.000275	-2.521600	-2.238080	-2.406407
	4	201.8723	2.392916	0.000286	-2.484761	-2.120235	-2.336655
	5	203.9804	3.902863	0.000293	-2.459195	-2.013664	-2.278177
	6	205.5424	2.849485	0.000303	-2.426248	-1.899711	-2.212318
	7	205.7470	0.367774	0.000319	-2.374960	-1.767417	-2.128116
	8	206.8215	1.902095	0.000332	-2.335425	-1.646877	-2.055670
西红柿	0	16.88639	NA	0.002803	-0.201167	-0.160665	-0.184711
	1	240.8005	438.7507	0.000144	-3.172980	-3.051471	-3.123611
	2	255.7572	28.90270	0.000124	-3.321043	-3.118528*	-3.238762
	3	263.8588	15.43690*	0.000117*	-3.376470*	-3.092950	-3.261277*
	4	266.1702	4.341673	0.000120	-3.353651	-2.989125	-3.205545
	5	270.4342	7.894181	0.000119	-3.357219	-2.911687	-3.176201
	6	271.3698	1.706892	0.000125	-3.315809	-2.789271	-3.101878
	7	272.1209	1.349945	0.000130	-3.271904	-2.664361	-3.025061
	8	274.1620	3.613231	0.000134	-3.245432	-2.556884	-2.965677

注：* indicates lag order selected by the criterion. LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level); FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; HQ: Hannan-Quinn information criterion.

表5 京冀两地蔬菜市场价格协整检验结果

品种	原假设	特征值	迹统计量			最大特征值统计量		
			λ_{trace}	5%临界值	P值	λ_{max}	5%临界值	P值
大白菜	$r=0^*$	0.182609	41.43831	25.87211	0.0003	30.85059	19.38704	0.0007
	$r \leq 1$	0.066861	10.58772	12.51798	0.1029	10.58772	12.51798	0.1029
黄瓜	$r=0^*$	0.203250	40.66911	25.87211	0.0004	34.76378	19.38704	0.0001
	$r \leq 1$	0.037862	5.905329	12.51798	0.4724	5.905329	12.51798	0.4724
西红柿	$r=0^*$	0.085875	14.26091	12.32090	0.0234	13.55791	11.22480	0.0191
	$r \leq 1$	0.004645	0.702999	4.129906	0.4608	0.702999	4.129906	0.4608

注：*表示在5%显著水平上拒绝原假设。

格之间已形成长期均衡关系。

3.3 京冀两地蔬菜价格的因果关系分析

Johansen 协整检验证实了京冀两地大白菜、黄瓜、西红柿的市场价格间存在着一个协整关系,接下来可利用 Granger 因果检验进一步分析京冀两地蔬菜市场价格相互间的引导关系。

从表 5 的检验结果得知,大白菜、黄瓜、西红柿的河北产地价格与北京销地价格之间的因果关系明显,它们均在 5% 显著水平上拒绝了原假设。这意味着,京冀两地大白菜、黄瓜和西红柿的市场价格之间存在着双向引导关系,从而也证明了两地的蔬菜市场具备形成价格传导的条件。

3.4 京冀两地蔬菜价格的传导机制分析

Granger 因果检验(见表 6)仅仅证实了河北产地

与北京销地之间的蔬菜市场存在着价格传导关系,但其内在的价格传导形式、传导动力如何,需要利用脉冲响应函数和方差分解进行详细刻画。

图 3、4、5 分别显示了京冀两地大白菜、黄瓜和西红柿市场价格的脉冲响应。

在河北产地市场方面,大白菜、黄瓜和西红柿的产地价格对其自身的一个标准差新信息的反应使得价格立即分别增长 10%、17% 和 12.5%,并分别在第 3、2、3 个滞后期增至最大,分别为 14%、18.5% 和 15%,随后均开始下降,在第 10 个滞后期时分别降至 6%、11% 和 9% 左右;而来自北京销地价格的标准差新信息对产地价格产生的影响,其变化趋势与产地价格自身标准差新信息的反应趋势基本一致,均是先增后降,大白菜、黄瓜、西红柿分别在第 3、2、3 个滞后期达到最大的

表 6 京冀两地蔬菜市场价格 Granger 因果关系检验结果

品 种	原假设	F 统计量	P 值
大白菜	北京销地价格不能 Granger 引起河北产地价格	19.0938	0.00000
	河北产地价格不能 Granger 引起北京销地价格	3.44145	0.03459
黄 瓜	北京销地价格不能 Granger 引起河北产地价格	4.07669	0.01889
	河北产地价格不能 Granger 引起北京销地价格	7.77685	0.00061
西红柿	北京销地价格不能 Granger 引起河北产地价格	3.09689	0.02879
	河北产地价格不能 Granger 引起北京销地价格	6.23998	0.00051

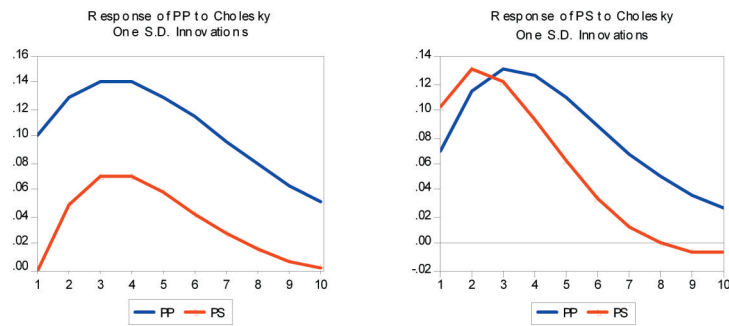


图 3 大白菜河北产地市场(左)与北京销地市场(右)价格脉冲响应函数分析图

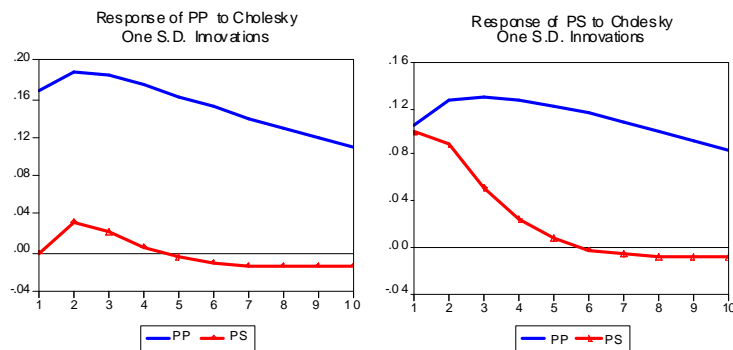


图 4 黄瓜河北产地市场(左)与北京销地市场(右)价格脉冲响应函数分析图

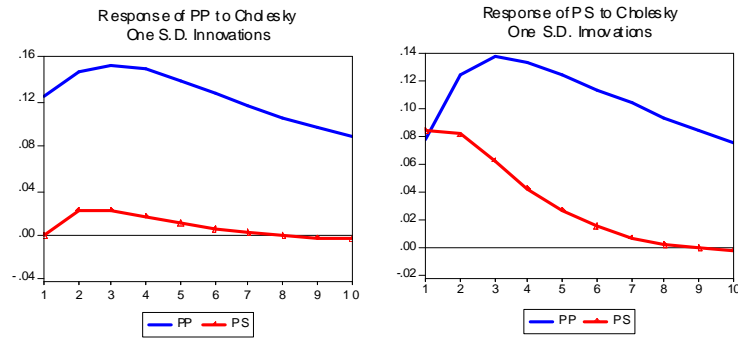


图5 西红柿河北产地市场(左)与北京销地市场(右)价格脉冲响应函数分析图

7%、3%和2%左右,然后开始下降。不同之处在于,大白菜在第10个滞后期时趋于0,而黄瓜、西红柿分别在第5、7个滞后期后降为负数。

在北京销地市场方面,大白菜、黄瓜和西红柿销地价格对来自自身的一个标准差新信息立刻有较强反应,价格分别增加了10%、10%和8.5%左右,但随后的表现趋势出现不同,其中大白菜在第2个滞后期增至最大的13%后迅速下降,至第8个滞后期开始为负,黄瓜和西红柿立即出现了下滑,并分别在第6和第9个滞后期后降为负数;相比这下,大白菜、黄瓜和西红柿的销地价格对来自产地价格的一个标准差新信息的反应

是先升后降,并且影响程度相对平缓。

脉冲响应分析结果可见,大白菜、黄瓜和西红柿的产地价格和销地价格对自身的标准差新信息均立刻有较强反应,销地价格的新信息对产地价格的影响要更大一些。

从京津冀两地蔬菜市场价格方差分解结果(表7)可见,在北京销地市场方面,当滞后期为1时,大白菜、黄瓜和西红柿的总方差100%来自于北京市场,随着滞后期的增加,北京销地市场份额呈小幅下降趋势,最终分别趋于88%、71.55%、73.69%;而河北产地市场份额则由0分别上升至12%、28.45%和26.31%。

表7 京津冀两地蔬菜市场价格方差分解结果

%

滞后期	大白菜				黄瓜				西红柿			
	北京销地市场		河北产地市场		北京销地市场		河北产地市场		北京销地市场		河北产地市场	
	销地市 场份额	产地市 场份额	销地市 场份额	产地市 场份额	销地市 场份额	产地市 场份额	销地市 场份额	产地市 场份额	销地市 场份额	产地市 场份额	销地市 场份额	产地市 场份额
1	100.00	0.00	32.07	67.93	100.00	0.00	52.74	47.26	100.00	0.00	45.89	54.11
2	99.03	0.97	55.01	44.99	98.82	1.18	62.02	37.98	96.23	3.77	54.91	45.09
3	97.40	2.60	64.65	35.35	94.91	5.09	62.85	37.15	91.96	8.04	57.17	42.83
4	95.46	4.54	68.22	31.78	89.79	10.21	61.32	38.68	87.86	12.14	57.26	42.74
5	93.47	6.53	69.09	30.91	84.91	15.09	59.41	40.59	84.22	15.78	56.61	43.39
6	91.67	8.33	68.74	31.26	80.83	19.17	57.71	42.29	81.14	18.86	55.75	44.25
7	90.22	9.78	67.93	32.07	77.59	22.41	56.34	43.66	78.62	21.38	54.91	45.09
8	89.16	10.84	67.06	32.94	75.06	24.94	55.25	44.75	76.59	23.41	54.17	45.83
9	88.45	11.55	66.30	33.70	73.09	26.91	54.40	45.60	74.97	25.03	53.55	46.45
10	88.00	12.00	65.72	34.28	71.55	28.45	53.74	46.26	73.69	26.31	53.04	46.96

在河北产地市场方面,3种蔬菜表现的状态有所不同。当滞后期为1时,大白菜和西红柿市场价格总方差中,产地市场份额占绝大多数,分别为67.93%和54.11%,而黄瓜市场价格总方差中占绝大多数的是销地市场份额,为52.74%。随着滞后期增加,大白菜、黄

瓜和西红柿的产地市场份额均出现下降,分别在滞后期为5、3和4时达到最低,随后又呈现上升趋势;相反,销地市场份额则表现为先升后降的态势。

平均来说,大白菜、黄瓜、西红柿来自于北京销地市场的方差分别为76.86%、62.65%、63.36%;来自于河

北产地市场的方差分别为23.14%、37.35%和36.64%。从这一分析结果中明显看出,在京冀两地蔬菜市场价格的形成上,北京销地市场价格的变动起到了决定性作用。

综合脉冲响应函数和方差分解结果,在京冀两地,蔬菜市场价格受北京销地市场的影响要远远大于河北产地市场的影响,在价格传导过程中,销地市场起到主导蔬菜价格的作用。因此,可以判断,京冀两地蔬菜市场价格的传导类型属于“需求拉动型”,其内在的传导动力主要在于北京销地市场的价格波动。

4 结论与讨论

通过利用相关系数、Johansen协整检验、Granger因果检验、脉冲响应函数、方差分解等方法,以京冀两地大白菜、黄瓜、西红柿的市场价格作为对象研究了产销两地农产品市场价格的传导关系,实证分析结果表明:(1)京冀两地蔬菜市场的价格相关性达到强相关,存在一个协整关系,并且具有双向引导关系,京冀两地蔬菜市场的价格传导关系显著,其中大白菜和黄瓜的价格传导速率均为2阶滞后,西红柿的价格传导速率为3阶滞后;(2)在京冀两地蔬菜市场价格传导过程中,作为主销区的北京蔬菜价格引导力要强于主产区河北蔬菜价格的引导力,北京销地市场价格起到主导蔬菜价格形成的作用,其传导类型属于典型的“需求拉动型”,内在的传导动力在于北京销地市场的供需变化所引起价格波动;(3)在全国蔬菜一体化大市场基本形成的情况下,买方市场中“以销定产”的特点得到充分体现,农业部门在发展区域蔬菜产业时,首先要充分考虑销区的市场行情,要按照销区的市场走向科学安排产区的蔬菜产业结构。

为此,笔者认为,农业生产实现“以销定产”,关键在于要能及时、充分、准确地掌握产销两地市场行情的

变动信息,要能科学判断市场的未来走向,这就需要农业部门在关注生产的同时,加强对市场的监测力度。一是建立市场价格预警机制。密切监测农产品的生产和流通过程,及时发现异常波动,并对异常波动发出预警信息、分析波动原因和预测后续影响。二是建立市场多方会商机制。定期组织市场、生产、管理和分析人员共同对农产品市场过去一段时间的运行情况,从生产、流通、销售等方面进行总结,并对下一阶段的行情进行预测,利用各方的力量和智慧,充分掌握市场运行状况和未来发展趋势。三是建立市场联合监测机制。建立产销两区市场联合监测机制,同时监测产销两地市场的行情变化,探寻产销两地市场的差异程度及走势,并实现产销两地市场监测结果共享,做到既要以销地信息来指导产地生产,又要根据生产情况调控销地的市场供应,确保农产品市场的稳定。

参考文献

- [1] 冷淑莲,江野军,冷崇总.价格传导机制的分析[J].价格与市场,2004(12):10-13.
- [2] 刘金山,尉盼龙.区际价格传导效应研究[J].经济前沿,2009(6):15-21.
- [3] 周小云,李华耕.价格传递机制的经济学分析[J].经济论坛,2008(9):28-31.
- [4] 王雪松.价格传导机制在中国的实证分析[J].价格理论与实践,2007(9):29-30.
- [5] 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[J].商业研究,2007(11):110-114.
- [6] 李圣军,李素芳,孔祥智.农业产业链条价格传递机制的实证分析[J].技术经济,2010,29(1):108-112.
- [7] 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.
- [8] Johansen. Statistical Analysis of Cointegration Vectors[J]. Journal of Economic Dynamics and Control,1988,12(2-3):231-254.