

国家储备政策与非对称价格传导 ——基于对中国生猪价格调控政策 的分析



全世文 曾寅初 毛学峰*

摘要: 本文基于静态预期模型分析了国家储备政策导致的非线性价格传导。在比价信号的收储与放储政策干预下,价格传导关系会在目标比价点产生阈值效应,在上下阈值外部,传导速度更快。当收储与放储政策不一致时,会出现上下阈值以外的非对称价格传导。以中国猪肉储备政策为例,本文基于双维格点搜索法估计了政策实施前后猪粮价格的双阈值误差修正模型。结果显示,储备肉政策使猪粮价格传导产生了显著的阈值效应。生猪价格的短期回调机制在价格上行区间强于下行区间,表明政府应进一步加强对收储工作的重视。

关键词: 国家储备; 价格传导; 阈值误差修正; 猪粮比

一、引言

维持物价稳定是政府长期以来宏观调控的主要政策目标之一。对于可存储商品,建立缓冲储备(buffer stock)体系是保障商品供给和实现价格稳定的重要策略^①。国家缓冲储备体系的基本作用机制表现为“低买高卖”,即当商品价格低于最低目标价时,以“支持价格”收储;当商品价格高于最高目标价时,以“释出价格”放储,从而将商品价格维持在目标价格带(price band)以内,实现价格稳定^②。

在实践中,不同商品动用缓冲储备的启动信号会有所差异。一类信号是根据商品

* 全世文,中国社会科学院农村发展研究所(邮编:100732),E-mail:quanshiwen@163.com;曾寅初,中国人民大学农业与农村发展学院(邮编:100872);毛学峰,中国人民大学农业与农村发展学院(邮编:100872)。本文得到中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项基金资助)项目“我国粮价上涨趋势与波动特征”(11XN1015)的资助。

① 价格干预政策的目的在于降低价格剧烈波动给市场参与者(生产者和消费者)造成的福利损失(Wright,2001)。不考虑直接补贴政策,缓冲储备和进出口调控是通过商品供给调整而稳定物价的主要政策工具(Bigman 和 Reutlinger,1979;Makki et al.,2001)。

② 价格支持政策的目标在于保障生产者福利,价格释出政策的目标在于保障消费者福利。由于不同商品市场结构的差异,缓冲储备政策也可能仅服务于某一种目标。

自身的生产或价格信息而确定的,当产量或价格在目标范围以外时启动缓冲储备^①。另一类信号是同时根据商品价格信息与其生产成本信息来确定的,当商品与其生产资料的比价在目标范围以外时启动缓冲储备。在第一种信号机制下,缓冲储备的影响效果直接反映在商品价格上;而在第二种信号机制下,缓冲储备则主要影响商品与其生产资料之间的价格传导关系(Bigman 和 Reutlinger, 1979)^②。

缓冲储备如何影响商品价格? 现有研究主要基于预期模型分析这一问题。模型中通常包含三个参与者: 消费者、生产者与投机者(或私人储备者、跨期套利者)。其中,生产者与投机者的当前决策都受到对未来价格预期的影响,理性预期的均衡价格通常被描述为历史价格、外生变量和随机因素的函数(Kawai, 1983; Makki et al., 1996; Cafiero et al., 2011)。当模型中引入政府的缓冲储备时,受启动信号的影响,市场均衡表现为非线性状态,即不同区制下的均衡^③(Holt 和 Johnson, 1989; Miranda 和 Glauber, 1993)。尽管对长期均衡价格的影响作用并不清晰,但价格在目标范围外的短期调整会显著地受到缓冲储备政策的影响(Miranda 和 Helmberger, 1988; He 和 Westerhoff, 2005)。

缓冲储备如何影响价格传导? 目前,尚未见到对这一问题的分析。以比价形式确定的启动信号必然建立在商品价格与其主要生产资料价格高度相关的基础上。也即,该生产资料的投入构成了商品生产成本的主要组成部分,且生产资料价格与商品价格存在长期稳定的传导关系。那么,与直接影响价格的机制相似,商品价格在以目标比价确定的不同区制内也应该存在非线性的短期调整关系。当比价处于目标范围以外时,受收储或放储的影响,价格的短期调整速度应该更快。

非线性价格传导也一直是学界关注的重要问题。大量的实证研究证明了在多种农产品的供应链中广泛存在着非对称的价格传导关系(Goodwin 和 Harper, 2000; Sam, 2000; Ben-Kaabia 和 Gil, 2007)。绝大多数非对称传导表现为“易升难降”,即价格上升相对于价格下降更容易传导到其他商品。目前,关于非对称价格传导的研究进展主要有两个方向。第一,从理论层面解释出现价格非对称传导现象的原因,普遍认为市场结构、调整成本、政策干预与信息不对称是导致非对称价格传导的主要原因^④。第二,优

① Bigman 和 Reutlinger(1979)指出,缓冲储备的启动信号为国内产量,目标在于使商品供给量维持在一定的数量带(quantity band)以内。

② 直观上讲,由于消费者需求不受商品生产成本的影响,第一种信号机制主要为防止价格上升给消费者造成的福利损失;而第二种信号机制则主要为保障生产者的福利。本文不讨论信号机制对社会福利的影响。

③ 非线性的储备成本、技术变化等多种原因也都可能致非线性市场均衡(He 和 Westerhoff, 2005; Peterson 和 Tomek, 2005)。

④ 由于与传统经济理论相悖,非对称价格传导作为一种经济现象被广泛关注;早期的研究主要集中于证明不同产品是否存在非对称的价格传导,但研究结论通常缺乏有说服力的理论解释(Sam, 2000; Meye 和 von Cramon-Taubadel, 2004)。近年来,一些研究主要从市场结构和调整成本角度对这一现象进行了理论解释(Helm, 2006; Honarvar, 2009; Tappata, 2009)。

化对非对称价格传导的估计方法与检验方法，这类研究集中于对非线性时间序列估计方法的改进。

那么，在比价信号的缓冲储备政策下，存在非对称价格传导吗？或者说，缓冲储备政策是导致非对称价格传导的原因吗？中国生猪市场的价格调控政策为分析这一问题提供了良好的案例。一方面，中国生猪价格调控依照猪粮比价作为调控的预警信号；另一方面，冷冻肉储备是中国生猪价格调控的主要策略。

目前，国内已有部分研究讨论了猪粮价格的垂直传导关系，其结论表明中国猪肉价格与粮食价格存在显著的协整关系，且粮食价格是猪肉价格的单向 Granger 因（何蒲明和朱信凯，2011；高阔和甘筱青，2012）。徐小华等（2010，2011）使用单阈值自回归模型证明了猪粮价格传导关系中存在的非对称性。也有部分研究讨论了猪肉价格的影响机制或猪肉产业链中存在的价格非对称现象（郭利京，2011；杨朝英和徐学英，2011；宁攸凉等，2012）。这些研究的局限性表现在以下方面。第一，正如 Meyer 和 von Cramon-Taubadel（2004）所指出，由于缺乏理论支撑，实证结论并不能解释为什么猪粮价格会存在非对称传导关系。第二，检验方法滞后，包括以其他商品为对象进行非对称价格传导分析的国内研究多数依照 Balke 和 Fomby（1997）设定的两步估计法进行检验。目前，该方法被 Hansen 和 Seo（2002）及其后续研究设定的一步估计法所替代^①。第三，没有对政策实施前后的数据进行分离，遗漏政策因素很可能使估计结果产生偏差。例如，赵留彦等（2011）对“裁厘改统”政策前后的米价空间传导分别进行估计，发现政策前后的估计结果具有显著差异。

综上所述，目前预期模型没有讨论比价信号的缓冲储备对价格传导的影响，而价格传导模型也没有说明政策干预如何导致价格传导的非对称性。国内对猪粮价格传导关系的研究也不足以说明储备政策的影响效果。因此，本文以中国生猪市场价格调控政策为例对缓冲储备政策干预下的价格非对称传导进行实证分析。

二、缓冲储备对价格传导的影响机制

考虑市场中存在四个参与者：消费者、生产者、投机者与政府。其中，消费者当期

^① 两步估计法是指，第一步对协整残差进行阈值自回归(Threshold Autoregression, TAR)得到最优阈值估计量，第二步基于第一步估计出的残差阈值在不同区制内分别估计误差修正模型。Balke 和 Fomby(1997)提出了通过格点搜索(grid search)估计最小化残差平方和的 TAR 模型。随后，大量的实证研究用该方法通过两步估计对农产品价格的非对称传导问题进行了分析(Goodwin 和 Harper, 2000; Miller 和 Hayenga, 2001; Ben-Kaabia 和 Gil, 2007)。Hansen 和 Seo(2002)随后提出了直接估计单阈值向量误差修正模型(Threshold Vector Error Correction Model, TVECM)的方法，该方法基于双维格点搜索确定最优阈值与协整系数，并基于最大似然法直接估计出误差修正系数。后续研究进一步将其扩展为双阈值模型，近年来，该方法的使用逐渐增多(Vavra 和 Goodwin, 2005)。

的需求为 C_t , 生产者当期的供给为 Q_t , 投机者的当期储备需求为 I_t , 政府的当期缓冲储备为 G_t 。于是, 市场出清的平衡方程可以描述为式(1) (Kawai, 1983; Makki et al., 2001):

$$C_t + I_t + G_t = Q_t + I_{t-1} + G_{t-1} \quad (1)$$

其中, 消费者当期的需求决策仅取决于当期价格和消费者偏好, 定义线性的需求函数为:

$$C_t = a_0 - a_1 p_t + \mu_t \quad (2)$$

在式(2)中, p_t 表示商品在第 t 期的价格, μ_t 表示包括消费者特征在内的干扰项。 $a_1 > 0$ 表示当期需求随当期价格上升而下降。

生产者当期的生产决策取决于对未来收益的预期, 完全竞争的生产者决策可以描述为 $\text{Max } E_t(\pi_{t+1}^1)$, $\pi_{t+1}^1 = p_{t+1}(Q_{t+1} - \varepsilon_t) - \rho H(Q_{t+1}, s_t, \varepsilon_t)$ 。其中, E_t 表示生产者基于第 t 期市场信息的条件期望算子, π_{t+1}^1 表示生产者在第 $t+1$ 期的利润, Q_{t+1} 表示第 $t+1$ 的产量, H 表示成本函数, ρ 表示利率加 1, ε_t 表示第 t 期生产过程中的外部干扰因素。为了得到线性的最优产出函数, 令 $H(Q_{t+1}, s_t, \varepsilon_t) = b'_0 + (1/2)b'_1(Q_{t+1} - \varepsilon_t)^2 + b'_2 s_t(Q_{t+1} - \varepsilon_t)$ 。其中, $b'_0 > 0$ 表示固定成本投入, $b'_1 > 0$ 反映边际成本递增, s_t 表示生产资料在第 t 期的价格, $b'_2 > 0$ 反映成本随生产资料价格上升而上升。于是, 最优产量可以描述为:

$$Q_{t+1} = b_1 E_t p_{t+1} - b_2 \rho s_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

在式(3)中, $b_1 = 1/b'_1 \rho$, $b_2 = b'_2/b'_1 \rho$ 。最优产出决策与商品的预期价格正相关, 而与生产资料的当期价格负相关。

投机者通过储备进行跨期套利, 其当期的储备决策同样取决于对未来收益的预期。投机者决策可以描述为 $\text{Max } E_t U(\pi_{t+1}^2)$, $\pi_{t+1}^2 = p_{t+1}(I_t - \omega_t) - \rho p_{t+1}(I_t - \omega_t) - \rho K(I_t, \omega_t)$ 。其中, π_{t+1}^2 表示投机者在第 $t+1$ 期的利润, I_t 表示投机者在第 t 期的储备量, ω_t 表示影响其第 t 期储备的外部干扰因素。令成本函数 $K(I_t, \omega_t) = c'_0 + (1/2)c'_1(I_t - \omega_t)^2$ 。其中, $c'_0 > 0$ 表示固定成本投入, $c'_1 > 0$ 反映储备的边际成本递增。于是, 最优储备量为:

$$I_t = c_1 E_t p_{t+1} - c_1 \rho p_t + \omega_t \quad (4)$$

在式(4)中, $c_1 = 1/c'_1 \rho$, 最优储备决策与预期价格正相关, 而与当期价格负相关。

政府根据商品价格与生产资料价格的比值信号进行收储或放储决策。政策实施相对于信号观测具有一期的时滞, 那么政府储备体系的运作制度可以描述为:

$$VG_t = g_t \begin{cases} > 0 & , \quad p_{t-1} > \bar{r}s_{t-1} \\ = 0 & , \quad \underline{r} \leq r_{t-1} \leq \bar{r} \\ < 0 & , \quad p_{t-1} < \underline{r}s_{t-1} \end{cases} \quad (5)$$

式(5)中, 比价 $r_t = p_t/s_t$ 。当 r_{t-1} 超过上目标比价 \bar{r} 时, 政府实施放储; 当 r_{t-1} 低于下目标比价 \underline{r} 时, 政府实施收储。

将式(2)~式(5)代入式(1), 移项可得:

$$E_t p_{t+1} - \left(\frac{a_1}{c_1} + \rho\right) p_t - \left(1 + \frac{b_1}{c_1}\right) E_{t-1} p_t + \rho p_{t-1} = - \frac{a_0}{c_1} - \frac{b_2 \rho}{c_1} s_{t-1} - \frac{\mu_t + \omega_t}{c_1} + \frac{\varepsilon_{t-1} + w_{t-1}}{c_1} + \frac{g_t}{c_1} \quad (6)$$

假设 1: 生产资料的价格 s_t 为外生过程, 对生产资料价格的预测仅依赖于其历史价格数据。为了简化分析, 进一步假设 s_t 服从随机游走过程: $s_t = s_{t-1} + v_t$, v_t 表示白噪声。那么, 对任意 $j > 0$, 有 $E_t s_{t+j} = s_t$ 。

假设 2: 不存在外部信息用以对未来的干扰因素 μ_t 、 ε_t 、 ω_t 和 v_t 进行预测, 即对任意 $j > 0$, 有 $E_t \mu_{t+j} = E_t \varepsilon_{t+j} = E_t \omega_{t+j} = E_t v_{t+j} = 0$ 。

假设 3: 政府具有足够的收储和放储能力, 且严格按照式(5)的制度运行储备政策。那么, 对任意一次超出目标比价范围外的价格波动, 政府总能够通过持续一定时期的储备吞吐, 使比价落在目标范围以内。所有市场参与者都知道政府储备的上述实施效果, 且市场参与者无法预测一定时期以外的价格波动。那么, 当 $\underline{r} \leq r_t \leq \bar{r}$ 时, 对所有 $j > 0$, 有 $E_t g_{t+j} = 0$ 。当 $r_t < \underline{r}$ 或 $r_t > \bar{r}$ 时, 存在 $k > 0$, 对所有 $j > k$, 有 $E_t g_{t+j} = 0$; 对所有 $0 < j \leq k$, 有 $E_t g_{t+j} = g_{t+j} + \sum_{i=1}^j z_{t+i}$ 。其中, z_{t+i} 表示在第 $t+i$ 期影响实际储备吞吐量的干扰因素。

在以上假设下, 求解式(6)的差分方程, 可得静态预期下的市场均衡价格^①:

$$p_t = \frac{\lambda}{c_1(\rho - \lambda)} a_0 + \lambda p_{t-1} + \frac{b_2 \rho \lambda}{c_1(\rho - \lambda)} s_{t-1} - \frac{1}{c_1} \sum_{j=0}^{k-1} \left(\frac{\lambda}{\rho}\right)^{j+1} E_{t-1} g_{t+j} + e_t \quad (7)$$

在式(7)中, e_t 为误差项 μ_t 、 ε_t 、 ε_{t-1} 、 ω_t 、 ω_{t-1} 、 v_t 和 $\sum z_t$ 构成的线性函数, 参数 λ 满足如下条件:

$$\frac{(\rho - \lambda)(1 - \lambda)}{\lambda} = \frac{a_1 + b_1}{c_1}, \quad 0 < \lambda < 1$$

根据式(7)可知, 商品滞后期价格和外生的生产资料滞后期价格都与当期价格正相关。包括需求冲击、生产冲击、投机冲击、生产资料价格冲击和预期政府缓冲储备冲击在内的外生干扰因素都可能造成商品价格的波动。政府缓冲储备则可以起到平抑价

① 由于篇幅原因, 此处略去了详细求解过程, 有需要此求解过程者可向作者索取或者扫描本文二维码到本刊网站该文附录中查阅。

格波动的作用,且未来可预测期内的缓冲储备政策都与当期价格负相关^①。这意味着缓冲储备制度本身有一种整体的政策信号作用,在假设 3 的条件下,只要市场参与者观测到当期价格不在政策的目标比价范围内,对收储或放储的预期效果就足以对下一期的均衡价格产生反方向的影响。

通过在等式两侧同时减去 p_{t-1} , 式 (7) 可以写为误差修正形式:

$$\Delta p_t = \frac{\lambda}{c_1(\rho - \lambda)} a_0 + (\lambda - 1)(p_{t-1} - \beta s_{t-1}) - \frac{1}{c_1} \sum_{j=0}^{k-1} \left(\frac{\lambda}{\rho}\right)^{j+1} E_{t-1} g_{t+j} + e_t \quad (8)$$

在式 (8) 中, $\beta = b_2 \rho / (a_1 + b_1)$, 协整向量 $(1, -\beta)$ 反应了商品价格与生产资料价格之间的长期均衡关系^②, 即两者之间的稳定比价关系或传导关系。这一比价仅取决于需求函数和供给函数, 而不受到投机储备函数和国家储备政策的影响, 这说明缓冲储备政策并不会直接改变商品价格与生产资料价格长期的均衡传导关系^③。从短期调整来看, 调整系数 $\lambda - 1 < 0$ 意味着商品价格的短期调整与上一期的均衡离差负相关。以缓冲储备政策的目标比价作为临界点将式 (8) 写为如下双阈值误差修正模型:

$$\Delta p_t = \begin{cases} \frac{\lambda}{c_1(\rho - \lambda)} a_0 + (\lambda - 1 - \phi^D)(p_{t-1} - \beta s_{t-1}) + e_t, & p_{t-1} - \frac{b_2 \rho}{a_1 + b_1} s_{t-1} < \theta_1 \\ \frac{\lambda}{c_1(\rho - \lambda)} a_0 + (\lambda - 1)(p_{t-1} - \beta s_{t-1}) + e_t, & \theta_1 \leq p_{t-1} - \frac{b_2 \rho}{a_1 + b_1} s_{t-1} \leq \theta_2 \\ \frac{\lambda}{c_1(\rho - \lambda)} a_0 + (\lambda - 1 - \phi^U)(p_{t-1} - \beta s_{t-1}) + e_t, & p_{t-1} - \frac{b_2 \rho}{a_1 + b_1} s_{t-1} > \theta_2 \end{cases} \quad (9)$$

在式 (9) 中, $\theta_1 = s_{t-1}(\underline{r} - \beta) < 0$, $\theta_2 = s_{t-1}(\bar{r} - \beta) > 0$, $\phi = \frac{1}{c_1} \sum_{j=0}^{k-1} \left(\frac{\lambda}{\rho}\right)^j \phi = \frac{1}{c_1} \sum_{j=0}^{k-1} \left(\frac{\lambda}{\rho}\right)^{j+1}$

$E_{t-1} g_{t+j} / (p_{t-1} - \beta s_{t-1}) > 0$ 。

由式 (9) 可知, 缓冲储备政策对短期价格调整的影响可以描述为非线性的调整系数。在目标范围以内时, 短期调整系数为 $\lambda - 1$; 在目标范围以外时, 调整系数为 $\lambda - 1 - \phi$ 。由 $\phi > 0$ 可知, 在目标范围以外时, 收储和放储政策(预期)都会导致短期价格以更快的调整速度恢复到长期均衡状态。当超出上目标比价时的放储量与低于下目标比价时的收储量相等时 ($\phi^D = \phi^U$) 商品价格与生产资料价格的传导表现为双阈值以外

① 缓冲储备的运作制度也可以理解为对外生冲击的反向反应, 即当 $t-1$ 期的外部冲击使产品价格落在了目标比价范围以外时, 第 t 期会通过缓冲储备吞吐平抑 $t-1$ 期冲击的效果。一种极端的情形是: 当储备吞吐量足够大 ($k=1$, 一次性的收储或放储就足以稳定物价) 且政策效果不存在时滞时, 理论上的比价关系将稳定在目标范围以内, 呈现为双断尾分布。

② 也可以通过分解常数项 $\frac{\lambda}{c_1(\rho - \lambda)} a_0$, 从而在均衡式中加入漂移项, 这对于后文分析结果不会产生影响。

③ 仅当均衡比价关系落在了政策的目标比价范围以外时, 缓冲储备政策会直接影响长期的市场均衡。

的对称传导。当收储量与放储量不相等时 ($\phi^D \neq \phi^U$) 价格传导表现为双阈值以外的非对称传导^①。

在式(9)定义的三区制误差修正模型中,上区制和下区制内部的调整系数 $\lambda - 1 - \phi$ 是否为线性取决于抛储量与收储量的政策设计。为了分析不同政策设计下的非线性调整关系,在假设 3 的基础上进一步令 $k=1$, $z_t=0$, 那么, $\phi = \lambda g_t / (c_1 \rho (p_{t-1} - \beta s_{t-1}))$ 。在式(5)的基础上,在目标比价范围以外考虑三种缓冲储备量的政策设计:第一,定量收储或放储,即 $g_t = g^*$;第二,以均衡价格差为基础的定比收储或放储,即 $g_t = \alpha_1 (p_{t-1} - \beta s_{t-1})$;第三,以均衡比价差为基础的定比收储或放储,即 $g_t = \alpha_2 (r_{t-1} - \beta)$ 。仅在第二种制度下, $\phi = \lambda \alpha_1 / c_1 \rho$, 即上区制和下区制内部存在线性调整关系。在定量制度下,均衡价格离差越小,调整速度越快,即缓冲储备的政策效果越好,而当均衡价格离差较大时,政策效果并不明显。在第三种制度下, $\phi = \lambda \alpha_2 / (c_1 \rho s_{t-1})$, 即调整速度受到滞后期生产资料价格的影响;在这种制度下,当干扰因素 v_t 的方差较小,即生产资料价格比较稳定时,调整速度可以近似为常数值,而当 v_t 的方差较大时,调整速度并不稳定。

综合上述分析,基于比价信号的缓冲储备政策会对商品与其生产资料之间的垂直价格传导关系产生影响。当均衡比价在政策目标比价范围以内时,缓冲储备政策不会对长期的均衡传导关系产生影响。从短期影响来看,当价格波动超出目标比价范围时,缓冲储备政策会使商品价格以更快的调整速度恢复到长期均衡。据此,可以提出以下假说。

假说 1: 比价信号的缓冲储备政策不会对商品价格及其生产资料价格之间的长期均衡关系造成影响。

假说 2: 比价信号的缓冲储备政策会使商品价格与其生产资料价格之间形成双阈值的非线性传导关系。以阈值为临界点,上区制和下区制相对于中间区制的传导速度更快。

三、生猪价格调控的政策背景与数据描述

(一) 政策背景

猪肉消费在中国城乡居民的肉类消费中占主导地位。2011年,中国城乡居民人均年猪肉消费量分别为 20.63 千克与 14.42 千克^②,分别占人均畜肉消费总量的 84% 与 88%。与此同时,养猪收入也是中国部分农户的主要收入来源。因此,猪肉价格波动与消费者和生产者福利都密切相关。然而,在多种因素影响下,中国猪肉价格存在明显的

① 阈值 θ_1 与 θ_2 是否对称取决于长期均衡比价与政策目标比价的关系,当 $\bar{r} + \bar{r} = 2\beta$ 时, $|\theta_1| = |\theta_2|$ 。

② 数据来源于中经网统计数据库。

“一年涨、一年平、一年跌”的周期性规律，“猪贵伤民、猪贱伤农”的问题尤为突出。因此，平抑肉价波动是政府生猪价格调控政策的核心目标。通过储备肉制度进行市场调节是中国生猪价格调控的主要措施。中国的储备肉制度建立于上世纪70年代，随后经过了多次改革和完善^①。根据规定，目前“主销区和沿海大中城市地方猪肉储备规模不低于当地居民10天消费量，其他城市不低于当地居民7天消费量”^②。早在2007年，国务院出台了《关于促进生猪生产发展稳定市场供应的意见》，指出“发挥储备的蓄水池作用，完善储备调节功能”，并提出了低价时收储，高价时放储的指导意见。2009年1月，国家发改委联合多个部委出台了《防止生猪价格过度下跌调控预案（暂行）》（后文简称“预案”），明确提出了国家使用冷冻肉储备政策应对猪肉价格的周期性波动，并规定了政策启动的预警信号。自此，储备吞吐成为中国调控生猪市场价格的常规性措施。

与一般农产品价格调控中的“价格支持政策”或“价格限制政策”有所不同，中国生猪市场价格调控的预警信号不是猪肉价格，而是猪粮比价。《预案》指出，猪粮比价是指生猪出场价格与玉米批发价格的比值。使用比价信号作为预警指标主要因为玉米是中国生猪饲料的主要构成部分^③。《预案》规定，猪粮比价处于9:1~6:1之间为正常的绿色区域，高于9:1时投放政府冻肉储备；低于6:1时划分为多个区域，分别开展不同程度的收储工作。2012年5月，经过改进后的新《预案》将绿色区域收窄为8.5:1~6:1，且进一步对高于8.5:1的区间也划分为多个区域，分别开展不同程度的放储工作。这种比价波动越高，响应机制越强的制度类似于前文定义的以均衡比价离差为基础的定比收储或放储制度。

（二）数据描述

在数据可得的基础上，由于价格传导的快速性，本文使用周度数据分析中国生猪与玉米价格之间的垂直传导关系，数据范围为2006年7月—2012年12月。为了佐证周度数据的检验结果，本文同时使用月度数据进行分析，数据范围为1994年6月—2012年12月。数据来源于由国家畜牧总站和饲料工业协会收集和报告的全国畜产品及饲料价格信息点调查统计资料。

从价格走势上看，中国生猪市场价格从2003年下半年至今经历了三次明显的价格周期，周期大约为3年。从2007年猪肉价格大幅上涨以后，生猪价格的波动幅度也明显上升。正因为如此，政府才在2007年和2009年相继出台了相关措施，加强对生猪价格波动的政策干预。玉米作为生猪饲料的主要来源，其市场价格长期以来保持在1

① 早期储备肉制度主要用于应对自然灾害、动物疫情等突发事件造成的市场异常波动。

② 详见国务院办公厅于2011年7月发布的《关于促进生猪生产平稳健康持续发展防止市场供应和价格大幅波动的通知》。

③ 徐小华等(2010, 2011)指出，中国生猪饲料的75%为玉米。近年来，这一比值略有下降，但普遍认为玉米占猪饲料的添加比重仍然在60%以上。

元/千克~1.5元/千克之间；自从2009年初，玉米价格也开始快速上升，至2012年7月达到2.59元/千克。由于玉米价格的走势相对稳定，猪粮比基本保持了与生猪价格的同步波动。受2009年以来玉米价格上涨的影响，猪粮比的波动幅度未达到2007年底的水平(见图1)。

本文以2009年1月17日《预案》的出台为分界点将数据分为“政策实施前”和“政策实施后”两个部分^①，并分别进行检验，以分析政策实施对猪粮价格传导关系的影响。

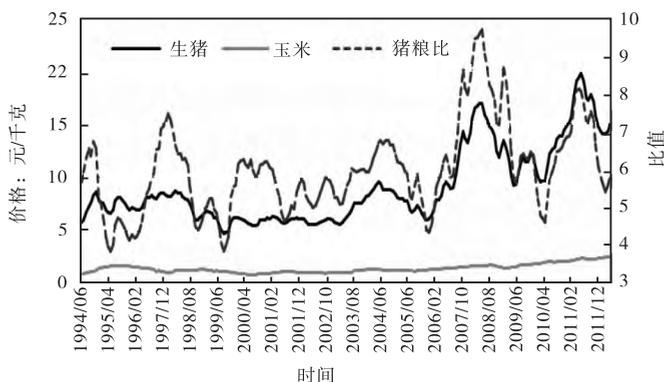


图1 我国生猪与玉米价格的月度走势(1994—2012年)

四、猪粮价格的检验结果

(一) 猪粮价格的长期均衡

首先对中国猪粮价格进行平稳性分析，同时采用基于含结构突变的ZA检验和不含结构突变的一般ADF检验，结果如表1所示。根据ZA检验的结果，从2006年7月至2012年12月，中国生猪市场价格与玉米市场价格均不存在显著的结构断点。进而根据ADF检验的结果，可以认为中国生猪市场价格与玉米市场价格均为I(1)过程。

在此基础上，本文对中国猪粮价格的长期均衡关系进行线性协整检验。如表2所示，EG检验的结果显示中国猪粮价格之间不存在显著的协整关系。这一结果与现有研究的一般结论不相符，主要是由于本文采用了2006年7月—2012年12月的周度数据进行检验。这一时间段内，猪肉价格经历了两次明显的周期性波动，而玉米价格的趋势相对平稳^②。

^① 由于2012年5月修正《预案》后的时期较短，且修正幅度不大，本文忽略该次修正的影响，并将2009年1月至2012年12月的数据划为一个子样本区间。

^② 使用1994年6月—2006年10月之间的月度数据进行EG检验，得到残差项的T值为-3.67，意味着猪粮价格在5%的统计水平上存在显著的协整关系。

表1 生猪价格与玉米价格的平稳性分析

序列	ZA 检验				ADF 检验			
	不含趋势		含趋势		不含趋势		含趋势	
	T 值	滞后阶	T 值	滞后阶	T 值	滞后阶	T 值	滞后阶
生猪	-3.25	2	-3.41	2	-2.10	2	-2.35	2
玉米	-4.19	3	-4.29	3	-1.18	3	-2.74	3
生猪差分					-7.99	0		
玉米差分					-6.83	4		

注：(1)不含趋势项的 ZA 检验临界值在 5% 和 1% 的统计水平上分别为 -4.80 和 -5.34；含趋势项时对应的临界值分别为 -5.08 和 -5.57。(2)滞后阶数根据 T-test 法则确定。

在猪粮价格不存在线性协整的基础上,本文进一步检验猪粮价格之间的阈值协整关系。无论是 Balke 和 Fomby(1997)提出的基于阈值自回归进行的两步估计方法,还是 Hansen 和 Seo(2002)提出的直接估计阈值误差修正模型的方法,都建立在变量之间的协整关系不存在结构突变的假设基础上^①。因此,需要首先检验猪粮价格的变协整关系。本文采用 Gregory 和 Hansen(1996, 1996a)提出的四种含结构突变的变协整检验方法进行检验,结果如表 2 所示。由检验结果可知,中国猪粮价格在 2006 年 7 月—2012 年 12 月之间也不存在显著的结构变化^②。

表2 中国猪粮价格的协整分析

	突变类型	T 值	滞后阶	突变点	5% 临界值	1% 临界值
EG 检验	不含突变	-2.77	3	—	-3.37	-3.95
GH 检验	截距变化	-3.54	4	2009/01/09	-4.61	-5.13
GH 检验	截距与趋势变化	-3.82	3	2007/08/24	-4.99	-5.45
GH 检验	截距与体制变化	-4.04	3	2009/04/24	-4.95	-5.47
GH 检验	截距、趋势与体制变化	-4.33	3	2009/05/27	-5.50	-6.02

注：(1)在各检验中,滞后阶根据 T-test 法则确定；(2)GH 检验中报告的 T 值为 ADF 统计量,结论与 Z_{α} 统计量或 Z_t 统计量一致；(3)表中报告的 EG 检验临界值是样本量等于 200 时的双变量临界值。

根据 GH 检验结果可以得到两点结论：(1)由于检验未识别出 2009 年 1 月发生显著的结构变化,因此《预案》的实施并未对中国猪粮价格的长期均衡关系造成影响。据此,假说 1 可以得到验证。尽管 2006 年 7 月至 2012 年 12 月期间中国的猪粮价格均衡不表现为线性的协整关系,但仍然说明《预案》中规定的目标比价范围包含了中国

- ① 根据式(9)可知,非线性的阈值协整同样暗含假定了协整系数 β 需要保持稳定,当由于需求冲击或生产冲击造成协整系数发生变动时,现有的估计方法可能会造成偏差。Myers 和 Jayne(2012)首次提出了考虑多种长期均衡关系存在时的检验方法。
- ② 事实上,除了月度数据样本量过少和损失即时信息以外,不宜采用月度数据进行分析的另一个重要原因在于 GH 检验显示猪粮价格的协整关系在 2006 年底发生了显著的结构变化,四种突变检验对应的 T 值分别为 -4.95、-4.99、-4.92、-5.45。这意味着直接采用 1994 年 7 月—2008 年 12 月期间的月度数据作为“政策实施前”的子样本进行分析可能会造成偏误。

猪粮比价的均衡值。从这个角度讲,《预案》规定的比价范围具有合理性。(2)在政策实施前和政策实施后的子样本区间内也未检验出显著的结构突变点,这意味着两个子样本区间符合阈值协整模型对数据生成过程的要求(全样本同样符合)。

(二) 猪粮价格传导的阈值效应

基于以上线性协整与变协整检验的结果,本文首先报告对猪粮价格阈值协整关系的检验结果,进而报告根据式(9)定义的三区制误差修正模型的估计结果。

Hansen 和 Seo(2002)提出了通过 sub-LM 统计量检验两区制模型中阈值协整的方法,原假设为存在线性协整关系,备择假设为存在单阈值协整关系。Seo(2006)提出了通过 sub-Wald 统计量检验三区制模型中阈值协整的方法,原假设为不存在线性协整关系,备择假设为存在双阈值协整关系。本文同时报告了基于两种方法的检验结果^①,如表 3 所示。

表 3 猪粮价格的阈值协整检验结果

样本	sub-LM 统计量	sub-Wald 统计量
周度数据:全样本(2006.7—2012.12)	15.720	10.450
周度数据:在政策实施前(2006.7—2009.1)	14.189*	5.707
周度数据:在政策实施后(2009.1—2012.12)	22.205*	11.915**
月度数据:在政策实施前(1994.7—2006.9)	18.006	15.541
月度数据:在政策实施后(2009.1—2012.12)	21.606*	20.982**

注: (1) 设定 bootstrap 重复抽样次数为 500; (2)* 和 ** 分别表示在 5% 和 1% 的统计水平上显著。

由表 3 可知,针对政策实施前的样本数据,两种检验的结果不完全一致。对于 2006 年 7 月—2009 年 1 月的周度数据,sub-LM 检验拒绝原假设,即猪粮价格存在单阈值协整;而 sub-Wald 检验不能拒绝原假设,即猪粮价格不存在协整关系。对于 1994 年 7 月—2006 年 9 月的月度数据,两检验都不能拒绝原假设,即该时期猪粮价格不存在阈值协整。针对政策实施后的样本数据,两种检验都拒绝原假设,且 sub-Wald 检验在 1% 的统计水平上高度显著。据此可以认为 2009 年实施的调控预案对猪粮价格传导产生了影响,猪粮价格在 2009 年 1 月至 2012 年 12 月存在阈值协整关系。

进而估计阈值误差修正模型。如前文所述,目前估计阈值误差修正模型的方法包括两种:基于 Balke 和 Fomby(1997)阈值自回归的两步估计法与基于 Hansen 和 Seo(2002)双维格点搜索的直接估计法。由于前者假定协整向量已知,且在操作过程中需要首先估计变量间的线性协整系数,而上述 EG 检验显示中国猪粮价格在 2006 年 7 月至 2012 年 12 月期间不存在线性协整关系。因此,本文基于 Hansen 与 Seo(2002)的方法进行估计,采用周度数据分别对全样本和在政策实施前后的子样本估计阈值误差

^① 根据前文 EG 检验的结果,Seo(2006)提出的方法更适用于对猪粮价格阈值协整关系的检验,但该方法的弊端在于需要预先设定协整向量。本文预设的协整向量为后文对应的估计结果。

修正模型,结果如表4所示。

根据表4可知,由双维格点搜索法确定的使残差平方和最小的阈值 θ 和协整系数 β 在政策实施前后的子样本中都存在明显的差异。在政策实施前样本中,上阈值和下阈值都接近于零;由此确定的三区制中,中间区制的样本量明显较少,仅占6.4%。结合表3中的检验结果可以确定政策实施前的猪粮价格不存在双阈值协整关系。然而,上下阈值都接近于零意味着猪粮价格可能存在单阈值协整效果,即对价格上升和价格下降的调节具有差异^①。

在政策实施后,上下阈值之内的中间区制样本量约占60%,该区制的猪粮价格传导不受缓冲储备政策的影响。根据两个阈值计算得到的临界比价分别为6.06:1和7.57:1,对比《预案》中设计的目标比价,下临界比价接近6:1的政策目标,而上临界比价则明显低于9:1或8.5:1的政策目标。

表4 猪粮价格的TVECM估计结果(周度数据)

	在政策实施前(2006.7—2009.1)			在政策实施后(2009.1—2012.12)		
	下区制	中区制	上区制	下区制	中区制	上区制
β		8.130			6.495	
θ	$\theta_1 = -0.105$		$\theta_2 = 0.315$	$\theta_1 = -0.951$		$\theta_2 = 2.394$
临界比价	$\underline{r} = 7.84$		$\bar{r} = 8.11$	$\underline{r} = 6.06$		$\bar{r} = 7.57$
样本比例	53.2%	6.4%	40.4%	29.8%	59.7%	10.5%
平均比价	6.61	8.02	9.12	5.48	6.67	8.21
调整系数						
生猪	0.030 (0.295)	-0.236 (0.911)	0.012 (0.768)	0.012 (0.804)	-0.017 (0.458)	-0.267** (0.001)
玉米	-0.000 (0.955)	-0.054 (0.757)	-0.000 (0.943)	-0.001 (0.872)	-0.000 (0.828)	-0.002 (0.705)
BIC		-1030.903			-1990.174	
SSR		5.111			7.948	

注: (1) 根据BIC准则,所有模型都选择了2期的滞后期; (2) 括号内表示调整系数估计量对应的P值; (3) 未报告滞后项系数的估计结果; (4) **表示在1%的统计水平上显著。

从调整系数来看,在所有样本的估计结果中,玉米价格的调整系数均不显著,即不能拒绝系数等于零的原假设。这反映了在猪粮价格传导问题中玉米价格的外生性特点。生猪价格的调整系数则存在明显的非对称性。在政策实施前样本中,生猪价格的调整系数在不同区制下也都不显著,说明在政策实施以前生猪价格的短期调整并不受到前期偏离长期均衡离差的影响。在政策实施后样本中,上区制内生猪价格的短期调

① 对政策实施前的样本估计两区制误差修正模型,由双维格点搜索法确定的单阈值为0.0054。

整系数在 1% 的统计水平上显著为负,说明猪粮比价超过临界值时,生猪价格会快速回调,这一结论部分地验证了假说 2。

为了进一步验证政策实施效果,使用更长时期范围的月度数据进行估计。在政策实施前样本范围为 1994 年 7 月—2006 年 9 月^①,在政策实施后样本范围为 2009 年 1 月—2012 年 12 月;同样估计三区制误差修正模型,结果如表 5 所示。

由表 5 可知,1994 年 7 月—2006 年 9 月的样本中同样没有识别出猪粮价格传导的阈值效应,且调整系数均不显著。在政策实施后样本的估计结果与周度数据的估计结果基本吻合,差异在于使用月度数据识别的阈值比周度数据更低,由此导致下区制样本量较少而上区制样本量较多。上区制生猪价格的调整系数仍然在 1% 的统计水平上显著为负,而下区制生猪价格的调整系数也在 10% 的统计水平上显著为负。

表 5 猪粮价格的 TVECM 估计结果(月度数据)

	在政策实施前(1994.7—2006.9)			在政策实施后(2009.1—2012.12)		
	下区制	中区制	上区制	下区制	中区制	上区制
β		5.289			6.342	
θ	$\theta_1 = -0.725$		$\theta_2 = 1.492$	$\theta_1 = -2.058$		$\theta_2 = 1.169$
临界比价	$\underline{r} = 4.87$		$\bar{r} = 6.63$	$\underline{r} = 5.60$		$\bar{r} = 7.03$
样本比例	21.2%	65.8%	13.0%	14.6%	61.0%	24.4%
平均比价	4.42	5.72	6.90	5.10	6.24	7.64
调整系数						
生猪	-0.007 (0.950)	0.011 (0.812)	0.023 (0.921)	-1.129 (0.100)	-0.023 (0.876)	-0.798** (0.004)
玉米	0.016 (0.491)	0.013 (0.063)	-0.032 (0.371)	-0.013 (0.705)	-0.005 (0.940)	-0.023 (0.084)
BIC		-1236.311			-267.232	
SSR		7.440			6.180	

注：(1) 根据 BIC 准则,所有模型都选择了 2 期的滞后期；(2) 括号内表示调整系数估计量对应的 P 值；(3) 未报告滞后项系数的估计结果；(4) ** 表示在 1% 的统计水平上显著。

对比以上估计结果可知,《预案》的实施确实产生了一定的政策效果,在目标比价以外的收储和放储政策使猪粮价格产生了非线性传导。在阈值以外,生猪价格的回调速度更快,由此起到了稳定猪粮比价的作用。在中间区制内,生猪价格的调整系数都不能拒绝原假设,即 $\lambda-1$ 并不显著,可以认为中间区制内生猪价格不会受玉米价格波动的影响。这种情况类似于 Balke 和 Fomby(1997)定义的“Band-TAR”模型,当猪粮价格偏离均衡的程度较低时,调整成本的存在使生猪供给不会发生调整。在上区制内,

① 根据前文 GH 检验的结果,由于发生在 2006 年底的结构突变,不能采用 1994 年 7 月—2008 年 12 月的数据作为在政策实施前样本;而 2006 年底至 2008 年底的月度数据样本量过少,不能识别估计模型。

生猪价格的调整系数高度显著,但上临界比价明显低于政策设计的目标,这说明排除放储因素的影响,上区制内的生猪价格可能还存在自发的回调机制。这种回调机制产生的原因可能包括猪肉替代品的供给量上升和市场对放储的预期加强。

相比之下,在下区制内,尽管模型识别的阈值更加符合政策设计的下临界比价,但生猪价格调整系数的显著性较低。一方面,受价格传导问题中“易升难降”的现象和短期调整成本较高的影响,当猪粮比价下跌时,猪肉替代品的价格不会迅速调整,因而下区制内生猪价格的自发回调机制较弱。另一方面,收储政策的实施本身存在一定的时滞。根据2009年《预案》的规定,当猪粮比价连续四周处于 $6:1 \sim 5.5:1$ 之间时才启动收储工作,这意味着两期时滞的周数据模型显然难以识别政策效果。政府储备肉政策未严格按照式(5)的标准施行也可能是导致上下区制生猪价格调整系数的显著性有所差异的原因。通常认为,当猪肉价格上升时来自城市消费者的压力大于当猪肉价格下降时来自生产者的压力,这可能导致政府在肉价上行压力下实施的放储政策和肉价下行压力下实施的收储政策有所差异。

五、结 论

本文在静态预期模型的基础上分析了国家缓冲储备政策造成的非线性价格传导。以商品与其生产资料的目标比价作为信号的收储和放储政策会导致两者的价格出现非线性传导关系。当均衡比价在目标比价范围以内时,缓冲储备政策不会影响两者的长期均衡,但会对商品价格的短期调整造成影响,在目标比价范围以外的调整速度则更快。

以中国猪肉储备政策为例,本文分析了2009年1月出台《防止生猪价格过度下跌调控预案》前后中国生猪价格和玉米价格的传导关系。EG检验和GH变协整检验的结果显示,从1994年7月至2006年底,中国猪粮价格存在线性协整关系,2006年底猪粮价格的协整关系发生了显著的结构变化。从2006年7月到2012年12月,猪粮价格不存在线性协整,也不存在含结构突变点的非线性协整,这表明《预案》的出台并没有对猪粮价格的长期均衡关系产生影响。

阈值检验的结果显示,在政策实施前的猪粮价格不存在阈值协整,而在政策实施后则存在显著的双阈值效应。本文进一步基于双维格点搜索法对在政策实施前后的样本数据分别估计了三区制向量误差修正模型,模型识别出的阈值在政策实施前后的样本中存在明显的差异。在政策实施后样本的估计结果具有更强的稳健性,根据阈值计算得到的下临界比价接近 $6:1$ 的政策目标,而上临界比价则低于 $9:1$ 的政策目标。生猪价格的短期调整系数在双阈值以内的中间区制中不能拒绝零假设,而在上区制和下区制中则显著为负值,验证了非线性的价格传导关系。

政府通过国家储备成为市场的参与者之一，充分发挥“蓄水池”和“缓冲器”的功能，使得农产品价格处于合理的范围。这种储备政策既尊重了市场本身的运行规律，又能有效弥补市场缺陷。从本文的分析结论看来，中国的猪肉储备政策确实起到了平抑猪粮比价波动的作用。该效果得益于生猪收放储调控的高杠杆性和收放储操作的公开透明(预案比较清楚)，这一经验值得棉花、铜、和小麦的收储政策进行借鉴。高杠杆性使得政府能够通过比较少的收储量，起到支撑市场的作用，这也是一个考察政府与市场边界的指标。相比之下，政府对小麦市场的收储量接近贸易量的 80%，导致政策执行的成本太高。收放储操作细节的公开透明则可以令市场形成稳定的预期，这种预期本身就足够起到平抑物价波动的作用。

此外，本文的分析结论还显示，生猪价格的调整系数在上区制的显著性较强，在下区制则较弱；结合临界比价与目标比价的符合程度可知，生猪价格在上区制内的回调机制强于下区制，这也验证了猪粮价格在上下阈值以外的传导存在非对称性。这种非对称性究竟源于收储政策和放储政策本身的不一致，还是源于价格传导问题中“易升难降”的普遍现象，尚难以得到验证。相对于放储政策，显然政府应当加强对猪肉收储工作的重视，进一步缩短启动收储工作的响应时滞，并扩大收储量。

参考文献

- [1] 高阔，甘筱青. 中国生猪价格与生产要素价格波动的动态分析[J]. 统计与决策, 2012(5): 132-134.
- [2] 郭利京. 中国猪肉纵向关联产业价格传递[D]. 南京农业大学, 2011.
- [3] 何蒲明，朱信凯. 玉米价格与生猪价格波动关系的实证研究[J]. 经济问题探索, 2011(12): 87-90.
- [4] 宁攸凉，乔娟，宁泽逵. 中国生猪产业链价格传导机制研究[J]. 统计与决策, 2012(10): 96-98.
- [5] 徐小华，吴仁水. 基于门限协整的猪粮价格关系研究[J]. 农业技术经济, 2010(05): 78-84.
- [6] 徐小华，吴仁水，黄位荣等. 生猪价格与玉米价格动态调整关系研究[J]. 中国农业大学学报, 2011(01): 148-152.
- [7] 杨朝英，徐学英. 中国生猪与猪肉价格的非对称传递研究[J]. 农业技术经济, 2011(9): 58-64.
- [8] 赵留彦，赵岩，窦志强. “裁厘改统”对国内粮食市场整合的效应[J]. 经济研究, 2011(8): 106-118.
- [9] Balke N. S., Fomby T. B. Threshold Cointegration [J]. International Economic Review, 1997, 38(3): 627-45.
- [10] Ben-Kaabia M., Gil J. M. Asymmetric Price Transmission in the Spanish Lamb Sector [J]. European Review of Agricultural Economics, 2007, 34(1): 53-80.
- [11] Bigman D., Reutlinger S. Food Price and Supply Stabilization: National Buffer Stocks and Trade

- Policies [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1979, 61(4): 657-67.
- [12] Cafiero C., Eugenio S. A. B. H., Juan R. A. B. H., Wright B. D. The Empirical Relevance of the Competitive Storage Model [J]. *Journal of Econometrics*, 2011, 162(1): 44-54.
- [13] Goodwin B. K., Harper D. C. Price Transmission, Threshold Behavior, and Asymmetric Adjustment In the U. S. Pork Sector [J]. *Journal of Agricultural & Applied Economics*, 2000, 32: 543-53.
- [14] Gregory A. W., Hansen B. E. Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts [J]. *Journal of Econometrics*, 1996, 70(1): 99-126.
- [15] Gregory A. W., Nason J. M., Watt D. G. Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships [J]. *Journal of Econometrics*, 1996a, 71(1-2): 321-41.
- [16] Hansen B. E., Seo B. Testing for Two-regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models [J]. *Journal of Econometrics*, 2002, 110: 293-318.
- [17] He X., Westerhoff F. H. Commodity Markets, Price Limiters and Speculative Price Dynamics [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2005, 29(9): 1577-96.
- [18] Helm T. A Model of Adjustment Costs and Asymmetric Price Transmission[Z]. The University of Melbourne, 2006.
- [19] Holt M. T., Johnson S. R. Bounded Price Variation and Rational Expectations in Endogenous Switching Model of the U. S. Corn Market [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1989, 71(4): 605-13.
- [20] Honarvar A. Theoretical Explanations for Asymmetric Relationships between Gasoline and Crude Oil Prices with Focus on the US Market [J]. *OPEC Energy Review*, 2009, 33(3-4): 205-24.
- [21] Kawai M. Price Volatility of Storable Commodities under Rational Expectations in Spot and Futures Markets [J]. *International Economic Review*, 1983, 24(2): 435-59.
- [22] Makki S. S., Tweeten L. G., Miranda M. J. Wheat Storage and Trade in an Efficient Global Market [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1996, 78(4): 879-90.
- [23] Makki S. S., Tweeten L. G., Miranda M. J. Storage-Trade Interactions under Uncertainty: Implications for Food Security [J]. *Journal of Policy Modeling*, 2001, 23(2): 127-40.
- [24] Meyer J., von Cramon-Taubadel S. Asymmetric Price Transmission: A Survey [J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2004, 55(3): 581-611.
- [25] Miller D. J., Hayenga M. L. Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the U. S. Pork Market [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2001, 83(3): 551-62.
- [26] Miranda M. J., Glauber J. W. Estimation of Dynamic Nonlinear Rational Expectations Models of Primary Commodity Markets with Private and Government Stockholding [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1993, 75(3): 463-70.
- [27] Miranda M. J., Helmlinger P. G. The Effects of Commodity Price Stabilization Programs [J]. *The American Economic Review*, 1988, 78(1): 46-58.
- [28] Myers R. J., Jayne T. S. Multiple-Regime Spatial Price Transmission with an Application to Maize

- Markets in Southern Africa [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2012, 94(1): 174-88.
- [29] Peterson H. H., Tomek W. G. How Much of Commodity Price Behavior Can a Rational Expectations Storage Model Explain?[J]. *Agricultural Economics*, 2005, 33(3): 289-303.
- [30] Sam P. Prices Rise Faster than They Fall [J]. *Journal of Political Economy*, 2000, 108(3): 466-502.
- [31] Seo M. Bootstrap Testing for the Null of No Cointegration in a Threshold Vector Error Correction Model [J]. *Journal of Econometrics*, 2006, 134(1): 129-50.
- [32] Tappata M. Rockets and Feathers: Understanding Asymmetric Pricing [J]. *The RAND Journal of Economics*, 2009, 40(4): 673-87.
- [33] Vavra P., Goodwin B. K. Analysis of Price Transmission Along the Food Chain [R]. OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers, No. 3, 2005.
- [34] Wright B. Storage and Price Stabilization[J]. *Handbook of Agricultural Economics*, 2001, 1(1): 817-61.

National Buffer Stocks and Asymmetric Price Transmission: Evidences from Hog Price Control Policy in China

Quan Shiwen¹, Zeng Yinchu² and Mao Xuefeng²

(1. Institute of Rural Development, Chinese Academy of Social Sciences,
Beijing 100732, China; 2. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin
University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Policy of national buffer stocks can result in nonlinear price transmission. In this paper we show that with government buffer stock purchases and sales at fixed support and release price ratios, price adjusts faster outside the thresholds. Asymmetric price transmission can be induced when stock purchasing and selling policies are different. Taking Chinese hog reserve policy as example, three-regime thresholds vector error correction model was estimated based on the method of two-dimensional grid searching. Threshold effects were confirmed on the price transmission from maize to hog. Results indicate that the short-run hog price adjustment toward equilibrium is more robust in upper regime than lower regime, which implies more importance should be attached to hog stock purchasing.

Keywords: National Stocks; Price Transmission; TVECM; Hog-corn Ratio

JEL Classification: C32 L11 Q11 Q18