

中国农产品市场波动的引致性与相关性研究

——基于中国经济高速增长阶段的经验实证

罗光强, 姚英芝

(湖南农业大学经济学院, 湖南 长沙 410128)

摘要: 基于经济波动的农产品市场与非农产品市场分解原理, 阐释了中国经济高速增长阶段农产品市场波动的特性。选取居民消费价格和农产品生产价格分别代表宏观市场波动与农产品市场波动的反映指数, 采用中国1978—2013年的数据进行引致性和相关性分析, 结果表明: 宏观市场波动引致着农产品市场波动, 农产品市场波动同步于经济增长轨迹, 二者具有协同性关联效应。证实中国经济增长中的通货膨胀影响着农产品价格的持续上行波动, 而非农产品价格引导着中国的通货膨胀。据此提出, 中国宏观调控政策的设计应考虑经济增长与农产品市场间目标取向的一致性, 实现经济稳定增长与农产品市场有效均衡的双重目标。

关键词: 经济增长; 宏观市场; 农产品市场; 引致性; 相关性

中图分类号: F304.2

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2015)02-0006-06

Causality and correlation of Chinese farm products market fluctuation: Based on the experience during the period of China's rapid economic growth

LUO Guang-qiang, YAO Ying-zhi

(College of Economics, Hunan Agricultural University, Changsha, Hunan 410128, China)

Abstract: Based on the decomposition principle of economic fluctuation of agricultural products market and non-farm products market, this paper explains the features of agricultural products market fluctuation during the period of China's rapid economic growth. Selecting consumer prices and production prices as reaction indexes presenting the macroeconomic fluctuation and agricultural products market fluctuation respectively, using the data from 1978 to 2013 in China, the author makes an inducing and correlation analysis. The results show that: the macroeconomic market fluctuation leads to the agricultural market fluctuation; the agricultural market fluctuation is synchronous with the economic growth, and the two are related with each other; it is confirmed that the inflation in China during the period of rapid economic growth has caused the continuous up-trend of farm products prices. In order to achieve the dual goals of realizing economic stability growth and market equilibrium of farm products market, the author suggests that the uniformity of the goal of economic growth and farm products markets must be considered when designing macro adjustment and control policy.

Key words: economic growth; macro-market; agricultural products market; causality; correlation

实现经济增长是各国宏观经济政策最重要的目标,特别是对发展中国家而言尤为如此^[1]。促进经济增长必然引致经济波动,经济波动必然引致市

场均衡的持续变动^[2]。农产品市场是维系经济运行最基本的市场,也是对经济增长反映最敏感的市场,由于经济增长引致农产品市场波动的客观性,因此,必须加强对农产品市场的监控^[3]。但是,经济增长究竟怎样引致农产品市场波动?中国经济高速增长阶段的宏观市场与农产品市场究竟存在何种关系?深入探讨这些问题对于深化农产品市场波动规律的认识,促进中国经济新常态下农产品

收稿日期: 2015 - 03 - 16

基金项目: 教育部高校博士学科点专项科研基金(20134320110007)

作者简介: 罗光强(1963—),男,湖南湘乡人,教授,博士生导师,主要研究方向为产业经济与组织。

市场的稳定发展无疑具有极其重要的价值。

一、理论视角

所谓农产品市场波动的引致性即影响宏观经济的主导因素或主导因素诱发农产品市场波动的特性。从中国经济增长的历史考察,自 1978 年市场化改革以来中国经济已经保持了 30 多年的高速增长,创造了世界经济史上的中国奇迹。从经济学原理分析,经济实现高速增长必然引致产业结构的剧烈变动。事实上,改革开放以来中国三次产业结构变动完全符合经济理论中的产业结构演变规律,即第一产业比重不断下降,第二、三产业比重不断上升。至 20 世纪 80 年代中期,中国三次产业结构发生了标志性的变化——第三产业比重于 1985 年开始超过第一产业,国民经济总量增长从主要由第一、二产业带动转为主要由第二、三产业带动,中国宏观市场结构发生显著性变化。改革开放初期,以农产品市场发育与成长为特征,经济资源集中流向农产品生产,农产品产出呈快速增长态势,同时非农产品市场开始衍生,工业品市场发育。自 1985 年开始,以第二、三产业集成的非农产品市场快速成长,经济资源从集中的农产品市场分流,农产品市场虽然规模扩容,但以工业品、服务品为特征的非农产品市场成长更迅速,非农产品市场容量大大超越农产品市场容量;农产品市场客观上越来越受到来自于非农产品市场融合或冲击的影响。由于非农产品市场较农产品市场具有市场地位、生产储存以及规避风险比较优势,因此,中国经济高速增长状态下非农产品市场容量的不断扩大和地位的提升必然深深影响着农产品市场,使得农产品市场的相对规模不断缩小、地位不断下降,农产品市场处于持续不稳定的波动之中,这种现象笔者称之为农产品市场波动的引致性或非农产品市场波动的主导性。

农产品市场波动的引致性特征决定着农产品市场波动与宏观经济市场波动具有显著的相关性。有关经济增长与经济波动的关联问题,学术界已有不少的研究,并取得了共识性的结论。Zarnowitz V 等在分析了大量典型化事实的基础上,发现经济增长中诸多宏观经济变量之间存在协同变化和非线性关联,亦即宏观经济变量时间序列之间的协同性

(Co-movement)和非对称性(Asymmetry)。笔者认为,农产品市场波动的协同性可以定义为不同经济变量间相互作用和相互影响使得农产品市场具有与宏观市场同步性变动的特征;经济增长与农产品市场波动的非对称性可以定义为不同经济变量间相互作用和相互影响使得农产品市场具有与宏观市场异质性变动的特征。协同性是衡量农产品市场对经济增长波动长期趋势的同向作用程度的反映指标;非对称性是衡量农产品市场对经济增长波动长期趋势的异向作用程度的反映指标。

二、计量方法与数据处理

1. 计量方法

首先,笔者拟利用经济波动的 H-P 滤波法测定中国经济增长波动指标与农产品市场波动指标的趋势成分、波动成分、波动指数等数据及时间序列变化轨迹。H-P 滤波法是 Hordrick 和 Prescott 分析美国战后经济景气时提出的,它假定时间序列是由趋势性成分和波动性成分组成,本质上是一种线性滤波方法。H-P 滤波法具有明显的优点,即在分解当中不会引入伪非对称性,因为线性滤波应用到对称序列以后,将仍然得到对称序列。实践证明,H-P 滤波法增大了经济周期的频率,使周期波动减弱,其拟合效果较其他方法具有显著的优势,是目前国内外研究经济波动长期趋势的典型方法。其次,笔者将以 H-P 滤波法测定的相关指标为基准数据,运用 Granger 协整检验方法,判断宏观市场波动和农产品市场波动之间可能存在的协整关系。然后,笔者将采用 VAR 模型,利用脉冲响应函数计量分析宏观市场波动对农产品市场波动的影响方式及其特征。最后,笔者将采用广义的 ARCH 模型刻画农产品市场波动与宏观市场波动的时间序列条件方差轨迹,判定农产品市场波动与宏观市场波动不同阶段的波动特征,分析经济高速增长状态下农产品市场波动与宏观市场波动的协同性与非对称性。

2. 数据处理

由于研究的主题是宏观市场与农产品市场间的互动关系,考虑到中国市场经济的实际,笔者选用 1978—2013 年中国居民消费价格(CPI)和农产品生产价格(API)分别代表宏观市场波动与农产品市场波动的反映指数,并均以 1978 年为 100 作为基

期。数据来源于《中国农业统计年鉴》、《中国统计年鉴》及中国统计信息网。笔者运用 H-P 滤波法得到居民消费价格趋势成分(CPIT)、居民消费价格波动成分(CPIC)、居民消费价格波动指数(RVC)、农产品生产价格趋势成分(APIT)、农产品生产价格

波动成分(APIC)、农产品价格波动指数(RVA)等相关分析数据(表 1),及其中国居民消费价格滤波生成图(图 1)、农产品生产价格滤波生成图(图 2)、中国居民消费价格和农产品价格波动指数图(图 3)。

表1 中国居民消费价格与农产品生产价格滤波相关数据表

年份	CPI	CPIT	CPIC	RVC	API	APIT	APIC	RVA
1978	100.7	101.21	-0.512	-0.005	104	108.72	108.72	-0.044
1979	101.9	102.04	-0.137	-0.001	122	108.49	108.49	0.125
1980	107.5	102.86	4.643	0.045	107	108.22	108.22	-0.010
1981	102.5	103.66	-1.165	-0.011	106	107.99	107.99	-0.019
1982	102.0	104.50	-2.501	-0.024	102	107.88	107.88	-0.053
1983	102.0	105.39	-3.395	-0.032	104	107.93	107.93	-0.032
1984	102.7	106.35	-3.648	-0.034	104	108.16	108.16	-0.038
1985	109.3	107.33	1.969	0.018	109	108.52	108.52	0.001
1986	106.5	108.28	-1.775	-0.016	106	108.94	108.94	-0.023
1987	107.3	109.13	-1.835	-0.017	112	109.34	109.34	0.0243
1988	118.8	109.84	8.957	0.082	123	109.62	109.62	0.122
1989	118.0	110.32	7.682	0.070	115	109.70	109.69	0.048
1990	103.1	110.57	-7.465	-0.068	97	109.63	109.63	-0.112
1991	103.4	110.67	-7.267	-0.066	98	109.54	109.54	-0.105
1992	106.4	110.63	-4.231	-0.038	103	109.40	109.40	-0.055
1993	114.7	110.39	4.305	0.039	113	109.10	109.10	0.0394
1994	124.1	109.85	14.250	0.130	140	108.43	108.43	0.2902
1995	117.1	108.93	8.167	0.075	120	107.27	107.27	0.1177
1996	108.3	107.72	0.578	0.005	104	105.78	105.78	-0.015
1997	102.8	106.38	-3.579	-0.034	96	104.25	104.25	-0.084
1998	99.2	105.07	-5.810	-0.056	92	102.97	102.98	-0.107
1999	98.6	103.92	-5.324	-0.051	88	102.14	102.14	-0.140
2000	100.4	103.01	-2.614	-0.025	96	101.83	101.83	-0.053
2001	100.7	102.36	-1.658	-0.016	103	101.99	101.99	0.011
2002	99.2	101.95	-2.749	-0.027	100	102.50	102.50	-0.027
2003	101.2	101.76	-0.561	-0.006	104	103.26	103.26	0.011
2004	103.9	101.74	2.1551	0.021	113	104.13	104.13	0.086
2005	101.8	101.84	-0.041	-0.001	101	105.01	105.01	-0.034
2006	101.5	102.01	-0.515	-0.005	101	105.86	105.86	-0.044
2007	104.8	102.23	2.571	0.025	119	106.62	106.62	0.111
2008	105.9	102.44	3.456	0.034	114	107.17	107.17	0.065
2009	99.3	102.64	-3.343	-0.033	98	107.52	107.52	-0.092
2010	103.3	102.84	0.455	0.004	111	107.74	107.74	0.029
2011	105.4	103.04	2.365	0.023	117	107.82	107.82	0.081
2012	102.6	103.20	-0.604	-0.006	103	107.76	107.76	-0.047
2013	102.6	103.37	-0.766	-0.007	103	107.65	107.65	-0.041

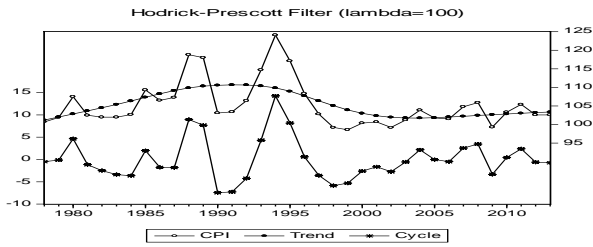


图1 中国居民消费价格滤波图

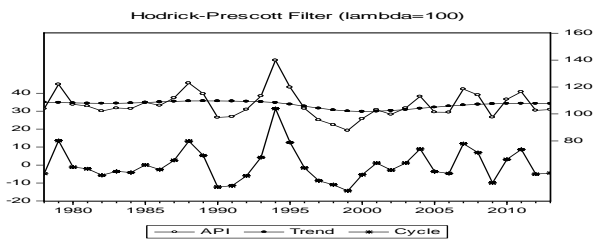


图2 中国农产品价格滤波图

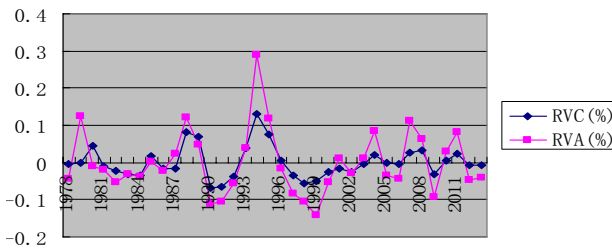


图3 中国居民消费价格和农产品价格波动指数图

三、计量结果分析

1. 宏观市场与农产品市场波动的引致性分析

笔者首先对 CPI 与 API 时间序列进行 Granger 因果关系检验,其结果如表 2 所示。

表2 CPI和API时间序列的格兰杰因果关系检验

原假设	obs	F 统计量	相伴概率 P
API 不是 CPI 的格兰杰原因	28	0.354 9	0.705 0
CPI 不是 API 的格兰杰原因	28	6.592 7	0.005 5

从表 2 看, API 不是 CPI 的格兰杰原因的假设在滞后 2 期的概率远大于 5%, 说明 API 对 CPI 不具有直接的影响, 表明农产品价格波动对居民消费价格波动不具有格兰杰意义上的因果关系。CPI 不是 API 的格兰杰原因假设在滞后 2 期的概率小于 1%, 说明 CPI 和 API 之间存在单向的因果关系; 可见, 经济增长路径下宏观市场波动是引致农产品市场波动的格兰杰原因^[4]。

为判断 CPI 和 API 时间序列的单整阶数, 笔者对其进行单位根检验, 结果如表 3 所示。

表3 变量平稳性的单位根检验结果

变量	检验类型	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值
CPI	(c,t,1)	-3.22	-3.69	-2.97	-2.63
ΔCPI	(c,t,1)	-5.07	-3.69	-2.97	-2.63
API	(c,t,1)	-2.56	-3.68	-2.97	-2.62
ΔAPI	(c,t,1)	-4.35	-3.72	-2.98	-2.63

表 3 结果显示, 在 1% 显著性水平下, CPI 和 API 的 ADF 统计值均大于临界值, 无法拒绝存在单位根的原假设, 均是非平稳序列。为此, 进一步对它们的一阶差分序列进行单位根检验。在 1% 显著性水平下, ADF 统计值均小于临界值, 变量 CPI 和 API 的一阶差分序列属平稳序列, 所以这两个变量都是一阶单整序列, 即 CPI 和 API 之间可能存在长期稳定的均衡关系。

为确定 CPI 和 API 之间是否具有协整关系, 笔者利用 OLS 估计构建如下回归模型:

$$API_t = \beta_0 + \beta_1 CPI_t + \mu$$

估计后得到:

$$API_t = -40.73 + 1.41CPI_t + \hat{\mu}_t$$

$$t=(5.02)$$

$$R^2=0.82 \quad D.W.=1.41$$

对上式中的残差 $\hat{\mu}_t$ 进行单位根检验, 由回归方程估计结果可得:

$$\hat{\mu}_t = API_t - 1.41X_t + 40.73$$

对回归方程的残差 $\hat{\mu}_t$ 进行单位根检验, 不含常数和趋势, 由 AIC 准则确定滞后阶数, 其 ADF 检验结果如表 4 所示。

表4 残差单位根检验

ADF 检验值	显著性水平	检验临界值	概率值(P值)
-4.79	1%	-2.65	0.0013
	2%	-1.95	
	3%	-1.61	

检验结果显示, $\hat{\mu}_t$ 序列在 1% 的显著性水平时, 检验统计量 -4.79 小于临界值 -2.65, 接受不存在单位根结论, 因此可以认为 $\hat{\mu}_t$ 为平稳序列。研究结果表明: API 和 CPI 之间存在协整关系, 并且具有正相关性, 协整向量为 (1, -1.41)。

从上述估计可得到协整方程的残差序列, 令误差修正项 $ecm_t = \hat{\mu}_t$, 可建立以下误差修正模型:

$$\Delta API_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta CPI_t + \alpha ecm_{t-1} + \mu_t$$

估计得到:

$$\Delta API_t = -0.027 + 1.68\Delta CPI_t - 0.91ecm_{t-1}$$

$$t = (4.81) \quad (-4.70)$$

$$R^2 = 0.62 \quad D.W. = 1.82$$

上述误差修正模型的差分项反映了宏观市场对农产品市场短期波动的影响，产生两种波及反应：一是短期 CPI 变动对 API 短期波动的影响；二是长期 CPI 变动对 API 长期均衡的影响。误差修正项 ecm_t 的修正系数 α 的大小反映了长期 CPI 变动对 API 偏离长期均衡的调整力度。如果系数向量 α 的绝对值小于 1，则意味着在 CPI 的影响下 API 的短期波动将向 API 的长期均衡收敛。从以上回归系数的估计值(-0.91)来看，当 API 的短期波动偏离其

长期均衡时，CPI 将以 0.91 的调整力度将 API 从非均衡状态拉回到均衡状态。说明，无论是农产品市场的短期变动还是长期变化都深受着宏观市场波动的影响，这说明中国经济的高速增长必然引致宏观经济的持续波动，也必然引致农产品市场的显著性波动。

2. 宏观市场与农产品市场波动的协同性分析

根据附表 1 和图 3，对农产品生产价格(API)和居民消费价格(CPI)指数波动的时序变化进行周期划分并作周期的波动高度、波动深度、波动幅度和扩张长度的分析，如表 5 所示。

表5 农产品生产价格和居民消费价格指数波动的短期周期比较

周期	指数	起止年份	波动高度/%	波动深度/%	波动幅度/%	扩张长度
1	API	1978—1982	12.54	5.26	17.80	4 年
	CPI	1978—1984	4.51	3.22	7.73	6 年
2	API	1982—1990	12.20	11.16	23.36	3 年
	CPI	1984—1990	8.15	6.75	14.90	3 年
3	API	1990—1999	29.02	14.04	43.06	9 年
	CPI	1990—1998	12.97	6.75	19.72	8 年
4	API	1999—2006	8.61	14.04	22.65	3 年
	CPI	1998—2006	2.21	5.59	7.71	3 年
5	API	2006—2012	11.14	9.23	20.37	4 年
	CPI	2006—2013	3.37	3.26	6.63	3 年
6	API	2012— ?				
	CPI	2013— ?				

注：由于第六周期还未结束，相关分析数据暂不进行列表统计。

由表 5 可知，农产品生产价格(API)和居民消费价格(CPI)周期几乎一致的波动周期时间、扩张长度，表现出一定程度的协同性。为度量两者的协同程度，需要建立 CPI 波动指数与 API 波动指数的广义 ARCH 方程。根据广义 ARCH 方程原理，当 ARMA(1,1)时 AIC 和 SC 最小时建立模型如下：

$$RVC = 0.0006 + 0.4569RVA + [ar(1) = 0.5121] + [ma(1) = -0.9974]$$

$$T \quad (0.8477) \quad (10.3623) \quad (2.8845) \quad (-7.9686)$$

$$P \quad (0.4031) \quad (0.0000) \quad (0.0071) \quad (0.0000)$$

$$R^2 = 0.8117 \quad D.W. = 1.58$$

为保证模型的可靠性，以下进行 API 与 CPI 波动指数即 RVC 与 RVA 的单位根检验，如表 6 所示。

表 6 显示 RVC 与 RVA 的单位根检验均是平稳的，说明上述模型是可靠的；同时，从广义 ARCH 方程来看，API 与 CPI 波动指数之间的协同系数高达 0.8117，表明农产品价格波动周期与居民消费价

格波动周期存在显著的协同性，说明经济增长路径下宏观市场波动与农产品市场波动具有显著的同步性特征。

表6 波动指数RVC、RVA的单位根检验

		t-统计量	Prob.*
农产品价格 波动指数	ADF 检验	-4.581363	0.0009
	临界值	1% level	-3.653730
		5% level	-2.957110
		10% level	-2.617434
居民消费价 格波动指数	ADF 检验	-5.208323	0.0001
	临界值	1% level	-3.639407
		5% level	-2.951125
		10% level	-2.614300

3. 宏观市场与农产品市场波动的非对称性分析

根据 ARCH 模型理论原理，笔者首先对 RVC 和 RVA 的残差平方的相关性进行检测，以确定居民消费价格波动与农产品价格波动之间是否存在非

对称关系,结果如表 7 所示。

从表 7 可知,在 5%的显著性水平下伴随概率远大于 0.05,接受原假设,残差平方的自相关系数和偏自相关系数近似为 0, Q 统计量也变得很不显

著,说明 API 与 CPI 波动指数间不存在 ARCH 效应;即表明宏观市场波动与农产品市场波动间的非对称性关系不存在,经济增长的长期趋势不易受到农产品市场波动的随机影响。

表7 残差平方的相关系数图

序号	自相关	偏相关	AC	PAC	Q-Stat	Prob.*
1	** .	** .	-0.288	-0.288	3.2393	0.072
2	* .	** .	-0.204	-0.313	4.9142	0.086
3	. .	* .	0.069	-0.119	5.1092	0.164
4	* .	* .	0.139	0.074	5.9361	0.204
5	** .	* .	-0.247	-0.203	8.6313	0.125
6	* .	** .	-0.112	-0.269	9.2010	0.163
7	* .	* .	0.140	-0.142	10.130	0.181
8	* .	. .	0.102	0.010	10.636	0.223
9	. .	* .	0.004	0.141	10.637	0.301
10	. .	* .	-0.018	0.081	10.654	0.385
11	. .	* .	-0.025	-0.078	10.689	0.470
12	* .	** .	-0.158	-0.314	12.112	0.437
13	* .	. .	0.121	-0.038	12.990	0.449
14	* .	* .	-0.156	-0.161	14.499	0.413
15	* .	. .	0.074	0.025	14.860	0.462
16	0.039	-0.054	14.962	0.527

四、结论及其启示

上述研究结果表明,在中国经济高速增长阶段,农产品市场波动越来越具有引致性特征,宏观市场波动主导着农产品市场波动,无论市场占比还是市场价格等指标都反映着中国农产品市场波动的被动性特征事实,经济增长路径下农产品市场波动对宏观市场波动的影响越来越衰减。理论和实证的不同视角证实了中国经济增长中的通货膨胀影响着农产品价格的持续上行波动,而非农产品价格引导着中国的通货膨胀。因此,中国宏观调控政策的设计必需考虑宏观市场与农产品市场之间目标取向的一致性,实现经济稳定增长与农产品市场有效均衡的双重目标。一是现行农产品价格波动的景气监测必须建立在宏观市场监测的基础上,并实行与宏观市场联动的监控体系。二是降低农产品市场价格的波动性必须保持宏观经济市场的稳定性,特别是中国经济增长进入新阶段后,农产品市场的有效性更大程度上取决于非农产品市场的有效性,从产业视角思考即新形势下维持中国农产品市场的稳定性必须不断促进中国第二、三产业的持续有效

增长。三是根据中国宏观经济预期有效进行农产品市场供求关系的信息预测与调控,特别是应通过农产品信息平台引导农产品市场的有效供给,防止农产品市场供求的严重失衡,规避农产品市场的蛛网现象,促进农产品生产的持续稳定发展。

参考文献:

- [1] Fafchamps M . Cash Crop Production , Food Price Volatility and Rural Market Integration in the Third World [J] . American Journal of Agricultural Economics , 1992 , 74(1) : 90-99 .
- [2] Douglas J M ,Hayenga M L .Price Cycle and Asymmetric Price Transmission in the U S Pork Market[J] . American Journal of Agricultural Economics , 2001(3) : 551-562 .
- [3] Lapp J S , Smith V H . Aggregate Sources of Relative Price Variability Among Agricultural Commodities[J] . American Journal of Agricultural Economics , 1992 , 74(1) : 1-9 .
- [4] 吴泰岳,李慧,张鹏.粮食价格与居民消费价格关系的统计分析[J].数学的实践与认识,2006(5):154-159.

责任编辑:李东辉