

文章编号: 1000-6788(2009)07-0001-07

## 产业链价格波及效应的不对称传递

魏 来<sup>1,2</sup>, 陈 宏<sup>1</sup>, 张 洁<sup>1,3</sup>

(1. 电子科技大学 经济与管理学院, 成都 610054; 2. 四川农业大学 文理学院, 都江堰 611830; 3. 四川省科技顾问团, 成都 610017)

**摘 要** 为刻画微小的价格变化对于策略行为和调整成本的影响, 建立相容的门限自回归和动态门限自回归 (TAR-consistent 和 M-TAR-consistent) 模型, 解析门限的经济含义和产业链内的价格波及效应产生的原因. 研究表明, 长期的价格不对称传递波及效应是存在的, 然而, 短期的价格变化返回到它的长期均衡值时, 响应有差异. 下游厂商调整它们的价格以适应上游价格的变化. 这为宏观政策的调整提供理论依据, 并以上海畜产业链为例给出验证.

**关键词** 产业链; 价格; 不对称传递; 波及效应; 门限模型

**中图分类号** F273.7

**文献标志码** A

## Asymmetric transmission of industry chain price ripple effect

WEI Lai<sup>1,2</sup>, CHEN Hong<sup>1</sup>, ZHANG Jie<sup>1,3</sup>

(1. School of Management and Economics, University of Electronic Science & Technology of China, Chengdu 610054, China; 2. College of Arts and Science, Sichuan Agricultural University, Dujiangyan 611830, China; 3. Sichuan Provincial Advisory Commission, Chengdu 610017, China)

**Abstract** In order to capture the influence of changes of tiny price on strategic actions and cost adjustment, construct a consistent threshold autoregressive model (TAR-consistent and M-TAR-consistent), the author analyzed the economic meaning of threshold and the causes of price ripple effect along the industry chain. The result indicates there is a long-term price asymmetry transmission, whereas there are different responses when the changes of short-term price return to its long-term equilibrium. Downriver manufacturers adjust their price to adapt to upriver manufacturers. The study provides theoretical evidence for the adjustment of macroeconomic policy and it is illustrated through Shanghai livestock product industry chain.

**Keywords** industry chain; price; asymmetric transmission; ripple effect; threshold models

## 1 引言

由于近年来上游原材料价格的剧烈波动沿产业链向下不对称传递形成波及效应, 买卖双方之间的冲突加剧, 从销售量考虑, 大部分零售商 (特别是超市) 更愿意传递产品价格的下降信息给消费者, 诱发产业链的牛鞭效应. 产业链的牛鞭效应是指由多条供应链构成的产业链中发生的牛鞭效应, 当某条供应链下游需求变动时, 其需求不仅会沿该条供应链向上游逐级放大, 也会因多条供应链之间的相互关系, 沿其他供应链上游逐

收稿日期: 2008-03-24

资助项目: 国家自然科学基金 (70773017); 四川农业大学青年科技创新基金 (2005)

作者简介: 魏来 (1969-), 男, 山东单县人, 电子科技大学经济与管理学院博士研究生, 四川农业大学文理学院讲师, 研究方向: 供应链、产业链管理, 电子商务, 信息管理; 陈宏, 电子科技大学经济与管理学院工商管理系主任, 教授, 博士生导师; 张洁, 电子科技大学经济与管理学院博士研究生, 四川省科技顾问团办公室主任, 高级工程师.

级放大. 产业链内的波及效应是指某条供应链上因某种行为的发生, 导致某变量 (价格、提前期、库存量) 的变动, 该变量的变动又会通过供应链之间的传递对整个产业链产生极大影响.

价格不对称传递的研究工具最初是采用 Wolfram 提出, Houck 和 Heien 提炼与归纳, 用来估计非可逆函数的计量经济学技术. Cramon<sup>[1]</sup> 发现纠错模型 (ECM) 的估计更适合于非平稳价格序列. 不对称纠错的协整模型被 Enders 和 Granger<sup>[2]</sup> 开发出来, 改善单位根和协整的传统测试存在不对称调整的问题, 用在金融方面的研究. Abdulai<sup>[3]</sup> 提出使用 TAR 和 M-TAR 模型研究短期和长期的从农场批发价格到零售价格的扩散.

价格的不对称研究在国外得到广泛应用. Ward 在一个三阶段的生鲜蔬菜产业链中发现了不对称现象但没有提供经济解释. Harper<sup>[4]</sup> 在美国的猪肉市场研究中, 使用门限协整模型分析了农场、批发和零售价格之间的不对称现象. Gonzales 等利用非零的 TAR 和 M-TAR 模型研究法国的鲑鱼与鲑鱼供应链在批发和零售市场的不对称价格传递, 开始探讨宏观政策对于不对称传递的影响.

不对称价格传递的原因是多方面的. Azzam 表明, 只要竞争者面对凹的需求曲线, 一个竞争性的零售市场和不对称是不矛盾的. Kinnucan 等认为宏观政策对于市场的干涉是不对称的一个来源. 尽管调整成本被看作产业链中价格传递的一个重要的因素, 但在很多此类文献中几乎是无法测量的. 使用非平稳时间序列时, 门限自回归 (TAR) 和动态门限自回归 (M-TAR) 模型提供了处理这类研究较为可靠的方法, 不过目前使用的大多数是零门限, 从而与实际不适合.

国外大多数对于产业链中价格的不对称传递的研究, 主要是批发和零售价格对于上涨和下跌两种信息不同反应. 国内张世英等在门限研究领域做出了重要的贡献<sup>[5-6]</sup>, 杨建辉等研究汇率方面<sup>[7]</sup>, 李亚明等关注房地产领域<sup>[8]</sup>, 产业之间的波及效应的研究主要是利用投入产出表, 涉及到农业、旅游、出口加工区、石油等领域; 本文基于非零的门限模型和价格的不对称传递, 研究我国产业链价格波及效应, 并以上海畜产业链为例进行了实证研究.

文中所用符号:  $\ln P_t^1$ : 上游产品价格取自然对数后的结果;

$\ln P_t^2$ : 下游产品价格取自然对数后的结果;

$\beta$ : 协整系数;  $\alpha$ : 常数项;

$\tau$ : 门限值;  $p$ : 衰退的步长;

$p_{\max}$ : 衰退的步长上界;  $\mu_t^{EST}$ :  $t$  时刻的残差值;

$\mu_{t-1}^{EST}$ :  $t-1$  时刻的残差值;  $\Delta\mu_{t-1}^{EST}$ :  $t-1$  时刻的残差值变化.

## 2 门限回归模型

为了获得两个市场之间差异假设的实证, 本文参考了在两阶段 Engle-Granger 协整检验基础上扩展的 Enders-Siklos 门限协整模型.

首先是通过 OLS (Ordinary least squares) 估计长期均衡关系:

$$\ln P_t^1 = \alpha + \beta \ln P_t^2 + \mu_t \quad (1)$$

第二步, 依赖于估计残差  $\mu_t^{EST}$

$$\Delta\mu_t^{EST} = \rho_1 M_t \mu_{t-1}^{EST} + \rho_2 (1 - M_t) \mu_{t-1}^{EST} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta\mu_{t-j}^{EST} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$M_t = 1, \mu_{t-1}^{EST} \geq \tau; M_t = 0, \mu_{t-1}^{EST} < \tau \quad (3)$$

$$M_t = 1, \Delta\mu_{t-1}^{EST} \geq \tau; M_t = 0, \Delta\mu_{t-1}^{EST} < \tau \quad (4)$$

方程 (1), (2), (3) 描述了一个门限自回归衰减模型 (TAR), 指示变量依赖于前个时期的残差值  $\mu_{t-1}^{EST}$ . 方程 (1), (2), (4) 表示了一个动态门限自回归衰退模型 (M-TAR), 指示变量依赖于前个时期的残差值变化  $\Delta\mu_{t-1}^{EST}$ . 利用  $t$  检验的临界值来考察零假设  $\rho_1 = 0$  和  $\rho_2 = 0$ ; 用  $\Phi$  表示  $F$  检验, 考察零假设  $\rho_1 = \rho_2 = 0$ , 备择假设表明在两个价格序列中没有协整性. Enders 和 Granger 认为, 给定价格序列是协整的, 能够使用一个标准的  $F$  检验测试对称调整零假设  $\rho_1 = \rho_2$ .

使用 Chan 的方法估计门限参数, TAR 模型中将估计残差  $\mu_t^{EST}$  以升序排序, 排除 15% 的最大值和最小值, 从剩下的 70% 值中选择门限, 获得最小残差的平方和; 在 M-TAR 模型中则针对估计残差变化  $\Delta\mu_{t-1}^{EST}$  排序. 通过搜索可能的门限值以最小化残差的平方和, 获得相容的门限  $\tau \neq 0$  的 TAR、M-TAR 高度相容估计.

### 3 实证分析

畜产品尤其是猪肉价格问题是近年来困扰城乡居民生活的重要问题, 为本文实证的对象. 将产业链划分成养殖市场 (从仔猪成为待宰活猪) 和加工市场 (待宰活猪加工成为去骨带皮猪肉, 不考虑加工成其它制品) 两部分. 检验数据取自上海农业网和上海菜篮子网等官方网站的从 1997 年 1 月到 2007 年 9 月的月度数据, 选取的变量包括: 仔猪的自然对数化价格 (LN\_SHOAT\_PRICE), 待宰活猪的自然对数化价格 (LN\_HOG\_PRICE), 去骨带皮猪肉的自然对数化价格 (LN\_PORK\_PRICE), 本研究不涉及零售市场 (不对称传递的结论已得到共识), 不考虑通货膨胀因素和物价指数的影响. 研究过程中以年鉴等作为佐证.

#### 3.1 单整分析

在实证阶段, 本文分别进行单位根检验, 标准协整检验和不对称 TAR、M-TAR 检验, 以及相容的  $\tau \neq 0$  的 TAR、M-TAR 检验, 所用的每个品种的价格数据均使用其自然对数形式表达, 单位为元/千克. 它们的时间序列 (图 1) 从表面看起来是不稳定的, 下面进行平稳性的单位根检验. 首先, 按照不同的市场, 分别研究它们价格序列的时间属性, 按照 DF 检验步骤, ADF 衰退的步长  $p$  使用 Hall 的一般到特殊步骤确定, 上界  $p_{\max}$  由 Schwert 的公式给出:  $p_{\max} = 12(T/100)^{1/4}$  的整数部分, ADF 衰退的步长由软件自动选取. 当检验单位根的非平稳性时, ADF 的检验能力是饱受争议的, 因此, 除了使用平常的 ADF 检验之外, 还用了 DF\_GLS 检验. 实验数据表明 (表 1), 无论考虑到哪个价格序列时, 单位根的零假设不能被拒绝, 符合  $I(1)$  要求, 即均为一阶单整.

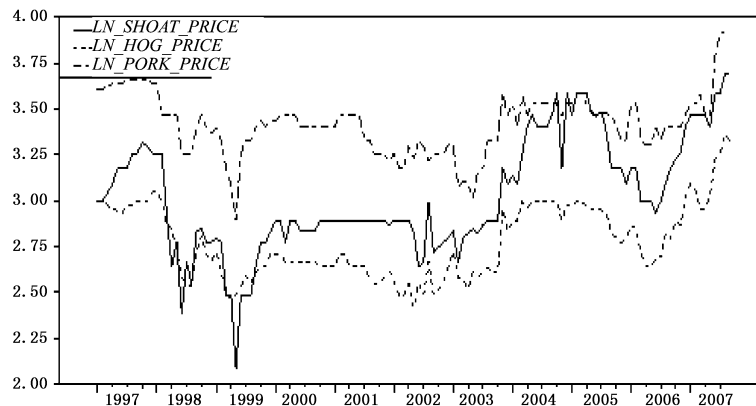


图 1 崇明县对数线性化价格图

表 1 ADF 和 DF\_GLS 单位根检验

变量	ADF						DF-GLS			
	无截距, 无趋势		截距, 无趋势		截距和趋势		截距, 无趋势		截距和趋势	
	level	1	level	1	level	1	level	1	level	1
LN_SHOAT_PRICE	0.562 (1)	-15.61 (0)	-1.006 (1)	-15.59 (0)	-1.94 (1)	-15.63 (0)	-1.04 (1)	-15.63 (0)	-1.7 (1)	-15.73 (0)
LN_HOG_PRICE	0.462 (3)	-7.422 (2)	-1.31 (0)	-7.417 (2)	-1.87 (0)	-7.749 (2)	-1.25 (0)	-7.416 (2)	-1.33 (0)	-7.61 (0)
LN_PORK_PRICE	0.14 (0)	-12.41 (0)	-2.449 (0)	-12.37 (0)	-2.50 (0)	-12.47 (0)	-1.99 (0)**	-12.40 (0)	-2.21 (0)	-12.45 (0)

注: 1) 统计的显著性 10% 采用 \* 上标表示; 5% 采用 \*\* 上标表示 (下表同); 2) 括号内的数字为 lags(滞后期数).

### 3.2 长期的协整与不对称估计

首先, 上游价格和下游价格之间的长期均衡关系使用常见的 OLS 进行估计. 本方程只是涉及到两个变量的协整性分析, 可以采用 Engle-Granger 协整来分析. 由于前面得到的时间序列均为一阶单整, 长期均衡的关系式如下 (括号内为对应上面系数的  $t$  统计量):

养殖市场:

$$\ln P_t^1 = 1.075 + 0.561 \ln P_t^2 + \mu_t$$

(12.607) (20.018)  $R^2 = 0.759$   $S.E. = 0.099$  (5)

加工市场:

$$\ln P_t^1 = 1.424 + 0.72 \ln P_t^2 + \mu_t$$

(13.793) (19.388)  $R^2 = 0.748$   $S.E. = 0.085$  (6)

$\ln P_t^2$  前的参数可以作为上游价格  $P^1$  关于下游价格  $P^2$  长期弹性, 它们提供了下游价格对于上游价格变化的调整的数量, 也即波及效应的效果. 它们的估计值显示上游价格的变化并没有完全传递给下游价格. 这是因为每一个阶层的企业和商家总有能力消化一部分对于自己不利的因素, 他们总是具有作为产业链成员的集体行为; 从变化的具体数量上看, 就长期弹性的数量而言, 养殖市场要大于销售市场. 仔猪生长周期较长、受疫病影响较强、风险较大, 生鲜类产品的不耐贮存等, 都是可能的因素.

其次, 按照 Engle-Granger 方法, 估计每个方程的残差:

$$\Delta \mu_t^{EST} = \rho_1 \mu_{t-1}^{EST} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta \mu_{t-j}^{EST} + \varepsilon_t$$
 (7)

表 2 崇明县价格传递的估计结果

	加工市场价格传递的估计 (lags=1)					养殖市场价格传递的估计 (lags=1)				
	E-G	TAR	M-TAR	TAR-consistent	M-TAR-consistent	E-G	TAR	M-TAR	TAR-consistent	M-TAR-consistent
$\rho_1$	-0.211 (-3.25)	-0.284 (-3.28)	-0.244 (-3.11)	-1.19 (-4.64)	-0.247 (-3.15)	-0.134 (-2.58)	-0.105 (-1.40)**	-0.094 (-1.37)**	-0.032 (-0.874)**	-0.095 (-1.37)**
$\rho_2$	NA	-0.132 (-1.47)**	-0.15 (-1.42)**	-0.077 (-1.93)**	-0.141 (-1.37)**	NA	-0.158 (-2.30)*	-0.187 (-2.40)*	-0.422 (-3.06)	-0.183 (-2.39)**
$\gamma_1$	-0.202 (-2.29)	-0.191 (-2.17)*	-0.198 (-2.25)*	-0.134 (-1.56)**	0.203 (-2.31)*	-0.380 (-4.63)	-0.377 (-4.58)	-0.358 (-4.20)	-0.338 (-3.99)	-0.354 (-4.07)
$\tau$	NA	0	0	-0.535	-0.636	NA	0	0	0.087	0.274
AIC	-61.46	-63.07	-62.01	-71.56	-60.11	16.55	16.49	15.94	15.71	17.83
SIC	-52.93	-54.54	-53.48	-60.18	-48.73	25.08	25.02	24.47	27.09	29.20
$\phi$	NA	6.15*	5.58*	12.02	5.64*	NA	3.48**	3.77**	4.93**	3.83**
$\rho_1 = \rho_2$	NA	1.59 (0.210)	0.538 (0.465)	18.85 (0.000)	0.715 (0.399)	NA	0.285 (0.594)	0.820 (0.367)	7.69 (0.006)	0.719 (0.398)
Q(4)	1.96 (0.74)	1.94 (0.746)	2.09 (0.720)	2.65 (0.619)	2.11 (0.715)	0.031 (1)	0.026 (1)	0.100 (0.999)	0.212 (0.995)	0.095 (0.099)

注: Q(4) 为 lags=4 的 Ljung-BoxQ 统计量, 括号内为其显著水平.

利用 AIC 和 SIC 准则在方程中选择步长, 从实验得出的数值分析, 对于崇明养殖市场和加工市场, 模型使用一个步长的变化合适. 尽管存在细微的数据差别 (表 2), 在通常的显著性水平下, Engle-Granger 检验表明价格序列都是协整的.

第三, 使用门限  $\tau = 0$ , 以 TAR 或 M-TAR 模型的形式估计方程 5 和方程 6 的残差. 数据表明了相应的结果 (表 2).  $\rho_1$  和  $\rho_2$  的点估计值都是负的, 并且满足  $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ , 明显地说明了收敛性; 关联的  $t$  统计量都小于相应  $t$ -max 统计量的 5% 临界值;  $\phi$  检验的样本值超出 5% 临界值. 因此零假设  $\rho_1 = \rho_2 = 0$  能够被拒绝, 价格序列是协整的. 所有样本 F 统计量的值和它们相关联的  $p$  值也显示, 不管考虑 TAR 或 M-TAR

模型或市场的种类, 这个零假设在通常的显著性水平不能被拒绝. 因此使用标准的 (Enders-Granger) 方法, 假设  $\tau = 0$ , 价格传递好像在两个市场价格链中都是均衡的.

最后, 使用 Chan 的方法去进行门限的相容估计. 在加工市场中, 使用 TAR 模型按  $\{\mu_t^{EST}\}$  值进行排序的中间的 70% 搜索可能的门限时, 发现一个  $-0.535$  的门限产生最小的残差平方和; 当使用 M-TAR 模型按  $\{\Delta\mu_t^{EST}\}$  执行类似的操作时, 发现一个  $-0.636$  的门限产生最小的残差平方和. 对于养殖市场, 相应的门限值分别为  $0.087, 0.274$ . 表 2 的数据表明, 首先, 不考虑市场的区别, 上游和下游价格序列都是协整的. 其次, 不管考虑什么模型, 对于养殖市场来说, 均衡调整的 F 检验能够在 5% 的水平被拒绝, 然而对于加工市场来说, 相同水平的拒绝只有在 TAR-consistent 模型出现, 这表明价格调整在两个市场的价格链中不对称. 最后, 使用 AIC 和 SIC 检测值来选择模型, 结果 lags = 1 的 TAR-consistent 模型得到最低的 AIC 和 SIC, 对于解释崇明县猪产业价格链中的不对称调整最合适.

表 3 纠错模型估计结果

	养殖市场		加工市场	
	$\Delta \ln P_t^1$	$\Delta \ln P_t^2$	$\Delta \ln P_t^1$	$\Delta \ln P_t^2$
$\Delta \ln P_{t-1}^1$	-0.405 (-3.4)	-0.026 (-0.34)	-0.068 (-0.547)	0.197 (1.418)
$\Delta \ln P_{t-2}^1$	0.011 (0.093)	0.007 (0.095)	0.111 (0.916)	0.112 (0.83)
$\Delta \ln P_{t-1}^2$	0.404 (2.208)	0.055 (-0.474)	0.005 (0.049)	-0.185 (-1.51)
$\Delta \ln P_{t-2}^2$	0.227 (1.242)	0.083 (0.722)	-0.024 (-0.229)	-0.079 (-0.686)
RESIDS	-0.11 (-1.616)	0.028 (0.65)	-0.042 (-0.562)	0.158 (1.906)
$F_{ij}$	2.724 (0.07)	0.476 (0.622)	0.816 (0.455)	1.082 (0.342)
$F_{ji}$	7.662 (0.001)	0.1 (0.905)	0.036 (0.965)	1.156 (0.318)
$R^2$	1.707	0.767	0.677	0.845
DW	1.997	1.968	1.964	1.985
AIC	-1235.83		-1326.88	
BIC	-1201.8		-1292.85	
Q(4)	286.68 (0.000)		194.61 (0.000)	

注: 检验统计下括号内是它们的显著水平.

崇明县加工市场调整过程的 TAR-consistent 模型表达:

$$\begin{aligned} \Delta\mu_t^{EST} &= -1.19M_t\mu_{t-1}^{EST} - 0.077(1 - M_t)\mu_{t-1}^{EST} - 0.134\Delta\mu_{t-1}^{EST} + \varepsilon_t \\ M_t &= 1, \mu_{t-1}^{EST} \geq -0.535; M_t = 0, \mu_{t-1}^{EST} < -0.535 \end{aligned} \quad (8)$$

崇明县养殖市场调整过程的 TAR-consistent 模型表达:

$$\begin{aligned} \Delta\mu_t^{EST} &= -0.032M_t\mu_{t-1}^{EST} - 0.422(1 - M_t)\mu_{t-1}^{EST} - 0.338\Delta\mu_{t-1}^{EST} + \varepsilon_t \\ M_t &= 1, \mu_{t-1}^{EST} \geq 0.087; M_t = 0, \mu_{t-1}^{EST} < 0.087 \end{aligned} \quad (9)$$

式 (8) 和式 (9) 表明, 在养殖市场, 仔猪价格的上涨能更快地传递给收购待宰活猪的价格, 而在加工市场结果是相反的, 收购的待宰活猪价格下降能够更快地传递到去骨带皮猪肉的价格.

### 3.3 短期动力学分析

前面论证了在长期市场确实存在由仔猪价格上涨引起、沿猪产业链向下、以不对称调整的协整现象为特征的价格不对称传递, 发现了养殖市场和加工市场价格传递的不同规律, 通过数据分析, 两个市场的建模均适用于滞后步长为 1 的 TAR-consistent 模型. 为了寻求进一步的证据, 在两个不同的市场, 分别建立下游水平对数线性化价格的对称性短期动力学纠错模型. Ljung-Box Q 统计量检验的结果证明 (表 3), 在估计 ECM 时没有严重的误报; 考虑两个市场的价格序列时, F 统计量均表明不允许拒绝的零假设  $\varphi_1 = \varphi_2 = 0$ , 证明两个价格链的上游价格都是弱外生的; 由 AIC 和 BIC 的结果看, 选择的是不对称模型而不是对称模型. 由纠错模型得到相应的脉冲响应图 (图 2 和图 3), 给出上游价格的对数正的变化对于长期均衡的响应. 在

相同的时期内, 无论变化是正的还是负的, 当差数返回到它的长期均衡值时, 响应有差异。

通过对上海崇明市场价格传递分析, 养殖和加工两个市场的价格序列均存在协整现象。纠错模型检验弱外生性也随后证明价格原因具有单向性, 因此, 下游厂商调整它们的价格以适应上游价格的变化。下面对于价格不对称传递的影响——波及效应进行分析。

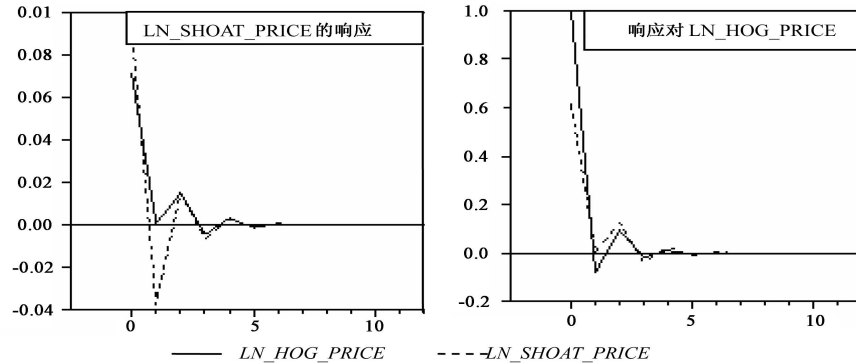


图 2 崇明县养殖市场脉冲响应

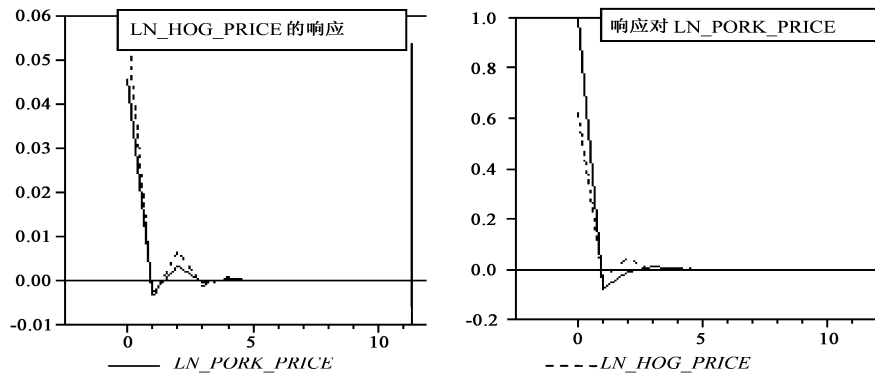


图 3 崇明县加工市场脉冲响应

## 4 门限的经济含义与波及效应原因

### 4.1 门限的经济含义

从前面的检验可以发现, 对于所考察的两个市场来说, 在假定门限为零时, 两个价格链都是对称的传递关系, 然而非零的门限检验则在两个价格链中都拒绝了对称传递的假设。两种方法对比起来, 门限不为零的方法更合理, 因为迄今为止, 还没有实证的或者理论的证据支持在不对称价格传递分析中使用门限为零的方法。至于不对称传递的结果, 有两种不同的解释, 通过在上游和下游之间的契约协议, 或者通过一个额外的超过某一个水平的市场利润的收缩和价格调整, 来触发一个沿产业链向下的价格波及效应。事实上, 由于猪疫病的高传染性、高致命以及市场的作用, 含有价格条件的长期契约在稳定上海的猪肉市场方面发挥了很大作用, 当然后一种解释在市场经济条件下应该也是存在的。

门限被赋予了一定的经济含义。崇明县加工市场负的门限可以解释为: 低于门限的变化, 待宰活猪价格的变化被例行地、对称地传递给下游; 如果超过门限的变化, 利润的减少对于中间商来说是不可接受的, 他们将采用另外的市场策略。在崇明县养殖市场存在正的门限, 生猪的收购放弃较高的临时性的单位利润的动机, 一方面可能来自于政府调控的压力, 另一方面也是出于产业链成员的义务, 自觉让度一部分利润, 以维持长期签约养殖户的再生产。

### 4.2 波及效应的原因分析

首先从市场方面, 上海崇明县猪产业链的养殖市场和加工市场存在差异, 从价值链的生产不确定性方面可以给出解释。不确定性显然对养殖市场来说远远比加工市场影响大, 因为前者控制生产的成本更高。在价格降低的情况下, 仔猪的养殖商宁愿减少供给量从而给屠宰场经营商一个相反的信号。事实上, 由于猪疫病

的不确定性而增加的风险成本, 必须被考虑为猪产业链相关企业和定价过程中激发不对称传递的重要调整成本. 对于加工市场来说, 就持久性而言, 待宰活猪价格的下降更容易被接受, 这在实际中也得到了验证: 暂时的价格上涨带来的喜悦很快会被销售量的减少所冲淡, 生鲜产品的不耐贮存又加大了屠宰厂和以超市为代表的零售商的风险, 后者由于经营的多元化和营销策略, 更不愿意传递价格上涨的信息.

其次, 从宏观调控上说, 地方政府不愿意看到仔猪价格的下降即时地传递给待宰活猪的收购, 因为这对于本来已经很脆弱的养殖市场将是雪上加霜, 进一步降低下一批仔猪生养的积极性, 使整个猪产业链更加萎缩, 无法满足随着生活水平的提高而日益增加的消费需求. 这就是政府近年来出台最低保护收购价格和对于仔猪养殖的补贴, 以及对于母猪的保险等行政手段出台的直接原因.

最后, 使用非零门限自回归的模型, 疫病引起的风险成本可以被考虑为一种重要的调整成本, 来解释沿产业链向下的、以价格不对称调整为表现形式的价格波及效应. 只要没有短期内通过减少疫病不确定性的发生调整仔猪数量的可能性, 各种政策和规则的上游水平价格刚性的引入, 会通过不同方式影响沿产业链向下的价格波及效应. 从长期来说, 对于加工市场, 可以通过增加销量弥补减少的总利润; 而对于养殖市场来说最好通过价格调整.

## 5 结论

本文研究了产业链内由于价格不对称传递引起的波及效应, 并以上海畜产业链为例进行了实证分析. 结果表明: 利用非零的门限自回归研究, 能够发现微小的价格变化所代表的调整成本以及经营方针与策略的意义, 可以为国家宏观政策制定和监控提供理论依据. 更进一步的分析, 将需要了解是否相同数值的门限在其它产业链中也能被观察到, 并将这个值与产业链内各厂商的战略市场行为联系起来. 引入价格之外的其他研究因素, 从单一的产业链扩展到多条产业链之间的波及效应, 将门限值更多地与供应链或产业链的结构变化联系起来.

## 参考文献

- [1] Von Cramon-Taubadel S. Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market[J]. *European Review of Agricultural Economics*, 1998, 25: 1-18.
- [2] Enders W, Granger C W J. Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1998, 16: 304-321.
- [3] Abdulai A. Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market[J]. *Applied Economics*, 2002, 34: 679-687.
- [4] Harper D C, Goodwin B K. Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the U.S. pork sector[J]. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 2000, 32(3): 543-553.
- [5] 刘印旭, 张世英. 基于门限协整系统的预测方法研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2005, 22(8): 129-136.  
Liu Y X, Zhang S Y. Research on forecasting methods based on threshold cointegrated systems[J]. *Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2005, 22(8): 129-136.
- [6] 李松臣, 张世英. 多元变结构门限 Garch 模型的伪协同持续性研究 [J]. *系统工程理论与实践*, 2007, 27(10): 71-76.  
Li S C, Zhang S Y. Research on spurious co-persistence of threshold vector Garch model with structural change[J]. *Systems Engineering — Theory & Practice*, 2007, 27(10): 71-76.
- [7] 杨建辉, 潘虹. 国际原油价格、人民币实际汇率与中国宏观经济研究 [J]. *系统工程理论与实践*, 2008, 28(1): 1-8.  
Yang J H, Pan H. Study on world oil price and real exchange rate with China's macroeconomics[J]. *Systems Engineering — Theory & Practice*, 2008, 28(1): 1-8.
- [8] 李亚明, 佟仁城. 中国房地产财富效应的协整分析和误差修正模型 [J]. *系统工程理论与实践*, 2007, 27(11): 1-6.  
Li Y M, Tong R C. Cointegration analysis and error correction model of real estate wealth effect in China[J]. *Systems Engineering — Theory & Practice*, 2007, 27(11): 1-6.