

# 消费品价格与城市化进程

## ——以食品价格为例的实证分析

□ 张益丰 张少军

**内容提要** 肉禽等消费品价格的上涨源于城市化进程的加剧、饲料价格上涨以及人均耕地面积下降。本文利用协整检验和格兰杰因果检验等方法对猪肉价格和相关变量进行实证分析。最后提出了加大农业投入、建立食品价格预警机制等一系列政策建议来消除消费价格的非正常上涨。

**关键词** 猪肉价格 协整 格兰杰因果检验 城市化进程 农业投入

作者张益丰,山东烟台大学经管学院讲师;(烟台 264005) 张少军,南京大学经济学院博士研究生。(南京 210093)

### 一、背景综述

农业部“全国农产品批发市场信息网”和国家发改委监测数据显示,4月份全国猪肉批发均价为12.99元/公斤,同比上涨了35.5%,鸡蛋批发价格为6.05元/公斤,同比也上涨了41.6%,花生油的价格也涨幅明显;5月份全国36个大中城市数据显示食品类价格同比上涨8.3%,猪肉平均上涨10.5%,猪肉平均批发价格达到14.5元/公斤,环比上涨8.6%,同比上涨43.1%;粮食价格上涨5.9%,油脂价格上涨21.4%,鲜蛋价格上涨37.1%。这次猪肉、鸡蛋等食品类的价格的非正常大幅上调,有其偶然性的一面。有报道称食品类涨幅居前的猪肉价格上涨是由于山东、河南、安徽等地此前发生大面积的猪热病疫情,以及部分地区出现其他猪病的影响,全国生猪供应出现短缺所致;另外去年四季度以来,冀、鲁、豫、苏、浙、皖、川、渝9个主产区生猪存栏率除河北等一些地区以外,均出现大幅度下降,猪肉的供需矛盾导致价格猛涨。此外,近年来玉米、豆粕等猪饲料

价格一直居高不下,<sup>①</sup>饲料价格的上涨势必加重了养殖户的投入成本,影响农民生猪补栏积极性,间接推高了猪肉价格。

猪肉价格上涨的同时,其它粮油产品(如鸡蛋、花生油等)也均有不同程度的涨幅,究其原因并不简单。虽然食品类价格上涨受外部因素干扰很大,例如气候、供求、消费结构、疫情等均能对价格产生短期扰动(这方面的研究参见农业部畜牧业司(2007)就畜产品价格与饲料价格之间的关系和走势进行的分析)。但是从长期趋势来看,一个缓慢变化且有非常明显的因素主导着我国粮油价格(包括肉价)的逐步攀升。这个因素可以归结为我国城市化进程的加剧对农业生产造成的累积负面影响。随着我国工业化和城市化进程的加快,中国的发展正在朝着“世界工厂”的工业格局转型。工业化和城市化提高了城乡居民的收入水平,增加了他们的消费能力,同时也改变着人们的膳食结构。猪、羊、牛、酒类的粮食消费需求大增;粮食消费加大的同时,粮油价格也因为供求矛盾而趋于上升,进而推使畜类价格上涨。

更为重要的是,工业化与城市化使得我国的耕地面积急剧减少,大批良田被现代化城市的高楼和公路所吞没。在农业科学技术和生产率水平相对固定的短时期内,粮食产量的下降造成粮油价格的上涨成为必然。<sup>②</sup>显然,目前在中国,“吃”与“住”的矛盾已经白热化,如果在未来的城市化进程中,不注重结构调整,一味扩大城市规模,势必造成国土耕地的减少,当然农业科技提高和在产量上弄虚作假能提高粮食亩产,但良田数目的锐减带来的恶果,最终会通过粮食价格(包括肉价)的涨幅体现出来。现今的粮油等价格上涨已经呈现出这种危险的趋势。

就消费品价格上涨的研究中,蒋乃华等(2002)、辛贤等(2003)分别就畜产品消费的影响因素和畜产品对饲料市场价格的影响加以分析,但其中并没有深入剖析消费品价格和宏观经济指标、经济发展进程之间的内在联系;而在固定资产投资领域研究范围内,罗来东、侯玉玲(2005)分析了固定资产投资市场与货币供应量及股票市场之间的协整关系;符森(2007)就房地产价格和人均GDP等宏观经济指标进行了协整检验分析;文艳(2007)提出了经济增长和市场结构的差异可能是推动城市房价上涨和城市之间房价联动的原因。王焱等(2006)也对居民消费品价格的影响因素进行协整分析;但就消费品价格和城市发展进程与宏观数据之间的相关分析尚无相关文献记载,是否存在消费品价格与城市发展进程、收入等宏观经济数据间的协整关系正是本文希望解决的问题。在本文中,我们试图采用计量分析手段对可能引起肉价上涨的一些宏观经济因素进行时间序列分析。研究步骤可以依次分为:首先对检测数据进行ADF单位根平稳性检验,然后利用协整检验和格兰杰因果检验(Granger Causality Tests)来检验是否真的存在肉类价格的上涨由于可耕地面积的减少和城市化进程的加剧所导致。最后提出自己的观点及相关政策建议。

## 二、数据采集与分析

在模型选取之初,我们假定猪肉的批发价格与城乡居民的收入水平有关,城乡居民收入水平提高,对于生活质量提高的要求也增加,导致人们膳食结构的改变,对于猪、牛、羊、鸡等肉禽消费量逐

渐增加。本文中,我们采用1986~2007年度全国城镇居民恩格尔系数与农村居民恩格尔系数<sup>③</sup>并按照各自对于当年GDP贡献度加权平均计算出各年度全国范围的恩格尔系数,用以反映城乡居民收入水平指标变量。由于我国目前尚未形成生猪和猪肉期货交易市场,无法采用期货价格作为本文的猪肉预期价格加以检测。正如辛贤、谭向勇(1999)所指出的那样,大多数农户采用散养方式喂养生猪,农户对下一年度生猪存栏多少基本上来自对上一年度玉米等饲料喂养成本的适应性预期,为了体现这种思路,本文采用1987年度至2006年度的猪肉价格进行分析,全国猪肉批发价格数据来自精讯数据库和各年度《中国农产品价格调查年鉴》。饲料价格的上涨也是引起猪肉价格上涨的主要原因,本文采用玉米价格来替代饲料价格,之所以这样设定是因为生猪80%的产量是由散养的农户提供,散养农户用饲料大多直接依靠玉米。玉米价格设定为1986~2006年年度数据,数据分别采集于1986~2005年《中国农产品价格调查年鉴》以及大连玉米期货市场玉米年度交割价格作为滞后一期的饲料价格变量。同时我们还采用人均耕地面积<sup>④</sup>和城市化率<sup>⑤</sup>这两个指标同时作为影响猪肉价格上涨的外生变量加以检测。

## 三、计量模型的选取与构建

为了分析猪肉价格和城市化进程以及城乡居民收入提高的关系,建立以下简单OLS回归方程式:

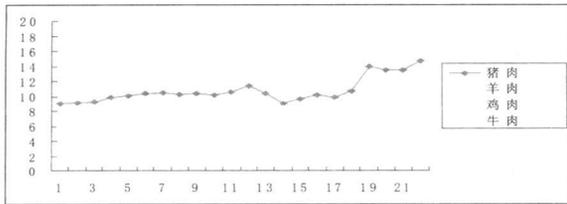
$$P_{zt} = \underset{(0.49)}{9.195} + \underset{(2.45)}{0.562}P_{ct-1} + \underset{(2.97)}{0.352}c_{rg} - \underset{(4.89)}{0.308}eng - \underset{(-2.39)}{19.921}rg - \underset{(-0.76)}{0.272}P_{nt} + \underset{(0.85)}{0.475}P_{jt} + \underset{(0.10)}{0.05}P_{yt} + u_{it} \quad (1)^{\textcircled{6}}$$

观测值 = 21;  $R^2 = 0.991$

注:括号内为t值大小;5%显著水平。

在方程式中,我们看到,根据1986~2006年度21个观测值进行的回归分析中,从回归结果中我们发现常数项、 $P_{nt}$ 、 $P_{jt}$ 、 $P_{yt}$ 表现出95%置信区间内统计非显著。而 $P_{ct-1}$ 项、 $c_{rg}$ 以及 $eng$ 项的系数分别为0.563、0.352、-0.308和-19.21,t值分别为2.45、4.97、-4.89和-2.39,均大于双边5%显著水平下的临界值2.08,表现出强烈的统计显著;同时多元判定系数 $R^2$ 为0.991,似乎我

们可以得出这样的结论: 饲料价格、收入恩格尔系数、城市化率以及人均耕地面积上涨 1%, 均会引起猪肉价格上涨或下跌 2.45%、4.97%、-4.89%和 -2.39%, 能够验证我们起初的结论。同时本文还发现其他肉类价格对猪肉的替代价格弹性很小, 猪肉价格的上涨并非其他肉类价格上涨或下跌引起。这是因为中国人尤其是汉族人普遍以猪肉作为肉食的主体, 其他牛羊鸡肉对猪肉的替代效应并不明显。尤其是肉类价格上涨趋势基本相同。在我们的下一步研究中将排除这些因素的影响。



图一 肉类价格上涨趋势图

由于我们考虑的是一组时间序列数据, 通过观测数据, 我们发现肉类价格、城市化率以及人均耕地面积和恩格尔系数之间均伴随着强烈的同步上升或下降趋势, 这些数据均有两个非平稳成分支配, 即线性确定性趋势和随机趋势  $\sum e_t$ 。这些带漂移项的随机游走模型并没体现出平稳性。利用单纯的 OLS 回归虽然简单明了, 但是极易出现二个问題, 1) 自变量内生性问题, 使得回归数据有偏且不一致。2) 出现伪回归。当存在非平稳变量时, 基于 VAR 模型我们还是能够进行变量间的协整检验, 具体操作可以采用 Johansen (1988, 1995)、Johansen 和 Juselius (1990) 所采用的似然估计以及相关的协整和调节向量的假设检验来验证数据协整, 在非平稳性的协整数据基础上再进行 Granger (1981) 因果检测。本文的检测过程可以分成三步:

(一) 单位根 (Unit Root) 检验

平稳性单位根检测通常采用 ADF 检验, PP 检验 (Phillips-Perron Tests) 等方法, 本文采用 Dickey 和 Fuller (1979) 采用的 ADF 测试 (Augmented Dickey Fuller Tests) 来完成。<sup>⑦</sup> 在此我们建立带有常数项、时间趋势项模型:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 + (\rho - 1) y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

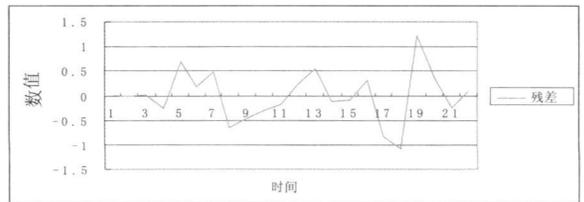
其中  $\{\varepsilon_t\}$  为白噪声,  $\Delta$  为变量一阶差分。

表一 单位根检验结果

变量	ADF 检验统计值		1% 显著水	5% 显著水
	$H_0: I(0)$	$H_0: I(1)$	平临界值	平临界值
$P_{yt}$	-0.380 (0.915)	-3.974 (0.002)	-3.75	-3.0
$P_{ct-1}$	-1.479 (0.543)	-3.842 (0.005)	-3.75	-3.0
cr	-1.486 (0.995)	-3.932 (0.08)	-3.75	-3.0
rg	-0.018 (0.957)	-5.771 (0.00)	-3.75	-3.0
eng	-0.489 (0.896)	-5.676 (0.06)	-3.75	-3.0

注: 括号内为 MacKinnon p 值。

经过对每个变量平稳性进行 ADF 检测, 发现各数值均为非平稳一阶单整序列  $I(1)$ , 同时检测简单 OLS 回归 (公式 1) 产生的残差数值, 发现  $\{e_t\}$  是平稳序列, 具体图例见图二。因此根据 Engle 和 Granger (1987) 提出的观点, 这些非平稳一阶单整变量肯定具有长期均衡 (协整)。



图二 OLS 回归残差图

(二) Johansen 协整检验

具体采用 Johansen 协整检验方法的建模主要包括预测所有需要评估其单证阶数的变量, 我们可以通过 AIC 值和 SBC 选择滞后长度, 这一步我们已经在前面的计量检测中实现。然后通过对模型的估计确定  $\pi$  的秩。本文采用时间序列分析软件 RATS32 和 CATS 软件包带有估计模型的子程序完成。最后分析标准化的协整向量和速度调整系数。

表二 Johansen 协整检验结果

特征值	极大似然比	临界值		零假设协整向量个数
		5%	$P_{\text{rob}}^{**}$	
0.96	132.91	69.81889	0.00	0
0.93	103.15	47.85613	0.00	至多 1 个
0.83	73.56	29.79707	0.02	至多 2 个
0.64	17.34	15.49471	0.14	至多 3 个
0.54	3.86	3.841466	0.35	至多 4 个

\*\* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) P 值。

秩检测发现在 5% 显著水平下存在 4 个协整关系。协整检验给出了标准的协整估计式:

$$P_{yt} = \underset{(0.19)}{2.68} P_{ct-1} + \underset{(0.06)}{1.34} cr - \underset{(0.31)}{4.92} rg - \underset{(0.04)}{0.397} eng + u_t \quad (3)$$

$u_t$  为残差项, 括号内为渐进标准误差项。

Johansen 协整检测是一个渐进有效的方法, 尤其是对于小样本来说, 该方法倾向于认为变量间存在协整关系。为了保证检验结果的抗干扰性, 我们对残差项  $u_t$  进行单位根检测, 如果  $u_t$  是平稳的, 即说明 (3) 式真实有效。对  $u_t$  进行单位根检验的估计值如下:

$$\Delta \mu_t = \underset{(4.12)}{0.26} - \underset{(-4.85)}{0.66} \mu_{t-1} + \underset{(3.01)}{0.14} \Delta \mu_{t-1} \quad (4)$$

公式 (4) 中 SIC 值为 -1.65, 括号内数值为  $t$  值。由于 -4.85 要大于 ADF 检验 5% 显著水平临界值 3.75, 即可以拒绝残差项  $u_t$  具有一个单位根的零假设。这就说明估计式 (3) 是对于协整关系较好的估计。根据式 (3), 我们得出这样的结论, 从中长期趋势来看, 猪肉价格变动与城市化进程、饲料价格因素呈正相关, 与城乡居民恩格尔系数以及人均耕地面积呈负相关的趋势, 其中尤以人均耕地面积的变化对猪肉价格的影响最为剧烈, 1 个单位的人均耕地缺失会引起同比 4.92 个单位的肉类消费品价格的上涨。

### (三) Granger 因果关系检测

从 Johansen 协整检测结果, 我们已经得出猪肉价格与城市化进程、饲料价格城乡居民生活水平以及人均耕地面积具有长期稳定的均衡关系。变量之间是否存在因果关系就可以利用 Granger 因果检测加以判断。Granger 因果检测结果见表三。

表三 Granger 因果检测结果

零假设	滞后阶数				结论
	2		3		
	F 值	概率	F 值	概率	
$P_{yt}$ 不是 $P_{ct-1}$ 的 Granger 原因	1.71	0.73	0.52	0.47	接受
$P_{ct-1}$ 不是 $P_{yt}$ 的 Granger 原因	3.37	0.04	6.96	0.02	拒绝
$P_{yt}$ 不是 $eng_t$ 的 Granger 原因	0.63	0.82	0.51	0.69	接受
$eng_t$ 不是 $P_{yt}$ 的 Granger 原因	3.97	0.05	2.49	0.10	拒绝
$P_{yt}$ 不是 $cr_t$ 的 Granger 原因	0.64	0.63	0.58	0.54	接受
$cr_t$ 不是 $P_{yt}$ 的 Granger 原因	4.66	0.03	3.90	0.07	拒绝
$P_{yt}$ 不是 $rg_t$ 的 Granger 原因	0.23	0.79	0.11	0.95	拒绝
$rg_t$ 不是 $P_{yt}$ 的 Granger 原因	3.91	0.09	2.79	0.11	接受

从表三中我们可知, 城市化率  $cr_t$  人均耕地面积  $rg_t$  城乡居民恩格尔系数  $eng_t$  与滞后一期的饲料价格均为猪肉价格上涨的单向 Granger 原因, 这说明长期趋势来看, 城市化进程的加剧、人均耕地面积的锐减以及城乡居民收入的普涨和前期饲料价格波动均是猪肉价格上涨的直接原因。

## 四、结论性评述与政策建议

从实证结果来看, 猪肉价格的变动与城市化进程、居民收入状况、成本投入 (饲料价格) 在中长期趋势下存在一种稳定的均衡。同时这些因素构成了猪肉价格上涨的 Granger 原因。换言之, 猪肉价格的上涨源于城市化进程的加剧和我国人均可耕地面积的骤降; 同时饲料价格的上涨和城乡居民收入的提高加大对肉类产品的需求均可导致肉类产品价格的上涨。同时, 从协整检测回归方程可知, 如果饲料价格和城市化进程率上升 1 个单位, 会引起肉类消费品价格上涨 2.68 个单位和 1.34 个单位。同样, 如果农村耕地面积下降 1% 会引起肉类消费品价格上涨比例达到 4.92%。有趣的是居民收入的变化对肉类消费品价格的变动影响并不剧烈, 1% 的居民收入上涨 (恩格尔系数下降) 会引起 0.97% 的肉类消费价格轻微上涨。

结合当前形势, 我们看到 5 月份全国消费价格指数 (CPI) 一举突破 3.3% 的警戒线达到 3.4%, 增幅创二年多来的新高, 而推动五月份 CPI 上涨的因素, 主要是肉禽价格的上涨。猪肉、禽蛋价格的快速攀升给我国经济发展敲响了警钟, “发展”与“生存”的矛盾日益尖锐, 合理平稳解决问题已是刻不容缓。经济要发展, 工业要振兴, 非要以牺牲自我生存空间为代价吗? 城市不断外扩, 工业与农业争夺土地, 资源的产出有限, 对农业的扶植缺乏, 规划者不注意合理利用有限的土地资源, “生存”质量的不断下降, 势必造成我们的发展要背上日益昂贵的生存代价这付沉重“枷锁”。

作者提出以下几点政策建议: 首先我国工业发展、城市规模化和农村城镇化同步发展的前提, 不能以一味追求扩大城市规模, 把农村变成城市的工业基地和小型城市。以粮为纲始终的基本国策不能变, 对农业生产的投入与扶持力度必须加大, “工业反哺农业”一方面 is 技术的支援, 更重

要的是资金的支援:一方面维持人均可耕地面积的现有水平前提下,国家投入资金加农业科学技术的改造,提高生产能力。同时加大对种植户、养殖户的资金扶持,减少农民赋税负担,加大农业财政补贴范围与力度、提高农作物、肉产品收购价格,切实提高农民种粮、养殖的积极性。其次,加大面向农村的金融保险品种,例如推出农业种植险、养殖业疫病等险种来增加农民对农业生产的抗风险能力。另外,对于肉类产品也可仿效国外金融市场发达国家推出猪肉、牛肉、肉禽类期货市场,建立起一整套食品消费类产品价格预警机制,利用期货产品来分散肉类产品未来价格的不确定造成的风险。最后,我国频频采用货币政策(提高准备金率、加息)手段,将利率工具目标盯住CPI企图利用货币乘数和货币传导机制来对抗通货膨胀,但收效甚微。笔者认为只有利用稳定粮油等消费品零售价格、加大农业基础投入的前提下,发展金融市场(尤其是丰富利率产品市场),同时加快利率自由化建设,放宽人民币汇率自由浮动幅度,才能有效抑制通货膨胀。

#### 注释:

- ①根据辛贤、谭向勇(1999)研究的结果表明,总体上饲料成本约占总成本的75~80%左右。
- ②根据国土资源部调查数据显示:中国2006年底人均可耕地面积为1.40亩,而2007年预计人均耕地面积仅为1.36亩,仅为世界平均水平的40%。
- ③数据均采集于各年的《中国统计年鉴》。
- ④人均可耕地面积的数据来源于1987~2006年《中国统计年鉴》和国土资源部2007年预测报告。
- ⑤城市化率指标我们采用各年《中国统计年鉴》中城镇中人口与全国总人口比值来代替,虽然这样的统计口径有一定的偏颇,但是还是能够反映出当年城镇扩大规模的趋势。
- ⑥ $P_{pi}$ ,  $P_{ni}$ ,  $P_{ji}$ ,  $cr$  eng rg分别为猪、牛、鸡、羊肉批发价格和城市化率以及恩格尔系数和人均耕地面积; $P_{ci-1}$ 代表饲料滞后一期价格。
- ⑦平稳性测试结果同时通过PP测试(Phillips-Peron Tests)。

#### 参考文献:

1. Ngai Hang Chan著,黄长全译:《时间序列与金融数据分析》[M],中国统计出版社2004年版。
2. Walter Enders著,杜江、谢志超译:《应用计量经济

学时间序列分析》[M],高等教育出版社2006年版。

3. William E. Griffiths, R. Carter Hill and George G. Judge, *learning and Practicing Econometrics*, John Wiley & Sons, NC, 1993.

4. Jan P Voon, Export competitiveness of China and Asia in the US market *Asian Economic Bulletin* [J], *ABI/N-FORM Global* 1998, 14(3): pg 273~274.

5. Dickey D., and W. Fuller Distribution of the Estimations for Autoregressive Time Series with a Unit Root *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, pp 427-431.

6. Engle Robert F. and C.W. J. Granger Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing *Econometrica*, 1987, 55: 251-276

7. Granger C., Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, *Journal of Econometrics*, 16 1981, pp121-130.

8. MacKinnon, James G., Alfred A. Haug and Leo Michelis, Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration *Journal of Applied Econometrics* 1999, 14 563-577.

9. 农业部畜牧业司:“2007年2月全国畜产品和饲料价格走势及分析”[J],《中国饲料》2007年第5期。

10. 罗来东、侯玉玲:“房地产和股票市场同货币供应量协同性实证研究”[J],《统计与决策》2005年第1期。

11. 符森:“我国房地产投资与宏观金融数据的协整分析”[J],《生产力研究》2007年第4期。

12. 韩民春、樊琦:“国际原油价格波动与我国工业制成品出口的相关关系研究”[J],《数量经济技术经济研究》2007年第2期。

13. 石传玉、王亚菲、王可:“我国对外贸易与经济增长关系的实证分析”[J],《南开经济研究》2003年第1期。

14. 周明磊:“事件对国际石油价格影响的时间序列分析”[J],《数学的实践与认识》2004年第8期。

15. 辛贤、谭向勇:“农产品价格的放大效应研究”[J],《中国农村观察》2000年第1期。

16. 辛贤、蒋乃华、周章跃:“畜产品消费增长对我国饲料粮市场的影响”[J],《农业经济问题》2003年第1期。

17. 蒋乃华、辛贤、尹坚:“我国城乡居民畜产品消费的影响因素分析”[J],《中国农村经济》2002年第12期。

18. 文艳、赵奉军:“市场结构、房价与城市均衡发展”[J],《中国物价》2007年第2期。

19. 王焱、魏慧丰、郭希明:“居民消费价格影响因素的协整分析”[J],《统计观察》2006年第5期。

责任编辑 董希望