

中国大豆批发价格波动规律研究 ——基于 GARCH 模型

刘家富, 李秉龙, 张雯丽

(中国农业大学 经济管理学院, 北京 100193)

摘要: 本文运用 GARCH(1,1) 模型考察了我国大豆批发价格的波动特征。研究发现, 1999—2008 年期间我国大豆批发价格呈随机游走趋势, 其波动具有右厚尾特征和集群性, 价格波动具有 ARCH 效应, 波动冲击影响衰减较慢, 近期波动有加剧趋势。

关键词: 大豆批发价格; 价格波动; GARCH(1,1) 模型

中图分类号: F714 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2009)10-0044-03

1 问题提出

我国长期以来一直把大豆作为主要的粮食品种之一。但是, 从上世纪 90 年代以后, 我国大豆用途发生了根本转变。大豆从直接食用为主转变为以榨油为主, 榨油生产的豆粕也成为饲料工业重要的植物蛋白原料, 即大豆从粮食品种转变成为油料品种与饲用原料品种。由于大豆兼具食用消费、食用油消费和饲料消费的多重特征, 大豆价格成为“我国农产品价格总体走向的风向标”^[1], 在我国农产品价格体系中具有重要地位。但进入新世纪以来, 我国大豆价格波动频繁、剧烈(见图 1)。

粮食(包括大豆)市场波动是学者们关注的热点问题。在描述粮食价格波动规律时, 柯炳生^[2]等学者比较一致地认为中国粮食价格波动长期趋势表现为总体上涨; 周期波动明显, 且波动幅度较大; 季节波动不明显。但大家对在波动周期的划分各不相同。柯炳生认为中国粮价大约以 8 年左右为周期循环波动。鲁靖^[3]把 1978—2000 年的粮食收购价格和市场价格波动各分为 4 个周期。卢锋^[4]把 1980—2007 中国粮价波动大致分成 3 个周期。当前专门研究大豆价格波动的文献较少。余建斌^[5]、喻翠玲^[6]、周应恒和邹林刚^[7]将研究重点放在国内外市场整合、期货和现货市场关系上, 研究方法上也多运用统计方法、协整方法、VAR 方法等, 运用时间序列的研究成果比较少见。本文拟运用 GARCH(1,1) 模型探讨大豆价格波动的特征。

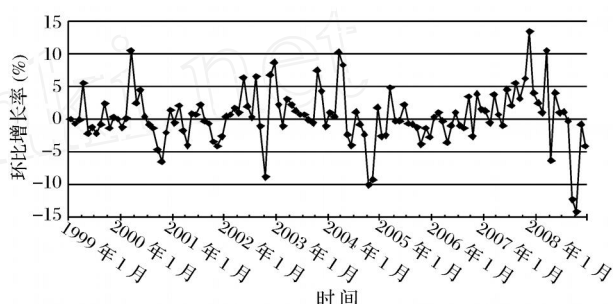


图 1 中国大豆批发(不变)价格月度增长率

注: 价格数据是以 1998 年 1 月为基期的不变价格。增长率 = (本月价格 - 上月价格) / 上月价格 × 100 %。

资料来源: 大豆批发价格数据来自郑州粮食批发市场; CPI(1998 年 1 月 = 100) 数据利用国家统计局公布的上年同月的同比数据计算整理。

2 研究方法和数据

2.1 GARCH 模型概述

自回归条件异方差 (autoregressive conditional heteroskedasticity, ARCH)、广义自回归条件异方差 (general autoregressive conditional heteroskedasticity, GARCH) 这两个概念最早分别由 Engle^[8] 和 Bollersle^[9] 提出, 现已广为应用。GARCH(1,1) 中的 (1,1) 表示阶数为 1 的自回归项 (GARCH 项) 和滞后阶数为 1 的残差平方项 (ARCH 项)。标准的 GARCH(1,1) 模型如下所示:

$$y_t = x_t \gamma + u_t; \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2. \quad (2)$$

上式中: x_t 是 $1 \times (k+1)$ 维外生向量; γ 是 $(k+1)$ 维参数向量。

收稿日期: 2009-09-21

作者简介: 刘家富 (1976—), 男, 山东东明人, 中国农业大学经济管理学院博士研究生, 东北农业大学应用技术学院讲师, 研究方向: 农业经济理论与政策; 李秉龙 (1957—), 男, 辽宁沈阳人, 中国农业大学经济管理学院教授, 博士生导师, 研究方向: 农业经济理论与政策; 张雯丽 (1982—), 女, 湖北十堰人, 农业部农村经济研究中心助理研究员, 农业经济管理博士, 研究方向: 农业经济理论与政策。

1) $\times 1$ 维系数向量; $k = 1, 2, \dots, T$ 。
式(1)称为均值方程,式(2)称作 GARCH 方程。GARCH 方程表明:当期的方差依赖于三个因素:常数项 ω , ARCH 项 u_{t-1}^2 (用前一期残差的平方表示,反映前一期的波动性)和 GARCH 项 σ_{t-1}^2 (前一期的预测方差)。

模型的这种设定在经济领域中具有重要意义。交易者们经常通过不变方差 ω , 前一期方差的预测值 σ_{t-1}^2 , 以及前一期的信息 u_{t-1}^2 的加权平均来预测当期的方差。如果市场价格上升或下降的幅度很大,那么交易者会加大对下一期方差的估计。故而该模型的方差形式可以揭示经济波动的集群现象^[10]。

2.2 数据及其统计特征

批发市场连接零售市场和收购市场,处于流通的中间环节,具有重要的价格形成功能。批发价格处于大豆价格体系的中心地位,能够很好地反映大豆市场价格波动特征,对上下游购销环节具有重要影响。本文以大豆批发价格作为研究对象,所用数据来源于郑州粮食批发市场的数据库,该数据库搜

集了 1998 年 1 月以来的月度大豆批发价格 (soybean wholesale price, SWP)。考虑到 1998 年世界大豆市场的反常波动,本文仅以 1999 年 1 月至 2008 年 12 月的 120 个数据来研究 SWP 的波动特征。为剔除物价因素的影响,全部数据运用 CPI 定基数据处理而获得实际价格 RSWP (real SWP)。CPI 定基(1998 年 1 月 = 100)数据根据国家统计局公布的上年同月同比数据和 2008 年各月环比数据推算。全文使用 EVIEWS6.0 软件作为主要分析工具。

RSWP 序列的统计特征(见表 1)。RSWP 序列的平均值是 2646.20 元/吨,峰度 K 值等于 4.20,偏度 S 为 1.33,表明 RSWP 序列呈现明显的尖峰、右拖尾特征 $J-B$ 值为 42.93,也拒绝正态分布假设。为考察不同时期 RSWP 的统计特征,以 24 个月为一组做分时段统计,其统计特征表明:1999 年以来,大豆实际批发价格各期均值呈增长趋势;5 个时期中,有 2 个时期的变异系数较高,尤其是 2007 年 1 月至 2008 年 12 月达到 0.19,表现出波动的集群特性。

表 1 1999 年 1 月至 2008 年 12 月 RSWP 序列分时期统计特征

时期	均值	最大值	最小值	标准差	变异系数	峰度	偏度	J - B 统计量
1999.1 - 2008.12	2646.20	4300.94	1946.75	566.88	0.21	1.33	4.20	42.93
1999.1 - 2000.12	2258.12	2535.20	2133.10	138.79	0.06	0.99	2.42	4.29
2001.1 - 2002.12	2141.91	2447.13	1946.75	124.83	0.06	0.38	2.98	0.59
2003.1 - 2004.12	2920.79	3560.12	2472.14	337.32	0.12	0.46	1.85	2.15
2005.1 - 2006.12	2534.79	2749.34	2342.7	134.47	0.05	0.20	1.61	2.09
2007.1 - 2008.12	3375.39	4300.94	2503.42	653.41	0.19	0.10	1.49	2.31

资料来源:大豆批发价格数据采自郑州粮食批发市场;CPI(1998 年 1 月 = 100)数据利用国家统计局公布的上年同月的同比数据计算整理。

3 大豆批发价格的 GARCH(1,1) 模型

3.1 RSWP 和 DRSWP 序列平稳性检验

由于 GARCH 模型仅适用于平稳序列分析,本文首先运用 ADF(augmented dichkey - fuller test, ADF)方法对 RSWP 序列及其一阶差分序列(DRSWP)做单位根检验,以判定 RSWP 和 DRSWP 序列的平稳性。单位根检验结果见表 2。

表 2 RSWP 及 DRSWP 序列的 ADF 检验

	ADF	1 %显著水平	5 %显著水平	10 %显著水平
RSWP	- 1.81	- 3.48	- 2.88	- 2.58
DRSWP	- 7.66	- 3.48	- 2.88	- 2.57

从表 1 可知,RSWP 序列的 ADF 值大于不同显著水平下临界值,表明 RSWP 序列存在单位根,是非平稳序列;而 DRSWP 序列的 ADF 值小于不同显著水平下临界值,是平稳序列。换言之,

RSWP 是 I(1) 序列,呈随机游走趋势。本文针对 DRSWP 序列展开进一步研究。

3.2 GARCH 模型结果与检验

DRSWP 序列的相关性分析(见表 3)。其中 AC (autocorrelation) 表示自相关系数, PAC (partial autocorrelation) 表示偏相关系数, Q-Stat 表示 Ljung Box-Q 统计量, Prob 表示概率。可见,DRSWP 序列的 AR(1) 拟合残差存在严重的自相关。

从表 2 可知,DRSWP 序列的 1 阶和 2 阶和 7 阶自相关性较高,所以可对 DRSWP 序列建立滞后 1 阶、2 阶、7 阶的自回归模型。

利用最小二乘法建立多个自回归模型对 DRSWP 序列拟合,结果如下:

$$DRSWP_t = C + \alpha_1 DRSWP_{t-1} + \alpha_2 DRSWP_{t-2} + \alpha_3 DRSWP_{t-7} + u_t;$$

(1)

表 3 DRSWP 序列自相关与偏自相关系数

滞后阶数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AC	0.319	0.129	0.131	0.109	0.077	- 0.017	- 0.172	- 0.041	- 0.055	- 0.154
PAC	0.319	0.031	0.09	0.044	0.022	- 0.071	- 0.185	0.060	- 0.044	- 0.108
Q - Stat	12.43	14.506	16.650	18.143	8.908	18.948	22.749	22.964	23.361	26.500
Prob	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.004	0.002	0.003	0.005	0.003

$$DRSWP_t = \alpha_1 DRSWP_{t-1} + \alpha_2 DRSWP_{t-2} + u_t;$$

(3)

$$DRSWP_t = \alpha_1 DRSWP_{t-1} + \alpha_2 DRSWP_{t-7} + u_t;$$

(4)

$$DRSWP_t = \alpha_1 DRSWP_{t-1} + u_t.$$

(5)

不同解释变量的最小二乘法估计系数见表 4。

表 4 不同解释变量的最小二乘法估计系数

解释变量	模型(1)系数	模型(2)系数	模型(3)系数	模型(4)系数
C	10.50(0.793)	——	——	——
DRSWP(- 1)	0.30(3.228)*	0.314(3.355)*	0.328(3.702)*	0.324(3.696)*
DRSWP(- 2)	0.05(0.576)	0.033(0.353)	——	——
DRSWP(- 7)	- 0.24(0.107)	——	- 0.228(- 2.184)*	——
调整后 R ²	0.125	0.094	0.133	0.101
AIC	12.51	12.49	12.488	12.47
SC	12.61	12.54	12.53	12.49

注:括号内为系数的 t 检验值;“*”代表系数的估计值在 5%水平上显著异于 0;各变量和统计值对应的“——”项代表模型中不包括这一变量。

从上述结果可以看出,除滞后 1 阶项外,各模型的系数统计性质均不显著,故而模型是否存在 ARCH 效应。对各模型检验结果表明 ARCH 效应较强(效应概率 P = 0),故使用 GARCH 模型进一步改进。根据调整 R² 并综合 AIC 准则和 SC 准则,将模型 4 作为 GARCH 模型中的均值方程,建立 GARCH(1,1) 方程模型,结果如下(括号内为 z 值)所示。

均值方程:

$$DRSWP_t = 0.332 DRSWP_{t-1} + u_t.$$

(3.040)

(5)

方差方程:

$$\sigma_t^2 = 806.432 + 0.189 u_{t-1}^2 + 0.790 \sigma_{t-1}^2.$$

(1.82) (2.87) (10.88)

(6)

其中, R² = 0.10, D. W. = 2.02, AIC = 12.22, SC = 12.31, 似然值 = - 717.31。

上述 GARCH(1,1) 模型各项系统统计显著,拟合效果较好。ARCH 项系数为 0.189,表明外部冲击将加大系统的波动性。GARCH 项的系数等于 0.790,反映了系统的长期记忆性;两系数之和等于 0.979,其值接近于 1,表明波动持续性较强。

对 GARCH(1,1) 模型进行 ARCH - LM 检验,结果见表 5。在滞后 5 阶条件下, F 统计量等于 3.17,其伴随概率为 0.185,接受原假设,即认为该残差不再存在 ARCH 效应。这说明 GARCH(1,1) 模型消除了残差序列的条件异方差性。

表 5 GARCH(1,1) 拟合结果的 ARCH - LM 检验结果

F-statistic	1.53	Probability	0.185
Obs * R-squared	7.55	Probability	0.182

由 GARCH 模型拟合的 DRSWP 条件标准差时间序列(见图 2)。DRSWP 序列条件标准差在 1999—2003 年基本处于 150 以内,此后,DSWP 序列条件标准差有扩大趋势,2007—2008 年甚至达到 300。这表明 GARCH 模型预测的大豆价格波动有加剧趋势,与表 1 的统计分析结果吻合。

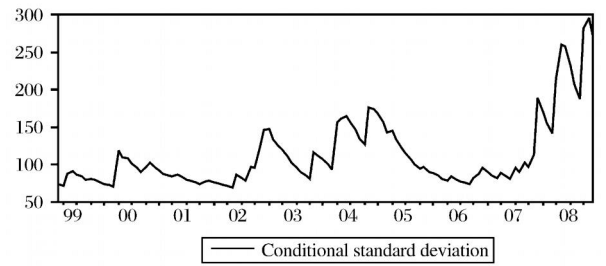


图 2 DRSWP 序列条件标准差图

4 结论

本论文通过分析大豆批发价格历史数据的统计特征,寻求较好的拟合模型,以描绘大豆价格时间序列的波动特征。通过分析可以得出以下结论:

第一,从大豆批发价格的时间序列图可以看出,1999 年以来,我国大豆批发价格是 I(1) 序列,呈随

(下转第 107 页)

Analysis on Chinese Regional Economic Convergence through New Perspective

Teng Jiadong, Fan Qingquan

(1. College of Information Engineering, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

2. College of Math and Quantitative Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

Abstract : In order to eliminate the effects of economic cycle and get the actual GDP series with long-term trend, this paper uses the H-P filtering approach to trend decomposition of GDP series according to each province. To analyze the characteristics of regional convergence, it uses the proportion of each province's actual GDP series divided by the sum of all as a standard indicator, and then calculates the derivative of the standard indicator to get the growth rate of it. To serve the research, it updates the growth rate, which can show regional difference. The conclusion is that, even though the regional difference is changing larger, the speed of the changing rate is slowing down. Actually, there is a trend of convergence since 1992.

Key words : standard indicator; growth rate; H-P filtering; convergence

(上接第 46 页)

机游走。这表明我国大豆批发市场是有效市场。

第二,本文的研究表明,大豆批发价格时间序列的偏度(skewness)为 1.33,峰度(kurtosis)为 4.20,故 RSWP 具有右厚尾特征。自回归模型的 ARCH 效应较大,价格波动具有集群性(表现为 2002 年、2004—2005 年、2007—2008 年价格密集波动,见图 3。GARCH(1,1)模型中 ARCH 项系数为 0.189,表明外部冲击将加大系统的波动性。自回归的根(ARCH 项系数与 GARCH 项系数之和)等于 0.979,其值接近于 1,表明波动持续性较强。

第三,由 GARCH 模型拟合的 DRSWP 序列条件标准差图表明现阶段大豆价格波动有加剧趋势。

参考文献

- [1] 陈永福. 中国食物供求与预测[M]. 北京:中国农业出版社,2004:266.
- [2] 柯炳生. 中国粮食市场与政策[M]. 北京:中国农业出版社,1995:194-209.

- [3] 鲁靖. 粮食经济中的和谐——中国粮食市场与政府宏观政策的耦合[M]. 南京:东南大学出版社,2006:27.
- [4] 卢锋,谢亚. 我国粮食供求与价格走势(1980—2007)——粮价波动、宏观稳定及粮食安全问题探讨[R]. 北京:北京大学中国经济研究中心,2007.
- [5] 余建斌. 中国大豆市场供求及价格研究[D]. 北京:中国农业大学,2006.
- [6] 喻翠玲. 经济全球化下的中国大豆产业:价格、供给与贸易[D]. 武汉:华中农业大学,2006.
- [7] 周应恒,邹林刚. 中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系研究——基于 VAR 模型的实证分析[J]. 农业技术经济,2007(1):55-62.
- [8] ENGLE R F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U. K. inflation[J]. Econometrical,1982,50:987-1008.
- [9] BOLLERSLEV T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics,1986,31:307-327.
- [10] 张晓峒. EVIEWS 使用指南与案例[M]. 北京:机械工业出版社,2007:138-143.

Analysis on Fluctuation Rule of Soybean Wholesale Price in China : Based on GARCH Model

Liu Jiafu, Li Binglong, Zhang Wenli

(College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100193, China)

Abstract : This paper studies the characteristic of the short-term fluctuation of soybean wholesale price with GARCH(1,1) model. The results show that the wholesale price of soybean in China has a tendency of stochastically random walks during 1999-2008. The fluctuation of soybean wholesale price is characterized by the right thick tail and the colony, and it has ARCH effects, and the impulse of fluctuation weakens slowly. Recently, the price fluctuation has a tendency of aggravation.

Key words : soybean wholesale price; price fluctuation; GARCH(1,1) model