

龚新蜀, 张婧茹. 基于 VAR 模型的我国货币供应量与农产品价格关系的实证研究[J]. 江苏农业科学, 2014, 42(10): 398-401.

# 基于 VAR 模型的我国货币供应量与农产品价格关系的实证研究

龚新蜀, 张婧茹

(石河子大学, 新疆石河子 832003)

**摘要:**根据 2007 年 1 月到 2014 年 2 月我国货币供应量和农产品价格月度数据,运用向量自回归方法分析了货币供应量与农产品价格的关系。结果表明,货币供应量与农产品价格存在长期稳定的均衡关系,货币供应冲击在 5% 置信水平上显著;基于此,对稳定农产品价格提出一些建议:短期应该关注游资炒作和协调农产品的供需;长期应该合理控制货币的供应量和研究货币供给对农产品价格的传导路径。

**关键词:**中国;货币供应量;农产品价格;VAR 模型

**中图分类号:** F323.7      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1002-1302(2014)10-0398-03

近年来我国农产品价格持续波动,受到社会广泛关注。从 2007 年初到 2013 年末,大米、小麦、玉米价格分别由 2.99、1.53、1.54 元/kg 上涨至 5.01、2.66、2.42 元/kg,涨幅分别为 67.6%、73.9%、57.1%。同期,大豆集贸价格由 3.58 元/kg 经反复波动上涨至 4.72 元/kg,涨幅为 31.8%。根据国家统计局发布的报告,2014 年 1 月我国居民消费价格指数(CPI)涨幅扩大,主要是由食品价格特别是蔬菜价格大幅上涨带动的,这引起了社会各界对农产品价格问题的广泛关注。农产品价格上涨受多方面因素影响,不仅有农产品生产成本上升、自然灾害等内在因素,还有国际市场、汇率、石油价格冲击等外在因素,其中不能忽略的因素还有货币供给。2007 年金融危机后,各国普遍采取宽松的货币政策应对金融危机,我国实施强有力的货币扩张政策,2007 年广义货币供给增加 5.78 万亿元,同比增加 23.5%,2007—2013 年货币供应量的平均增幅为 18.28%。上述分析结果似乎表明农产品价格可能受到货币供应量的影响。那么,货币供给是否对我国农产品价格具有显著影响,如果有影响,该影响的程度怎样?这都是现有文献未能触及的问题。本研究剖析了货币供应量对农产品价格的影响程度,并解释产生这些现象背后的深层次原因,以期改变我国农产品价格持续波动的现状。

## 1 文献回顾

国外学者很早就开展了货币供应量与农产品价格关系的研究。Barnett 运用格兰杰因果检验的方法分别研究了美国狭义货币、广义货币供给量对农产品价格波动的影响,认为美国货币供给对农产品价格水平没有直接影响<sup>[1]</sup>。而 Saunders 研究表明,虽然不能发现广义货币供给量是否直接影响农产

品价格变动,但是美国货币供给的变化对其农产品价格变动的滞后影响是存在的,只是滞后期不确定<sup>[2]</sup>。后来 Choe 等运用协整理论对货币供给和农产品价格进行了实证检验,结果表明货币供给和农产品价格存在长期协整关系,短期内货币供给对农产品价格的影响较非农产品价格更强烈<sup>[3]</sup>。Hye 等运用协整理论验证了印度 1971—2007 年货币供给与农产品价格的关系,结果表明货币供给与农产品价格之间存在长期协整关系<sup>[4]</sup>。另外,货币经济学在关于货币供给与价格水平的研究方面给予了更多启示,Mishkin 指出,只有货币供给量持续增加时才会出现物价水平持续上涨<sup>[5]</sup>。

在国外研究的基础上,国内学者对我国货币供应量与农产品价格的关系进行了大量研究。薛淑珍等指出,货币供应量是影响我国农产品价格上涨的重要因素之一<sup>[6]</sup>。宋长鸣运用 X-12-ARIMA 及 ARCH 类模型探讨货币供应量对蔬菜价格的影响,结果表明蔬菜价格变动趋势与货币供应量紧密相连<sup>[7]</sup>。罗锋等运用 VAR 模型分析“入世”以来我国农产品价格波动的原因,结果表明货币供应量是影响农产品价格的较重要因素<sup>[8]</sup>。罗家宏根据 1987—2008 年数据,运用协整检验、脉冲方程、方差分解的方法分析了货币供应量与农产品价格的关系,结果表明两者存在长期协整关系,货币供应量是农产品价格上涨的主要原因<sup>[9]</sup>。

纵观现有的文献,在研究货币供应量与农产品价格的关系时,大多数学者均指出货币供应量是影响农产品价格波动的主要因素,但没有研究两者之间的具体关系,或是根据年度数据来研究,众所周知农产品价格和货币供应量波动频繁,使用年度数据进行研究不够精确。因此,本研究首先采用 2007 年 1 月至 2014 年 2 月货币供应量和农产品价格的月度数据进行格兰杰检验,然后根据协整检验、脉冲函数、方差分解等方法对货币供应量与农产品价格的关系进行实证分析。

## 2 货币冲击与农产品价格波动的实证分析

### 2.1 模型介绍与数据处理

Sim 在 1980 年提出向量自回归模型(vector auto-regressive model, VAR 模型)。该模型运用多方程联立,其思想是利

收稿日期:2014-04-28

基金项目:新疆人文社会科学基金(编号:XJEDU020213B01)。

作者简介:龚新蜀(1964—),女,四川遂宁人,博士,教授,研究方向为经济结构与经济增长、区域经济合作与发展。

通信作者:张婧茹,硕士研究生,研究方向为产业组织理论。

E-mail: zhangjingru0211@126.com。

用内生变量对其全部滞后项进行回归分析 (OLS), 得出内生变量之间的关系。

本研究探讨货币供应量和农产品价格的长期关系, 因此选取 2007 年 1 月至 2014 年 2 月我国货币供应量和农产品价格的月度数据。农产品价格用农产品生产价格指数  $P$  表示, 采用的是以 2000 年为 100 的定基数据, 数据来源于农业部。货币供应量采用广义货币供应量  $M_2$  表示, 为了检验模型, 将其转化为以 2000 年为 100 的指数数据, 数据来源于中国人民银行网站。对每个变量分别取自然对数做平滑处理。

## 2.2 平稳性检验

变量的平稳性是 VAR 模型估计结果是否可靠的前提, 在检验变量间协整关系之前, 首先采用 ADF 方法对时间序列进行平稳性检验。从表 1 可以看出,  $\ln M_2$ 、 $\ln P$  的 ADF 统计量都大于 1% 临界值, 表明序列是非平稳的, 存在单位根; 而其一阶差分序列的 ADF 统计量都小于 1% 临界值, 说明序列是平稳的, 即原序列是一阶单整序列。如果想得出  $\ln P$  与  $\ln M_2$  是否还存在长期稳定的均衡关系, 还须要对其进行协整检验。

表 1 ADF 检验结果

变量	ADF 统计量	1% 临界值	结论
$\ln M_2$	-0.809 4	-3.519 1	非平稳
$\Delta \ln M_2$	-3.550 5	-3.522 9	平稳
$\ln P$	-1.687 9	-3.521 6	非平稳
$\Delta \ln P$	-7.906 6	-3.521 6	平稳

## 2.3 VAR 模型最优滞后期的确定

建立 VAR 模型的关键在于解释变量最大滞后阶数的确定。如果滞后期阶数 ( $K$  值) 太小, 参数估计结果不准确, 残差之间存在严重的相关性; 如果滞后期阶数 ( $K$  值) 过大, 影响参数估计结果, 导致模型失效。笔者依据赤池信息准则 (AIC)、施瓦茨准则 (SC) 等标准来确定检验模型的最优滞后期。由表 2 可知, VAR 模型的最优阶数为 2, 因此可以建立 VAR(2) 模型。

## 2.4 协整检验

对系统进行协整检验和估计普遍采用 E-G 两步法。在

表 2 VAR 模型最优滞后阶数的确定

滞后期	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0		1 865 897.00	20.115 0	20.174 1	20.138 7
1	383.470 6	15 090.10	15.297 5	15.474 9*	15.368 6
2	14.064 5*	13 845.94	15.121 2*	15.506 8	15.329 8*
3	7.420 2	13 832.69	15.209 7	15.623 5	15.375 7

注: “\*” 表示根据相关准则确定的最优滞后阶数, 由 Eviews 6.0 系统自动选出。

只有 2 个时间序列时, 只可能存在 1 个线性协整关系, 这种情况下 E-G 两步法显得非常有效。E-G 两步法主要步骤: 一是对时间序列  $\ln P$  与  $\ln M_2$  进行线性回归; 二是对线性回归方程的残差进行平稳性检验。由表 3 可见,  $\ln P$  与  $\ln M_2$  线性回归所得方程残差不存在单位根, 是平稳序列, 可以进入下一步分析, 并得到协整方程:  $\ln P = 0.325 5 \ln M_2 + 0.799 4$ ,  $r = 0.825 5$ ,  $F = 354.577 7$ 。该方程表明, 长期而言, 货币供应量与农产品价格之间存在协整关系, 货币供给变动显著影响国内农产品价格, 货币供应量每变动 1%, 国内农产品价格变动 0.33%。这说明货币供给的增加会明显影响农产品价格。

表 3 回归残差序列单位根检验结果

序列	检验 $t$ 值	$P$ 值	双变量协整 ADF 检验临界值			是否平稳
			1%	5%	10%	
残差项( $e$ )	-3.337 7	0.001 1	-2.593 1	-1.944 8	-1.614 2	平稳

## 2.5 格兰杰因果关系检验

从上述协整检验结果可以得出, 货币供应量与农产品价格之间存在长期稳定的均衡关系, 但它们是否存在因果关系还须要进行更深入的检验。为此, 可以利用格兰杰因果关系检验法检验  $\ln P$  和  $\ln M_2$  之间的因果关系。从表 4 可以看出, 在 5% 的置信水平下, 货币供应量是农产品价格的格兰杰原因, 但农产品价格不是货币供应量的格兰杰原因。这表明货币供给与农产品价格存在紧密联系, 货币供给增加会促进农产品价格上涨。

表 4  $\ln P$ 、 $\ln M_2$  的格兰杰因果检验

原假设	滞后期数(期)	$F$ 统计值	$P$ 值	结论
货币供应量不是农产品价格的格兰杰原因	1	6.705 0	0.011 6	拒绝原假设
	2	6.212 7	0.003 3	拒绝原假设
农产品价格不是货币供应量的格兰杰原因	1	0.405 8	0.526 1	不能拒绝原假设
	2	1.404 7	0.252 3	不能拒绝原假设

## 2.6 脉冲响应分析

脉冲响应函数是用来描述一个内生变量对由误差项带来冲击的反应<sup>[10]</sup>。本研究应用脉冲响应函数分析货币供应量对农产品价格的影响。其中反应时间设为 10 期。

从图 1 可见,  $\ln P$  对自身 1 个标准差冲击的响应在整个反应期内呈由正到负的变化,  $\ln M_2$  对  $\ln P$  的 1 个标准差冲击第 1 期有明显正反应, 第 2 期相对第 1 期有所增加, 之后迅速下降, 到第 7 期时为 0, 第 8 期变为负相关, 然后趋于稳定。 $\ln P$  对  $\ln M_2$  的 1 个标准差冲击没有立即做出响应, 农产品价格第 1 期的响应为 0, 从第 2 期开始这种响应慢慢增加, 在第 3、4 期达到最大, 然后稍微有所下降, 随后趋于稳定。 $\ln M_2$  对

$\ln P$  的 1 个标准差冲击在第 2 期达到最大值, 之后慢慢下降, 在第 4 期后均为负响应。 $\ln M_2$  对自身 1 个标准差冲击在整个反应期都是正反应, 第 1 期影响最大, 在第 2 期之后趋于稳定。可见, 货币供应量会对农产品价格产生影响, 货币供给量的增加会使农产品价格短期内增加, 不过增加幅度不大。

## 2.7 方差分解

方差分解是通过分析变量冲击的贡献占总贡献比例来评价不同结构冲击的重要性。如表 5 所示, 农产品价格受到自身扰动的影响非常明显, 不过随着时间推移, 影响慢慢减弱, 在第 10 期时约为 95%; 货币供给对农产品价格的解释力度呈不断上升趋势, 在第 10 期时稳定在 5% 左右。同理, 对货

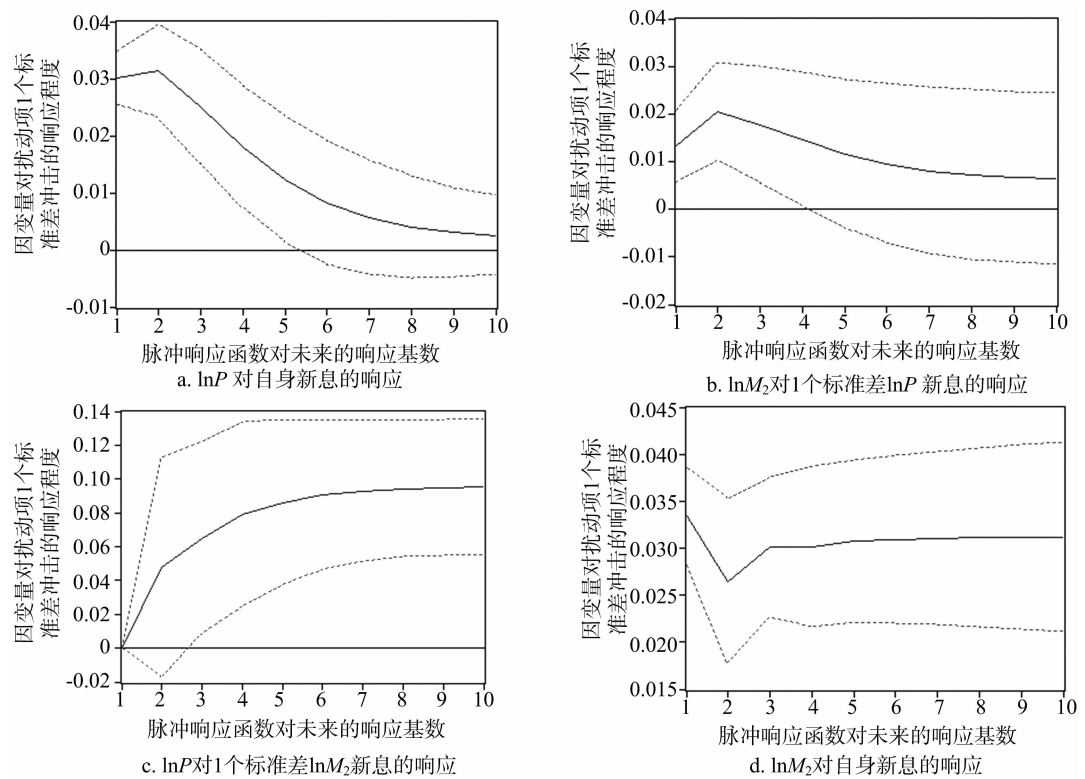


图1 脉冲响应函数结果

表5 货币供应量和农产品价格的方差分解

时期数 (期)	农产品价格的方差分解			广义货币供应量( $M_2$ )的方差分解		
	标准误差	$\ln P$	$\ln M_2$	标准误差	$\ln P$	$\ln M_2$
1	0.041 8	100	0	0.011 9	0.197 7	99.802 3
2	0.042 7	99.162 8	0.837 2	0.016 0	1.063 7	98.936 3
3	0.048 6	98.451 5	1.548 5	0.019 4	0.799 3	99.200 7
4	0.050 7	97.760 8	2.239 2	0.022 3	0.686 1	99.313 9
5	0.051 4	97.139 2	2.860 8	0.024 8	0.951 2	99.048 8
6	0.051 6	96.603 0	3.397 0	0.027 2	1.438 0	98.562 1
7	0.051 7	96.141 3	3.858 7	0.029 3	1.968 5	98.031 5
8	0.051 8	95.729 2	4.270 8	0.031 3	2.446 1	97.553 9
9	0.051 9	95.344 7	4.655 3	0.033 2	2.841 1	97.158 9
10	0.052 0	94.974 0	5.026 0	0.034 9	3.157 2	96.842 8

币供应量进行方差分解可知,货币供给受到自身扰动的影响非常明显,在第10期时稳定值约为97%;农产品价格对货币供应量的影响稳定在3%左右。综上,货币供给对农产品价格有一定影响,但是解释力度不够,这与上述脉冲响应函数分析结果一致。

3 结论及建议

根据2007年1月至2014年2月的月度数据,运用格兰杰因果检验、E-G两步法以及脉冲响应函数和方差分解的方法对货币供给与农产品价格的关系进行了实证分析,结果表明:(1)格兰杰因果检验结果表明,货币供应量变化会导致农产品价格变化,即农产品价格受货币供应量的影响;(2)长期来看,农产品价格受货币供应量影响显著,由协整检验可知,我国货币供应量与农产品价格存在长期稳定的协整关系,当货币供应量( $M_2$ )增加1%时,在长期内会导致农产品价格

上涨0.32%;(3)货币发行量变化在短期内对农产品价格影响较小,脉冲响应和方差分解函数表明,在第10期时货币供给冲击能解释5%的农产品价格波动,随着时间推移,其影响越来越大,但总体来说货币供给不是影响农产品价格的最主要原因,影响农产品价格波动的主要原因值得进一步探析,这对于抑制农产品价格大幅上涨具有重要意义。

货币扩张政策的实施刺激了我国经济复苏,但也应看到货币供应量的大幅增加对物价的负面影响。这种负面影响在短期内不够显著,但不代表可以忽视这种影响的存在。从长期来看,货币供应量的增加对农产品价格有显著的拉动作用。因此,为了达到稳定物价的目标,如何控制货币发行量的适度性成为我国亟须解决的问题。

本研究表明,货币供给对国内农产品价格的短期作用不太明显。短期内应关注其他因素对农产品价格的影响,采取以下措施:(1)打击游资炒作、哄抬物价的行为。游资作为一

代云云,袁永明,袁媛,等. 中国罗非鱼流通模式现状与存在问题分析[J]. 江苏农业科学,2014,42(10):401-404.

# 中国罗非鱼流通模式现状与存在问题分析

代云云,袁永明,袁媛,张红燕

(中国水产科学研究院淡水渔业研究中心/农业部淡水渔业和种质资源利用重点实验室,江苏无锡 214081)

**摘要:**21 世纪以来中国罗非鱼产业得到了迅速发展。分析了中国罗非鱼产业现有的流通模式和各主产区的流通模式,并指出了存在的问题。中国罗非鱼生产多集中于广东、海南、广西、福建和云南等省或地区,形成了以加工厂为核心的流通体系,虽然也有由加工厂主导的产运销一体化高集成的流通模式,但是更多的还是各主体之间是纯粹买卖关系的市场交易模式。中国罗非鱼流通模式同时也存在着流通渠道分布不均、信息沟通不畅和国际流通受限等问题,据此提出了加大物流配套技术发展、建立产业组织、开拓国内市场等对策建议。

**关键词:**罗非鱼;流通模式;加工

**中图分类号:**F326.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2014)10-0401-04

罗非鱼作为世界水产业重点科研培养的淡水养殖品种<sup>[1]</sup>,被誉为“21 世纪的鱼”。中国自 1956 年开始引入罗非鱼,之后经历了品种引选、技术创新等阶段。尤其从 2000 年开始迅速发展,到 2012 年中国的罗非鱼产业达到了巅峰期,产量从 2000 年的 62.9 万 t 增长至 2012 年的 155.3 万 t,出口

量从 2002 年的 3.2 万 t 增长至 2012 年的 36.2 万 t,并发展成为世界最大的罗非鱼生产国和出口国。但 2009 年开始,产品价格一直徘徊在低位,且呈下降的趋势,同时产品成本不断增长,中国罗非鱼产业的发展速度开始放缓。导致这种现象的一个重要原因是罗非鱼的流通环节存在着诸多问题。

## 1 中国罗非鱼流通模式现状

### 1.1 中国罗非鱼的生产 and 消费情况

目前除西藏、青海和上海等 3 个省(自治区、直辖市)外,中国其余 31 个省(自治区、直辖市)均有罗非鱼养殖。鉴于罗非鱼自身不耐寒的热带鱼特征,其养殖产区主要分布在中国南方的广东、海南、广西、福建和云南等地,这些地区得益于有利的气候和丰富的淡水资源,罗非鱼养殖发展迅速,2011 年这 5 个省(区)的罗非鱼产量占全国总产量的 95.3% (图

收稿日期:2013-12-18

基金项目:国家自然科学基金(编号:71273135);中央级公益性科研院所基本科研业务费专项资金(编号:2013JBFR04);现代农业产业技术体系专项(CARS-49)。

作者简介:代云云(1985—),女,河北沧州人,博士,研究实习员,主要从事渔业经济与渔业信息技术研究。Tel:(0510) 85550245; E-mail: daiyy@ffrc.cn。

通信作者:袁永明,研究员,主要从事渔业经济与渔业信息研究。E-mail: yuan@ffrc.cn。

种投机货币,在市场预期到农产品价格将要上涨时,投机者会在流通环节大肆囤货,对于这种严重扰乱市场的行为,应该坚决予以打击。(2)做好农产品供求关系调节工作。当农产品价格大幅上涨时,可以根据实际情况向市场增加投放量,通过扩大供给来抑制其价格上涨;当农产品价格出现较大幅度下跌时,向市场收购农产品,通过减少供给来抑制其价格下跌。从长期看,货币供应量与农产品价格具有协整关系,货币供给波动对农产品价格有显著影响。因此要实现农产品价格长期稳定,应在货币政策方面采取以下措施:(1)控制货币供应增速,尽早实现货币政策向“稳健”方向真正转型。如果货币供应量超出了市场需求,不仅使农产品价格上升,而且其他商品价格也会上涨,最终将可能导致通货膨胀。(2)研究货币供应量如何影响农产品价格,即传导路径的选择。借鉴发达国家管理经验,积极建立和完善农产品期货市场,利用期货市场上的价格信息进行宏观调控。

## 参考文献:

[1] Barnett R C. The money supply and nominal agricultural prices[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1983, 65(2): 303-307.

[2] Saunders P J. Causality of U. S. agricultural prices and the money supply: further empirical evidence[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1988, 70(3): 588-596.

[3] Choe Y C, Koo W W. Monetary impacts on prices in the short and long run: further results for the United States[J]. Journal of Agricultural and Resource Economics, 1993, 18(2): 211-224.

[4] Hye Q A. Food prices and money supply: a causality analysis for the Indian economy American - eurasian[J]. J Agric Environ Sci, 2010(5): 187-202

[5] Mishkin F S. 货币金融学[M]. 郑艳文,荆国勇,译. 北京:中国人民大学出版社,2011.

[6] 薛淑珍,王保忠. 当前我国农产品价格上涨原因及对策分析[J]. 价格理论与实践, 2008(8): 30-31.

[7] 宋长鸣,李崇光. 季节调整后的蔬菜价格波动——兼论货币供应量的影响[J]. 统计与信息论坛, 2012, 27(3): 83-92.

[8] 罗锋,牛宝俊. 入世以来我国农产品价格波动之原因考察[J]. 江西财经大学学报, 2011(5): 78-86.

[9] 罗家宏. 我国货币供应量与农产品价格关系的实证分析[J]. 时代金融, 2010(8): 39-40.

[10] 张大维,刘博,刘琪. EViews 数据统计与分析教程[M]. 北京:清华大学出版社,2010.