

【农业经济】

国际粮食价格波动非对称性分析

——基于T分布下EGARCH模型

孙林,倪卡卡

(浙江工业大学 经贸管理学院,浙江 杭州 310023)

摘要:国际化背景下,研究世界粮食价格波动特征对于中国从总体上把握国际粮食市场运行规律,正确地对市场风险做出判断并及时采取应对措施具有重大意义。本文通过对芝加哥期货交易所(CBOT)小麦、玉米、大豆和大米这四种期货产品2005—2012年价格收益率时间序列的研究,发现:国际粮食价格波动具有尖峰厚尾的非正态分布的特征;AIC和BIC信息准则结果显示,T分布能更好对模型进行估计;基于T分布的EGARCH模型实证结果表明,国际粮食期货价格存在显著集聚性和非对称性,但不同期货产品表现形式不一样,揭示不同期货品种的市场对“利好”和“利空”消息的反应存在差异。

关键词:粮食安全;波动分析;T分布;ARCH族模型

中图分类号:F304 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2013)02-0068-09

一、引言

2007年至2008年,世界粮食价格经历了一轮飞涨。粮食价格不仅表现为价格飞涨,还表现出剧烈波动的特征。以小麦为例,2007年1月,国际小麦价格上涨了88%。接着,小麦价格又上涨了19%,于2008年3月达到历史顶峰。到了2008年12月,其价格与顶峰相比下降了50%。到2010年,世界粮食市场上的小麦价格比2009年又上升了137.5%。^[1]国际粮食价格的剧烈波动说明国际粮食市场存在风险。

在国际化 and 市场化背景下,中国粮食市场需要逐步开放,通过国际贸易来填补国内粮食缺口,以提高中国粮食安全政策效率,克服当前“自给自足”政策存在的不足。^[2]然而,中国开放粮食市场时,由于中国进口粮食基数大,进口集中,可能导致国际粮食价格大幅上涨,使中国在国际市场购买粮

食遭受价格风险和巨额损失。在中国粮食市场与国际粮食市场联系越来越紧密的同时,中国政府应该寻求一定的保障机制规避这类风险。本研究认为,中国可以利用粮食期货市场规避由于开放市场导致的风险。因此,从保障国际化背景下中国粮食安全的角度出发,了解世界粮食期货价格波动特征对中国粮食政策制定者来说具有重要的现实意义。

本文针对国际粮食期货价格收益率波动的非对称性做了比较全面的分析。全文安排如下:第二部分对国内外学者关于粮食价格波动的研究现状进行了综述,并评价其可能存在的不足;第三部分介绍了本文的模型设定;第四部分对本文使用的数据进行了说明和描述;第五部分运用EGARCH(1,1)模型,比较在正态分布、T分布、广义误差分布(GED分布)三种分布下的模型估计结果,并进一步探讨粮食期货价格收益率的非对称性。最后是结论及政策含义部分。

收稿日期:2012-09-11

基金项目:国家社会科学基金重点项目(10AGJ004);教育部人文社科青年项目(10YJC790225);浙江省哲学社会科学规划重点项目(11JCYJ02Z);教育部人文社科项目(09YJA790140)

作者简介:孙林,男,副教授,博士,主要研究方向:区域一体化、粮食安全、国际贸易理论与政策。

倪卡卡,女,硕士研究生,研究方向:区域一体化、粮食安全。

二、文献综述

有许多学者从不同的角度对国际粮食价格波动进行了研究和分析。有的学者关注粮食价格波动对国民经济和居民福利的影响(例如 Ivanic and Martin, 2008),有的学者关注引起粮食价格波动的因素(例如 Yang et al., 2001; Shaun K. Roache, 2010; Apergis 和 Rezitis, 2011; 林光华, 陈铁, 2011),还有些学者重点关注波动本身,研究其波动的特征。^[3-7]

目前国内外学者对粮食价格的波动特征的分析主要集中在分析价格波动的集簇性、非对称性、波动的大小和持久性等特征。冯云(2008)的研究认为中国粮食价格具有集簇性和明显的非对称性。^[8]罗万纯、刘锐(2010)运用 ARCH 系列模型对中国水稻、粳稻、大豆、小麦和玉米等主要粮食产品价格做了进一步分析,得出了和冯云(2008)类似的结果,他还发现,小麦和玉米市场不具有高风险、高回报的特征。^[9]Baharom et al. (2009)运用 EGARCH 模型分别分析了 1961—2008 年世界大米月度数据,发现世界米价具有杠杆效应,且 EGARCH 模型能描述世界米价的杠杆效应。^[10]Gilbert 和 Morgan (2010)基于 1970—2009 年历年的饮料与糖、谷物、油脂、肉和鱼、新鲜水果这五类农产品的价格,用 GARCH(1,1)模型对其波动进行了研究。结果表明,在近 20 年间,除大米以外,其他农产品价格波动都比十九世纪 70 年代和 80 年代要小。^[11]此外,林光华和陈铁(2011)在对国际大米的研究中还发现,价格冲击对国际大米价格波动的影响持续时间较长。^[7]

这些关于农产品价格的波动分析多基于 ARCH 类模型,但是鲜有文献在构建 ARCH 类模型时,针对时间序列扰动项的分布特性进行讨论。实际上,分布特征是影响模型估计能力的因素之一。在许多运用 ARCH 类模型分析粮食以外产品的价格收益率的文献中,大多有对分布特征^①进行探讨。比如:王吉培、张哲(2008)在研究沪深基金收益率波动时探讨了基于 GED 分布下的 GARCH 模型,研究显示:基于 GED 的 GARCH 类模型相比正态分布,较好地解释了收益率分布的尖峰性和厚尾性;^[12]张芳(2010)在结合上证综指和深圳成指的日收益率序列进行实证分析,同样得出了 GARCH(1,1) GED 拟合效果更佳的结论。^[13]穆洪华

(2007)指出,由于 GARCH 族模型能够较好地刻画收益率的动态变化特征,并捕捉数据的集聚效应、非对称性特征。所以,近年来计算 VaR 的参数方法多集中于各类 GARCH 模型结合能捕捉厚尾特征的 T 分布、GED 分布进行计算。^[14]

总体而言,这些研究对于我们认识农产品粮食价格波动的影响、影响波动的特征以及波动本身的特征有重要的意义。关于粮食价格波动和 ARCH 类模型应用的研究目前来说,也比较丰富,为本文提供了很好的参考和借鉴。但是,现有研究还存在以下几点不足:

第一,在构建 ARCH 类模型时,没有探讨数据分布特征,简单假定数据服从某一个正态或未指明分布,直接加以使用;

第二,针对国际粮食价格的分析,只是针对某一个特定粮食产品价格波动进行分析,没有将所有粮食产品纳入分析框架进行综合比较分析。在缺乏对比的情况下,难以捕捉所有粮食产品价格波动的共性和特性;

第三,在讨论波动非对称性时,很少讨论粮食产品非对称性特征表现上的具体差异。

本文将基于 EGARCH 模型,重点探讨在正态分布、T 分布以及 GED 分布三种情况下,国际粮食价格波动的最优分布形式,以提高模型的预测能力。从这一点来看,本研究是对现有文献的重要补充,在涉及粮食期货产品价格特征分析时,对使用方法进行了更广泛的讨论。研究结果可以为中国逐步开放粮食市场,合理利用国际粮食期货市场回避风险提供决策参考。

三、ARCH 类模型及设定

对于粮食价收益率的波动分析,国内国际上前沿的文献大多采用 ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity) 族模型(例如:林光华等,2011;罗万纯等,2010;Gilbert 等,2010;Baharom et al., 2009)。它突破了传统的方法和思维方式,反映了随机过程的一个特殊性质——方差随时间变化而变化。

1. ARCH 模型

Engle(1982)为了刻画预测误差的条件方差中

① 文献多对 ARCH 类模型扰动项分布的三个假设进行探讨:正态分布(Gaussian)、T 分布(Student-t)和广义误差分布(Generalized Error Distribution)。合理的分布假设将提高模型的预测能力。

可能存在的某种相关性,提出了自回归条件异方差(ARCH)模型。^[16]该模型的各种拓展在分析各种价格波动的集簇性方面具有突出优势。

ARCH 模型基本原理:

$$\text{均值方程: } Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

方差方程:

$$\text{var}(\varepsilon_t) = h_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad t = 1, 2, 3, \dots \quad (2)$$

(1)式为均值方程, Y_t 是被解释变量; X_t 是解释变量,即可以是被解释变量的滞后项,也可以是其他外生变量; ε_t 为误差项。

(2)式为方差方程, $\sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2$ 即为 ARCH(p)项。式中, $a_0 > 0, a_i \geq 0, i = 1, \dots, n$,以确保条件方差 $h_t > 0$ 。我们称上述模型是自回归条件异方差(ARCH)模型。

在一般价格波动分析时,我们时常发现,大的价格变化,无论是正是负,往往跟随着大的价格变化,小的价格变化常常伴随着小的价格变化(Engle, 1982; Bollerslev, 1986),即价格波动存在集簇性。^[16-17]这在某种程度上说明价格波动具有一定可预测性。

2. GARCH 模型

ARCH 模型问世以来, Bollerslev (1986) 对其进行了一次重要的拓展,提出了 GARCH (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, 简称为 GARCH)。GARCH 模型在均值方程上没有发生改变,而在方差方程中,加入了误差项方差自身的滞后项。实际上, GARCH(p, q) 模型等价于 ARCH(p) 模型阶数趋于无穷大时的情况,但待估参数却大为减少,因此使用起来更加方便而有效。

$$h_t = w + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q b_j h_{t-j} \quad (3)$$

(3)式中, $\sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2$ 为 ARCH(p)项, $\sum_{j=1}^q b_j h_{t-j}$ 为 GARCH(q)项。 p 和 q 分别为它们的滞后阶数,如果 ARCH 或者 GARCH 项高度显著,说明粮食价格收益率具有显著的波动集簇性。众多研究表明,一般情况下, GARCH(1, 1) 能很好地描述波动的集聚性。为保证条件方差 $h_t > 0$,一般要求系数 $w \geq 0, a_i \geq 0$ 和 $b_j \geq 0$ 。

3. EGARCH 模型

在 GARCH(p, q) 模型中,条件方差取决于残差值的大小而不取决于残差的符号。实际上,一些

经验表明,证券市场上,波动性较高的那段时期经常与证券市场的下跌紧密相关,而波动性较低的那段时期经常与证券市场的上涨紧密相关。也就是市场信息冲击对波动影响程度是非对称的。为了描述这种情形, Nelson (1991) 提出了 EGARCH (exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, 简称为“EGARCH”) 模型。^[18] 它的一个优点是:与 GARCH 模型不同,它无需施加对参数符号的任何限制,使其成为求解过程中更为简单并且更为灵活的一组动态模型(高铁梅, 2009)。^[19] 以 EGARCH(1, 1)^① 为例,其形式如下:

E-GARCH(1, 1) 模型的方差方程如下:

$$\ln(h_t) = w + \beta \ln(h_{t-1}) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (4)$$

杠杆效应是否存在需要看(4)中参数 γ 。只要 $\gamma \neq 0$, 冲击的影响就存在着非对称性。当 $\gamma > 0$ 时, 正干扰引起的波动比负干扰要大; 当 $\gamma < 0$ 时, 正干扰引起的波动比负干扰要小; 当 $\gamma = 0$ 时, 正负干扰对波动的影响具有相同的效果, 不存在杠杆效应。

收益率波动时常存在杠杆效应^②(或者说非对称性), 本文将采用 Nelson (1991) 提出的 EGARCH 模型来对此特征进行描述。

刻画价格波动特征一般假设其服从正态分布, 但这是一种理想情况, 这种假设在现实中一般很难成立。一般情况下, 价格收益率时间序列都存在尖峰厚尾的特征, 也就是说价格波动序列并不完全符合正态分布的特性。因此, 有必要探讨可能更符合实际情况的其他分布假设, 也就是 T 分布和 GED 分布。这是本文关注的一个重点, 也是创新所在。

四、样本及数据说明

本文采用的是芝加哥期货交易所 (CBOT)^③ 2005 年 1 月—2012 年 3 月的大豆、玉米、小麦和稻

① 一般而言, EGARCH(1, 1) 能很好的描述波动的非对称性。

② 杠杆效益指正负价格冲击对价格波动的影响是不同的或者非对称的。换句话说, 同等强度的“利空”消息比“利好”消息导致的市场波动性更大或更小 (Campell & Hentschel, 1992)。

③ 2007 年 7 月 12 日, CBOT 交易所已经与 CME (芝加哥商品交易所的简写) 合并成为全球最大的衍生品交易所即芝加哥商品交易所集团 (CME Group Inc.), 该所以上市大豆、玉米、小麦等农产品期货品种为主, 这些品种是目前国际上最权威的期货品种。

米四种农产品每天的期货收盘价格。该数据来自于彭博资讯(Bloomberg L. P.)^①。

本文选取期货价格作为研究对象是因为期货市场具有价格发现功能。在一个公开、公平、公正和成熟的期货市场中,通过期货交易形成的期货价格,具有真实性、预期性、连续性和权威性的特征,并且能够比较真实地反映商品价格未来的变动趋势。大宗农产品定价通常以相应的期货价格为基础,再按质量等级、交割所在地等因素进行浮动计算。可见,大宗农产品贸易的价格是在期货市场上决定的(高志杰,2007)。^[20]而 Kenneth D, Garbade 和 William L. Silber(1983)对玉米、小麦这两种大宗商品期货进行研究,发现了玉米和小麦的商品市场是期货引导现货市场。^[21]对于大宗商品,期货市

场由于交易机制灵活,投资者参与众多,使更多的信息更快地在市场上反映出来,从而在价格发现上更占优势(鲁洋,2011)。^[22]正因为期货价格有价格发现功能,因此,期货价格一定程度上可以用来衡量世界粮食的一般价格。此外,ARCH类模型要求数据具有较多观察值。使用期货价格数据,一年有近250条观察值。因此,期货价格数据更适合用ARCH类模型进行估计。

表1针对小麦、玉米、大豆、大米的CBOT价格及其价格收益率进行描述性统计。价格收益率以相邻两日价格的对数一阶差分表示,即 $R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$,其中 P_t 和 P_{t-1} 分别表示第t天和第t-1天的粮食期货价格。

表 1 粮食期货价格及其收益率数据描述性统计

变量	变量解释	均值	最小值	最大值	标准差
pwheat	小麦价格	579.06	287.75	1282.50	190.52
rr_wheat	小麦价格收益率	0.00041	-0.09973	0.10529	0.02332
pcorn	玉米价格	419.16	194.75	788.00	160.40
rr_corn	玉米价格收益率	0.00065	-0.09754	0.08662	0.02115
psoybean	大豆价格	961.38	499.50	1631.00	286.25
rr_soybean	大豆价格收益率	0.00051	-0.15289	0.06433	0.01758
price	大米价格	12.40	6.36	24.82	3.56
rr_rice	大米价格收益率	0.00038	-0.11353	0.07819	0.01637

数据来源: Bloomberg, 20050101-20120312

五、粮食价格波动非对称性的实证检验及讨论

1. 粮食价格收益率数据尖峰厚尾特征及非正态分布检验

本文选择了偏度和峰度对数据分布进行描述(如表2)。如果价格的波动收益率服从正态分布的话,那么收益率的偏度统计量应为0,峰度统计量为3。但是,四种农产品期货价格收益率的偏度均不为0。其中,小麦和玉米偏度大于0,表现为右偏;大豆和大米的收益率偏度小于0,表现为左偏。当序列的峰度大于3时,表明该序列具有尖峰厚尾的特征,而小于3表明这个序列比较扁平。表2显示,四种期货产品的收益率峰度都大于3,具有尖峰厚尾特征。四种粮食产品的价格的尖峰厚尾的特征还表现出一定的差异,大豆表现出非常明显的尖峰厚尾特征,其峰值高达7.67。大米、玉米和小麦的峰值稍小,分别是5.14、4.48和4.46。但无论在哪种情况下,由于价格收益率的峰度都大于3,说明这个序列不服从标准的正态分布。

表 2 期货收益率数据描述性统计

变量	rr_wheat	rr_corn	rr_soybean	rr_rice
偏度	0.0509	0.0026	-0.5876	-0.1161
峰度	4.4662	4.4823	7.6664	5.1385
K-S 正态性检验	0.049***	0.004**	0.057***	0.046***
J-B 统计量	163***	165.8***	1747***	349.1***

注: * 代表 10% 的显著性水平, ** 代表 5% 的显著性水平, *** 代表 1% 的显著性水平; J-B 统计量使用的是 JB 统计量的综合显著性。

为了验证收益率时间序列是否显著不同于正态分布,本文运用了 K-S 和 J-B 两种方法对其进行检验。表2结果表明,除玉米的 K-S 检验在 5% 显著水平显著, J-B 统计量和 K-S 正态性检验一致认为,其他时间序列都在 1% 的显著性水平上拒绝正态分布的原假设。

2. 杠杆效应分析

本文使用 EGARCH(1,1)^②模型进行参数估

① 彭博资讯是一家全球性的信息服务商,专业提供即时历史财经数据。

② 大多数研究者发现,对于尖峰后尾的非正态分布,用一个简单的 GARCH(1,1)模型就能够进行刻画。而本文在 GARCH(1,1)的基础上加入了非对称性的特征,因此采用 EGARCH(1,1)模型。

计。由于已知各时间序列有尖峰厚尾的特征,与正态分布存在显著差异。因此,本文对比了正态分布、T 分布和 GED 三种情况下的模型拟合情况(见表 3)。研究结果表明:(1)无论是从对数的似然值

来看,还是从 AIC 和 BIC 信息最小准则来看,T 分布都能更好地拟合模型;(2)四种农产品的 EGARCH 系数都在 1% 显著性水平下为正,且接近于 1,说明其波动具有集簇性。

表 3 正态分布、T 分布以及 GED、分布下 EGARCH(1,1) 模型比较

	小麦			大米			玉米			大豆		
	_g	_t	_ged	_g	_t	_ged	_g	_t	_ged	_g	_t	_ged
main	0.000864	0.000430	0.000410	0.000695	0.000377	0.000121	0.000760	0.000519	0.000420	0.000764 *	0.000913 **	0.000950 **
_cons	(1.69)	(0.89)	(0.84)	(1.92)	(1.11)	(0.35)	(1.64)	(1.22)	(1.00)	(2.09)	(2.73)	(2.98)
γ	0.0238 ***	0.0299 **	0.0259 **	-0.0210	-0.00680	0.00504	-0.0325 ***	-0.0230	-0.0303 *	0.0141 *	-0.00207	0.00432
	(3.92)	(2.97)	(2.98)	(-1.93)	(-0.57)	(0.56)	(-3.33)	(-1.52)	(-2.02)	(2.17)	(-0.19)	(0.39)
L_earch_a	0.0615 ***	0.0716 ***	0.0646 ***	0.0928 ***	0.0917 ***	0.0487 *	0.0957 ***	0.136 ***	0.118 ***	0.116 ***	0.0990 ***	0.103 ***
	(5.80)	(4.21)	(4.29)	(5.73)	(4.72)	(2.03)	(8.15)	(5.34)	(5.33)	(7.14)	(5.09)	(4.68)
L_egarch	0.997 ***	0.996 ***	0.996 ***	0.982 ***	0.991 ***	-0.948 ***	0.972 ***	0.981 ***	0.973 ***	0.990 ***	0.992 ***	0.991 ***
	(418.50)	(250.84)	(284.79)	(204.66)	(216.45)	(-33.26)	(143.88)	(116.03)	(98.73)	(302.25)	(226.58)	(207.21)
_cons	-0.0214	-0.0321	-0.0263	-0.146 ***	-0.0684	-16.05 ***	-0.215 ***	-0.144 *	-0.202 **	-0.0740 **	-0.0608	-0.0673
	(-1.19)	(-1.07)	(-1.00)	(-3.67)	(-1.80)	(-63.22)	(-4.13)	(-2.19)	(-2.64)	(-2.77)	(-1.69)	(-1.72)
lnldfm2	1.778 ***				1.703 ***			1.435 ***			1.288 ***	
_cons		(6.72)			(6.89)			(6.51)			(6.21)	
lnshape			0.418 ***			0.284 ***			0.307 ***			0.238 ***
_cons			(9.00)			(7.57)			(6.88)			(6.55)
N	1811	1811	1811	1811	1811	1811	1811	1811	1811	1811	1811	1811
ll	4312.6	4335.8	4331.1	4964.9	4990.4	4925.4	4479.5	4521.5	4517.1	4868.3	4926.1	4925.2
aic	-8615.3	-8659.6	-8650.3	-9919.8	-9968.7	-9838.8	-8949.0	-9031.1	-9022.2	-9726.5	-9840.2	-9838.5
bic	-8587.8	-8626.6	-8617.3	-9892.3	-9935.7	-9805.8	-8921.5	-8998.0	-8989.1	-9699.0	-9807.2	-9805.5

注: * 代表 10% 的显著性水平, ** 代表 5% 的显著性水平, *** 代表 1% 的显著性水平;括号内为解释变量的 t 检验值;N 为样本数量,ll 为对数似然值(log likelihood),aic 和 bic 分别为信息准则。

以小麦为例,小麦的 γ 值为 0.0238,即 $0<\gamma\leq 1$,这意味着正向信息冲击引起的粮食价格波动大于同等强度负向信息引起的波动。这就是期货波动率中的“杠杆效应”,或称“非对称性”。表 4 的研究结果显示,对于小麦和大豆,在 1% 和 5% 的显著性水平上,存在显著的非对称性,而对于玉米和大米,也存在显著的非对称性,但情况却与小麦和大豆相反。玉米和大米的 γ 值分别在 1% 和 10% 的显著性水平显著为负数,即 $\gamma<0$,它表明,一个正的价格冲击所引起的波动比一个负的价格冲击所引起的波动小。而林光华、陈铁(2011)在研究国际大米波动的实证分析中,得出了大米价格波动的非对称性特征。与本文得出的结论有所出入^①。这可能是由于:(1)他们使用的是曼谷 FOB 现货月度价格,而非期货日度价格。本文的样本观察值更多,更适合用 ARCH 类模型进行估计;(2)他们使用的是粮食价格数据,而本文使用的是粮食价格收益率;(3)他们未探讨大米价格非正态分布的情况。本文使用的是经过对比的 T 分布模型,在方法选择上考虑了粮食价格收益率的非正态分布对估计结果造成的可能影响。

3. 信息冲击分析

为了更进一步说明粮食价格收益率的非对称性,本文利用 Engle and Ng(1993)提出的信息冲击曲线(news impact curve)来加以反映,用以刻画标准化残差变动一个单位引起的条件方差的变动情况。从图 4 中可以清楚地发现,四种期货产品对信息冲击的反应表现出非对称的特征。其中,小麦非对称性最强,玉米和大米次之,大豆最弱;并且,小麦和大豆的非对称性与玉米和大米非对称性相反。当 γ 为正时(如图 4a 小麦),同样是四个标准单位的负面消息和正面消息,负面消息引起的波动约为 0.0006,而正面消息引起的波动约为 0.0008,两者差别约为 33.33%。也就是说,对小麦而言,负面消息引起的价格波动比正面消息引起的价格波动小。大豆的 γ 比较小(见图 4b),为 0.0141,所以非对称性特征不是特别明显。这说明大豆市场比较成熟和完善。因为影响资产价格的“利多”信息和“利空”信息对大豆收益率的影响趋于一致,这是有效金融市场的特征。当 γ 为负数时(见图 4c

① 林光华和陈铁(2011)认为,国际大米价格波的非对称性形式为图 4-1 所示的形式,而本文得出的结论是大米价格非对称性形式为图 4-4 形式。

的玉米和图 4d 的大米),这两种产品所表现出的非对称性基本一致,即负面消息会导致更大的收益

率波动。这与一般成熟股票市场的价格收益率非对称性一致。

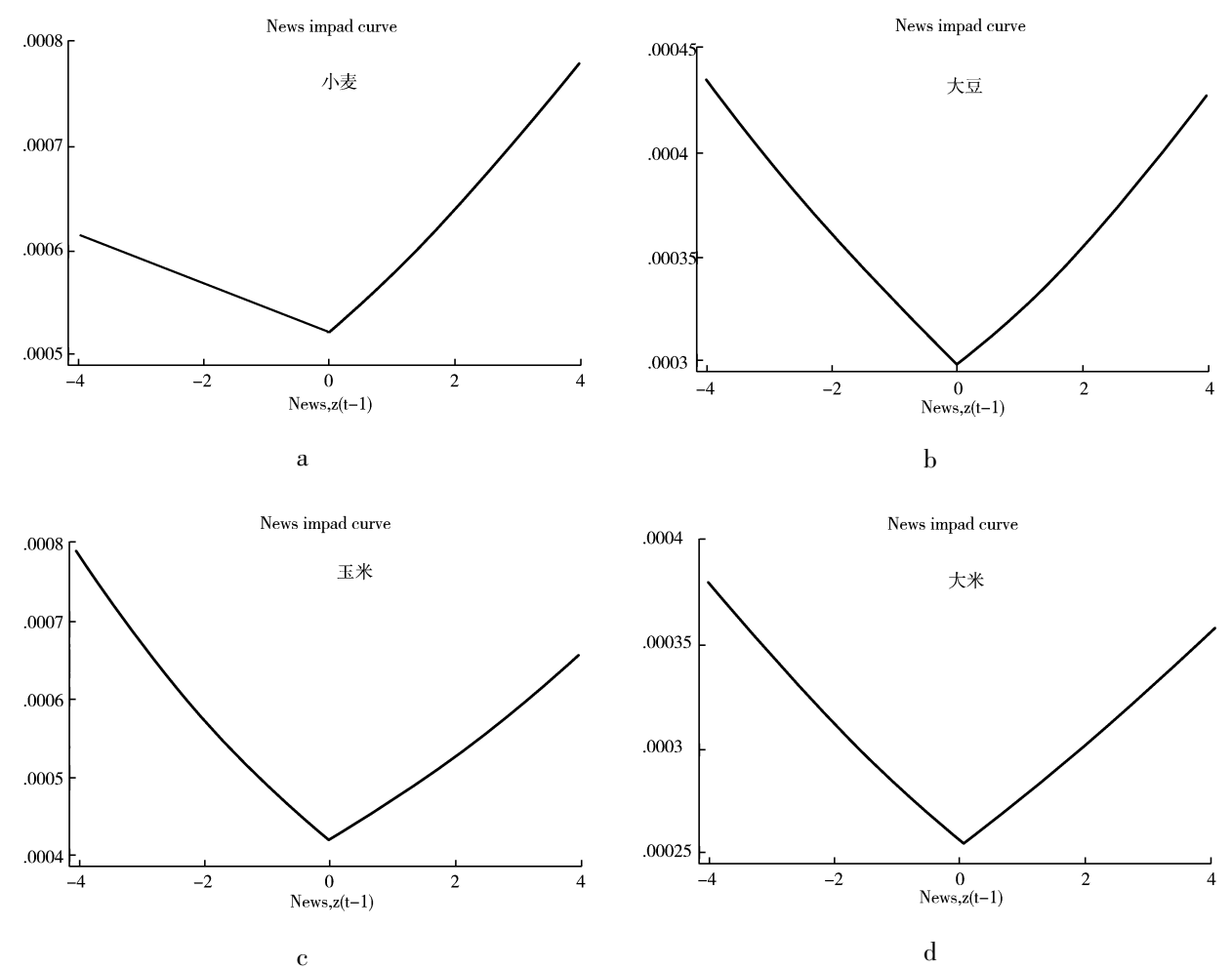


图 4 粮食期货价格对信息冲击的反应

六、结论及政策含义

综合以上分析,本文得到以下几点结论:

第一,四种粮食期货价格收益率都具有尖峰厚尾、非正态分布的特征,其中,小麦和玉米的期货价格收益率偏度表现出右偏,大豆和小麦的却表现出左偏。四种粮食期货产品的价格与正态分布存在显著差异。

第二,模型结果显示,T 分布模型能更好地对模型进行估计。由于粮食价格收益率序列非正态分布特性明显,因此,使用正态分布的假设来估计模型会存在明显的不足。本文通过比较正态分布、T 分布和 GED 分布下的 EGARCH(1,1) 模型的对数似然值、AIC 和 BIC 信息准则,发现基于 T 分布

的模型估计效果最好。

第三,基于 T 分布的 EGARCH(1,1) 模型对小麦、玉米、大豆和大米四种粮食产品价格收益率进行非对称性分析,可以发现它们都具有显著的集簇性和非对称性。对于小麦和大豆,相同程度的负面消息引起的波动比相同程度的正面消息所引起的波动要小。对于玉米和大米,相同程度的负面消息引起的波动比相同程度的正面消息所引起的波动要大。总体来说,比较 CBOT 各农产品期货品种,大豆非对称性最弱,市场有效性最强。

根据上述结论,本文得出的政策含义是:从提高粮食安全政策效率的角度来看,中国粮食市场将逐步开放,其与世界粮食市场的关联将日益紧密。为避免国际粮食价格大幅波动对我国利用国际粮食市场调剂国内余缺造成不必要的损失,中国可以

通过参与粮食期货市场的交易实现对粮食产品的套期保值,以达到间接稳定粮食供给的目标。但在操作中,必须认识到,国际粮食期货价格波动收益率具有非正态分布、集聚性和非对称性等特点,且不同产品非对称性,也就是对“好消息”和“坏消息”反应存在差异。只有充分考虑这些波动特性,才有利于正确判断国际粮食市场的风险,采取正确的应对措施。

参考文献:

- [1] 孙林. 粮食主产国出口限制是否推动了国际粮食价格上涨[J]. 中国农村经济, 2011(9): 86-96.
- [2] 朱晶, 钟甫宁. 市场整合、储备规模与粮食安全[J]. 南京农业大学学报: 社会科学版, 2004(3): 19-23.
- [3] Ivanic M, Martin W. Implications of Higher Global Food Prices for Poverty in Low-income Countries[J]. Agricultural Economics, 2008(39): 405-416.
- [4] Yang J, Haigh M S, Leatham D J. Agricultural Liberalization Policy and Commodity Price Volatility: a GARCH application[J]. Applied Economics Letters, 2001, 8(9): 593-598.
- [5] Shaun K Roache. What Explains the Rise in Food Price Volatility? [EB\OL]. [2010-0518]. <http://econpapers.repec.org/scripts/search/search.asp?ft=food+volatility>.
- [6] Nicholas Apergis, Anthony Rezitis. Food Price Volatility and Macroeconomic Factors: Evidence from GARCH and GARCH-X Estimates[J]. Journal of Agricultural and Applied Economics, 2011, 43(1): 95-110.
- [7] 林光华, 陈铁. 国际大米价格波动的实证分析: 基于ARCH类模型[J]. 中国农村经济, 2011(2): 83-92.
- [8] 冯云. 中国粮食价格波动的实证分析[J]. 价格月刊, 2008(2): 41-44.
- [9] 罗万纯, 刘锐. 中国粮食价格波动分析: 基于ARCH类模型[J]. 中国农村经济, 2010(4): 30-38.
- [10] Baharom A H, Radam A, Habibullah M S, Hirnissa M T. The Volatility of Thai Rice Price[EB\OL]. [2009-01-13]. <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/14113/>.
- [11] Gilbert C L, Morgan C W. Has food price volatility risen? [EB\OL]. [2010-02-13]. http://www.unitn.it/files/2_10.pdf.
- [12] 王吉培, 张哲. 基于GED-GARCH模型的沪深基金收益率波动性研究[J]. 现代经济, 2008, 7(10): 12-14.
- [13] 张芳. 基于金融时间序列GARCH模型的研究[D]. 山东: 山东理工大学学位论文, 2010.
- [14] 穆洪华. 基于GARCH模型的VAR方法的综述及其对汇率模型的研究分析[D]. 广东: 暨南大学, 2007.
- [15] Engle R F, Ng V K. Measuring and Testing the Impact of News on Volatility[J]. Journal of Finance, 1993(48): 1749-1778.
- [16] Engle R F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation[J]. Econometrica, 1982(50): 987-1008.
- [17] Bollerslev T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986(31): 307-327.
- [18] Nelson D B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach[J]. Econometrica, 1991(59): 347-370.
- [19] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 清华大学出版社, 2009.
- [20] 高志杰. 农产品期货市场波动与效率研究[D]. 西北农林科技大学, 2007.
- [21] Kenneth D, Garbade, William L S. Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets[J]. The Review of Economics and Statistics, 1983, 65: 289-297.
- [22] 鲁洋. 股指期货与股票市场价格发现机制研究[D]. 天津: 天津大学, 2011.

(责任编辑: 宋雪飞)

On the Asymmetry of the International Grain Price Volatility: Based on T Distribution EGARCH Model

SUN Lin, NI Kaka

(College of Economics and Management, Zhejiang University of Technology, Hangzhou 310023, China)

Abstract: Under the internationalization background, it is of great importance for China to learn the features of price volatility of international grains, get a full picture of the grain market operation rules, and correctly estimate the market risks and timely take the proper measures. By analyzing the CBOT future return time series of wheat, maize, soybeans and rice in the period of 2005-2012, this paper finds that the international price volatility has

obvious characteristics of peak and fat tail non-normal distribution。The AIC and BIC information criterion indicates that T distribution can give a better models estimation. The estimation results of T distribution EGARCH model indicate that the international grain price volatility has the features of volatility clustering and asymmetry, but those features differ in products, which indicates differences in market maturity.

Key words:Food Security;Volatility Analyzing;T Distribution;ARCH Family Model

(上接第 41 页)

urban migration has shaken the traditional rural social order,broken through the limitation of social distance patterns and boosted the individual development. The individualization brought about by the social in- and out-flow has infiltrated into every stratum of the society including family structure and private space ,determining the sustainable logic of villagers as well as their stands ,concepts and resolving methods in the crisis of disputes. Such a social change also dilutes the function of grass-root mediation organizations and causes the disorder of rural dispute settlement. Under the social background of “uprootedness” ,the role of mediation is weakened and the original “structural mediation” is reduced to “trial mediation” .

Key words:“Uprootedness”;Dispute Resolution;Mediation;Institutional Change