货币政策冲击对农产品价格的影响

谢卫卫[1]，罗光强[2]

（1. 华中科技大学 经济学院，湖北 武汉 430074；2. 湖南农业大学 经济学院，湖南 长沙 410128）

摘　要：基于农产品价格超调假说，考察了货币政策冲击对中国农产品价格的影响机理及效应。理论上，货币政策冲击影响了农产品的投机性需求，导致农产品价格波动幅度大于农业生产资料价格。利用向量误差修正模型得到的实证结果，支持了理论分析的基本观点：短期内，货币政策对农产品价格的影响主要是经由需求渠道而非供给渠道，在货币冲击下农产品价格的波动幅度较大，并且波动的峰值超过了其新的均衡水平，即存在“超调”现象；但是，长期内货币政策对价格的影响是中性的，农产品价格最终趋于与农业生产资料价格相同的均衡水平。货币政策应盯住农产品的长期价格水平，管控农产品的投机性需求，以平抑农产品价格波动。

关键词：货币政策；农产品价格；农业生产资料价格；投机性需求

中图分类号：F323.7　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202(2017)06－0084－12

一、引言

近年来，农产品市场价格的较大幅度波动引起了社会各界的关注。影响农产品市场价格波动的因素有很多，其中一个重要因素是货币政策冲击[1-2]。2008 年国际金融危机爆发后，为了稳定经济增长，中国政府推行了积极的货币政策，随后货币供应量和农产品价格都出现了快速增长。如图 1 所示，2010 年 12 月份的货币供应量 M1 比 2008 年 9 月份增长了 71.2%；农产品批发价格指数从 2008 年 11 月份开始上涨，到 2011 年 2 月份时累积上涨了 28.6%，并且从图中可以看出农产品批发价格指数的走势与货币供应量 M1 的走势基本一致。有不少学者通过计量分析指出，在此次农产品价格上涨中宽松的货币政策扮演了重要角色[3-6]；并且，方鸿的研究发现在广义货币供给冲击下中国农产品生产价格比农业生产资料价格的反应更剧烈[7]。虽然上述文献的研究结果都表明了货币政策冲击会对中国农产品价格产生重要影响，但是并未厘清其影响机理。

国外关于货币政策是否会对农产品价格产生影响，理论上存在着两种截然不同的观点：结构主义认为货币供给量是被动因素，只是伴随农产品价格上涨而增加，因而不会对农产品价格产生影响；而货币主义认为货币供给量是推动名义农产品价格上涨的积极因素[8]。但是，美国在上世纪 70、80 年代早期分别出现了农产品价格比其他商品价格上涨更快和下跌更快的现象，而在这两个时期美国政府分别推行了紧缩性和扩张性的货币政策；这使得大多数学者倾向于认为货币政策会对农产品价格产生影响，其中两个代表性的观点是 Bordo[9] 的合约期限假说和 Frankel 的农产品价格超调假说[10]。合约期限假说认为：农产品是在成熟的竞价市场上交易，属于短期价格合约；而工业品是在消费者市场上交易，属于长期的固定价格合约。因而，在货币冲击下农产品价格比工

收稿日期：2017－10－27　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2017.06.009

基金项目：国家社会科学基金项目(15BJY094)

作者简介：谢卫卫(1989—)，男，湖南衡阳人，华中科技大学经济学院博士研究生，主要研究方向为农产品价格。E－mail：xieweiwei0125@163.com

业品价格反应更快。农产品价格超调假说的基本观点是：货币政策通过名义利率影响农产品的投机性需求；在货币冲击下，短期内农产品价格是可变的而工业品价格具有粘性，相比于工业品价格，农产品价格调整更快，并且会超调其新的均衡水平。Lai et al. 则进一步指出，货币政策冲击是否导致农产品价格超调取决于债券与农产品之间的资产替代程度[11]。

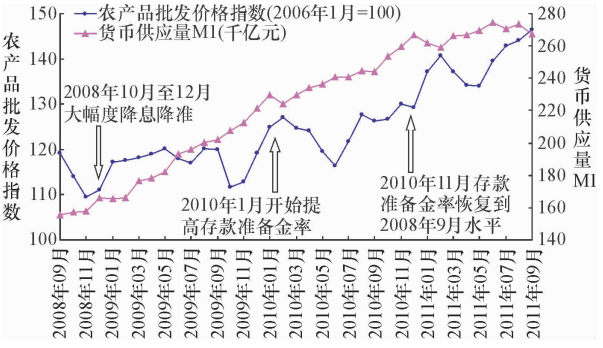


图 1　中国货币供应量(M1)和农产品批发价格指数(2008 年 9 月—2011 年 9 月)

同样地，实证研究结论也存在分歧。Chambers 的研究发现货币供给虽然不是引起农产品价格上涨的最重要的因素，但是会对美国农产品价格产生显著性作用；与工业部门相比，紧缩的货币政策在短期内会降低美国农产品的相对价格和农业收入，从而对农业部门产生不利影响[12]。针对美国、加拿大、新西兰等国家的研究表明，在货币供给冲击下，与工业品价格(或非农产品价格)相比，短期内农产品价格的反应速度更快，即在扩张性货币政策下更快上涨，在紧缩性货币政策下更快下跌；该结论支持了 Bordo 的合约期限假说和 Frankel 的超调假说[13-17]。然而，Bessler 利用巴西数据的研究发现，货币冲击下农产品价格的反应速度并不比工业品价格更快[18]；Lapp 则进一步指出名义货币供给增长率(无论是预期到还是未预期到)对农产品的相对价格水平也没有产生重要影响[19]。另外，Robertson & Orden 的研究发现，没有证据表明农产品价格在短期内会超调其新的均衡水平[20]。

综上所述，可以得知：理论研究方面，Bordo 的合约期限假说和 Frankel 的农产品价格超调假说都指出了货币政策冲击会影响农产品与工业品的相对价格水平，而超调假说进一步指出了农产品价格在短期内会超调其新的均衡值，因此超调假说在内容上更为完善；而在实证研究方面，不同的文献由于所采用的数据和模型设定上的不同，实证结果存在很大差异。大多数的国内文献在分析货币政策对中国农产品价格的影响时，忽视了两个重要内容：一是货币政策影响农产品价格波动的基本渠道；二是货币政策对农产品价格的冲击效应是短暂性的还是长久性的。本文基于 Frankel 的农产品价格超调假说，对上述两个内容进行探讨：考察货币政策冲击下农产品与农业生产资料之间的相对价格水平变化，以判断货币政策是通过供给渠道还是需求渠道对农产品价格产生影响；考察货币政策冲击下农产品价格从短期波动到长期均衡的动态调整路径，以检验货币政策对农产品价格的冲击效应是否随时间变化。

二、货币政策对农产品价格的影响机理分析：超调假说

农产品价格超调假说为本文分析货币政策冲击对农产品价格的影响机理提供了一个很好的理论框架。该假说认为：货币政策冲击通过名义利率影响农产品的投机性需求，但是不会影响工业品价格，因此货币冲击下农产价格调整迅速而工业品价格调整缓慢；这说明了短期内货币供给是非中性的，它影响了农产品的相对价格水平；但是，长期内货币供给是中性的，货币政策冲击只

是同等程度地改变了农产品和工业品的名义价格,而不会影响其相对价格水平;农产品价格在短期内会超调其新的均衡值,以抵消名义利率对农产品价格的影响。

如果根据超调假说在实证分析中直接考察货币政策冲击对农产品价格和工业品价格的影响,是无法判断这种影响是源于需求冲击还是供给冲击。为了使后文的实证分析更具有针对性,本文用农业生产资料价格来替代工业品价格:农业生产资料由工业部门生产,因而农业生产资料价格与一般工业品价格具有相似的属性;从供给的角度来看,农产品价格由农业生产资料价格、土地租金和劳动力成本等构成;一般情况下,货币政策冲击并不会影响土地租金和劳动力成本,也就是说货币政策冲击只能通过农业生产资料价格变动对农产品价格产生影响。因此,我们可以通过比较货币冲击下农业生产资料价格与农产品价格的变化幅度,来判定货币政策主要是需求渠道还是供给渠道对农产品价格产生影响:当农业生产资料价格的变化幅度小于农产品价格时,表明从供给的角度(农业生产资料价格)不足以解释农产品价格变化,则可以推断出货币冲击主要是通过需求渠道对农产品价格产生影响。

根据以上分析,本文结合 Frankel 的研究[21],对农产品价格超调假说作出适当调整。首先假定:(1)在一个(封闭)经济体中,存在两类商品价格——农产品价格和工业品价格,而工业品价格由农业生产资料价格和其他工业品价格组成;并且在货币供给冲击下,农产品价格调整迅速,而农业生产资料价格和其他工业品价格调整缓慢;(2)市场参与者的预期是理性的。其次,商品市场和货币市场中各变量间的关系由方程式(2.1)~(2.5)给出。

套利条件:
$$i = \Delta p_a^e - sc \tag{2.1}$$

商品市场(长期):
$$\Delta p_x = \pi\{\delta[p_a - p_x - (p_a^* - p_x^*)] - \sigma(i - u - r^*)\} + u; \tag{2.2}$$

其中,$P_x = P_m$ 或 P_i

$$E(\Delta p_a) = -\theta(p_a - \bar{p}_a) + u \tag{2.3}$$

货币市场:
$$m - p = \phi y - \lambda i \tag{2.4}$$

$$p = \alpha p_m + \gamma p_i + (1-\beta) p_a;\text{其中},\alpha + \gamma = \beta \tag{2.5}$$

说明:P_a、P_m、P_i、m、P、y 分别指农产品价格、农业生产资料价格、其他工业品价格、名义货币供给量、价格水平、总产出,并且这五个变量都是自然对数形式;i、c、u 分别是指名义利率、便利收益、预期的长期通货膨胀率。

(2.1)式是短期内农产品市场与货币市场间的套利条件:名义利率 i 等于农产品价格预期变化率 ΔP_a^e 减去仓储成本 sc;其中,sc(storage costs)被假定为常数。套利条件表明,当货币政策引起名义利率变化时,农产品预期价格也会变化,即农产品预期价格会对货币政策作出及时反应。可以从投机行为来理解套利条件,当扩张性的货币政策降低名义利率时,资产的收益率会降低,同时持有农产品所占用的资金成本会减少而预期净利润会增加,因此农产品的投机性需求增加,农产品价格上涨。

但是为什么套利行为发生在农产品市场而不是工业品市场?这需要考察农产品和工业品的市场供给与需求弹性。对于农产品而言,由于生产的周期性,短期内并不能增加市场供给,并且农产品的需求弹性小,短期内普通消费者的市场需求不会发生变化;当扩张性货币政策引起投机性需求增加时,农产品的市场总需求增加,而供给不变,因而农产品价格会上涨,投机者可以从中套利。而对于一般的工业品而言,需求弹性相对较大,并且由于是流水线生产,短期内是能够增加市场供给量;当投机性需求增加时,市场供给也会增加,价格保持不变,因而投机者无法进行套利。但是,原油、铁矿石、有色金属等大宗商品具有与农产品类似的供需特点,因而也存在套利交易。事实上,在套利交易的主要场所——各国的期货交易所,大宗商品是主要的交易品种。

(2.2)式和(2.3)式分别是商品市场中工业品价格和农产品价格变化的制约条件。工业品价格变化率 ΔP_x 是农产品与工业品的相对价格($P_a - P_x$)的增函数，同时也是实际利率($i - u$)的减函数；($P_a^* - P_x^*$)和 r^* 分别对应于长期内工业品潜在产出时的两种商品的相对价格和实际利率水平。在长期内，农产品价格的平均变化率 $E(\Delta P_a)$ 与短期内农产价格 P_a 偏离其长期均衡价格 P_a^* 的程度呈负比例关系。在假定市场参与者的预期是理性的情况下，农产品价格预期变化率会等于农产品价格的平均变化率，即：

$$\Delta p_a^e = E(\Delta p_a) \tag{2.6}$$

(2.4)式和(2.5)式是货币市场均衡。本文假定货币市场服从简单的凯恩斯货币市场均衡，即实际货币供给($m - p$)是国民收入 y 的增函数，同时是名义利率 i 的减函数；并假定整体价格水平 P 是农产品价格 P_a、农业生产资料价格 P_m 和其他工业品价格 P_i 的加权平均和，并分别赋予权重 $1-\beta$、α 和 γ。现将(2.5)式代入(2.4)式可得：

$$m - [\alpha p_m + \gamma p_i + (1-\beta) p_a] = \phi y - \lambda i \tag{2.7}$$

另外假定在长期内货币是中性的，即 $P_a^* = P_m^* = P_i^* = P^*$，则货币市场的长期均衡可表示为：

$$p_a^* = p_m^* = p_i^* = p^* = m^* - \phi y^* + \lambda i^*；\text{其中，} i^* = u + r^* \tag{2.8}$$

将(2.3)(2.6)(2.8)式代入(2.1)式可得：

$$i = -\theta[p_a - (m^* - \phi y^* + \lambda i^*)] + u + c \tag{2.9}$$

由于短期内总产出、农业生产资料价格和其他工业品价格对货币冲击不会作出反应，并且长期的潜在产出是固定的，因此分别对(2.7)式和(2.9)式两边取差分可得到：

$$\Delta m - (1-\beta)\Delta p_a = -\lambda \Delta i \tag{2.10}$$

$$\Delta i = -\theta \Delta p_a + \theta \Delta m + (1+\theta\lambda)\Delta u \tag{2.11}$$

将(2.10)式和(2.11)式联立可得：

$$\frac{\Delta p_a}{\Delta m} = \frac{1+\lambda\theta}{1-\beta+\lambda\theta} + \lambda \frac{1+\lambda\theta}{1-\beta+\lambda\theta} \frac{\Delta u}{\Delta m} \tag{2.12}$$

对于(2.12)式，为了后文的分析方便，本文假定预期的长期通胀率 u 等于 0，则 $\frac{\Delta p_a}{\Delta m} = \frac{1+\lambda\theta}{1-\beta+\lambda\theta} > 1$，即当名义货币供给增加 1% 时，农产品价格增长率超过 1%，说明在货币供给冲击下，农产品价格在短期内会超调其长期均衡值(在假定长期内货币供给是严格中性的情况下，$\frac{\Delta p_a}{\Delta m} = 1$)。

从上文的推导过程来看，农产品价格超调假说的核心内容可以归纳如下：货币政策冲击对名义利率产生影响((2.4)式)，名义利率影响了农产品的投机性需求进而影响到农产品价格((2.1)式)，但是农业生产资料价格只对相对价格和实际利率变化作出反应((2.2)式)；因而货币冲击下农产品价格比农业生产资料价格调整更快；然而在假定货币供给在长期内是中性的情况下，(2.8)式表明了长期内农产品与农业生产资料会趋于相同的价格水平；(2.12)式则表明了农产品价格在短期内会超调其新的均衡值。可以用图 2 直观地描述农产品价格超调的核心内容：假定货币、农产品价格、农业生产资料价格三者指数在起始时刻都为 100 个单位，在 T_0 时刻，货币指数突然增加 50 个单位，达到 B 点水平；在此货币冲击下，农产品价格指数在短期内($T_0 \rightarrow T_1$)会出现过度调整，迅速到达 C 点(170)，随后指数才逐步回落新的均衡水平(150)；而农业生产资料价格指数则是缓慢地上升到新的均衡水平。

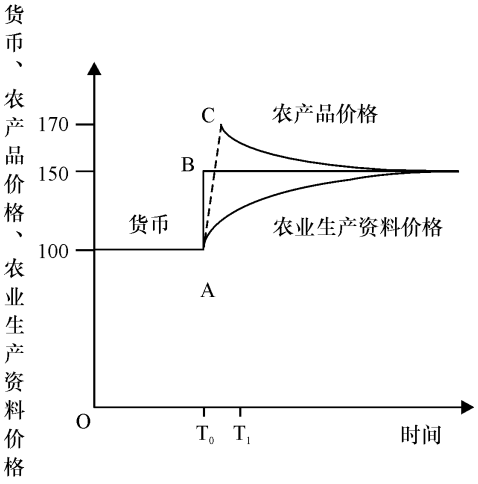


图2 农产品价格超调

三、计量模型、数据来源及相关检验

(一)计量模型

根据上文农产品价格超调假说的主要结论,本文的实证模型需要考察两个内容:(1)在货币政策冲击下,短期内农产品价格的调整速度是否快于农业生产资料价格的调整速度;长期内,农产品价格与农业生产资料价格是否处于相同的均衡水平。(2)货币政策冲击是否会导致农产品价格在短期内出现超调现象。从现有的计量模型来看,向量误差修正模型(VEC)可以同时考察上述两个内容。因此本文选择 VEC 模型作为实证分析模型,模型具体构建如下:

$$ecm_{1t-1} = lnp_{at-1} - \pi_1 - \theta_1 lnm_{t-1} \tag{3.1}$$

$$ecm_{2t-1} = lnp_{mt-1} - \pi_2 - \theta_2 lnm_{t-1} \tag{3.2}$$

$$\Delta lnp_{at} = \sum_{k=1}^{n} (\alpha_{1k}\Delta lnp_{at-k} + \beta_{1k}\Delta lnp_{mt-k} + \delta_{1k}\Delta lnm_{t-k}) + \lambda_{11}ecm_{1t-1} + \lambda_{12}ecm_{2t-1} + \mu_{1t} \tag{3.3}$$

$$\Delta lnp_{mt} = \sum_{k=1}^{n} (\alpha_{2k}\Delta lnp_{at-k} + \beta_{2k}\Delta lnp_{mt-k} + \delta_{2k}\Delta lnm_{t-k}) + \lambda_{21}ecm_{1t-1} + \lambda_{22}ecm_{2t-1} + \mu_{2t} \tag{3.4}$$

$$\Delta lnm_{t} = \sum_{k=1}^{n} (\alpha_{3k}\Delta lnp_{at-k} + \beta_{3k}\Delta lnp_{mt-k} + \delta_{3k}\Delta lnm_{t-k}) + \lambda_{31}ecm_{1t-1} + \lambda_{32}ecm_{2t-1} + \mu_{3t} \tag{3.5}$$

说明:在(3.1)~(3.5)中,ΔlnP_{at}、ΔlnP_{mt}、Δlnm_t 分别表示农产品价格、农业生产资料价格、名义货币供应量的自然对数的一阶差分;t 是时间,k 是变量的滞后阶数,μ 是随机误差项,ecm 是误差修正项,π、θ、α、β、δ、λ 为待估参数。

本文的 VEC 模型由方程式(3.1)~(3.5)组成,其中(3.1)~(3.2)是协整方程组,反映变量间的长期均衡关系;(3.3)~(3.5)是误差修正方程组,揭示变量间的短期变化关系。

协整方程(3.1)和(3.2)分别刻画了农产品价格与名义货币供给量、农业生产资料价格与名义货币供给量之间的长期整合程度。如果 $\theta_1 = \theta_2$,则表明在货币政策冲击下农产品与农业生产资料在长期内会趋于相同的价格水平,即货币供给在长期内是严格中性的;如果 $\theta_1 \neq \theta_2$,则表明名义货币供给对农产品价格和农业生产资料价格的长期影响程度存在差异。

对于误差修正方程组,本文关注的是(3.3)和(3.4)中两个参数 λ_{11} 和 λ_{22},它们反映了货币政策冲击下农产品价格和农业生产资料价格的调整速度;由于它们体现的是一种反向调节作用,因

而其数值都小于 0。λ_{11} 刻画的是名义货币供给与农产品价格的长期均衡（ecm_{1t-1}）对农产品价格短期变化的影响大小，其具体含义是当货币政策冲击使得农产品价格在短期内偏离其长期均衡时，农产品价格会以平均速率 $|\lambda_{11}|$ 向其长期均衡靠拢。$|\lambda|$ 越大则说明价格在短期内对其长期均衡的偏离程度越大，从而表明受到货币冲击的影响程度也越大。另外，若在货币政策冲击下，农产品价格在短期内的平均调整速率明显大于其在长期均衡时的变化率，即当 $|\lambda_{11}| > \theta_1$ 时，则可认为农产品价格在短期内存在超调现象。

（二）数据来源

本文实证分析中所涉及的三个变量农产品价格、农业生产资料价格、名义货币供给量分别采用的是农产品批发价格指数、农业生产资料价格指数、狭义货币供给量 M1 期末值。农产品批发价格指数的数据来源于中国农业部的“全国农产品批发市场价格信息系统”；农业生产资料价格指数的数据来源于《中国经济景气月报》；狭义货币供给量 M1 的数据来源于中国国家统计局。三个变量都采用的是月份数据，样本区间为 2005 年 1 月至 2016 年 12 月[①]。

（三）模型的相关检验

向量误差修正模型（VEC）是具有协整约束的向量自回归模型（VAR），在构建 VEC 模型时需要进行如下步骤：检验变量是否平稳；确定 VEC 模型的滞后阶数；检验变量间的因果关系，确定变量是否为内生变量；对变量进行协整检验，确定变量间存在几个协整关系。

1、变量的平稳性检验。VEC 模型要求变量是同阶单整；由表 1 可知变量 lnP_{at}、lnP_{mt} 和 lnm_t 是非平稳的，但它们的一阶差分都是平稳的，因此这三个变量是一阶单整的，符合 VEC 模型的要求。

表 1　变量的平稳性检验结果

变量	ADF 检验		PP 检验	
	P 值	结论	P 值	结论
lnP_{at}	0.5981	非平稳	0.5205	非平稳
lnP_{mt}	0.5399	非平稳	0.5582	非平稳
lnm_t	0.5468	非平稳	0.4684	非平稳
$\Delta(lnP_{at})$	0.0000	平稳	0.0000	平稳
$\Delta(lnP_{mt})$	0.0002	平稳	0.0009	平稳
$\Delta(lnm_t)$	0.0000	平稳	0.0000	平稳

注：Δ 表示一阶差分；P 值是采用 MacKinnon 提供的计算方法而得到[22]。

2、确定模型滞后阶数。由表 2 可知，有 3 个准则（FPE、SC、HQ）确定模型的滞后阶数为 2，准则 LR 和 AIC 确定模型的滞后阶数分别为 4 和 5，滞后阶数越大对模型的自由度损失越大，考虑到本文的样本量不是很大，因此将 VAR 模型的滞后阶数确定为 2，则 VEC 模型的滞后阶数为 1（VEC 模型的滞后阶数等于 VAR 模型的滞后阶数减去 1）。并且，当 VAR 模型的滞后阶数为 2 时，图 3 显示其 AR 特征多项式单位根的倒数都位于单位圆内，因此该 VAR 模型是稳定的。

3、变量间的因果关系检验。由表 3 可知，在 5% 的显著性水平下，各个变量的联合检验都拒绝了原假设，因此变量 lnP_{at}、lnP_{mt} 和 lnm_t 在 VEC 模型中都是内生变量。

4、协整检验。从 Johansen 协整检验结果来看（表 4），在 0.05 的显著性水平下，两个检验方法

① 全国农产品批发市场价格信息系统从 2017 年 1 月 1 日起停止发布“农产品批发价格指数”，同时发布了新的指数“农产品批发价格 200 指数”，这两个指数之间存在较大的差异；为了保证数据的连贯性和平衡性，本文将样本范围截止到 2016 年 12 月。

迹检验和最大特征根检验都拒绝了最多1个协整关系的原假设,而无法拒绝最多2个协整关系的原假设,因此可以判定农产品价格、农业生产资料价格与货币供应量之间存在着2个协整关系。

表2 VAR模型滞后阶数检验结果

滞后阶数	序列调整后LR统计量	最终预测误差FPE	赤池信息准则AIC	施瓦茨信息准则SC	汉南—奎因信息准则HQ
0	NA	2.07E-07	-6.8790	-6.7945	-6.8450
1	798.1612	1.89E-11	-16.1763	-15.8385	-16.0403
2	79.0923	8.76e-12☆	-16.9483	-16.3571☆	-16.7101☆
3	12.8421	9.13E-12	-16.9083	-16.0638	-16.5681
4	17.7564☆	8.88E-12	-16.9406	-15.8426	-16.4982
5	15.7122	8.81E-12	-16.9542☆	-15.6030	-16.4098
6	10.8187	9.31E-12	-16.9065	-15.3018	-16.2601
7	5.9748	1.06E-11	-16.7925	-14.9345	-16.0439

注:☆表示按相应准则确定的滞后阶数;每个准则的统计量值都是在5%的显著性水平下进行检验。

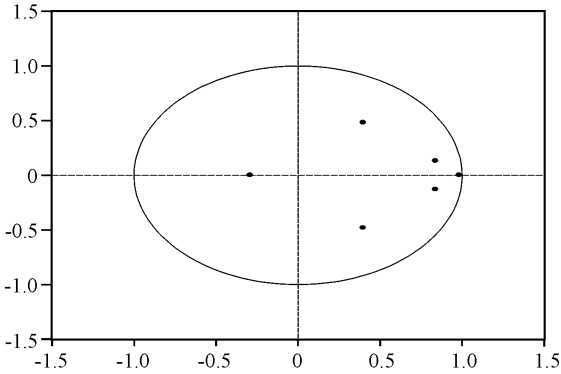


图3 AR特征多项式单位根的倒数的分布图

表3 变量间格兰杰因果关系检验

	lnP_{at}	lnP_{mt}	lnm_t
lnP_{at}	—	0.021**	0.015**
lnP_{mt}	0.001***	—	0.556
lnm_t	0.000***	0.364	—
联合检验	0.000***	0.000***	0.012**

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下拒绝原假设(表中的数值为P值);原假设是解释变量不能Granger引起被解释变量,比如对于被解释变量lnP_a,解释变量lnP_{mt}和lnm_t的联合检验在1%的显著性水平下拒绝原假设,即变量lnP_{mt}、lnm_t能同时Granger引起lnP_{at},说明lnP_{at}是内生变量。

表4 Johansen协整检验结果

原假设:协整关系的个数	特征值	迹检验(trace test)			最大特征根检验(λ-max test)		
		统计量值	0.05临界值	P值	统计量值	0.05临界值	P值
0个☆	0.3686	117.2563	35.1928	0.0000	62.5270	22.2996	0.0000
最多1个☆	0.2993	54.7293	20.2618	0.0000	48.3806	15.8921	0.0000
最多2个	0.0456	6.3487	9.1645	0.1655	6.3487	9.1645	0.1655

注:☆表示在0.05的显著性水平下拒绝原假设;P值是采用MacKinnon等提供的计算方法而得到[23]。

四、模型的估计结果与分析

考虑到农产品价格在 2007 年 6 月份至 2008 年 1 月份出现的暴涨现象，可能会对模型估计结果产生重要影响，因此本文对全样本区间（2005 年 1 月至 2016 年 12 月）和分样本区间（2008 年 2 月至 2016 年 12 月）分别进行了估计，并将估计结果进行了对比。在表 5 中，全样本中的误差修正项 ecm_{2t-1} 是弱平稳的，而分样本中的误差修正项 ecm_{2t-1} 是平稳的；因此与全样本相比，分样本的估计结果在统计上更为稳定。但整体来看，参数的估计结果在全样本与分样本中并没有出现很大的差异，虽然参数在数值上有较小的变化，但是参数的符号方向与统计的显著性水平是一致的；这反映了本文的估计结果具有较好的稳健性。

（一）货币政策冲击对农产品相对价格水平的影响

从协整方程组的估计结果（表 5）来看，当名义货币供给量增加 1% 时，农产品价格和农业生产资料价格分别上涨 0.345% 和 0.286%（全样本）、0.308% 和 0.203%（分样本）；这说明了长期内名义货币供给量对农产品价格的平均影响程度要大于农业生产资料价格。但是 0.308/0.203 > 0.345/0.286，即分样本中农产品价格与农业生产资料价格的比值要大于全样本，这反映了货币政策冲击下农产品与农业生产资料间的平均相对价格水平在长期内会呈缩小的趋势。

由误差修正方程组的估计结果（表 6）可以得知，货币政策冲击下农产品价格的调整速度要明显快于农业生产资料价格的调整速度，具体而言农产品价格和农业生产资料价格的调整速度（即 ecm_{1t-1} 和 ecm_{2t-1} 的系数的绝对值 λ_{11} 和 λ_{22}）分别是 0.547 和 0.018（全样本）、0.604 和 0.035（分样本），即农产品价格的调整速度是农业生产资料的 17 ~ 30 倍。这表明货币政策在短期内影响了农产品与农业生产资料之间的相对价格水平；同时也反映了货币政策冲击对农业生产资料价格（即供给渠道）的影响无法解释农产品价格的变化，因此可以推断出货币政策主要是通过需求渠道对农产品价格产生影响。

表 5　协整方程组的估计结果

	全样本（2005 年 1 月—2016 年 12 月）		分样本（2008 年 2 月—2016 年 12 月）	
	ecm_{1t-1}	ecm_{2t-1}	ecm_{1t-1}	ecm_{2t-1}
lnP_{at-1}	1		1	
lnP_{mt-1}		1		1
lnm_{t-1}	−0.345***（0.025）	−0.286***（0.041）	−0.308***（0.035）	−0.203***（0.043）
常数项	−0.706***（0.312）	−1.547***（0.511）	−1.143***（0.439）	−2.530***（0.547）
平稳性☆	平稳	弱平稳	平稳	平稳

注：*、**、*** 分别表示参数在 10%、5%、1% 的水平上通过显著性检验，括号内是参数的标准误差（表 6 的解释与此相同）；☆此处的平稳性判断是基于 PP 检验，ecm_{1t-1} 和 ecm_{2t-1} 的 PP 检验统计量所对应的 P 值分别为 0.005 和 0.079（全样本），0.003 和 0.036（分样本）。将方程式 $ecm_{1t-1} = lnP_{at-1} - 0.345 \times lnm_{t-1} - 0.706$ 转换成 $lnP_{at-1} = ecm_{1t-1} + 0.345 \times lnm_{t-1} + 0.706$，能够直观地反映出货币供应量与农产品价格之间协整关系。

将表 5 和表 6 结合起来考察，可以发现货币政策冲击下农产品价格在短期内的调整速度要大于在长期内的平均变化程度，即 0.547 > 0.345（全样本）、0.604 > 0.308（分样本），而农业生产资料价格的变化情况则相反。因而，我们可以推断出货币政策冲击下中国农产品价格在短期内出现了过度调整以至于超过了其新的均衡水平，即存在“超调”现象。

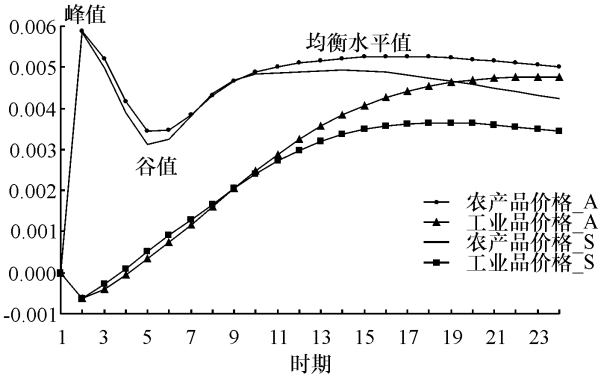
表6 误差修正方程组的估计结果

	全样本(2005年1月—2016年12月)			分样本(2008年2月—2016年12月)		
	ΔlnP_{at}	ΔlnP_{mt}	Δlnm_t	ΔlnP_{at}	ΔlnP_{mt}	Δlnm_t
ecm_{1t-1}	-0.547***	0.014	-0.074	-0.604***	0.024	-0.034
	(0.079)	(0.016)	(0.065)	(0.095)	(0.019)	(0.083)
ecm_{2t-1}	0.344***	-0.018*	-0.048	0.479***	-0.035**	-0.139*
	(0.050)	(0.010)	(0.042)	(0.080)	(0.016)	(0.069)
ΔlnP_{at-1}	0.493***	0.032**	-0.172**	0.576***	0.029*	-0.233**
	(0.079)	(0.016)	(0.065)	(0.094)	(0.019)	(0.082)
ΔlnP_{mt-1}	0.869**	0.685***	-0.054	0.908**	0.649***	-0.319
	(0.308)	(0.061)	(0.254)	(0.356)	(0.071)	(0.311)
Δlnm_{t-1}	0.183*	-0.029	-0.330***	0.171	-0.025	-0.381***
	(0.112)	(0.022)	(0.092)	(0.126)	(0.025)	(0.110)
调整后的 R^2	0.352	0.611	0.106	0.376	0.637	0.132
F统计量	19.378	53.951	4.990	16.053	44.811	4.805
AIC准则	-4.454	-7.678	-4.836	-4.410	-7.628	-4.684
SC准则	-4.347	-7.571	-4.728	-4.281	-7.498	-4.554

另外,全样本中的 λ_{22} 在统计上是弱显著的,这可能是由于变量 ecm_{2t-1} 的弱平稳性所导致的。滞后一期的名义货币供给量增长率对农产品价格和农业生产资料价格的影响系数分别为0.183和-0.029(全样本)、0.171和-0.025(分样本),但在统计上都是不显著;这可能是由于误差修正项中已经含有货币供给变量 lnm_{t-1} 而削弱了变量 Δlnm_{t-1} 的解释力。

(二)货币政策冲击下农产品价格的动态调整

接下来本文利用脉冲响应函数图来观察货币政策冲击下农产品价格和农业生产资料价格随时间的动态变化过程。图4展示了在初始时刻给定一个标准差新息的货币供给冲击后,农产品价格和农业生产资料价格在24个时期里的响应路径:农产品价格在短期内迅速上涨,并在第2个时期达到峰值,随后快速下降到达谷底(第5个时期),而后经过4个时期的回调,在第9期逐步趋于均衡水平值;相比于农产品价格在短期内的大幅度波动,农业生产资料价格则是逐步上升到均衡水平。



注:_A表示全样本的脉冲响应函数输出值;_S表示分样本的脉冲响应函数输出值。

图4 脉冲响应函数图

从调整速度来看,农产品价格的调整速度要明显快于农业生产资料价格,并且先于农业生产

资料价格达到新的均衡水平，表明货币政策在短期内并非中性，影响了农产品与农业生产资料之间的相对价格水平。从均衡水平值来看，农产品价格的均衡水平要略高于农业生产资料价格，但是两者之间的差距呈缩小的趋势（特别是全样本期内），表明长期内农产品价格与农业生产资料价格会趋于相同的均衡水平，因而本文不能否定货币政策在长期内是中性的。农产品价格在短期内的峰值大于均衡水平值，表明在货币冲击下农产品价格在短期内出现了过度调整，“超调”了其新的均衡水平。总体而言，脉冲响应函数分析与表 5 和表 6 的估计结果是一致的，并且基本吻合了农产品价格超调假说的主要结论。

（三）进一步讨论

1、货币政策影响农产品价格的途径。农产品价格超调假说指出，投机者在农产品市场与货币市场之间的套利行为是货币政策影响农产品价格的关键条件：当货币供给量增加，利率降低时，资金的占用成本会降低，同时资本的收益率会降低，农产品期货的预期价格会升高，则投机者会增加对农产品的库存需求，从而推动农产品价格上涨；也就是说利率与农产品库存需求呈负相关；由于中国农产品库存数据难以获得，本文并未能直接证实这一点，而是证实了货币政策主要通过需求渠道影响农产品价格。不过，Frankel 利用美国原油、小麦、大豆、玉米等 11 种大宗商品的相关数据证实了市场利率与商品库存需求呈负相关[21]；郑尊信和徐晓光利用上海期货交易所的铜、铝、锌等有色金属期货数据，也证明了市场利率影响了投机者的资金占用成本，从而对商品库存需求产生负向作用；这些研究结果佐证了货币政策是通过利率途径影响到投机者对农产品的库存需求，进而影响到农产品价格波动[24]。

2、农产品价格的“超调”现象。本文的实证结果表明货币政策冲击下中国农产品价格在短期内存在“超调”现象，这与超调假说的主要结论是一致的。超调假说认为：扩张性的货币政策导致名义利率较低时，农产品的预期价格会上涨，从而投机性需求增加，农产品价格上涨；只有当农产品价格上涨到超过其新的均衡水平时，农产品的预期价格才会下跌，从而投机性需求减少，农产品价格向均衡水平回落；也就是说农产品价格“超调”是为了抵消低名义利率所导致的农产品价格上涨预期。但是图 3 中，在货币政策冲击下农产品价格先是暴涨到峰值接着暴跌到谷值然后才回到均衡水平；这表明在信息不充分的情况下，投机者的预期并非完全理性，并且具有很强的从众性，即所谓的“羊群效应”，从而导致投机性需求在短期内大幅度变化。

五、结论与政策启示

本文基于农产品价格超调假说，从两个方面考察了中国的货币政策冲击对农产品价格波动的影响：一是货币政策影响农产品价格波动的主要途径；二是货币政策冲击对农产品价格的短期与长期影响效应。超调假说指出：货币政策通过名义利率变化影响到农产品的投机性需求，进而影响到农产品价格波动；短期内，货币政策冲击会导致农产品价格“超调”其新的均衡水平；但是长期内货币是中性的，农产品价格与农业生产资料价格会处于相同的均衡水平。本文的实证结果支持了上述的理论分析：（1）货币政策在短期内并非中性，它影响了农产品的相对价格水平，在货币冲击下农产品价格的平均调整速度是农业生产资料价格的 17 ~ 30 倍，因而可以推断出货币政策主要是通过需求因素对农产品价格产生影响；（2）虽然货币政策对农产品价格的平均影响程度要大于农业生产资料价格，但是从动态趋势来看，农产品价格与农业生产资料价格最终趋于相同的均衡水平，因而无法否定货币供给在长期内是中性的；（3）货币政策冲击下农产品价格在短期内会出现大幅度波动，并且其波动的峰值超过了均衡水平值，即存在“超调”现象；（4）结合已有的相关研究，本文认为货币政策会通过利率对农产品的投机性需求产生影响，在不完全信息情况下，非理性的

且具有从众性的投机性需求导致了农产品价格在短期内大幅度波动。

基于本文的研究结论,可以得出如下政策启示:一是在无通货膨胀的情形下,推行适当宽松的货币政策将有利于农民增加收入。在扩张性的货币政策冲击下,农产品价格的上涨速度要快于农业生产资料价格,因此农民的净收入会增加,有利于调动农民从事农业生产的积极性;但是,如果农产品价格上涨比例较大的话,将会给城市居民的日常生活消费带来压力,因而货币政策需要适度,在保障农民增收的同时,也要预防通胀的发生。二是从管控投机性需求的角度来平抑农产品价格的大幅度波动。由于投机性需求在农产品价格波动中扮演了重要角色,政策部门应当对农产品的投机性需求进行管控,防止"羊群效应"的发生,并且尽可能提供农产品的供给信息,引导公众预期以及投机行为理性化。三是在实现稳定物价目标的过程中,货币政策应盯住农产品的长期价格水平。货币政策冲击会导致农产品价格在短期内大幅度波动,且波动的峰值会超过其新的均衡水平;但是农业生产资料价格在短期内是缓慢变化的,并且逐步趋于与农产品价格相同的均衡水平,因此货币政策可根据农业生产资料价格的走势,盯住农产品的长期价格水平,实现稳定物价的基本目标。

参考文献:

[1]杨丽. 影响国内农产品价格波动的因素及其趋势分析[J]. 现代财经:天津财经学院学报,2011(5):41-47.

[2]BELKE A H, BORDON I G, HENDRICKS T W. Monetary policy, global liquidity and commodity price dynamics [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2014, 28(1):1-16.

[3]马龙,刘澜飚. 货币供给冲击是影响我国农产品价格上涨的重要原因吗[J]. 经济学动态,2010(9):15-20.

[4]胡冰川. 消费价格指数,农产品价格与货币政策——基于2001~2009年的经验数据[J]. 中国农村经济,2010(12):37-45.

[5]李国祥. 2003年以来中国农产品价格上涨分析[J]. 中国农村经济,2011(2):11-21.

[6]温涛,王小华. 货币政策对中国农产品价格波动的冲击效应研究[J]. 当代经济科学,2014(6):20-29.

[7]方鸿. 开放经济条件下货币供给冲击对农业经济的影响——基于因果图形方法[J]. 中国农村经济, 2011(8):41-53.

[8]BARNETT R C, BESSLER D A, THOMPSON R L. The money supply and nominal agricultural prices[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1983, 65(2):303-307.

[9]BORDO M D. The effects of monetary change on relative commodity prices and the role of long-term contracts[J]. The Journal of Political Economy, 1980, 88(6):1088-1109.

[10]FRANKEL J A. Expectations and commodity price dynamics: The overshooting model[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1986, 68(2):344-348.

[11]LAI C, HU S, FAN C. The overshooting hypothesis of agricultural prices: The role of asset substitutability[J]. Journal of Agricultural and Resource Economics, 2005, 30(1):128-150.

[12]CHAMBERS R G. Agricultural and Financial Market Interdependence in the Short Run[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1984, 66(1):12-24.

[13]DEVADOSS S, MEYERS W H. Relative Prices and Money: Further Results for the United States[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1987, 69(4): 838-842.

[14]TAYLOR J S, SPRIGGS J. Effects of the monetary macro-economy on Canadian agricultural prices[J]. Canadian Journal of Economics, 1989, 22(2):278-289.

[15]DORFMAN J H, LASTRAPES W D. The Dynamic Responses of Crop and Livestock Prices to Money-Supply Shocks: A Bayesian Analysis Using Long-Run Identifying Restrictions[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1996, 78(3):530-541.

[16]SAGHAIAN S H, REED M R, MARCHANT M A. Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in an open economy[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2002, 84(1):90 - 103.

[17]KWON D H, KOO W W. Interdependence of Macro and Agricultural Economics: How Sensitive is the Relationship? [J]. American journal of agricultural economics, 2009, 91(5):1194 - 1200.

[18]BESSLER D A. Relative Prices and Money: A Vector Autoregression on Brazilian Data[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1984, 66(1):25 - 30.

[19]LAPP J S. Relative Agricultural Prices and Monetary Policy[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1990, 72(3):622 - 630.

[20]ROBERTSON J C, ORDEN D. Monetary Impacts on Prices in the Short and Long Run: Some Evidence from New Zealand[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1990, 72(1):160 - 171.

[21]FRANKEL J A. Effects of speculation and interest rates in a "carry trade" model of commodity prices[J]. Journal of International Money and Finance, 2014, 42(1): 88 - 112.

[22]MACKINNON J G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests[J]. Journal of Applied Econometrics, 1996,11(6):601 - 618.

[23]MACKINNON J G,HAUG A A,MICHELIS L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration[J]. Journal of Applied Econometrics, 1999,14(5):563 - 577.

[24]郑尊信,徐晓光. 基于库存视角的货币政策与商品价格动态演变——来自上海期货市场的实证检验[J]. 经济研究,2013(3): 70 - 82.

The Impacts of Monetary Shocks on Agricultural Prices

XIE Wei-wei[1], LUO Guang-qiang[2]

(1. *School of Economics*, *Huazhong University of Science and Technology*, *Wuhan* 430074, *China*;
2. *School of Economics*, *Hunan Agriculture University*, *Changsha* 410128, *China*)

Abstract: Based on the overshooting hypothesis of agricultural prices, the influence mechanism and results of monetary shocks on agricultural price in China are investigated. In theory, monetary policy affects the speculative demand for agricultural products, leading to the fluctuation of agricultural prices. Based on the VEC model, the empirical results support the theoretical views. In the short run, the impacts of monetary policy on agricultural prices are mainly through demand channels rather than supply channels; under monetary shocks, agricultural prices fluctuate greatly and the peak value exceeds its new equilibrium level, which is called the phenomenon of "overshoot". But monetary policy is neutral in the long run, agricultural prices and agricultural production materials prices finally tend to the same equilibrium level. The policy implication in conclusion is that monetary policy should peg to the long-term price level of agricultural products, and control the speculative demand of agricultural products to reduce the fluctuation of agricultural prices.

Key Words: monetary policy; agricultural prices; agricultural production materials prices; speculative demand