

基于阈值协整的我国猪肉价格与 CPI 关系研究

于爱芝, 王 鹤

(中央财经大学 经济学院, 北京 100081)



摘 要 为准确把握猪肉价格和物价水平两者之间的关系,提高政府宏观调控的效率,本文在非线性的框架下利用阈值协整模型研究猪肉价格与消费价格指数之间的关系。结果表明,猪肉价格以 19.45 元/千克为阈值,分别出现两种机制,即猪肉价格低于 19.45 元/千克时,猪肉价格变动对消费价格指数影响较小,猪肉价格偏离均衡时调整速度较快;当猪肉价格高于 19.45 元/千克时,猪肉价格变动对消费价格指数影响较大,猪肉价格偏离均衡时调整速度较慢。猪肉价格对消费价格指数作用机制的非线性特征的政策意义在于,政府一方面应以生猪产业政策调控为基础,稳定猪肉供给和价格;另一方面,理性对待猪肉价格波动,猪肉在低价区间波动时,应以市场机制发挥调节作用为主,政策不宜过度干预,猪肉在高价位区间波动时,需要政府加强调控力度,降低猪肉价格对消费价格指数的冲击。

关键词 猪肉价格; 消费价格指数(CPI); 阈值协整; 误差修正模型

中图分类号: F 326.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2016)03-0001-08

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.03.001

我国宏观经济运行中一个重要的特征是农产品价格特别是猪肉价格对物价水平的决定作用非常显著,例如 2007—2008 年间,猪肉价格飙升,同比涨幅达到 60% 以上,同期我国消费价格指数(CPI)也创下历史新高,在 2009 年猪肉价格大幅度下跌,消费价格指数水平也达到低谷。正是因为如此,出现了“消费价格指数被猪肉绑架”甚至将消费价格指数解释为“中国猪肉价格指数(China Pig Index)”和“控制猪肉价格以控制消费价格指数”^[1]的说法。猪肉作为一种特殊的商品成为消费价格指数的“替罪猪”。猪肉价格与消费价格指数到底有何关系,应如何协调二者的关系? 猪肉价格与消费价格指数均对宏观经济的平稳运行具有重要影响,上述问题值得深入研究。此外,如果可以明确猪肉价格与消费价格指数的真实关系,那么猪肉价格的变动便可以作为通货膨胀与紧缩的预警参考机制之一,政府可以根据猪肉价格的变动及时采取一定的预防措施,充分发挥稳定市场经济环境的宏观调控作用。因此,准确把握我国猪肉价格与消费价格指数的关系,具有十分重要的政策含义。

一、文献回顾

对于猪肉价格与消费价格指数的关系,目前有两种主要的研究思路:一是假设猪肉价格和消费价格指数存在单一的线性关系,利用协整关系、误差修正模型和格兰杰因果关系检验等经典的时间序列分析方法进行研究。国内多数学者都沿用这一思路,徐雪高认为,猪肉价格的上涨不会推高消费价格指数,但消费价格指数上升引起了猪肉价格的上涨,消费价格指数是影响猪肉价格短期波动的持久性因素^[2]。胡俞越等实证证明猪肉价格与消费价格指数波动周期具有一定的相关性,认为饲料价格频

收稿日期:2015-11-01

基金项目:国家自然科学基金项目“鲜活农产品价格波动:非对称传递,福利效应与政策选择”(71473282);教育部人文社会科学一般项目“我国生鲜农产品价格波动的非对称传递及其福利效应研究”(13YJA790142)。

作者简介:于爱芝(1974-),女,教授,博士,中央财经大学农村经济发展中心主任;研究方向:宏观经济理论与政策,农业经济与农产品国际贸易。

繁波动、政府宏观调控的顺周期性以及散户比例过大等因素都使得猪肉价格波动幅度加大,加大了对消费价格指数的引导作用^[3]。李威夷等利用分析脉冲响应函数与方差分解发现,在猪肉价格与消费价格指数存在长期均衡关系前提下,猪肉价格对消费价格指数有影响,但却不是推动物价上涨的主要因素^[4]。何蒲明等在已有的研究基础上实证发现猪肉价格对消费价格指数的影响要大于消费价格指数对于猪肉价格的影响^[5]。

另外一种研究认为猪肉价格与消费价格指数之间并非是单纯的线性关系,并在非线性框架下研究两者之间的关系。非线性关系研究主要有两大类模型,一类是阈值模型,这类模型描述的是在特定的时间点上,时间序列运动方式由一种机制跳跃到另一种机制,这种跳跃是迅速的、间断的;另一种模型是平滑转换回归模型,这种非线性的机制转换是连续的、平滑的。国内已有利用各类非线性模型关注粮食价格与消费价格指数间的关系:刘小铭利用非线性阈值协整检验方法研究粮食价格与消费价格指数之间的关系^[6]。朱信凯等利用非线性关联积分的因果检验发现中国粮食价格与消费价格指数存在双向因果关系,但是时效与强度上存在差异,粮食价格对消费价格指数仅仅存在短期效应^[7]。李想等利用平滑转换回归模型证明了粮食价格波动对物价水平有着非对称影响,通过寻找出相应的阈值,证明高机制下粮价波动对物价水平影响程度较大,低机制下影响程度较低^[8]。已有的研究已经证明粮食价格与消费价格指数并非简单的线性关系,而是更为复杂的非线性关系。

与非线性框架下研究粮食与消费价格指数间的研究成果相比,关注猪肉价格与消费价格指数的关系成果非常少。冯明利用 GARCH 簇模型发现猪肉价格波动存在显著非对称性,即正向冲击引发的价格波动要显著大于负向冲击引发的价格波动,但是实质上并没有分析猪肉价格与消费价格指数之间具体存在何种关系^[9]。由于现有非线性研究刻画的猪肉价格与消费价格指数之间真实关系仍有待商榷,本文尝试在非线性的框架下进一步辨识两者之间的关系,从阈值协整-误差修正模型着手,辅以格兰杰因果关系检验,探讨猪肉价格和消费价格指数之间的关系,以为政府宏观决策提供理论支持。

二、城乡居民肉类消费演变特征分析

1985 年至今,我国城镇居民和农村居民人均肉类消费量都呈现上升趋势(图 1),这主要是受收入水平上升和食物消费结构升级诱导所致,这一特征在城市居民肉类消费体现更明显。此外,研究发现近些年来居民肉类消费增速明显放缓,这主要是因为自 2009 年以来我国城镇居民肉类消费水平已经达到基本膳食推荐标准(根据《2011 年中国居民膳食指南》的数据,人均 50~75g/天),但是农村居民人均肉类消费尚未满足基本营养需求,考虑到城镇居民肉类消费对农村居民的“示范效应”,可以判断未来农村居民肉类消费增速将继续提高并带动我国肉类消费需求的上升^[10]。

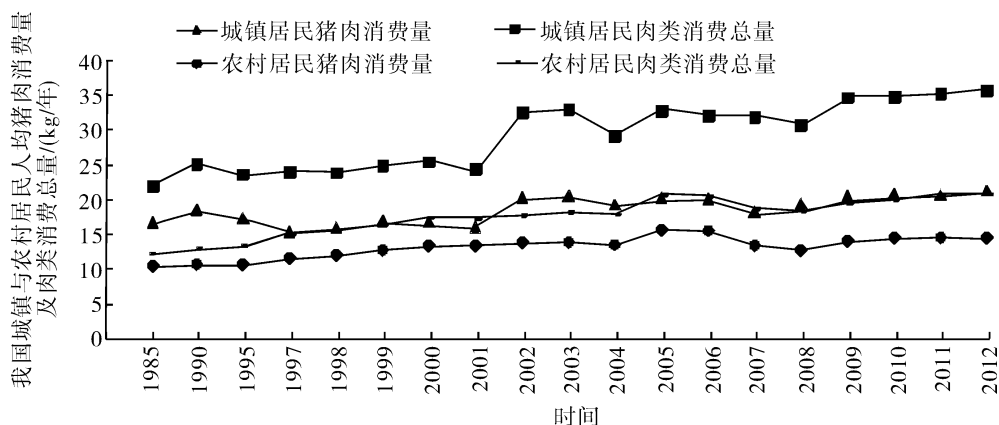


图 1 1985—2012 年我国城镇与农村居民人均猪肉消费量及肉类消费总量

观察猪肉在居民肉类消费中的比重,发现受长期的烹调方式和消费偏好影响,猪肉始终是我国城乡居民消费的主体(如图 2)。在城镇居民中,1997 年和 2007 年是整体降幅较大的年份,其余年度均只是进行小幅震荡。其中,1997 年的年均降幅约 4.46%,2007 年的年均降幅约为 5.00%。农村居民

变动也大体相同,1997年和2007年同样是年均下降幅度最大的两个年份,分别为2.32%和3.92%,其余各年份变化幅度不明显。从变化趋势看,未来猪肉仍然会是我国居民肉类消费的主要对象,虽然占比会呈现缓慢的下降趋势,但是短期内这种下降不明显。

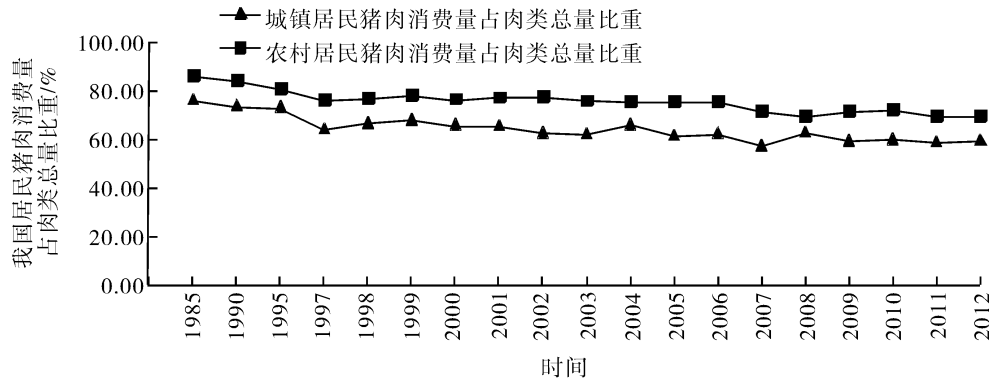


图2 1985—2012年我国城镇与农村居民人均猪肉消费量占肉类(包括猪肉、牛肉、羊肉、家禽)消费比重

三、猪肉价格与消费价格指数之间的关系

图3是2000年1月至2012年7月猪肉价格与消费价格指数的月度数据。其中,消费价格指数为月度同比指标,来源于国家统计局网站(www.stats.gov.cn);猪肉价格选取了中国畜牧业信息网(<http://www.caaa.cn>)公布的“去皮带骨猪肉价格”。相关数据绘制两者趋势图。图3清晰和直观地反映了我国猪肉价格与消费价格指数变动具有一定程度的同趋势性。

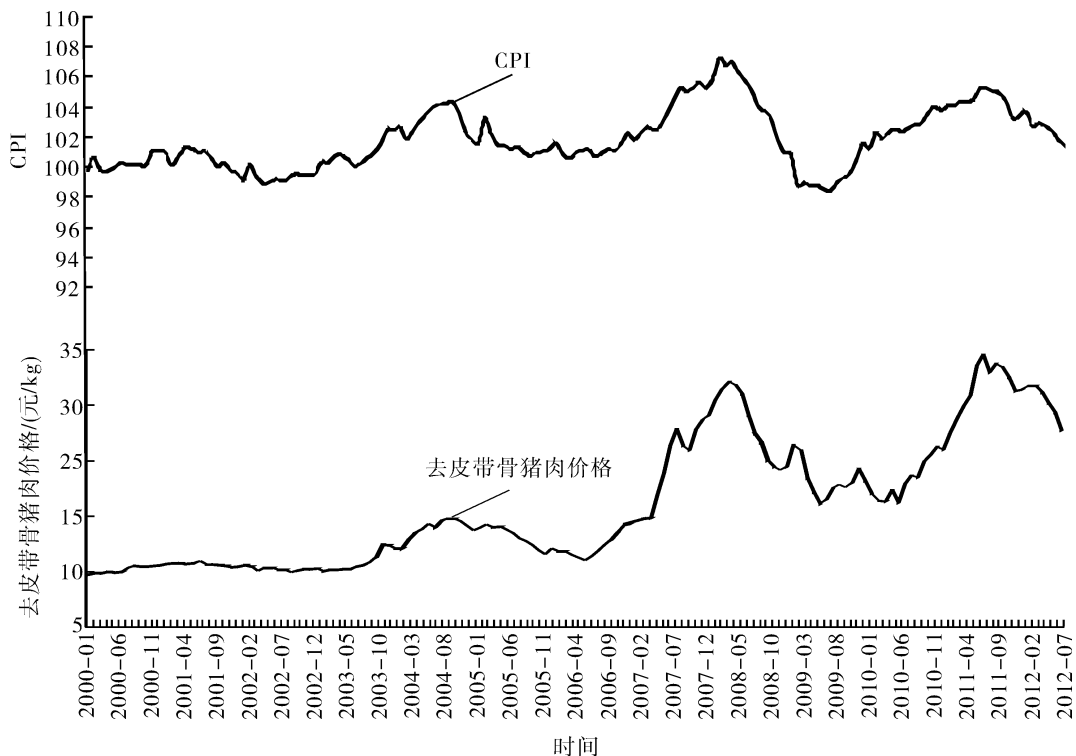


图3 猪肉价格与消费价格指数月度价格

从图3中可以看出,从2000年起,我国猪肉价格大致经历过3次大的波动,分别是2004年1月至2006年6月、2006年7月至2010年6月、2010年6月至2012年7月。2004年1月开始猪肉价格进入第一次波动期,2004年9月价格水平达到最高,同比增长37.10%,相应的消费价格指数同比增长达到4.05%,随后猪肉价格与消费价格指数出现缓慢下降。2006年7月开始,猪肉价格进入了第二次增长,2008年5月猪肉价格上涨至波峰,猪肉价格同比增长57%,对应消费价格指数也达到顶峰附近,同月消费价格指数同比增长4.15%,之后猪肉价格迅速下跌,相应的伴随着消费价格指数持续

下降,2009年7月份消费价格指数达到波动期最低处,而同期猪肉价格出现震荡,伴随小幅度价格上升的情况。从2010年5月开始,猪肉价格出现第三轮的价格上涨,此次价格上涨速度非常快,相应的价格波动曲线异常陡峭,2011年9月,猪肉价格达到有史以来最高值,为28.73元/kg,同比增长达到55%,猪肉价格增长阶段内消费价格指数也出现持续上涨,但是上涨的速度较猪肉价格的上涨更为平缓。2011年7月消费价格指数达到波动期最高值,同比增长3.09%。随后猪肉价格与消费价格指数均下跌,但是猪肉价格下跌的速度明显快于消费价格指数下跌的速度。通过比较猪肉价格与消费价格指数具体价格走势,发现两者变化趋势基本一致,两者存在很强的相关性。

对于我国猪肉价格超常波动,大多数研究将其归因于猪肉需求弹性较低和供给不稳定。一方面生猪饲养周期长,短期内猪肉供给量很难出现大幅度的变化,且猪肉作为生鲜产品,储存周期短,所以很难通过调控供给来稳定价格,加之国内生猪养殖规模化程度低,小规模散养所占比重较高,规避风险能力低,当遇到风险时多采用提前宰杀出栏贱卖的方法,散户养殖极易跟风,造成价格的大起大落。

而猪肉价格与消费价格指数波动表现出的同趋势性,可以认为主要是因为:第一,按照八大类项目的权重,通过加权算术平均法计算出来的消费价格指数中,食品所占比重达29%,猪肉价格占食品比重基本在10%,因此猪肉价格的波动会直接影响消费价格指数的波动。第二,猪肉价格影响相关产品价格波动进而影响消费价格指数:即猪肉价格波动会影响鱼肉、羊肉、牛肉等替代产品消费量从而影响它们的价格。此外,猪肉是食品加工业非常重要原料,猪肉价格波动可以通过产业链的传递影响下游制成品价格,并最终影响到消费价格指数。

四、实证分析

1. 模型设定

根据图3可以看出,消费价格指数与猪肉价格总体趋势基本一致。但是消费价格指数随猪肉价格的不同呈现出不同的波动幅度与强度。因此,消费价格指数随猪肉价格的变动可能存在一个临界值。考虑到消费价格指数与猪肉价格调整程度的非同步性,选择阈值协整-误差修正模型来刻画两者之间可能存在的关系。Balke最早提出了阈值协整模型将传统线性协整理论与阈值自回归模型结合刻画了离散的调整行为^[11]。模型设定如式(1):

$$CPI_t = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_1 \times Pork_t + \varepsilon_t & Pork_t < Pork_0 \\ \alpha_2 + \beta_2 \times Pork_t + \varepsilon_t & Pork_t \geq Pork_0 \end{cases} \quad (1)$$

模型(1)中的变量都是I(1)过程,如果残差 $\varepsilon_t \sim I(0)$,则模型(1)为协整模型,反映各变量之间的长期均衡关系。其中, $\beta = (\beta_1, \beta_2)$ 为长期协整系数,代表消费价格指数与猪肉价格的长期相关性,残差 ε_t 代表消费价格指数短期中对均衡水平的偏离。如前述,消费价格指数与猪肉价格调整程度具有非同步性特征,因此采用误差修正模型研究其内在机制如式(2):

$$\begin{cases} \Delta CPI_t = b_{10} + b_{11} \times \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \times \Delta Pork_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \times CPI_{t-i} \\ \Delta Pork_t = b_{20} + b_{21} \times \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \times \Delta Pork_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \times \Delta CPI_{t-i} \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中, b_{11} 、 b_{21} 体现了消费价格指数与猪肉价格指数向长期均衡水平的调整程度,可以结合AIC准则来选择滞后阶数。

2. 单位根检验

由于消费价格指数、猪肉价格数据均为时间序列数据,首先要检验其平稳性,以避免由于时间序列不平稳导致的“伪回归”。同时,通过单位根检验,确定各序列单整阶数。本文选用ADF检验方法,检验结果如表1:

根据表1,猪肉价格和消费价格指数均为一阶平稳I(1)过程。

表1 各变量 ADF 检验结果

变量	ADF 统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
$CPI(C, T, 0)$	-2.294	-4.041	-3.450	-3.150	不平稳
$Pork(C, T, 1)$	-2.627	-4.021	-3.440	-3.145	不平稳
$\Delta CPI(0, 0, 1)$	-4.530	-2.586	-1.943	-1.615	平稳
$\Delta Pork(0, 0, 0)$	-7.418	-2.581	-1.943	-1.615	平稳

注: C 表示 ADF 检验中含漂移项, T 表示含时间趋势项, 滞后期 K 是根据 AIC 值最小准则选择。

3. 模型(1)的估计与检验

在协整系数未知的条件下, 由于阈值的存在和残差的非线性特征, 使用传统的 OLS 估计可能很难得到协整系数的一致性估计^[12]。因此这里, 采用 Hanson 格子搜索的方法来确定协整系数和阈值。Hanson 格子搜索方法的核心思想是根据协整系数和 OLS 回归残差值的可能取值范围进行格点划分, 并逐个取值计算, 使得模型(1)残差平方和最小的 $\alpha^* = (\alpha_1^*, \alpha_2^*)$, $\beta^* = (\beta_1^*, \beta_2^*)$ 和 x_0^* 的取值即为所求^[13]。其基本步骤为: 首先, 对模型(1)进行线性估计, 得到估计量 α, β , 据此建立其 95% 置信区间作 $[B_L, B_H]$ 为 α, β 的搜索区域。其次, 将 x_t 按照从小到大的顺序排列, 剔除前后各 15% 的值, 建立 x_0 的搜索区域 $[N_L, N_H]$ 。然后, 在 $[B_L, B_H]$ 和 $[N_L, N_H]$ 上取等距划分的若干个网格向量作为备选的参数估计量, 对模型(1)进行分机制的 OLS 估计。最后, 根据总的残差平方和最小的原则选取最佳网格点 α^*, β^* 和 x_0^* 作为模型的参数估计量。

借助 Matlab 2010a, 模型(1)的估计结果为:

$$CPI_t = \begin{cases} 98.576 + 0.230 \times Pork_t & Pork_t < 19.458 \\ 97.527 + 0.315 \times Pork_t & Pork_t \geq 19.458 \end{cases} \quad (3)$$

运用 Eviews7.0 对模型(1)的残差进行 ADF 检验, 得到残差 $\epsilon_t \sim I(0)$, 从而模型(1)体现了消费价格指数随猪肉价格的长期均衡关系。

进一步地, 使用 Sup-LR, Exp-LR 和 Ave-LR 3 种方法检验阈值效应的有效性^[14-18], 分别是: 原假设为模型(1)中 $\beta_1 = \beta_2 = 0$, 结果见表 2。

表2 阈值检验结果

方法	F 值	p 值
Sup-LR	107.976	0.000
Exp-LR	50.312	0.000
Ave-LR	23.844	0.000

Sup-LR, Exp-LR 和 Ave-LR 检验拒绝原假设, 说明阈值效果显著且有效。实证结果表明猪肉价格门槛

值为 19.45 元/千克, 以水平虚线表明猪肉价格阈值, 并将处于第二机制区间标记出来(见图 4)。分析 2000 年 1 月至 2012 年 7 月猪肉价格数据发现, 2007 年 7 月至 2009 年 3 月、2010 年 8 月至 2012 年 7 月猪肉价格均超过阈值, 处于第二机制, 其余猪肉价格均处于第一机制。发现当猪肉价格超过阈值时, 消费价格指数也达到高峰, 并且相应的走势更加陡峭, 表明了猪肉价格对消费价格指数影响程度更大。

另外, 在确定了高、低两种机制的协整关系之后, 将数据按照阈值分为两组, 对消费价格指数和猪肉价格(下表中用 $Pork$ 表示)进行格兰杰因果关系检验, 结果如表 3。

表3 格兰杰因果关系检验

	原假设	F 统计量	P 值	结论说明
第一机制	CPI 不是 $Pork$ 的格兰杰原因	2.750	0.069	拒绝原假设, CPI 是 $Pork$ 的格兰杰原因
	$Pork$ 不是 CPI 的格兰杰原因	5.631	0.004	拒绝原假设, $Pork$ 是 CPI 的格兰杰原因
第二机制	CPI 不是 $Pork$ 的格兰杰原因	0.348	0.709	接受原假设, CPI 不是 $Pork$ 的格兰杰原因
	$Pork$ 不是 CPI 的格兰杰原因	3.655	0.036	拒绝原假设, $Pork$ 是 CPI 的格兰杰原因

该结果显示,在第一机制下,猪肉价格与消费价格指数是相互的格兰杰原因,而在第二机制,猪肉价格是消费价格指数单向的格兰杰原因。这一结果表明,猪肉价格的变动对消费价格指数有一定的影响。

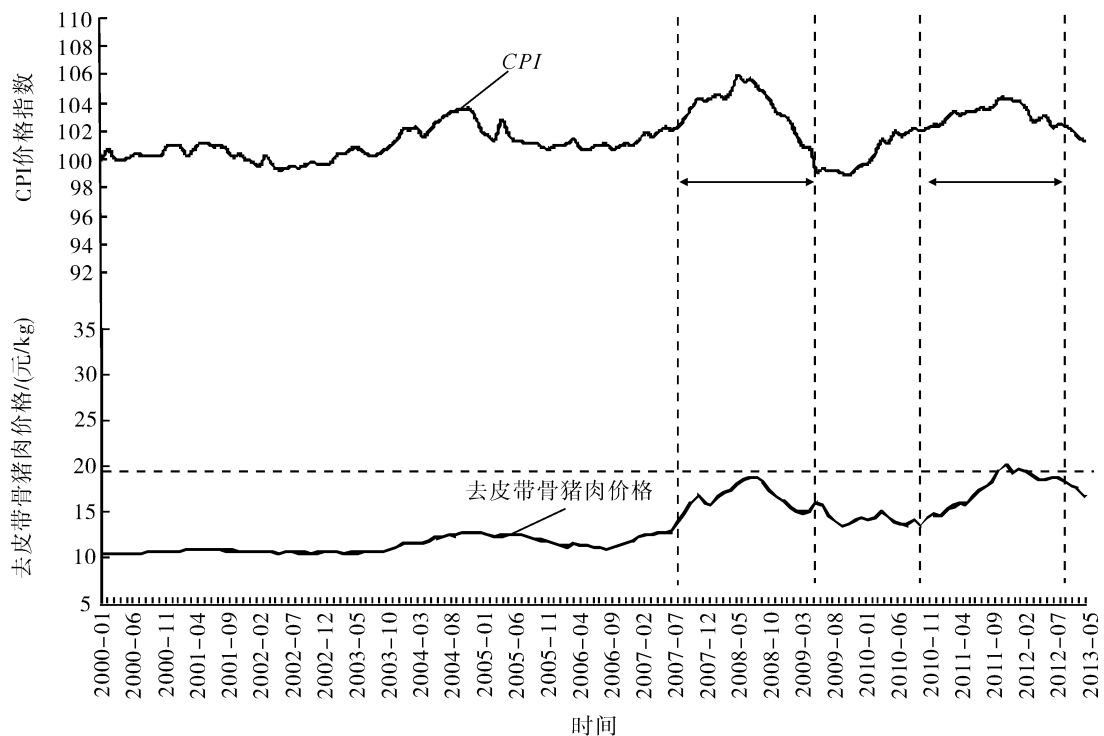


图 4 猪肉价格对 CPI 影响的阈值

4. 模型(2)的估计与分析

按照模型(1)的估计结果将数据分为高、低两个机制,运用 Eviews7.0 分别进行误差修正模型的估计。结果如表 4。

表 4 显示,在猪肉价格偏低的第一机制中,当消费价格指数偏离长期均衡时,短期消费价格指数以 0.053 个单位的速度向长期均衡调整;当猪肉价格偏离长期均衡时,将以 0.018 个单位速度拉向均衡水平。而在猪肉价格较高的第二机制中,当消费价格指数偏离长期均衡时,短期消费价格指数以 2.08 个单位的速度向长期均衡调整,调整速度大幅度高于第一机制;但是当猪肉价格偏离长期均衡时,此时调整速度只有第一机制的一半,将以 0.010 个单位的速度向长期均衡调整。

表 4 误差修正模型估计结果

	第一机制(<19.458)		第二机制(≥19.458)	
	ΔCPI_t	$\Delta Pork_t$	ΔCPI_t	$\Delta Pork_t$
ε_{t-1}	-0.053	-0.018	-2.080	-0.010
ΔCPI_{t-1}	-0.706	-0.030	0.716	0.019
ΔCPI_{t-2}	-0.576	-0.013	0.406	0.008
ΔCPI_{t-3}	-0.420	0.007	0.076	0.012
ΔX_{t-1}	1.700	-0.147	0.235	-0.004
ΔX_{t-2}	-1.042	-0.063	0.637	-0.209
ΔX_{t-3}	1.630	-0.071	1.638	0.044
c	-0.133	0.115	-0.623	0.288

对比消费价格指数偏离长期均衡时,两种机制下短期内其向均衡调整的速度,不难发现,在高机制下消费价格指数向长期均衡调整的速度更快。

对此,可以认为高机制下消费价格指数偏离长期均衡时,政策干预往往比低机制下更多,从而使得消费价格指数回归均衡的速度更快。与消费价格指数相比,猪肉价格偏离长期均衡时,高机制下调整速度慢于低机制下的调整速度。这也是符合实际的:一方面,生猪养殖周期长,短期猪肉供给缺乏弹性。另一方面,我国猪肉消费的比重高,需求弹性小,当猪肉价格偏离其长期均衡时,易落入“发散的蛛网”,越是在高位区间,回归均衡所需要的时间越长^[19-23]。

五、结论与建议

1. 结论

本文依据 2000 年 1 月至 2012 年 7 月的消费价格指数与猪肉价格数据,运用阈值协整—误差修

正模型探究两者之间关系,研究结论如下:

(1)消费价格指数与猪肉价格之间呈现正向相关的协整关系。猪肉价格上涨(下跌),人们对牛肉、羊肉等其他肉禽产品等替代品的需求会增大(减少),替代品价格产生相应的变动。肉禽产品价格的变动又会对拉大(降低)食品消费份额,从而引起食品消费占比约为1/3的消费价格指数上涨(下跌)。

(2)消费价格指数与猪肉价格之间的关系为非线性,猪肉价格对消费价格指数的影响可分成高、低两机制。当猪肉价格低于19.45元/千克时,猪肉价格对消费价格指数的影响系数为0.230;当猪肉价格不低于19.45元/千克时,猪肉价格对消费价格指数的影响系数为0.315。高机制下猪肉对消费价格指数的影响系数明显高于低机制,呈现出明显的非线性与非对称性。

(3)格兰杰因果关系表明:在低机制下,消费价格指数与猪肉价格为双向因果关系,而在高机制中,只存在猪肉价格与消费价格指数的单向因果关系。也即,在高机制下,消费价格指数不会反向传导从而对猪肉价格产生影响。但是,无论在高机制还是低机制,猪肉价格变动都有助于预测未来消费价格指数的变动趋势。

(4)误差修正模型结果表明:猪肉价格在高、低两种机制下与消费价格指数均存在长期均衡关系。但短期这种均衡关系被打破时,两种机制下消费价格指数与猪肉价格向长期均衡的调整速度却是不对称的:当猪肉价格处于19.45元/千克以下的低价区,短期内消费价格指数以5.3个百分点的速度向长期均衡调整。当猪肉价格处于19.45元/千克以上的高价区,短期内消费价格指数以208个百分点的速度向均衡调整,调整速度大幅度快于低机制。而对于猪肉价格向长期均衡的调整速度而言,在高价区,猪肉价格以0.9个百分点的速度向均衡调整,但在低价区,猪肉价格以1.8个百分点速度向均衡调整,调整速度明显快于高价区的速度。

2. 建 议

针对研究结论,提出政府在猪肉价格波动调控中应把握以下4个原则:

第一,准确把握猪肉价格波动的原因,明确调控的目标,有的放矢。玉米、豆粕等猪饲料粮食价格的波动、猪肉疫病的蔓延、消费者需求偏好的变化、猪肉收购商的垄断经营都会直接影响到猪肉价格过度波动,为此政府应当建立完善预警机制,及时把握市场信息,提前做好调控措施,熨平猪肉价格波动,减少对物价水平的冲击。

第二,实现猪肉规模化养殖,扶持猪肉养殖企业。当前中国猪肉养殖模式主要是散养,散户过度跟风的行为加剧了猪肉价格的波动,增加政府调控的难度。规模化的养殖不仅可以降低养殖成本,增强抵御市场风险的能力,还能在外界冲击时减缓价格波动程度,政府可以对猪肉养殖企业给予适当补贴,提高养殖规模。

第三,以阈值为界,把握政府宏观调控的力度。健全猪肉价格的监管机制,及时明确猪肉价格与市场供求的变化。当猪肉价格低于19.45元/千克时,对消费价格指数的影响较小且短期内价格向均衡自动调整的速度较快,此时应主要依靠市场调节。同时,应当主要采取对于生产者进行补贴的产业政策;当猪肉价格超出19.45元/千克的临界值时,猪肉价格对消费价格指数影响程度大且向均衡调整的速度缓慢,建议政府部门把握调控时机,发挥“看得见的一只手”的作用,减缓猪肉价格高位波动及其对宏观经济的不利影响。同时,应当主要采取对于消费者进行补贴的产业政策。

第四,猪肉价格的上涨超过阈值后,在加强对猪肉价格的调控减少猪肉价格对物价水平冲击的同时,要提高对中低收入人群的补贴,双管齐下,减少物价水平上升对居民生活水平的影响。

参 考 文 献

[1] 钟晨.对当前我国CPI持续上涨的成因探讨与政策建议[J].农村经济,2008(11):64-66.

[2] 徐雪高.新一轮农产品价格波动周期:特征、机理及影响[J].财经研究,2008,34(8):110-119.

- [3] 胡俞越,郭晨凯,曹飞龙.我国猪肉价格与 CPI 波动之关系研究[J].北京工商大学学报,2012(3):116-121.
- [4] 李威夷,王明利.对猪肉价格波动与 CPI 关系的探讨[J].中国畜牧杂志,2010,46(16):23-26.
- [5] 何蒲明,全磊,马敬桂.中国 CPI 之“猪价周期”的实证研究[J].经济问题探索,2013(8):17-22.
- [6] 刘小铭.我国粮食价格与居民消费价格关系研究[J].经济问题探索,2008(4):37-41.
- [7] 朱信凯,吕捷.中国粮食价格与 CPI 的关系——基于非线性关联积分的因果检验[J].经济理论与经济管理,2011(3):16-24.
- [8] 李想,穆月英,郑丽琳.粮食价格波动对物价水平的非对称影响——基于 STR 模型的实证分析[J].统计与信息论坛,2012,27(7):85-95.
- [9] 冯明.猪肉价格波动的非对称性及其对 CPI 的影响[J].统计研究,2013,30(8):64-68.
- [10] 程广燕,刘珊珊,杨祯妮,等.中国肉类消费特征及 2020 年预测分析[J].中国农村经济,2015(2):23-30.
- [11] BALKE N S, FOMBY T B. Threshold cointegration[J]. International Economic Review, 1997(38):627-646.
- [12] ENDERS W, SIKLOS P L. Cointegration and threshold adjustment[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2001, 19(2):166-176.
- [13] HANSEN B E. Testing for structural change in conditional models[J]. Journal of Econometrics, 2000b(97):93-115.
- [14] HOLT M T, CRAIG L A. Nonlinear dynamics and structural change in the U.S. hog-corn cycle: a time-varying STAR approach[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2006, 88(1):215-233.
- [15] KINNUCAN H W, FORKER O D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1987, 69(2):307-328.
- [16] ABDULAI A. Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market[J]. Applied Economics, 2002(34):679-687.
- [17] LAURENCE B, GREGORY M. Asymmetric price adjustment and economic fluctuations[J]. The Economic Journal, 1994(104):247-261.
- [18] FREY G, MANERA M. Econometric models of asymmetric price transmission[J]. Journal of Econometrics, 2007, 21(2):349-415.
- [19] 王思舒,郑适,周松.我国猪肉价格传导机制的非对称性问题研究[J].经济纵横,2010(6):84-87.
- [20] 胡向东,王济民.中国猪肉价格指数的门限效应及政策分析[J].农业技术经济,2010(7):28-33.
- [21] 杨志波.我国猪肉市场非对称价格传导机制研究[J].商业研究,2013(2):121-128.
- [22] 周金城,陈乐一.基于门限模型的我国猪肉产业链非对称价格传导研究[J].经济问题探索,2014(1):127-134.
- [23] 石自忠,王明利,刘玉凤.猪肉价格变动对其他畜禽肉类价格的影响[J].农业经济展望,2013(5):33-37.

(责任编辑:陈万红)