

市场信息对中国与欧盟猪肉价格波动的影响

白华艳, 谭砚文, 曾华盛

(华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642)



摘要 市场信息是商品价格形成的基础。基于“信息经济学”理论,运用 TARCH 和 EGARCH 模型,探讨中国和欧盟猪肉市场信息对价格波动产生的不同影响。结果表明:中国猪肉市场存在明显的信息不对称效应,使猪肉价格上涨的“正向信息”大于使猪肉价格下跌“负向信息”的影响,且“正向信息”对于猪肉价格的波动具有强化作用;欧盟猪肉市场“负向信息”大于“正向信息”的影响,且不存在显著的信息冲击不对称效应,其原因在于欧盟市场的政策干预少,价格“杠杆效应”不明显。因此,中国政府有关部门应减少干预,进一步提高猪肉市场的透明度。

关键词 猪肉价格波动; 信息非对称效应; TARCH 模型; EGARCH 模型

中图分类号:F 326.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2017)06-0070-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2017.06.009

猪肉是我国城乡居民第一大肉类消费品,也是我国畜牧业生产中产业链最长、涉及面最广的居民必需品,它不仅涉及近 5 000 万生猪养殖户的经济利益,还直接影响着生猪产业的经济运行。近年来“猪贱伤农”和“肉贵伤市”的反复出现不仅直接损害生猪养殖户的生产利益,而且提高交易成本,降低社会福利。猪肉价格的形成是一个由多因素共同决定的综合体,是产业链中各环节众多因素之间交互作用的结果。我国猪肉价格形成是一个异常复杂且微妙的体系,用传统的供需理论难以解释。林建勇等认为,近几年来主要农产品价格大幅度的波动,“看不见的手”的市场化理论并不能很好解释价格上涨和价贱伤农并存的困局,而应对其他因素进行分析^[1]。在影响猪肉价格形成的其他因素中,信息因素最易被忽略。猪肉产业链中的所有参与者通过信息的变化而做出价格调整或购买决策,各参与方之间的信息反馈使猪肉价格达到均衡。“金猪年”、“白菜比猪肉贵”、“会飞的猪”、“风口浪尖上的猪”等猪肉价格的非理性变动正是参与者之间信息不对称的结果。

信息是商品价格形成的基础,在市场中主要体现在产品或服务的消息、情报、数据或知识的总和^[2]。信息的增加、累积及个体对信息理解和接受程度的差异,最终影响交易决策。“信息不对称”理论始于 20 世纪 40—50 年代,最早是 Akerlof 由柠檬市场概念而引入^[3]。国内外学者们在不同领域进行了相关研究。例如信息不对称对医疗市场的影响^[4-5],在保险市场中对投保人购买行为和选择的影响^[6-7],在金融领域考察不对称信息对于股票市场的影响和资产定价的影响^[8-9]。在劳动力市场^[10]、企业税收规划^[11-12]等方面都有广泛地研究与应用。国内关于信息不对称应用于农产品价格领域研究并不多见,多集中于信息不对称产生原因及解决方案^[13-14]。对猪肉价格波动影响的研究还较少。Zheng 等基于 1980—2004 年美国 45 种农产品月度零售价格数据,探讨了信息所产生的不对称影响效应。研究表明信息冲击能增加未预期到的突发性价格 1/3 的波动,从而增加了市场的不稳定^[15]。朱信凯等对我国 46 种农产品市场批发价格探讨了信息对不同竞争属性农产品价格波动的影响,其中猪肉市场价格是负向信息对农产品价格波动的影响大于正向信息的影响^[16]。郭利京等通过分析猪肉纵向产业链结构下利润分配情况,认为产业链中信息不对称对生猪市场价格造成了扭曲,使

收稿日期:2017-03-02

基金项目:国家自然科学基金项目“我国猪肉与蔬菜价格剧烈波动的稳健机制研究”(71373087)。

作者简介:白华艳(1980-),女,博士研究生;研究方向:农业经济理论与政策。

得养殖户的决策发生了偏差,从而降低了养殖户的利润^[17]。

然而学者们对于信息作用于我国猪肉价格波动的影响未有深层次的分析,其作用机制也尚不明晰。众所周知,猪肉价格上涨下跌周期交替,由此推测不同的市场状态下信息可能对猪肉价格产生不对称影响。因此,在信息化日益发达且影响持续扩大的背景下,研究信息对于我国猪肉价格的影响和作用机制有着现实的意义。鉴于此,本文以2004年1月第1周至2016年11月第1周的猪肉周价格数据为样本,选择欧盟猪肉市场价格作为参照对象,运用TARCH模型和EARCH模型深入探析信息与中国和欧盟猪肉价格波动的关系及作用机制。欧盟是世界上第二大猪肉生产地区,在市场信息透明度和价格竞争力方面具有一定优势,其市场发展经验对于平抑我国猪肉价格波动有一定借鉴意义。

一、猪肉价格波动的作用机制

1. 信息对猪肉价格波动的影响

市场信息对农产品价格波动有着重要的影响^[17-20]。特别是Antle强调农产品市场特征就是在产品供应链上普遍存在信息不对称现象^[21],导致市场的交易成本较大^[22]。多数情况下,农产品供应方是信息占优者,掌握着较大的市场价格的话语权,消费者由于信息收集成本较高,而且难以形成联盟,对于农产品的质量、价格 and 安全性都了解甚少,因此在农产品价格的话语权处于弱势地位^[23]。信息也在猪肉价格的形成中起着重要的作用^[24-26]。Li等指出,减轻猪肉价格波动的最有效方法是提供准确和最新的市场信息^[27]。猪肉市场供给者和消费者会凭借着自身所掌握的信息量进行市场博弈,最终表现为市场均衡价格的形成。本文参考Rust等提出的市场微观结构内生理论^[28],从理论上构建信息冲击对均衡价格影响模型,并尝试从理论上阐释信息对猪肉价格波动的作用机制。

由于猪肉的市场供给包含着从母猪孕育到仔猪、成猪饲养,再到屠宰、批发、零售等一系列环节,供应链长、供应环节多,使得生猪养殖者和猪肉消费者之间对市场信息的掌握程度存在一定的差异。本文假设猪肉市场供给者掌握的信息量为 $\gamma_{(i)}$,那么猪肉市场需求者掌握的信息量为 $1-\gamma_{(i)}$ 。假设猪肉市场供求双方的期望价格为 $E(P)$, P_g 为猪肉市场上供给者所能接受的最低价格, P_x 为猪肉市场上需求者所能接受的最高价格,则期望价格要满足条件 $P_g \leq E(P) \leq P_x$ 。另外,获得的期望剩余与信息掌握量有关,掌握的信息量越多,获得的期望剩余越大。由此可以得出下面公式:

$$\begin{aligned} P &= E(P) + [P_g - E(P)] + \gamma_{(i)} [P_x - E(P)] - \gamma_{(i)} [P_g - E(P)] \\ &= E(P) + \gamma_{(i)} [P_x - E(P)] - (1 - \gamma_{(i)}) [E(P) - P_g] \end{aligned}$$

式中, $\gamma_{(i)} [P_x - E(P)]$ 为供给者通过掌握的信息所获得的期望剩余,而 $(1 - \gamma_{(i)}) [E(P) - P_g]$ 为需求者通过掌握的信息所获得的期望剩余。猪肉市场供给者更加期望通过获得的信息提高猪肉市场的均衡价格,而需求者则相反。本文定义使得猪肉价格上涨的信息为“正向信息”,使得猪肉价格下降的信息为“负向信息”。由于现有研究显示,在信息获取方面,供给者往往比需求者占优,从而导致有利于供给者(使猪肉价格上涨)的“正向信息”将大于有利于消费者(使猪肉价格下跌)“负向信息”的影响。

2. 政府干预对猪肉价格的影响

近些年来,我国生猪生产成本持续上涨,为了稳定生猪市场的稳定,保障我国居民基本的肉类消费需求,政府采取了更加积极的措施^[29]。从2007年开始,国家陆续出台了一系列生猪补贴政策,以控制前期猪肉价格低迷、饲料成本上涨造成的生猪生产大幅度下滑趋势^[30]。现有研究认为现行实施的生猪补贴政策,最突出的效果就是促进了我国标准化规模生猪生产的发展,大大提高了生猪生产环节行业集中度^[31]。周晶等认为补贴政策使生猪养殖业规模化水平增长率提高了1.28个百分点,补贴政策的实施是2006年之后规模化加速增长的主要因素^[30]。从1998年开始,我国根据《生猪屠宰管理条例》,实施生猪定点屠宰政策,不允许私人进行生猪屠宰。经过多年的农业部畜禽屠宰专项整治,生猪屠宰环节和猪肉批发环节的集中度明显高于生产环节和销售环节,屠宰环节具有较强的垄断势力,而且许多屠宰场具有较强的官方背景^[32-34]。生猪供给环节行业集中度的不断提高,也就意味着

垄断势力的不断强化,加剧了市场信息不对称现象的发生。

在这种不完全竞争的市场结构下,生猪屠宰场和猪肉批发商更加期望猪肉价格上涨,对于他们而言价格持续上升让他们能获得更大的利润,而猪肉价格的下跌则会使他们的利润被压缩,进一步加大猪肉市场价格上涨的压力。因此,政府干预加剧了市场信息的不对称。生猪屠宰场和猪肉批发商凭借信息上的优势,促进猪肉市场价格的上涨。另外,有的利好政策所传导的信息会在市场中放大,“正向信息”相对于“负向信息”而言在市场上能更好地发挥作用,从而有效地“支撑”猪肉市场价格的不断上涨。比如 2009 年开始执行的国家冻猪肉收储政策对市场起到了一定的积极作用。2009 年 6 月生猪价格为每千克 15.46 元,在国家收储政策的利好信息作用带动下,7 月猪肉价格上涨为每千克 16.27 元,上涨幅度为 5%;2014 年 5 月执行收储政策,猪肉价格从每千克 20.86 元上涨至每千克 21.69 元,上涨幅度为 4%。还比如环保政策的颁布与实施导致养殖场数量的减少和养殖成本的上涨,带动了猪肉价格的上涨。

在政府的干预下,生猪、猪肉市场价格越发偏离完全竞争市场条件的正常价格。失衡的市场力量又进一步加剧我国猪肉市场“易涨难跌”局面,猪肉市场价格波动越来越呈现以政府调控政策为导向的特征,即我国猪肉市场的价格变化与国家政策密切相关,政策对于猪肉市场的影响超过市场内在因素。

3. 信息不对称对猪肉价格的传导效应

为了度量正向信息和负向信息的不对称影响,定义正向信息为收益的非预期的正向冲击,负向信息为收益的非预期的负向冲击。由于猪肉价格的产业链较长,各种信息纷繁复杂,这样定义可以不必区分导致猪肉价格波动的信息来源,而只关注信息所造成的冲击效应。

正向信息和负向信息会产生不同的影响,这一点最早是由 Black 提出并应用于股市波动率的研究^[35]。自 20 世纪 90 年代以来,学界在此基础上进行了深入的研究。French 等、Nelson 都报告了关于正向信息和负向信息对股市具有不对称影响^[36-37]。Engle 等在此基础上综合比较正向“好”消息和负向“坏”消息对未来的波动性有不同影响的非对称波动性模型,并首次提出了信息冲击曲线^[38]。Glosten 等进一步放宽了假设提出了门限 GARCH 模型^[39]。本文基于 Engle 等和 Glosten 的研究基础上采用 EGARCH 模型和 TAR 模型分析信息对猪肉价格波动的影响。

定义 P_{pork_t} 为猪肉价格从 $t-1$ 期到 t 期的变化, $P_{pork_t} = \ln pork_t - \ln pork_{t-1}$ 。定义 I_{t-1} 为信息合集,包含 $t-1$ 及 $t-1$ 之前的全部信息。购买方根据信息合集做出消费决策,在 I_{t-1} 条件下 P_t 的条件期望记为 $m_t \equiv E(P_t | I_{t-1})$,条件方差记为 $h_t \equiv var(P_t | I_{t-1})$ 。

由此可知, t 期的未预期到的突发性价格波动可表示为:

$$\epsilon_t = P_t - m_t \quad (1)$$

式(1)中, ϵ_t 表示 t 期信息对价格的综合影响, ϵ_t 存在以下两种情况:

$$\begin{cases} \epsilon_t > 0, & \text{表示受到正向信息的影响,价格突发性上升,实际价格将高于预期价格} \\ \epsilon_t < 0, & \text{表示受到负向信息的影响,价格突发性下降,实际价格将低于预期价格} \end{cases}$$

关于价格波动 h_t 取决于过去的信息,Engle 定义了价格的波动 h_t 的表达形式,并提出了 p 阶自回归条件异方差(ARCH)模型:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 \quad (2)$$

式(2)中, α_i 和 ω 是待估参数,条件方差 h_t 是 ϵ_t 滞后项的函数。一般情况下假设,当 $i > j$ 时, $\alpha_i < \alpha_j$,即意味着越早的往期信息相对于当期信息对价格波动造成的冲击小,而 p 期之前的信息对 t 期的价格影响为零。

Bollerslev 在此基础上建立了具有连续性的 GARCH(p, q) 模型,认为条件方差 h_t 是 ϵ_t 滞后项和其本身滞后项的线性函数^[40]:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} \quad (3)$$

式(3)中, q 是价格波动的滞后阶数, β_i 是待估参数。GARCH 模型是无限滞后自回归条件异方差模型,多数实证采用 GARCH(1,1) 模型,认为信息影响冲击效应随时间而呈现几何级数下降趋势。

然而 Engle 等认为 ARCH、GARCH 模型存在不足,即两个模型均存在“好消息”和“坏消息”的影响作用是对称的隐性假设。因此, Nelson 在 Bollerslev 的基础上放宽了对称性的假设,提出了指数 EGARCH 模型:

$$\ln(h_t) = \omega + \beta \ln(h_{t-1}) + \gamma(\epsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2}) + \alpha \left[\left(\frac{|\epsilon_{t-1}|}{h_{t-1}^{1/2}} \right) - \left(\frac{2}{\pi} \right)^{1/2} \right] \quad (4)$$

式(4)中, ω 、 β 和 γ 为待估参数, α 是由 γ 决定的不对称系数。 γ 分为以下三种情况:

$$\begin{cases} \gamma = 0, & \text{表示正向信息和负向信息的影响效用是对称的} \\ \gamma > 0, & \text{表示正向信息对价格波动的冲击大} \\ \gamma < 0, & \text{表示负向信息对信息的冲击大} \end{cases}$$

在此基础上, Engle 等假设在保持 $t-1$ 期及 $t-1$ 期之前信息不变的前提下, 信息曲线是 h_t 和 ϵ_{t-1} 之间关系的曲线。 信息冲击曲线不仅包含了 $t-1$ 期及之前信息和 t 期价格波动之间的关系而且度量了新信息被纳入模型后是如何影响价格波动的。 当远离 $\epsilon_{t-1} = 0$ 时曲线上升的比较快, 说明“最近的重大信息”在价格波动中表现的冲击力较大。 EGARCH(1,1) 比 GARCH(1,1) 的改进之处在于 GRACH 模型是关于 $\epsilon_{t-1} = 0$ 左右对称的, 而 EGARCH 中只要 $\gamma \neq 0$, 信息曲线就会倾斜。

Glosten 等也基于“好消息”、“坏消息”可能对价格产生不对称影响效用, 在 EGARCH 基础上加入示性函数并提出了非对称的“门限 GARCH”模型(TARCH)^[39]:

$$h_t = k_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_j \epsilon_{t-i}^2 + \gamma \epsilon_{t-1}^2 d_{t-1} \quad (5)$$

当 $\epsilon_t > 0$ 时, d_{t-1} 等于 0; 当 $\epsilon_t < 0$ 时, d_{t-1} 等于 1。 即意味着正向信息、负向信息对价格产生非对称冲击, 即:

$$\begin{cases} \alpha_1: & \text{正向信息冲击影响效应} \\ \alpha_1 + \gamma: & \text{负向信息冲击影响效应} \end{cases}$$

如果 $\gamma > 0$, 则存在杠杆效应; 如果 $\gamma \neq 0$, 则说明信息对价格的影响是不对称的。

二、数据来源与检验

1. 数据来源

本文共收集了我国和欧盟猪肉价格、样本区间为 2004 年 1 月第 1 周至 2016 年 11 月第 1 周的周价格数据。 我国猪肉价格数据来自中国商务部商务预报网, 欧盟猪肉价格数据来自欧盟政府官网。

为了比较我国与欧盟猪肉价格的波动强度, 采用速度法计算各自的波动系数。 从表 1 中看到, 欧盟猪肉价格的波动幅度明显低于我国猪肉价格的波动幅度。 以速度法(周增长率)计算的我国猪肉价格绝对波动幅度为 0.338 5, 相对波动幅度(波动系数)为 679.72; 而同期欧盟猪肉价格绝对波动幅度为 0.040 6, 相对波动幅度(波动系数)为 112.15。 我国猪肉价格绝对波动幅度、相对波动幅度分别是欧盟猪肉价格波动幅度的 8.34 倍和 3.98 倍。

表 1 2004 年 1 月第 1 周至 2016 年 11 月第 1 周猪肉价格指数波动

	均值	标准差	最大值	最小值	绝对波动幅度	波动系数
中国猪肉价格增长率	0.049 8	0.338 5	1.316 5	-0.568 7	0.338 5	679.72
欧盟猪肉价格增长率	0.036 2	0.040 6	0.098 6	-0.102 6	0.040 6	112.15

价格收益率计算公式为 $R_{pork_t} = \ln pork_t - \ln pork_{t-1}$, 其中 $pork_t$ 为 t 时刻猪肉价格。 从表 2 中可以看出我国和欧盟的猪肉价格收益率的峰度分别为 7.256 和 5.009, 具有“尖峰和厚尾”特征; JB 检验显示猪肉价格收益率皆显著, 拒绝正态分布的假设。 另外, 图 1、图 2 显示中国和欧盟的猪肉价格时间序列存在波动的集聚现象。 不同的是, 中国猪肉价格收益率比欧盟的波动集聚现象更为明显, 中国猪肉价格收益率的偏度为 0.952 4, 重尾在右侧为右偏; 而欧盟的猪肉价格收益率则相反为左偏, 且偏斜程度较小。

表 2 猪肉价格收益率基本统计量

	平均值	标准差	偏度	峰度	<i>JB</i> 正态性检验	<i>P</i> 值	样本量
中国	0.001	0.015	0.952	7.256	606.093	0.000	670
欧盟	0.001	0.006	-0.105	5.009	113.825	0.000	670

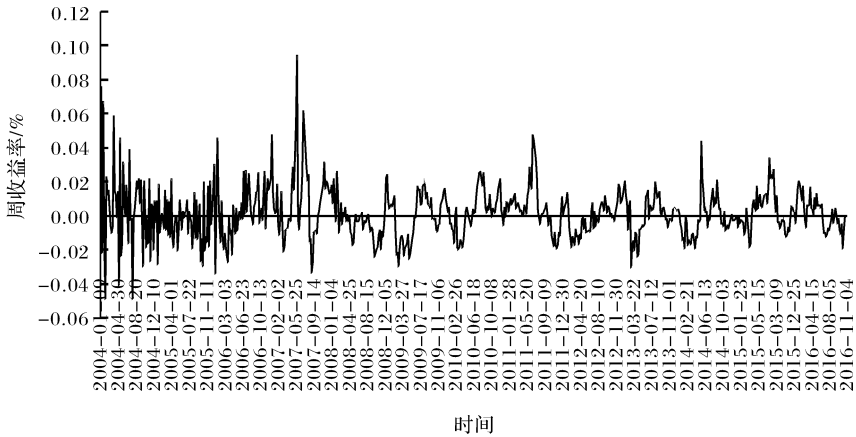


图 1 2004 年 1 月至 2016 年 11 月中国猪肉价格周收益率

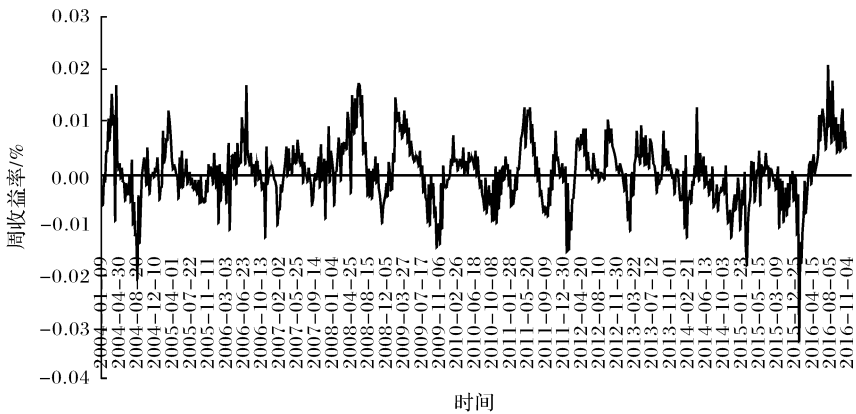


图 2 2004 年 1 月至 2016 年 11 月欧盟猪肉价格周收益率

2. 平稳性检验

采用 *ADF* 和 *PP* 两种方法进行单位根检验,结果见表 3。由表 3 可知,*ADF* 和 *PP* 检验的结果都表明中国和欧盟猪肉收益率序列在 1%水平上都是显著平稳的。中国猪肉价格收益率数据 *t* 统计量为 -10.147,小于 1%显著水平下的临界值,说明在 1%的显著水平下拒绝原假设,猪肉样本序列不存在单位根。欧盟的猪肉价格收益率 *t* 统计量为 -6.331,序列是平稳的。*PP* 检验也验证了同样的结论,因此中国和欧盟猪肉价格收益率是平稳序列。

表 3 猪肉价格收益率平稳性(*ADF*)检验

		检验统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	<i>P</i> 值	检验结果
中国	<i>ADF</i> 检验	-10.147	-3.440	-2.867	-2.569	0.000	平稳
	<i>PP</i> 检验	-19.877	-3.440	-2.867	-2.569	0.000	平稳
欧盟	<i>ADF</i> 检验	-6.331	-3.440	-2.867	-2.569	0.000	平稳
	<i>PP</i> 检验	-15.833	-3.440	-2.867	-2.569	0.000	平稳

3. 自相关性检验与 ARCH-LM 检验

猪肉价格自相关检验结果如表 4 所示。由于 *AC* 值和 *PAC* 值显著的不为 0,且 *P* 值均为 0,表明中国和欧盟的猪肉时间序列存在显著的 ARCH 效应。

ARCH-LM 检验残差序列是否存在 ARCH 效应的拉格朗日乘数检验,其检验统计量由一个辅助检验回归计算。检验回归中得出 F 与 $T \times R^2$ 统计量,LM 服从 $\chi^2(p)$ 。由上述自相关检验结果可知,猪肉价格收益率序列存在自相关性。在进行 ARCH-LM 检验之前,首先采用 OLS 回归,然后再进行猪肉价格 ARCH 效应检验。结果如表 5 所示。

中国猪肉价格的残差序列 LM 统计量值为 131.321,相伴概率在 1% 显著水平下拒绝零假设,即猪肉残差序列存在 ARCH 效应。欧盟猪肉价格的残差序列 LM 统计量值为 6.230,相伴概率在 1% 显著水平下拒绝零假设,说明残差序列也存在 ARCH 效应。

表 4 猪肉价格自相关性检验

	AC 值	PAC 值	Q_x 统计量	相伴概率 P 值	
中国	1	0.388	0.388	100.91	0.000
	2	0.419	0.316	218.92	0.000
	3	0.285	0.067	273.51	0.000
	4	0.248	0.036	315.02	0.000
欧盟	1	0.609	0.609	249.46	0.000
	2	0.700	0.523	579.23	0.000
	3	0.538	0.034	774.05	0.000
	4	0.510	-0.036	949.74	0.000

表 5 猪肉价格 ARCH-LM 检验

	F 统计量	P 值	$T \times R^2$ 统计量	P 值
中国	54.416	0.000	131.321	0.000
欧盟	6.230	0.002	12.285	0.002

三、结果与分析

对猪肉价格收益率序列进行 TARCH 和 EGARCH 模型拟合,如表 6 所示。在 TARCH 模型中,中国猪肉价格收益率杠杆效用项的系数 $\gamma = -0.153$,说明猪肉价格的波动具有“杠杆效应”:正向信息能比负向信息产生更大的波动。当出现正向信息时,当 $\epsilon_{t-1} > 0$ 时, d_{t-1} 等于 0,所以该冲击只会对猪肉价格产生 0.280 倍的冲击;而当出现负向信息时,当 $\epsilon_{t-1} < 0$ 时, d_{t-1} 等于 1,则这个负向信息会带来 0.127 倍的冲击(α 与 γ 之和)。正向信息产生的价格波动是负向信息的 2.205 倍。正向信息能比负向信息对猪肉价格能产生更大的波动在 EGARCH 模型中也能够得到印证。在 EGARCH 模型中, α 的估计值为 0.325,非对称项 γ 的估计值为 0.042,当 $\epsilon_{t-1} > 0$ 时,正向信息对猪肉价格的冲击为 0.367 倍; $\epsilon_{t-1} < 0$ 时,负向信息对猪肉价格冲击为 0.283 倍。

在 TARCH 模型中,欧盟猪肉价格收益率杠杆效用项的系数 $\gamma = 0.043$,说明负向信息能比正向信息产生更大的波动,但是其 P 值为 0.375,说明其猪肉价格的波动不具有“杠杆效应”。这个结论在 EGARCH 模型中也得到了验证,在 EGARCH 模型中 $\gamma = -0.024$, P 值为 0.414,拒绝了欧盟猪肉价格存在不对称效应的假设。

表 6 猪肉价格 TARCH 和 EGARCH 模型估计结果

模型		ω	β	γ	α	
中国	TARCH	系数	0.000(5.075)	0.744(5.847)	-0.153(-2.737)	0.280(22.273)
		P 值	0.000	0.000	0.006	0.000
	EGARCH	系数	-0.685(-7.449)	0.952(7.518)	0.042(1.862)	0.325(114.318)
		P 值	0.000	0.000	0.062	0.000
欧盟	TARCH	系数	0.000(3.379)	0.154(2.540)	0.043(0.887)	0.579(5.477)
		P 值	0.000	0.011	0.375	0.000
	EGARCH	系数	-2.645(-3.514)	0.338(5.586)	-0.024(-0.818)	0.785(12.097)
		P 值	0.000	0.000	0.414	0.000

由于只有中国的猪肉价格收益率存在不对称效应,仅对中国的猪肉价格收益率序列进行拉格朗日乘数法进行检验。经过检验,中国猪肉价格收益率 TARCH 和 EGARCH 模型的残差中均不存在 ARCH 效应,两个模型都通过了检验。因此两个模型都从不同的侧面描述了中国猪肉价格收益率的波动情况,EGARCH 模型的负向信息冲击效应是 TARCH 模型的 2.17 倍。

1. 信息冲击曲线的一般解释

为了比较猪肉市场对正向信息相比负向信息的非对称效应,本文根据模型拟合的结果绘制出信息冲击曲线,见图 3、图 4。图中负向信息为横轴的右端,越往左表示负向信息的冲击越大。根据上述的实证分析结果显示,从曲线中可以看出,中国猪肉价格收益率序列在正向信息相比负向信息更陡峭,价格波动幅度更大。欧盟猪肉价格收益率序列与中国的结果相反,负向信息对猪肉价格产生的波动更大,但是由于不对称效应并不显著,因此信息曲线比较对称。从“信息经济学”角度而言,只有负

向信息大于正向信息的影响,系统才是逐渐收敛的稳定系统。因此,信息对我国和欧盟猪肉价格的影响存在显著的不同。欧盟猪肉市场是趋于均衡的稳定系统,而我国猪肉市场是非均衡的不稳定系统。长期以来,我国猪肉市场一直处于一种波动幅度较大的非稳定状态,其原因就在于正向信息对中国猪肉市场的影响大于负向信息的影响。

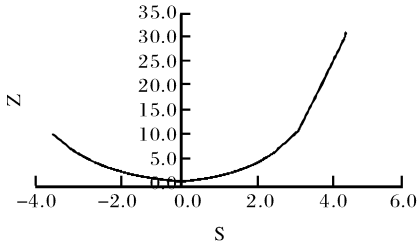


图3 中国猪肉价格 EGARCH 信息冲击曲线

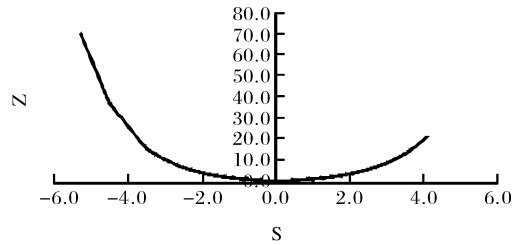


图4 欧盟猪肉价格 EGARCH 信息冲击曲线

2. 中国猪肉价格信息冲击的特点

为什么中国猪肉市场信息冲击曲线呈现与欧盟猪肉市场的信息冲击曲线不同的形状,中国猪肉市场对正向与负向信息的反应具有怎样的特点,为什么会出现这种现象呢?

(1) 在中国猪肉市场上,正向信息对猪肉市场的影响大于负向信息的影响。若以 I_g 表示正向信息, I_b 表示负向信息,则有

$$\frac{\partial Rp}{\partial I_g} > \frac{\partial Rp}{\partial I_b} \quad (6)$$

而对于欧盟猪肉市场,则有

$$\frac{\partial Rp}{\partial I_g} < \frac{\partial Rp}{\partial I_b} \quad (7)$$

式(7)中,揭示了欧盟猪肉市场负向信息比正向信息对猪肉市场的影响大。欧盟猪肉价格“杠杆效应”不明显,其原因可能是由于欧盟的猪肉产业集中度非常高,且政策干预较少,干扰市场的信息较少。规模化的厂家在市场上有一定的话语权,对信息能做出及时地调整,因此不存在显著的杠杆效应。欧盟猪肉价格存在“波动加强效应”,“波动加强效应”指由于波动具有集群性,收益的负冲击后往往还会表现更多的收益负冲击^[41]。在负向信息阶段,人们会对猪肉价格下跌形成明显的预期,预期越强烈,猪肉价格就波动的越剧烈。

中国的猪肉价格同时存在着“杠杆效应”和“波动加强效应”。这意味着中国猪肉市场存在正向信息大于负向信息的影响,而且收益的正冲击之后还有更多的收益正冲击。也就是说,当市场出现利好信息时,正向信息的冲击会不断提升猪肉的价格。2007年以来我国实施了能繁母猪补贴、猪肉收储等一系列市场干预的政策,这些政策对猪肉市场价格产生了正向冲击。尽管政府对于猪肉市场调控政策的出发点是为了稳定市场,但是这种利好的正向信息,却恰恰导致了市场的不稳定。另外,由于中间商拥有一定的市场势力^[42],通常升价迅速而降价缓慢,从而加强了正向信息的波动而削弱了负向信息的冲击。

(2) 正向信息的影响将被加强,负向信息的影响被削弱。

当 $I_{g1} > I_{g2}$ 时,有

$$\frac{\partial Rp}{\partial I_{g1}} > \frac{\partial Rp}{\partial I_{b2}} \quad (8)$$

当 $I_{b1} > I_{b2}$

$$\frac{\partial Rp}{\partial I_{b1}} < \frac{\partial Rp}{\partial I_{b2}} \quad (9)$$

式(8)、(9)中 I_{g1} 、 I_{b1} 分别表示较大的正向信息和较大的负向信息冲击, I_{g2} 、 I_{b2} 则表示较小的正向信息和负向信息冲击。

在中国猪肉市场中,正向信息冲击的影响要远大于负向信息的影响,反映了我国猪肉市场正向信

息较为频繁且具有明显的政策主导的市场特征。众所周知,生猪产业是我国畜牧业的支柱产业。通过整合国家统计局、《中国农村统计年鉴》、《中国畜牧业年鉴》的统计数据发现,从2000—2015年我国生猪产业产值从3 840亿元增长到12 800亿元。生猪产业产值占畜牧业总产值比例也逐年提升,从2000年的27.67%增长到2015年的42.98%。生猪产业不仅涉及近5 000万生猪养殖户的经济利益,还直接影响着生猪产业的经济运行。生猪产业链上的各主体普遍认为政府不会不管养殖者,因此市场对于正向信心的信息很足,而对于负向消息也不是很惧怕,甚至还会往有利的方向去做决策。这就加强了正向消息对猪肉市场的影响而削弱了负向消息对猪肉市场的影响。从我国猪肉市场的信息冲击曲线图可以看出,我国猪肉市场信息冲击曲线右边的斜率较大且长,说明正向信息的影响较为频繁且不断加强。而左边的斜率较小且短,说明负向信息的影响较少且不断被削弱。

四、结论与建议

本文从“信息经济学”角度,运用TARCH和EGARCH模型,探讨了中国和欧盟猪肉市场信息对价格波动产生的不同影响。结果表明:中国和欧盟猪肉价格收益率均存在集群效应,但是中国猪肉市场正向信息大于负向信息的影响,且正向信息使得价格波动增强,负向信息影响被削弱;欧盟猪肉市场结果相反:负向信息大于正向信息的影响,且不存在显著的信息冲击不对称效应。为了稳定中国的猪肉市场,促进中国猪肉生产平稳健康发展,政府有关部门应该着手采取以下措施:

第一,及时发布权威性猪肉市场信息,提高猪肉市场透明度。中国以散养为主的格局导致养殖户在市场信息收集和分析方面处于弱势地位,各种良莠不齐的信息使得养殖户的决策发生了偏差,对猪肉市场的价格产生了扭曲。因此,通过权威的官方网站、媒体发布相关信息,科学引导猪肉的生产和流通,提高市场透明度,避免养殖行为的从众性和盲目性,是保证生猪供给量不出现大幅度增长和减少的有效手段。

第二,减少政府对猪肉市场的干预。2007年后,为保护养殖户利益、维护猪肉市场稳定,国家启动和实施了一系列价格干预手段。政府的调控政策多以补贴托市为主,这些正向信息在一定程度上使得市场产生更高收益的预期,进一步扭曲了猪肉价格。而欧盟对于猪肉市场的干预较少,其价格反而更为平稳。因此,减少政府对市场的直接干预,恢复市场的有效调节机制,充分发挥市场在实现资源配置中的决定性作用,最大限度的去除“杠杆效应”和“波动加强效应”,以促进猪肉市场的平稳发展。

参 考 文 献

- [1] 林建勇,赵蕴璐.农产品价格波动的非典型性因素探析[J].理论探索,2003(5):73-75.
- [2] EAKIN H, WINKELS A, SENDZIMIR J. Nested vulnerability: exploring cross-scale linkages and vulnerability teleconnections in Mexican and Vietnamese coffee systems[J]. Environmental science & policy, 2009(4):398-412.
- [3] AKERLOF G A. The market for “lemons”: quality uncertainty and the market mechanism[J]. The quarterly journal of economics, 1970, 84(3):488-500.
- [4] FINKELSTEIN A, MCGARRY K. Private information and its effect on market equilibrium: new evidence from long-term care insurance[M]. Massachusetts: Social Science Electronic Publishing, 2003.
- [5] 黄涛,颜涛.医疗信任商品的信号博弈分析[J].经济研究,2009(8):125-134.
- [6] FINKELSTEIN A, POTERBA J. Adverse selection in insurance markets: policyholder evidence from the UK annuity market[J]. Journal of political economy, 2004(1):183-208.
- [7] ZICK C D, MATHEWS C J, ROBERTS J S, et al. Genetic testing for Alzheimer’s disease and its impact on insurance purchasing behavior.[J]. Health affairs, 2005(2):483-490.
- [8] BOOTH G, MARTIKAINEN T, TSE Y. Price and volatility spillovers in scandinavian stock markets[J]. Journal of banking & finance, 1997(6):811-823.
- [9] 胡永刚,郭长林.股票财富、信号传递与中国城镇居民消费[J].经济研究,2012(3):115-126.
- [10] ALBRECHT J W, OURS J C. Using employer hiring behavior to test the educational signaling hypothesis[J]. Scandinavian journal of economics, 2006, 108(3):361-372.
- [11] STIGLITZ J. Risk, global economic architecture: why full financial integration may be undesirable[R]. Massachusetts: National Bureau of Economic Research Working Paper, 2010.

- [12] BLEY J, SAAD M. The effect of financial liberalization on stock-return volatility in GCC markets[J]. *Journal of international financial markets institutions & money*, 2011, 21(5): 662-685.
- [13] 兰萍. 农户面临的市场信息不对称及对策[J]. *农业经济*, 2000(12): 32-33.
- [14] 刘冬梅, 绍砾群. 农产品市场信息不对称问题及解决思路[J]. *农村经济*, 2005(2): 112-113.
- [15] ZHENG Y Q, HENRY W K, HENRY T S. News and volatility of food prices[J]. *Applied economics*, 2008(13): 1629-1635.
- [16] 朱信凯, 韩磊, 曾晨晨. 信息与农产品价格波动: 基于 EGARCH 模型的分析[J]. *管理世界*, 2012(11): 57-66.
- [17] 郭利京, 韩刚, 胡联, 等. 信息不对称、纵向市场特征与猪肉价格传递非对称性[J]. *农林经济管理学报*, 2014, 13(4): 414-419.
- [17] 雷钦礼. 中国粮食生产的价格作用机制分析[J]. *统计研究*, 2005, 22(3): 24-28.
- [18] 谭砚文, 关建波. 宏观经济因素、消费需求、市场信息与棉花市场价格波动[J]. *农业技术经济*, 2013(8): 12-22.
- [19] LAFFONT J J, TIROLE J. A theory of incentives in procurement and regulation[M]. Massachusetts: Massachusetts Institute of Technology Press, 1993.
- [20] CAMPBELL D E, LAFFONT J J, MARTIMORT D. The theory of incentives: the principal-agent model[J]. *Journal of economics*, 2003, 80(3): 284-287.
- [21] ANTLE J M. Economic analysis of food safety[J]. *Agricultural economics*, 2001(1): 1083-1136.
- [22] STARBIRD S A, AMANORBOADU V. Contract selectivity, food safety, and traceability[J]. *Journal of agricultural & food industrial organization*, 2006, 5(1): 1141-1141.
- [23] BOGETOFT P, OLESEN H B. Design of production contracts: lessons from theory and agriculture[M]. Copenhagen: Copenhagen Business School Press DK, 2004.
- [24] 董晓霞. 中国生猪价格与猪肉价格非对称传导效应及其原因分析——基于近 20 年的时间序列数据[J]. *中国农村观察*, 2015(4): 26-38.
- [25] GOODWIN B K, HARPER D C. Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the US pork sector[J]. *Journal of agricultural and applied economics*, 2000, 32(3): 543-553.
- [26] XU S, LI Z, CUI L, et al. Price transmission in China's swine industry with an application of MCM[J]. *Journal of integrative agriculture*, 2012, 11(12): 2097-2106.
- [27] LI B L, HE Q H. Analysis on the short-term fluctuations of pork prices and its reasons in China[J]. *Issues in agricultural economy*, 2007, 28(10): 18-21.
- [28] RUST J, HALL G. Middlemen versus market makers: a theory of competitive exchange[J]. *Journal of political economy*, 2003(2): 353-403.
- [29] 付海玲. 我国现阶段生猪产业扶持政策的效果分析与建议——以进贤县为例[D]. 南昌: 江西农业大学, 2013.
- [30] 周晶, 陈玉萍, 丁士军. “一揽子”补贴政策对中国生猪养殖规模化进程的影响——基于双重差分方法的估计[J]. *中国农村经济*, 2015(4): 29-43.
- [31] 李劲松. 生猪生产补贴政策效果研究——基于成本利润率视角[D]. 雅安: 四川农业大学, 2014.
- [32] 任荣华. 2007 年我国猪肉价格上涨原因和生猪屠宰收益分析[J]. *农业技术经济*, 2008(3): 10-16.
- [33] 吴学兵, 乔娟, 宁攸凉. 生猪屠宰加工企业纵向协作形式选择分析——基于对北京市 6 家屠宰加工企业的调查[J]. *农村经济*, 2013(7): 52-55.
- [34] 胡凯, 甘筱青. 行政垄断下食品安全问题的内在机理分析——以猪肉定点屠宰制度为例[J]. *安徽农业科学*, 2007, 35(30): 9746-9747.
- [35] BLACK F. Studies of stock price volatility changes[R]. Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, 1976.
- [36] FRENCH K R, SCHWERT G W, STAMBAUGH R F. Expected stock returns and volatility [J]. *Journal of financial economics*, 1987, 19(1): 3-29.
- [37] NELSON D B. Conditional heteroskedasticity in asset return: a new approach[J]. *Econometrica*, 1991, 59(2): 347-370.
- [38] ENGLE R F, VICTOR K. Measuring and testing the impact of news on volatility[J]. *The journal of finance*, 1993, 48(5): 1749-1778.
- [39] GLOSTEN L, JAGANNATHAN R, RUNKLE D. Relationship between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks[J]. *Planetary & space science*, 1962, 9(3): 761-762.
- [40] BOLLERSLEV T P. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity with applications in finance [J]. *General information*, 1986, 31(3): 307-327.
- [41] 陆蓉, 徐龙炳. 中国股票市场政策信息的不平衡性反应研究[J]. *经济学(季刊)*, 2004, 3(2): 319-329.
- [42] 左两军, 蔡健, 谭砚文. 供应链结构对猪肉价格波动的影响: 基于“牛鞭效应”视角的探讨[J]. *南方农村*, 2016(1): 36-45.