

# 我国农产品产销价格的联动性实证分析

祁春节<sup>1,2</sup>, 王伟新<sup>1</sup>, 魏金义<sup>1</sup>

(1. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070; 2. 华中农业大学 园艺经济研究所, 湖北 武汉 430070)

**摘要** 以 1950—2010 年的年度数据为样本, 运用基于 VAR 模型的广义脉冲响应函数法与方差分解法对我国农产品产销价格的联动性进行了实证分析。结果表明: 农产品产销价格保持相似的波动态势, 二者之间的双向传递是顺畅的; 与此同时, 农产品零售价格对农产品产销 2 个市场上的价格波动具有更为显著的作用, 农产品产销价格的联动关系呈现出明显的“非均衡性”或“单向”的特点。提出必须努力构建农产品现代流通体系, 提高农户组织化程度, 减少中间流通环节以及发展“农零对接”模式。

**关键词** 农产品; 产销价格; VAR 模型; 波动; 联动性

**中图分类号:** F 323.7   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1008-3456(2013)01-0006-06

改革开放以来, 随着高度市场化的流通体制逐步建立, 我国农产品产销体制、供给状况和供求格局都发生了深刻变化。但近年来在国内外各种因素共同作用下, 部分农产品价格波动频繁, 急剧上涨和快速下滑的状况交替出现, 反映出当前我国农产品流通仍然存在较大问题。价格稳定是宏观经济调控的重要目标<sup>[1]</sup>, 而如何提高农产品市场的运作效率, 更好地稳定农产品市场价格也成为政府制定相关政策解决农产品流通问题时必须考虑的核心环节。2012 年中央一号文件在阐述如何提高农产品市场流通效率, 保障农产品稳定均衡供给时强调要重点加强市场调控, 要求综合运用多种调控手段, 努力稳定农产品市场, 保持价格合理水平。因此, 研究农产品产销间价格联动性, 分析农产品生产价格与零售价格之间的内在关联具有重要意义。

学术界对于农产品价格方面的研究主要集中在 4 个方面: 价格形成、价格波动、价格传导以及价格预测等。而近年来对于生产者价格与消费者价格之间关系的研究日益增多, 研究重点侧重于探讨两类价格谁带动谁。Cushing 等对美国的价格传导机制的实证分析表明, 从生产者价格到消费者价格的传导机制比从消费者价格到生产者价格的传导机制更重要<sup>[2]</sup>。Todd 全面分析了生产者价格对消费者价格的传导机制的各种可能原因并且运用回归分析和

向量自回归(VAR)模型对美国数据做了实证分析, 得出从生产者价格到消费者价格的传导机制比较微弱的结论<sup>[3]</sup>。贺力平等通过实证分析表明, 在所考察时期内, 消费者价格指数是生产者价格指数变动的格兰杰原因, 从而得出在影响以消费者价格指数来衡量的国内通货膨胀中, 需求方因素的作用可能相对大于供给方面的作用的结论<sup>[4]</sup>。白雪梅等运用基于向量自回归(VAR)模型的 Granger 因果关系检验, 对我国生产者价格和消费者价格的传导机制进行分析, 发现生产者价格是消费者价格最重要的影响因素<sup>[5]</sup>。许世卫等选取农产品生产价格总指数和食品零售价格指数作为产销价格信号, 运用向量误差修正模型(VECM)、脉冲响应函数和方差分解法对我国产地市场和销地市场的价格传递机制进行了实证分析<sup>[6]</sup>。刘芳等运用基于 VAR 模型的广义脉冲响应函数法与方差分解法对果蔬产品产销间价格传导机制进行了实证分析<sup>[7]</sup>。

从所掌握的文献来看, 目前关于农产品价格传导和联动性等方面的研究仍不多, 对于各价格间联动性问题的研究主要集中于金融领域<sup>[8-10]</sup>, 而专门针对我国农产品产销价格联动性的研究还不多见。本文以我国农产品生产价格指数和零售价格指数变化情况为基础, 进行产销价格的联动性分析, 找出农产品生产价格和零售价格之间的内在关联, 为政府

收稿日期: 2012-10-15

基金项目: 国家现代农业(柑橘)产业技术体系(MATS)专项经费(CARS-27-07B); 高等学校博士学科点专项科研基金“中国农产品价格传导及其收益分配机制研究”(20110146110008); 中央高校基本科研业务费专项资金项目“小农户如何与大市场对接: 交易关系及其治理机制研究”(2012MBDX002)。

作者简介: 祁春节(1965-), 男, 教授, 博士, 国家现代农业(柑橘)产业技术体系产业经济岗位科学家; 研究方向: 农产品贸易与流通、园艺经济。E-mail: qichunjie@126.com

制定稳定农产品价格的相关政策和措施提供决策参考。

## 一、理论框架与假设

在过去计划经济体制下,国内普遍存在“重生产、轻流通”的观念,而随着农产品买方市场的出现,流通逐渐成为我国农业发展的重要“瓶颈”。在搞活流通、扩大消费、转变经济发展方式的宏观经济发展战略下,构建农产品现代流通体系,搞活农产品流通成为当下政府与学界关注的焦点<sup>[11]</sup>。尤其是在目前部分农产品价格迅速上涨、通胀预期不断强化的形势下,直接牵连着农民和消费者利益的农产品产销价格成为保障民生、破解三农问题的重点关注领域。显然,农产品的价格调控需要考虑产销价格的联动性。

农产品生产与零售作为农产品流通过程的一头一尾,必然存在着相互影响、相互作用的关系。农产品生产价格作为农产品流通的初始价格,在生产资料价格、交通运输、自然气候等因素影响下会发生一定的波动,但最低收购价、订单合同等因素的存在又对其波动产生了较大的约束力,因此具有较强的自我稳定性,并通过“供给推动”引起零售价格的波动;农产品零售价格作为终端销售价格,在市场需求、货币流动性、食品安全等众多因素作用下,具有较强的自主波动性,并通过“需求倒逼”拉动生产价格发生相应的波动。

从价格传递的角度,农产品生产与零售分处农产品产业链条两端,数量庞大的收购商、合作社、物流公司、加工企业、批发市场以及连锁超市等形成层层中间环节。在农产品收购环节,由于农户谈判能力弱以及信息获取能力差等因素的影响,生产价格的形成往往伴随着压价嫌疑,无法反映农产品供求关系的真实情况。而在农产品生产价格向农产品零售价格传递的过程中,由于产业链的非效率问题,物流仓储、批发以及零售等环节一直占着较高的利润份额,导致农产品生产价格对农产品零售价格的影响在层层环节的干扰下被削弱;而反之不然,随着我国大中城市农产品零售终端组织化水平的不断提高,相比农产品收购环节,无论是市场需求情况还是价格信息掌握,农产品零售终端都具有明显的软硬件优势,农产品零售价格波动信号不需要经过中间环节就可以直接传递(反馈)给收购环节,再加上随着“农零对接”的开展(“农零对接”主要包括商务部

最近几年开展的“农超对接”“农餐对接”“农校对接”等模式),农产品零售对生产的价格传递能力得到不断增强。正如韩香玲等认为“农超对接”的制度设计导致“强者更强、弱者稍强”,超市处于明显的主导地位,超市价格可以在第一时间影响产地收购价,而农村产地价格对超市定价没有太大的影响力<sup>[12]</sup>。基于相关文献研究和以上分析,提出 2 个假设。

研究假设 1:鉴于农产品产销互通现状,农产品生产价格与零售价格必然存在相互影响、相互作用的关系。两者分别通过“供给推动”和“需求倒逼”对彼此波动产生影响。

研究假设 2:无论是从速度上还是影响力上看,农产品生产价格与零售价格之间的影响存在明显的“非均衡性”或“单向”特点,农产品零售价格对生产价格的影响明显大于生产价格对零售价格的影响。

## 二、数据说明与变量预分析

### 1. 数据说明

对全国农产品产销价格联动性的数据选择,既可用农产品市场价格变化的绝对数值,也可选择价格指数这一相对数据开展研究。共同点在于,两者均能反映前后期价格变动的方向与变化程度;而区别是后者通过对基期价格数值的比值作为数值,另前者是直接用实际价格数据作为数值。选择价格指数进行价格传导研究,可以减少数据间的异方差性,增加序列的平稳性而不影响其结果的分析<sup>[13-17]</sup>。基于此,本文在对我国农产品产地生产价格与销地零售价格之间的联动性的实证研究中,采用 1950—2010 年的年度价格指数数据。相关变量分别为农产品生产价格指数(用  $I_P$  表示)和农产品零售价格指数(用  $I_R$  表示),二者数据均来自于历年《中国统计年鉴》。由于统计数据中没有农产品零售价格指数指标,本文农产品零售价格指数由食品(包括粮食、油脂、肉禽及其制品、蛋、水产品、菜、干鲜瓜果等主要农产品)零售价格指数代替。

### 2. 数据基本统计分析

(1)数据变化趋势及相关性分析。从表 1 可以看出,就农产品价格指数平均值而言,1950—2010 年间, $I_P$  平均值为 104.94, $I_R$  平均值为 104.75,二者相差不大。就总体分布而言,受 1994 年  $I_P$  和  $I_R$  分别为 139.90、135.20 这一异常情形的影响,使得两者偏差和峰度系数都比较大,变量在样本期内均为非正态分布。从价格波动性来看, $I_P$  的波动性大

于  $I_R$ , 观测期内,  $I_P$  极差达到 52.1 个点, 标准差也达到 8.97, 而同期  $I_R$  的极差为 44.6 个点, 标准差为 7.67。农产品生产价格指数变动幅度明显高于农产品零售价格指数, 这可能与近年来农产品零售市场上的价格调控政策有一定的关系。

表 1 农产品价格指数序列的基本统计量

变量	$I_P$	$I_R$
均值	104.94	104.75
中位数	102.20	102.60
最大值	139.90	135.20
最小值	87.80	90.60
标准差	8.97	7.67
偏度	1.52	1.70
峰度	5.97	6.56
正态检验	46.02	61.59
统计量的概率值	0.000	0.000

从图 1 给出的  $I_P$  和  $I_R$  波动走势图可以看出,

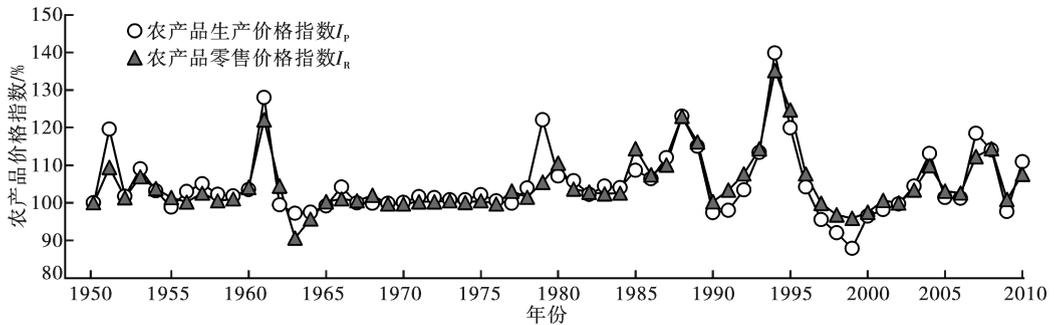


图 1 农产品生产价格指数  $I_P$  和农产品零售价格指数  $I_R$  波动走势图

表 2 变量的 ADF 单位根检验结果

变量符号	ADF 统计值	检验类型 (c, t, k)	1%显著水平	P 值	结论
$I_P$	-5.205	(c, 0, 3)	-3.544	0.0001	平稳
$I_R$	-4.614	(c, 0, 3)	-3.546	0.0004	平稳

注:表中  $c$  为常数项,  $t$  为趋势项,  $k$  为滞后阶数; 滞后阶数  $k$  的判断是以 AIC 值和 SC 值最小为准则。

(3) Granger 因果检验。Granger 因果检验可以分析农产品生产价格与农产品零售价格在不考虑自身影响的情况下, 是否对彼此的波动具有解释作用。因果关系检验是用于检验经济时间变量之间的时间先后顺序, 并不表示一定存在真正的因果关系, 需要结合理论、经验和模型进行判断。如表 3 所示, 农产品生产价格与农产品零售价格之间的 Granger 检验的  $P$  值分别为 0.317 和 0.734, 在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下均无法拒绝原假设, 由此看出, 两序列之间不存在引导关系。值得注意的是, Granger 因果关系检验的结论只是统计意义上的因果性, 而不一定是真正的因果关系, 不能作为肯定或否定因果关系的最终根据。因此, 农产品生产价格与农产品零售价格之间因果关系如何还有待进一步的实证分析。

$I_P$  和  $I_R$  波动频繁而且波动幅度较大。两者之间的同步性较强, 波动趋势总体是一致的, 只在个别年份出现较大偏差(如 1951 年和 1979 年)。进一步应用 EVIEWS 6.0 软件对两者的相关性进行了分析, 结果显示二者高度相关, 相关系数达 0.901, 这与研究假设 1 的内容是相一致的。

(2) 数据的平稳性检验。为了正确判断各变量间的因果关系, 首先必须检验变量的平稳性。本文采用 ADF 单位根检验方法检验价格时间序列的平稳性, 选择显著性水平 1% 作为判断标准。从表 2 的结果来看, 在 1% 的显著性水平下, 拒绝存在单位根的非平稳变量的原假设, 认为各个变量的水平序列都是平稳序列。据此可以看出, 农产品生产价格与零售价格没有表现出明显的趋势性, 以周期性波动为主。

表 3 Granger 因果检验结果

原假设	F 统计量	P 值	结论
$I_P$ 不是 $I_R$ 的 Granger 原因	1.207	0.317	接受原假设
$I_R$ 不是 $I_P$ 的 Granger 原因	0.427	0.734	接受原假设

注: Granger 因果检验的滞后阶数为 3。

### 三、实证分析

#### 1. 分布滞后动态模型分析

由于各价格指数序列都是平稳的, 因此可以直接利用分布滞后动态模型进行回归分析。运用 EVIEWS 6.0 软件, 采用加权最小二乘法分别对农产品生产价格指数与农产品零售价格指数进行了分布滞后动态模型模拟, 结果如表 4、表 5 所示。

表 4  $I_R$  与  $I_P$  分布滞后动态模型结果 (1)

变量	回归系数	t 统计量	P 值	F 统计量	调整后的 $R^2$	D-W 值
$I_P$	0.70	15.17	0.0000	168.90	0.85	1.33
$I_P(-1)$	0.19	4.19	0.0001			

由表 4 可以看出, 模型的拟合优度  $R^2$  达到 0.85,  $F$  值达到了 1% 下的统计极显著水平,  $D-W$  值显示模型不存在序列相关性, 模型的拟合效果较

好,估计结果是可信的。从模型估计结果来看,  $I_P$  对  $I_R$  存在长期影响。  $I_P$  每变动 1%, 会引起当年  $I_R$  朝相同方向变动 0.7%, 说明农产品生产价格通过“供给推动”引起零售价格做出相应变化, 符合零售价格以生产价格为基础的原理; 滞后 1 期的农产品生产价格指数  $I_P$  对农产品零售价格指数  $I_R$  仍存在正向影响, 影响系数为 0.19, 可能的原因是农民在农产品收购环节收益与否直接影响下一年度的生产安排, 由此导致的农产品供求变化将通过农产品零售价格予以反映。

表 5  $I_R$  与  $I_P$  分布滞后动态模型结果(2)

变量	回归系数	t 统计量	P 值	F 统计量	调整后的 $R^2$	D-W 值
$I_R$	1.18	16.29	0.000 0	85.01	0.87	2.14
$I_R(-2)$	0.19	2.16	0.035 1			

从表 5 可见, 模型的拟合优度  $R^2$  达到 0.87,  $F$  值达到了 1% 下的统计极显著水平,  $D-W$  值显示模型不存在序列相关性, 模型的拟合效果较好, 估计结果是可信的。从结果来看,  $I_R$  对  $I_P$  存在正向影响,  $I_R$  每变动 1 个百分点, 会引起当年  $I_P$  朝相同方向变动 1.18 个百分点, 说明农产品零售市场供求情况对当期农产品产地收购价格的形成具有较大的指导作用; 其影响存在滞后期, 上年的  $I_R$  对之后第二年的  $I_P$  产生一定的正向影响, 其影响系数为 0.19, 说明农产品零售价格的波动向生产价格的传递同样是顺畅的, 滞后期的存在反映出农户参照当年农产品零售价格情况安排下年的生产计划, 符合“蛛网模型”对农产品供求变化的判断<sup>[18-24]</sup>。模型拟合结果与研究假设 1 的内容一致。

在价格指数序列平稳和两序列存在相互影响的前提下, 利用 1950—2010 年的农产品生产价格指数与农产品零售价格指数数据构建 VAR 模型, 实证分析两者之间的联动性关系。根据 AIC 值和 SC 值最小准则, 确定滞后阶数为 3。为了进一步考察两序列之间的相互影响, 下面采用脉冲响应函数和方差分解进行分析。

### 2. 脉冲响应函数

脉冲响应函数是用于衡量随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前和未来取值的影响。脉冲响应函数刻画了误差变化大小的反应, 即每个内生变量的变动或冲击对它自身及其他所有内生变量产生的影响作用。给定 1% 的价格冲击, 考察  $I_P$  和  $I_R$  两变量在 10 个年度内对于波动冲击的反应路径, 结果见图 2。

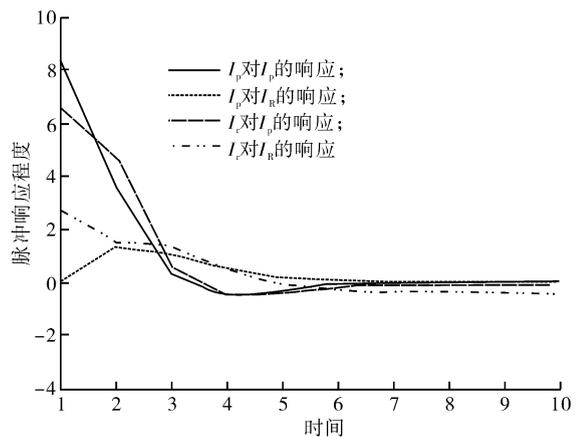


图 2 脉冲响应函数

据图 2 所示, 对于  $I_P$  的 1 个标准差随机扰动的冲击,  $I_R$  不会立即做出反应, 而是存在短期的滞后。但随着时间推移, 其影响逐渐增强, 在第 2 年达到最大,  $I_R$  上涨了约 1.32。随后影响程度逐渐下降, 在第 6 年仍为正向影响, 但作用极小, 而后基本消失。这说明农产品生产价格对农产品零售价格具有一定的影响, 但影响并不十分显著, 而且传递速度也较慢, 影响作用需要较长的时间才能缓慢显示, 可能的原因是在农产品生产价格向农产品零售价格传递的过程中, 产业链的非效率, 物流仓储、批发以及零售等较多环节的存在, 导致农产品生产价格对农产品零售价格的影响在层层环节的干扰下被削弱。

反之,  $I_R$  的 1 个标准差随机扰动对  $I_P$  的影响较大,  $I_P$  当期即上涨了约 5.73, 随后两年正向影响迅速回调, 在第 3—4 年时出现反向影响, 第 4 年时达到最低的一 0.35, 之后从第 4 年开始响应系数逐步上升, 到第 7 年后影响趋近于零。这表明, 农产品零售价格的波动对农产品生产价格有着显著影响, 而且传递速度相对较快。这是因为随着我国大中城市农产品零售终端组织化水平的不断提高, 相比农产品收购环节, 农产品零售终端在信息搜集和发布上具有明显的软硬件优势, 农产品零售价格波动信号可以绕开中间环节直接反馈给收购环节, 再加上“农零对接”等模式的推广, 农产品零售对生产的价格传递能力更是得到不断增强。可见, 农产品生产价格和农产品零售价格波动的相互影响存在明显的“非均衡性”。

### 3. 方差分解

为考察影响  $I_P$  和  $I_R$  价格波动的因素, 此处采用方差分解分析。如表 6 所示, 对于农产品生产价格指数, 随着预测期的增加,  $I_P$  对其自身价格变动

的影响比较小,但逐渐增大,从第 6 期开始,解释力度稳定在 21.62%。 $I_R$  对  $I_P$  预测误差的解释力度比较高,总体保持在 80%左右,最大解释力度出现在第 2 期的 82.19%,之后呈现出逐步减弱的趋势,从第 6 期开始,解释力度保持在 78.38%,由此可以看出,农产品零售价格的波动对农产品生产价格具有重要影响,这与前文得到的结果一致。

表 6  $I_P$  和  $I_R$  预期误差的 CHOLESKI 方差分解结果 %

预测期	$I_R$ :方差分解		$I_P$ :方差分解	
	$I_R$	$I_P$	$I_R$	$I_P$
1	100.00	0.00	80.77	19.23
2	97.91	2.09	82.19	17.81
3	96.54	3.46	79.23	20.77
4	96.21	3.79	78.52	21.48
5	96.17	3.83	78.40	21.60
6	96.16	3.84	78.38	21.62
7	96.16	3.84	78.38	21.62
8	96.16	3.84	78.38	21.62
9	96.16	3.84	78.38	21.62
10	96.16	3.84	78.38	21.62

对于农产品零售价格指数,在 10 个预测期内,自身一直都是其最大的解释变量,解释力度始终保持在 96%以上,而农产品生产价格指数对其波动的影响微乎其微。由此可以看出,与农产品生产价格相比,农产品零售价格处于相对独立、封闭的状态,具有较强的“自主波动性”。

从方差分解的结果整体来看,农产品零售价格对农产品产销 2 个市场上的价格波动具有更为显著的作用,而农产品生产价格发挥的作用十分有限。尤其是农产品生产价格对农产品零售价格预测误差的解释力度始终在 5%以内,相比较农产品零售价格对农产品生产价格预测误差的解释力度而言,两者相差超过 70%。这表明,农产品产销间价格存在“单向”的价格联动关系,这可以用价格传递效率和现行农产品流通体系下农户对农产品定价权的缺失来解释。

## 四、结 论

本文就中国 1950 年以来的农产品生产价格指数与零售价格指数的联动机制进行了实证研究,结果表明:

(1)农产品产销价格波动均为平稳时间序列,没有表现出明显的趋势性,这与农产品生产流通的周期性等特点相符。从波动走势看,农产品产销价格基本呈现相似的波动态势,二者同期相关系数达

0.901。

(2)分布滞后动态模型分析结果显示,农产品产销价格间的双向传递是顺畅的,农产品生产价格指数变动会引起当年农产品零售价格指数的同方向变动,反之亦成立。从影响系数来看,农产品零售价格指数对生产价格指数的影响要大于农产品生产价格指数对零售价格指数的影响而不是相反,呈现出明显的“非均衡性”。滞后 1~2 期的农产品产销价格指数之间仍然有正向影响,但作用较小。

(3)脉冲响应函数和方差分解结果表明,农产品零售价格对农产品产销 2 个市场上的价格波动具有更为显著的作用,而农产品生产价格发挥的作用十分有限。这表明,农产品产销间价格存在“单向”的价格联动关系。

研究结论表明,应该努力构建农产品现代流通体系,通过提高农户组织化程度、减少中间流通环节以及发展“农零对接”模式来不断加快农产品产销间价格的传递速度。针对农产品产销价格单向传递的特点,务必不断提高我国农产品批零环节的信息化水平,实时向农产品生产环节发布价格、供求信息,缓解农产品产销环节上存在的信息不对称问题,以增强农产品产销间价格的联动性,促进国内农产品市场的健康稳定发展。

## 参 考 文 献

- [1] 罗锋,牛宝骏. 国际农产品价格波动对国内农产品价格的传递效应[J]. 国际贸易问题, 2009, 30(6): 16-22.
- [2] CUSHING M J, MARY G. Feedback between wholesale and consumer price inflation: A re-examination of the evidence[J]. Southern Economic Journal, 1990(56): 1059-1072.
- [3] TODD E C. Do producer prices lead consumer prices? [J]. Economic Review, 1995, 80(3): 25-39.
- [4] 贺力平,樊颖,胡嘉妮. 消费者价格指数与生产者价格指数:谁带动谁? [J]. 经济研究, 2010(5): 149-154.
- [5] 白雪梅,吴德. 我国生产者价格和消费者价格的传导机制研究[J]. 财经问题研究, 2009(12): 49-54.
- [6] 许世卫,李哲敏,董晓霞,等. 中国农产品在产销间价格传导机制研究[J]. 资源科学, 2010, 32(11): 2092-2099.
- [7] 刘芳,王琛,何忠伟. 果蔬产品产销间价格传导机制研究[J]. 农业技术经济, 2012(1): 99-108.
- [8] 王爱俭,张全旺. 论不同经济体制下利率与汇率的联动性[J]. 现代财经, 2003, 23(9): 13-15.
- [9] 李天德,张亮. 中国股票市场与国际主要股票市场的联动分析[J]. 统计与决策, 2008(18): 125-127.
- [10] 徐有俊,王小霞,贾金金. 中国股票与国际股市联动性分析——

- 基于 DCC-GARCH 模型研究[J]. 经济经纬, 2010(5):124-128.
- [11] 方湖柳, 李圣军. 探析农产品批零价格联动性[J]. 价格理论与实践, 2011(6):52-53.
- [12] 韩香玲, 焦健, 李圣军. “农超对接”: 完善与提高[J]. 农村经营管理, 2011(8):28-29.
- [13] 姚霞, 彭汉良, 朱艳, 等. 时鲜农产品价格预测的 ARIMA 时序模型构建与运用[J]. 农业系统科学与综合研究, 2007(1):89-94.
- [14] 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.
- [15] 刘春海, 佟凤奇, 崔涛. 粮食价格预测方法探讨[J]. 农业发展与金融, 2007(6):84.
- [16] 苗开超. 基于指数平滑模型的农产品价格预测研究[D]. 合肥: 合肥工业大学计算机学, 2009.
- [17] 陶红军. 我国农产品国际贸易竞争力空间自相关分析[J]. 华中农业大学学报: 社会科学版, 2009(6):18-22.
- [18] 资树荣, 唐成志. 湖南省农产品对外贸易竞争力分析——基于湖南、山东两省的比较[J]. 福建农林大学学报: 哲学社会科学版, 2010, 13(4):51-57.
- [19] 赵亮, 陶红军. 中国农产品国际贸易空间自相关性分析——基于均值数据视角[J]. 湖南农业大学学报: 社会科学版, 2009, 10(4):17-21.
- [20] AZZAM A M. Asymmetry and rigidity in farm-retail price transmission[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1999(81):525-533.
- [21] TWEETEN L G, QUANCE C L. Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1969(51):342-352.
- [22] GRANGER W J, LEE T H. Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models[J]. Journal of Applied Econometrics, 1989(4):135-159.
- [23] GRANGER W J, NEWBOLD P. Spurious regressions in econometrics[J]. Journal of Econometrics, 1974(2):111-120.
- [24] FARRELL M J. Irreversible demand functions[J]. Econometrica, 1952(20):171-186.

## An Empirical Analysis on Linkage of Agricultural Products Price of Production and Retail in China

QI Chun-jie<sup>1,2</sup>, WANG Wei-xin<sup>1</sup>, WEI Jin-yi<sup>1</sup>

(1. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070; 2. Institute of Horticultural Economics, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070)

**Abstract** Based on the samples of annual data between 1950—2010, this paper makes an empirical analysis on price linkage between the production and retail of agricultural products in China by using generalized impulse response function method and the variance decomposition method based on VAR model. The result shows that agricultural products prices of production and retail remains a similar fluctuation trend, the two-way transfer between the two sides are smooth. Meanwhile, retail price of agricultural products plays a more significant role in price fluctuation of agricultural production and retail market, the linkage between agricultural production and retail price shows the characteristics of "non-equilibrium" or "one-way". Therefore, this paper proposes that it is necessary to build a modern circulation system of agricultural products, improve degree of farmers' organization, reduce intermediate circulation and develop agricultural zero docking mode.

**Key words** agricultural products; production and retail prices; VAR model; volatility; linkage

(责任编辑:陈万红)