

# 中国农产品中价格稳定的“锚”是什么？\*

全世文<sup>1</sup> 毛学峰<sup>2</sup> 曾寅初<sup>2</sup>

**摘要：**本文基于协整检验和误差修正模型分析了中国玉米、稻谷、小麦、大豆、棉花、白糖、猪肉 7 种主要农产品之间的长期价格均衡与价格传导路径。考虑到单次回归结果对样本期的敏感性，本文在总样本期内通过滚动窗口抽选了多个子样本期重复进行协整检验并回归误差修正模型。结果显示，从长期来看，玉米、棉花和白糖处于价格传导链的基础地位，小麦和大豆处于中间环节，稻谷和猪肉处于末端环节。其中，玉米价格与其它农产品价格之间通过协整检验的次数最多，且玉米价格在协整系统中被识别为弱外生变量的频率也最高。考虑到玉米种植区域广泛、总产量高、用途丰富、产业链深度与广度都较高，且玉米价格与原油价格的联系紧密，本文认为玉米是中国农产品价格稳定中的“锚”产品。政府应当加强对玉米市场的重视，在对农产品制定价格调控政策时要充分利用玉米作为“锚”产品的市场地位。

**关键词：**农产品价格 价格稳定 价格传导 价格联动 玉米

**中图分类号：**F224.9 F762 F320 **文献标识码：**A

## 一、引言

维持物价稳定是国家宏观经济政策的核心目标之一。其中，农产品价格稳定对于中国整体物价稳定发挥着重要的作用。一方面，食品价格在中国居民消费价格指数（CPI）的各项构成中所占的权重最大，食品价格对 CPI 的传导最为明显，对 CPI 变化的方差预测贡献也最大（张成思，2009），因此，宏观政策不可能忽视食品价格波动；另一方面，食品价格会对其它部门价格产生二次冲击，即存在“二轮效应”（吕建兴、曾寅初，2016）<sup>①</sup>。但是，由于农产品的生产周期相对较长且农产品

---

\*本文是中国社会科学院创新工程 A 类项目“农业农村绿色发展理论与政策研究”（编号：2018NFSA01）的阶段性研究成果。本文通讯作者：毛学峰。

<sup>①</sup>这里存在两个问题需要澄清。第一，从概念界定上看，食品价格并不等同于农产品价格，但两者存在高度的关联。第二，学界关于中国货币政策是否应该紧盯食品价格本身尚存在争论（侯成琪、龚六堂，2013），而且学界关于中国食品价格是否存在“二轮效应”也尚未达成一致的结论，例如，张文郎、罗得恩（2010）认为食品价格上涨未对非食品价格上涨造成“二轮效应”，但是，吕建兴、曾寅初（2016）在考虑多种核心 CPI 的计算方法及金融危机的影响以后发现食品价格冲击会形成一定的“二轮效应”。

属于生活必需品，所以，农产品的短期供给价格弹性和需求价格弹性都相对较小，在外部冲击下农产品价格往往会出现大幅波动。这就增加了农产品价格调控的难度。而且，中国的农产品价格调控政策还同时服务于保障粮食安全的政策目标（全世文、于晓华，2016），进一步凸显了农产品价格调控的重要性。

本文关注的研究问题是：在中国农产品的价格稳定中，是否存在特定的“锚”产品？如果存在，是哪一种农产品？顾名思义，“锚”产品的价格变化可以被理解为是其它一系列产品价格变化的基础，也就是说，其它主要农产品的价格依赖于“锚”产品的价格，反之，“锚”产品的价格则具有相对独立性。目前，中国对主要农产品（例如，稻谷、小麦、玉米、棉花、猪肉等）都进行了不同程度的价格干预，干预措施在不同农产品中也不尽相同。那么，在一系列主要的农产品中，如果存在特定的“锚”产品，且其发挥着“价格稳定器”的作用，就意味着政策制定者应该更加重视“锚”产品的价格稳定，政策资源也应该更多地向“锚”产品进行倾斜。相反，如果不存在这样的“锚”产品，那么，价格调控政策的重要性就仅仅取决于特定农产品本身的重要性。显然，判断“锚”产品是否存在并识别“锚”产品对中国的农产品价格调控政策具有重要的现实意义。

从现有文献来看，至少有两个研究分支与本文提出的研究问题存在比较密切的关联。第一个研究分支关注多种产品的价格联动现象。Pindyck and Rotemberg（1990）最初发现美国市场上多种似无关联的原材料产品（交叉价格弹性被认为是零值）的价格之间存在非常稳定的共同趋势，而且，即使控制了一系列宏观经济变量以后，不同产品之间的价格变化仍然显著相关，说明产品价格还受到一些共同潜变量的影响。后续的研究在更多市场上和更多产品之间广泛证实了价格联动现象（例如，Cashin et al., 2002; Lescaroux, 2009; Fernandez, 2015）。由于价格联动现象不符合市场经济的信息效率原则，因此，经济学家致力于分析价格联动现象发生的原因（Lescaroux, 2009）。现有研究主要是采用主成分分析方法或者因子模型来分析这一问题，许多研究发现产品之间的价格联动可以归因于一个最主要的共同因子（例如，Byrne et al., 2013; Chen et al., 2014; West and Wong, 2014）。这个共同因子受到宏观经济指标（例如石油价格、美元汇率、真实利率、投资回报率不确定性）的影响，反映了市场总供给和总需求的变化（Vansteenkiste, 2009; Byrne et al., 2013）。根据分层因子模型，同一部门内部产品价格之间的联动程度更高（Moench et al., 2013; Yin and Han, 2015），正如后文所示，中国的不同农产品之间也存在非常明显的价格联动现象。

另一个研究分支关注产品间的价格传导问题。价格传导的速度、水平等特征是判断市场整合的重要指标。根据传导方向的不同，产品间的价格传导可以划分为垂直传导和横向传导<sup>①</sup>，前者通常用来反映上下游产品的市场整合，后者用来反映相同产业链上不同产品的市场整合。一般情况下，产品间垂直价格传导的理论基础是生产理论，上游产品是下游产品的主要生产要素（Listorti and Esposti, 2012），例如，玉米是生猪的主要饲料来源（全世文等，2016）；长期来看，上下游产品会

<sup>①</sup>同种产品的不同市场也存在垂直价格传导和横向价格传导，前者通常用来反映供应链不同环节的市场整合，后者用来反映空间市场整合。本文不讨论同种产品的价格传导问题。

因为特定的生产投入联系形成稳定的比价区间。相比之下，产品间横向价格传导的理论基础则在于产品之间存在替代关系或互补关系（Saadi, 2011; Listorti and Esposti, 2012）。因为在特定时点消费者对农产品的需求总量是有限的<sup>①</sup>，因此，在相似的偏好下，处于相同产业链上的不同农产品（例如，小麦、稻谷和玉米）主要表现为替代关系。这种替代关系意味着不同农产品价格的波动方向相一致，也会使农产品之间形成长期稳定的比价区间。

价格联动和价格传导的研究都揭示了农产品价格之间存在某种特定的联系，这为本文的分析提供了必要的支撑，因为产品价格之间的非独立性是识别“锚”产品的一个前提条件。但是，以上两个研究领域都未能说明这种价格联系在产品维度上是否存在稳定的规律。首先，从技术上讲，价格联动研究的目标是验证产品价格的“相关性”，并探索这种“相关性”背后的原因，因此，价格联动研究无法判断产品价格之间的依存关系。其次，价格传导研究虽然可以揭示不同产品之间的价格传导路径，但是，从实证研究的现状来看，国内外仅有较少的文献关注不同农产品之间的价格传导<sup>②</sup>（例如 Esposti and Listorti, 2013; 胡丽莎等, 2014; Blay et al., 2015; 钟超、祁春节, 2017）。而且，这些研究至少存在以下几个局限性：第一，未能说明农产品之间价格传导关系形成的原因；第二，仅关注了有限的几种粮食作物之间的价格传导，不足以揭示更为广泛的农产品之间的价格传导关系；第三，缺乏对分析结果稳健性的讨论。

因此，本文将从以上几个角度对现有研究进行扩展。首先，本文在价格联动和价格传导文献的基础上构建一个简单的分析框架，说明农产品价格之间的传导机制；其次，本文选择了玉米、稻谷、小麦、大豆、棉花、白糖、猪肉七种主要农产品，分别讨论两两产品间的价格传导关系，在此基础上识别“锚”产品是否存在；最后，本文通过滚动窗口技术在总样本期内抽选多个子样本重复协整检验和回归模型，从而对价格传导关系的稳健性进行分析。

## 二、“锚”产品的识别方法

不失一般性地，考虑一个仅包含两种特定的农产品*i*和*j*的双变量系统<sup>③</sup>，记两种农产品在第*t*期的价格分别为 $p_{it}$ 和 $p_{jt}$ ，其行走路径如（1）式和（2）式所示：

$$p_{it} = \delta_i \cdot F_t(\cdot) + \gamma_i \cdot p_{jt} + \rho_i \cdot p_{it-1} + v_{it} \quad (1)$$

$$p_{jt} = \delta_j \cdot F_t(\cdot) + \gamma_j \cdot p_{it} + \rho_j \cdot p_{jt-1} + v_{jt} \quad (2)$$

（1）式和（2）式中， $F_t(\cdot)$ 表示在价格联动研究中影响产品价格总体变化趋势的共同因子（例

<sup>①</sup>当然，不能排除特定消费者对特定农产品的偏好存在互补关系。

<sup>②</sup>相比之下，现有的价格传导研究更多地聚焦于同种产品在供应链不同环节的价格传导和空间价格传导。

<sup>③</sup>这一系统并不考虑两种农产品处于产业链不同环节，即一种农产品是另一种农产品生产资料的情形。这种情况在后文的分析中主要涉及部分农产品可以用作生猪饲料的问题。

如，West and Wong, 2014; Yin and Han, 2015)。这个共同因子首先可以用来反映宏观经济因素，例如，石油价格、真实利率、美元汇率等<sup>①</sup>（Groen and Pesenti, 2010）。于是，系数 $\delta$ 直接描述了特定农产品市场受宏观经济影响的程度，令 $\delta > 0$ ， $\delta$ 越大表示影响程度越高。这种影响程度首先取决于特定农产品的用途，其用途的性质与数量决定了特定农产品产业链的深度与广度；尤其是，农产品的非农用途越广泛，农产品市场与宏观经济的关联程度可能会越强， $\delta$ 系数就越大。其次，政府对特定农产品市场的干预也会影响系数 $\delta$ ，显然，政府干预的程度越低， $\delta$ 系数就越大。

根据分层因子模型，因为 $i$ 和 $j$ 属于同一部门的产品，因此， $F_t(\cdot)$ 不仅包括宏观经济因素描述的共同因子，还包括部门因素描述的共同因子（Yin and Han, 2015）。这里，农业部门的共同因子主要指生产过程中的自然地理条件<sup>②</sup>：气候、地域、季节等。在（1）式和（2）式定义的双变量系统中，如果农产品 $i$ 和 $j$ 的生产条件完全不同，即不存在种植区域和种植季节上的交叉，那么可以认为在部门因素层面上 $\delta \rightarrow 0$ ，即农产品 $i$ 和 $j$ 在生产环节上没有联系。如果生产条件相似，那么 $p_{it}$ 和 $p_{jt}$ 会因为农产品 $i$ 和 $j$ 在生产环节相同生产要素的投入而产生联系；此时，系数 $\delta$ 描述了农产品市场不受生产过程中自然地理条件限制的稳定性，令 $\delta > 0$ ， $\delta$ 越大表示稳定性越强。这种稳定性取决于特定农产品的生产对自然地理因素的敏感性，显然农产品对生产条件的要求越严苛，其市场的稳定性就越弱。后文称 $\delta$ 为“共同因子系数”。

此外， $p_{it}$ 和 $p_{jt}$ 还存在即期的相互影响，当农产品 $i$ 和 $j$ 处于产业链的相同环节时，这种相互影响可以用来反映农产品之间的替代关系，替代关系来自于消费者对特定农产品的同质偏好。 $\gamma_i > 0$ 表示农产品 $j$ 对 $i$ 有替代作用， $\gamma_j > 0$ 表示农产品 $i$ 对 $j$ 有替代作用<sup>③</sup>。 $\gamma_i = 0$ 表示农产品 $i$ 无法被 $j$ 替代， $\gamma_j = 0$ 表示农产品 $j$ 无法被 $i$ 替代。因此，后文称 $\gamma$ 为“被替代系数”， $\gamma$ 越大表示对应的农产品被替代的作用越强。

同时，简单起见，令（1）式和（2）式中仅包含一个滞后1期的价格变量。设 $p_{it}$ 和 $p_{jt}$ 都为一阶平稳过程，令“自回归系数” $\rho$ 满足一阶平稳条件： $0 < \rho_i < 1$ ， $0 < \rho_j < 1$ 。 $v_{it}$ 和 $v_{jt}$ 分别表示农产品 $i$ 和 $j$ 特定的价格冲击，两者是相互独立的白噪音干扰项。于是，联立（1）式和（2）式，消去 $F_t$ 可以得到（3）式：

$$p_{it} = \frac{\gamma_i \cdot \delta_j + \delta_i}{\gamma_j \cdot \delta_i + \delta_j} \cdot p_{jt} + \frac{\rho_i \cdot \delta_j}{\gamma_j \cdot \delta_i + \delta_j} \cdot p_{it-1} - \frac{\rho_j \cdot \delta_i}{\gamma_j \cdot \delta_i + \delta_j} \cdot p_{jt-1} + \frac{\delta_j \cdot v_{it} - \delta_i \cdot v_{jt}}{\gamma_j \cdot \delta_i + \delta_j} \quad (3)$$

（3）式定义了一个典型的二元一阶自回归分布滞后模型（ADL）。因为 $p_{it}$ 和 $p_{jt}$ 都是一阶平稳

<sup>①</sup>本文并不强调共同因子具体的呈现形式， $F_t$ 可以直接定义为由宏观经济变量构成的向量，也可以定义为由宏观经济变量提取的主成分或潜变量。

<sup>②</sup>当然，农业部门的共同因子还包括生产要素（劳动、土地、化肥与机械等）投入。这种共同因子的作用机制类似于宏观经济因素，与自然地理条件的作用机制存在差异。

<sup>③</sup>当然，系数 $\gamma$ 也可以用来反映产品间的互补关系： $\gamma < 0$ 表示农产品 $i$ 和 $j$ 之间具有互补作用。

过程，所以 ADL 模型隐含了两者之间的长期均衡关系，即（3）式可以改写为如（4）式所示的误差修正模型的形式（Hassler and Wolters, 2006）：

$$\Delta p_{it} = \alpha \cdot (p_{it-1} + \beta \cdot p_{jt-1}) + \frac{\gamma_i \cdot \delta_j + \delta_i}{\gamma_j \cdot \delta_i + \delta_j} \cdot \Delta p_{jt} + \frac{\delta_j \cdot v_{it} - \delta_i \cdot v_{jt}}{\gamma_j \cdot \delta_i + \delta_j} \quad (4)$$

令  $\delta_{ij} = \delta_i / \delta_j$  表示农产品  $i$  和  $j$  的“相对共同因子系数”，则在（4）式中， $\alpha = \frac{\rho_i - 1 - \gamma_j \cdot \delta_{ij}}{\gamma_j \cdot \delta_{ij} + 1}$

$< 0$ ， $\beta = -\frac{\gamma_i + \delta_{ij} - \rho_j \cdot \delta_{ij}}{\gamma_j \cdot \delta_{ij} + 1 - \rho_i} < 0$ 。通过对参数  $\alpha$  和误差项追加限制条件可以将（4）式进一步改写

为如（5）式和（6）式所示的向量误差修正模型（Enders, 2014）：

$$\Delta p_{it} = \alpha_i \cdot (p_{it-1} + \beta \cdot p_{jt-1}) + e_{it} \quad (5)$$

$$\Delta p_{jt} = \alpha_j \cdot (p_{it-1} + \beta \cdot p_{jt-1}) + e_{jt} \quad (6)$$

（5）式和（6）式中，协整系数  $\beta$  与（4）式相同，描述了  $p_{it}$  和  $p_{jt}$  的长期均衡关系。这种均衡关系的强弱同时受到共同因子系数  $\delta$ 、被替代系数  $\gamma$  和自回归系数  $\rho$  的影响，不难证明： $\partial \beta / \partial \gamma_i < 0$ 、 $\partial \beta / \partial \rho_i < 0$ 、 $\partial \beta / \partial \gamma_j > 0$ 、 $\partial \beta / \partial \rho_j > 0$ ，即产品  $i$  的被替代系数和自回归系数都为负，而产品  $j$  的被替代系数和自回归系数对协整系数都为正。将  $\beta$  对  $\delta_{ij}$  求导可得：

$$\frac{\partial \beta}{\partial \delta_{ij}} = \frac{\gamma_i \cdot \gamma_j - (1 - \rho_i) \cdot (1 - \rho_j)}{(\gamma_j \cdot \delta_{ij} + 1 - \rho_i)^2} \quad (7)$$

（7）式中， $\beta$  对  $\delta_{ij}$  的单调性并不明确，它同时取决于被替代系数  $\gamma$  和自回归系数  $\rho$ 。当农产品  $i$  和  $j$  中任意一个产品的被替代系数  $\gamma \rightarrow 0$  时， $\partial \beta / \partial \delta_{ij} < 0$ ；当任意一个产品的自回归系数  $\rho \rightarrow 0$  时， $\partial \beta / \partial \delta_{ij} > 0$ 。此外，在（5）式和（6）式中， $\alpha_i$  和  $\alpha_j$  表示  $p_{it}$  和  $p_{jt}$  偏离其长期均衡关系的调整系数， $e_{it}$  和  $e_{jt}$  是相关系数不为零的误差项。 $\alpha_i$  和  $\alpha_j$  满足如下约束条件：

$$\alpha_i - \frac{\gamma_i \cdot \delta_j + \delta_i}{\gamma_j \cdot \delta_i + \delta_j} \cdot \alpha_j = \alpha \quad (8)$$

根据 Enders (2014) 的定义，在协整系统中，当  $p_{it}$  或  $p_{jt}$  不会对前期偏离长期均衡的离差做出调整，即  $\alpha_i = 0$  或  $\alpha_j = 0$  时，称  $p_{it}$  或  $p_{jt}$  为弱外生变量。根据（8）式的约束条件可知， $\alpha_i$  和  $\alpha_j$  具有相互影响，因此，难以直接判断函数  $\alpha_i$  和  $\alpha_j$  对系数  $\delta$ 、 $\gamma$  和  $\rho$  的单调关系。但是，结合（1）式与（2）式的原始系统，不难证明， $\alpha = 0$  的充分条件是  $\delta = 0$  且  $\gamma = 0$ 。考虑到宏观经济因素相对

于农产品价格而言近似于外生，因此，如果特定农产品市场不受自然地理条件限制的稳定性越强、该农产品越不容易被其它农产品所替代，那么，这种农产品的价格就越有可能被识别为弱外生。

据此，后文进一步在（5）式和（6）式中加入  $\Delta p_{it}$  和  $\Delta p_{jt}$  的滞后项，从而对两种农产品的价格回归向量误差修正模型，在此基础上通过对  $\alpha = 0$  的原假设进行检验来识别弱外生变量。如果存在特定的农产品，其价格与其它多数农产品的价格之间都存在协整关系，但在协整系统中，该特定农产品的价格又被诊断为稳健的弱外生，即可认为该特定农产品为价格稳定的“锚”产品。相反，如果在协整系统中无法识别一致且稳健的弱外生变量，即可认为“锚”产品并不存在。

### 三、数据

#### （一）数据来源与描述

结合中国农产品生产与消费的具体情况，本文在“粮、棉、油、糖、肉”几个类别中挑选了7个主要农产品，它们分别是：玉米、稻谷、小麦、棉花、大豆、白糖、猪肉。考虑到数据频率的统一与对样本量的需求，本文使用周度数据分析农产品价格之间的传导关系。其中，稻谷、小麦、棉花和白糖的价格数据来自郑州商品交易所，玉米和大豆的价格数据来自大连商品交易所。具体的交易品种分别为：早籼稻、强筋小麦、棉花和白砂糖、黄玉米和黄大豆2号。将期货市场的每日结算价格折算为周度价格数据。其中，小麦、棉花、玉米和大豆价格的数据范围为2004年第51周~2017年第13周，稻谷价格的数据范围为2009年第16周~2017年第13周，白糖价格的数据范围为2006年第1周~2017年第13周。另外，猪肉价格数据来自国家畜牧总站报告的全国畜产品价格信息点调查统计资料，数据范围为2006年第37周~2017年第12周。

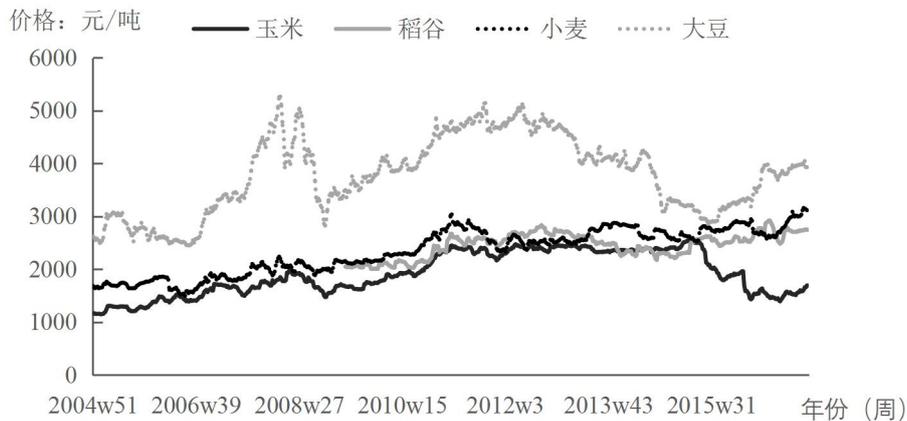


图1 中国玉米、稻谷、小麦和大豆的价格走势图

如图1和图2所示，尽管不同农产品的价格水平和波动幅度存在差异，但是，从总体上看，农产品价格之间存在明显的共同趋势，而且，3种粮食作物的价格水平高度接近。7种农产品都经历了2008年初期和2011年两次价格波峰。2011年的波峰以后，大豆、棉花、白糖和猪肉价格开始下跌，直至2016年初又开始上涨；相比之下，因为中国对粮食作物的价格干预政策，稻谷、小麦和玉

米的价格一直保持在高位运行，并脱离了国际粮食价格的变化趋势，2016年，中国取消了对玉米的最低收购价政策，导致玉米价格背离了国内稻谷和小麦的价格走势，出现明显的下跌。

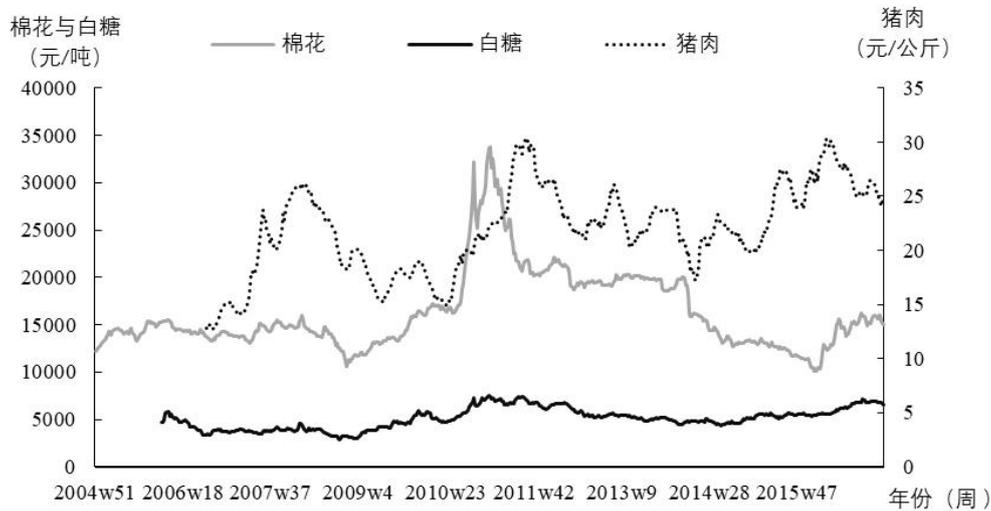


图2 中国棉花、白糖和猪肉的价格走势图

(二) 农产品的价格联动

为了验证不同农产品之间的价格联动，本文首先报告了样本期以内不同农产品的价格以及价格变化量之间的相关系数。如表1所示，7种主要农产品价格之间的相关系数都为正数且高度显著，这种显著性同时表现为统计显著性和经济显著性。在21个相关系数中，有14个大于0.4，仅有4个小于0.2，绝对值最小的相关系数也达到了0.133（玉米和稻谷）。这一结果可以说明，从长期来看，不同农产品之间存在显著的价格联动现象。而且，除了猪肉以外，其它6种农产品价格的一阶差分也存在显著的正相关性，说明不同农产品的价格波动也具有同步性。

表1 主要农产品价格及价格变化的相关系数

	玉米	稻谷	小麦	大豆	棉花	白糖	猪肉
玉米	1.000	0.206**	0.277**	0.275**	0.161**	0.165**	0.004
稻谷	0.133*	1.000	0.245**	0.205**	0.259**	0.227**	-0.015
小麦	0.678**	0.585**	1.000	0.235**	0.222**	0.240**	0.024
大豆	0.635**	0.289**	0.503**	1.000	0.305**	0.273**	0.050
棉花	0.573**	0.196**	0.397**	0.672**	1.000	0.407**	-0.005
白糖	0.403**	0.562**	0.713**	0.448**	0.626**	1.000	-0.042
猪肉	0.177**	0.740**	0.586**	0.375**	0.163**	0.545**	1.000

注：①计算相关系数时使用的数据范围为对应两个农产品价格数据范围的交集；②下三角矩阵为样本期以内的价格相关系数，上三角矩阵为样本期以内价格一阶差分的相关系数；③\*和\*\*分别表示在1%和1%的统计水平上显著。

表 2 进一步报告了对 7 种主要农产品进行因子分析的结果。和许多价格联动研究的结果相一致（例如，West and Wong, 2014），所有农产品价格在因子 1 上的载荷均为正数，说明第一个公共因子反映了农产品价格之间核心的共同趋势，它对产品价格方差的解释程度远高于其它公共因子。在全样本期的结果中，只有玉米对因子 1 的载荷低于 0.5，玉米对因子 2 和因子 3 的载荷都高于 0.4，因子 2 和因子 3 可能分别体现了“油棉”和“粮食”的价格属性。在这 3 个因子以外，玉米的特异性方差最高，接近 0.5，其它 6 种农产品的特异性方差均低于 0.4。相比之下，如果仅采用 2015 年中期以前的子样本，玉米对因子 1 的载荷大幅提高，而且除白糖以外的所有农产品对因子 1 的载荷都有所提高；玉米的特异性方差也降低到不足 0.1，成为了特异性方差最低的农产品。

表 2 主要农产品价格的因子分析

	玉米	稻谷	小麦	大豆	棉花	白糖	猪肉	方差解释比例
全样本期：2009 年第 16 周~2017 年第 13 周								
因子 1	0.296	0.731	0.551	0.645	0.669	0.807	0.649	0.609
因子 2	0.421	-0.374	-0.463	0.596	0.639	-0.059	-0.554	0.341
因子 3	0.489	0.097	0.289	-0.157	0.021	-0.321	-0.045	0.098
特异性方差	0.496	0.316	0.399	0.204	0.144	0.243	0.270	
子样本期：2009 年第 16 周~2015 年第 17 周								
因子 1	0.764	0.854	0.697	0.776	0.788	0.786	0.786	0.735
因子 2	0.570	0.167	0.461	-0.452	-0.381	-0.420	0.104	0.190
特异性方差	0.092	0.243	0.302	0.194	0.235	0.206	0.372	

综合上述分析，可以认为中国主要农产品之间存在显著的价格联动现象，这也是后文进一步识别“锚”产品的一个前提条件。根据前文第二节的讨论，农产品之间的价格联动既来自于宏观经济因素和农业部门因素对所有农产品的同质影响，也来自于特定农产品在消费层面上的替代关系。价格联动现象总体上表现稳健，但玉米价格联动的程度对 2015 年中期的时间点比较敏感。

## 四、结果与讨论

### （一）初步识别“锚”产品

分别采用含结构突变的 ZA 检验和不含结构突变的 ADF 检验对主要农产品的价格进行平稳性分析，结果如表 3 所示。ZA 检验的结果显示，中国 7 种主要农产品的价格在样本期内都不存在显著的结构断点；根据 ADF 检验的结果，可以认为 7 种农产品价格都属于一阶平稳过程。

进一步对 7 种农产品价格之间的长期均衡关系进行线性协整分析。采用 EG 检验方法对任意两种农产品的价格进行检验。如图 3 所示，在 21 组全样本检验中，仅有 6 组农产品价格在 10% 的统计水平上拒绝了残差序列存在单位根的原假设，即 6 组农产品价格存在协整关系。但是，在各农产品组合中，协整检验的结果对样本期的选择都具有比较强的敏感性。本文在总样本期内挑选了不同的子样本期重新进行 EG 检验，结果都可以在不同程度上通过检验。检验结果对样本期的敏感性可能由多种因素导致，例如，国家对不同农产品在特定时期的价格干预政策出现差异性的变化，导致

农产品价格的协整关系在特定时期内被打破；再例如，特定时期的外部冲击可能导致农产品价格之间由线性协整关系变化为非线性协整关系。

表3 主要农产品价格的单位根检验结果

	玉米	稻谷	小麦	大豆	棉花	白糖	猪肉
ADF 检验	-1.934	-2.268	-1.281	-2.243	-2.025	-1.435	-3.227
ZA 检验	-3.356	-4.009	-4.577	-3.166	-4.211	-3.306	-3.695
一阶差分 ADF 检验	-19.201	-17.142	-19.529	-19.736	-19.681	-20.216	-18.167

注：①ADF 检验不含趋势项，报告的 t 值是滞后项分别设置为 1~5 时绝对值最大的 t 值，在 1%和 5%统计水平上的临界值分别为-3.43 和-2.86；②ZA 检验的类型是“截距与趋势突变”，滞后阶根据 BIC 原则确定，在 1%和 5%统计水平上的临界值分别为-5.57 和-5.08；③一阶差分变量的 ADF 检验滞后阶为 0。

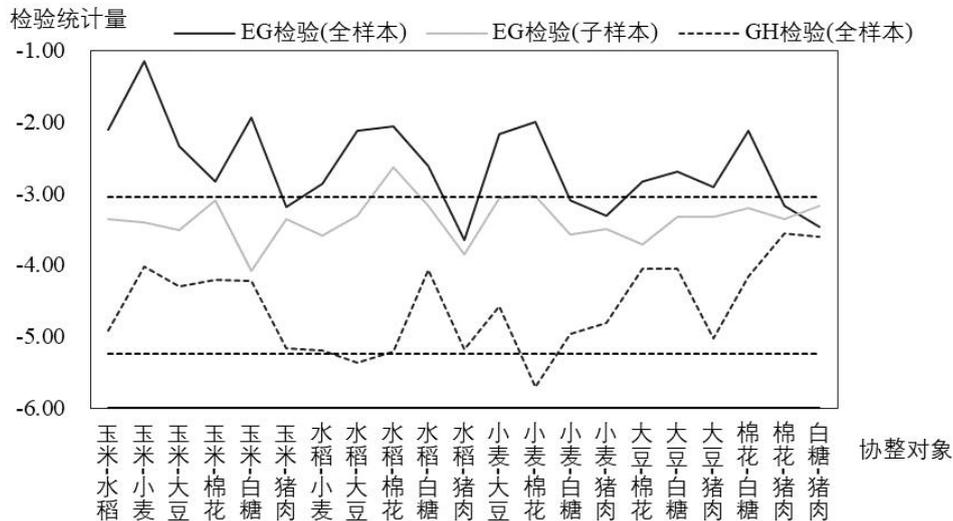


图3 主要农产品价格之间的协整检验结果

注：①EG 检验不含趋势项，报告的检验统计量是滞后项分别设置为 1~10 时绝对值最大的 t 值；报告的临界值取自 Mackinnon (2010)，为 10%统计水平上的临界值；②GH 检验的类型为“区制与趋势突变”，滞后阶根据 BIC 原则确定，报告的统计量为 ADF 统计量，报告的临界值为 10%统计水平上的临界值-5.24；③全样本的数据范围取对应两个农产品价格数据范围的交集，子样本的数据范围在不同检验中存在差异。

图3 同时汇报了采用 Gregory and Hansen (1996; 1996a) 提出的方法对农产品价格进行变协整检验的结果。在 21 组检验中，有 2 组检验的结果在 10%的统计水平上识别出了显著的结构断点，分别是：稻谷与大豆、小麦与棉花。据此判断，在全样本期内，大多数农产品价格之间的长期均衡关系基本不存在结构断点。

在以上分析结果的基础上，本文对任意两种农产品的价格分别回归向量误差修正模型，21 组回

归的协整系数与误差修正系数的估计结果如表 4 所示<sup>①</sup>。表 4 报告的协整系数与前文的分析结果基本吻合：所有协整系数均为负值，除棉花与白糖以外的 20 个协整系数至少在 10% 的统计水平上显著。如前文所述，农产品价格之间的协整关系同时来自于宏观及部门共同因子对农产品价格的影响以及农产品之间的替代关系。理论上讲，在数据量级、模型设定等其它条件相同的前提下，可以通过分析协整系数和误差修正系数，从而对农产品之间的共同因子系数和被替代系数进行一个简单的比较。例如，考虑比较玉米与稻谷、玉米与小麦两个模型的估计结果，因为  $\alpha_i$  并不显著，所以两个模型在样本期内均无法拒绝玉米价格为弱外生；在此条件下，玉米与稻谷价格的协整系数较玉米与小麦更低，可能是因为玉米对小麦的替代作用较稻谷更强，也可能是因为小麦市场与宏观经济的关联较稻谷更强或小麦对种植条件的要求较稻谷更低，或者是因为小麦价格的自回归系数较稻谷价格更大<sup>②</sup>。

表 4 主要农产品价格之间的向量误差修正模型估计结果

$P_i$	$P_j$	$\beta$		$\alpha_i$		$\alpha_j$		样本期	滞后阶
		系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值		
玉米	稻谷	-1.509	0.000	0.003	0.537	0.024	0.010	2009w18~2015w17	2
玉米	小麦	-1.021	0.000	-0.011	0.141	0.021	0.032	2005w1~2015w27	2
玉米	大豆	-1.626	0.006	-0.001	0.552	0.008	0.035	2005w1~2014w52	2
玉米	棉花	-0.108	0.000	-0.009	0.001	0.015	0.744	2005w1~2017w13	2
玉米	白糖	-0.366	0.000	-0.006	0.071	0.033	0.060	2006w5~2015w17	4
玉米	猪肉	-0.257	0.000	0.001	0.677	0.077	0.001	2006w41~2015w17	4
稻谷	小麦	-0.920	0.003	-0.017	0.050	0.012	0.164	2009w18~2017w13	2
稻谷	大豆	-0.424	0.000	-0.039	0.003	-0.007	0.813	2009w18~2014w52	2
稻谷	棉花	-0.029	0.089	-0.025	0.016	-0.238	0.178	2009w18~2015w10	2
稻谷	白糖	-0.166	0.026	-0.027	0.003	-0.035	0.255	2009w18~2017w13	2
稻谷	猪肉	-0.067	0.000	-0.021	0.047	0.391	0.002	2009w18~2017w12	4
小麦	大豆	-2.679	0.013	0.000	0.655	0.004	0.024	2005w1~2017w13	2
小麦	棉花	-0.069	0.053	-0.009	0.062	0.005	0.945	2005w1~2015w12	2

<sup>①</sup>严格意义上讲，存在线性协整关系是回归误差修正模型的必要条件。但是，如前文所述，在 21 种农产品组合中，并非所有组合都可以通过全样本期的协整检验。而且，特定组合的协整关系在特定样本期还可能存在的显著的结构断点。尽管如此，考虑到分析结果的可比性以及本文并不聚焦于单独特定农产品组合的价格传导关系，表 4 仍然对所有组合都回归了误差修正模型。因为协整关系对样本期的选择比较敏感，这意味着误差修正模型的估计结果也会对样本期的选择比较敏感，后文将对此问题做进一步分析。

<sup>②</sup>在现有数据的基础上，难以直接论证以上各个原因对协整系数贡献作用的大小。而且，玉米与稻谷、玉米与小麦两个模型直接可比的一个前提条件是稻谷价格和与小麦价格相差不大。考虑到其它农产品在价格水平上的差异、模型滞后阶的差异等因素，直接比较不同模型的估计参数意义不大。因为本文的目标并不聚焦于特定农产品价格联系的形成机制，所以，后文不再讨论模型参数估计值的大小。

中国农产品中价格稳定的“锚”是什么？

小麦	白糖	-0.341	0.000	-0.005	0.329	0.043	0.010	2006w5~2017w13	4
小麦	猪肉	-0.190	0.000	0.002	0.347	0.114	0.000	2006w42~2017w12	5
大豆	棉花	-0.142	0.003	-0.014	0.019	0.023	0.481	2005w1~2017w13	2
大豆	白糖	-0.433	0.023	-0.017	0.015	0.003	0.788	2006w3~2014w52	2
大豆	猪肉	-0.192	0.017	-0.001	0.220	0.001	0.006	2006w39~2015w22	2
棉花	白糖	-2.421	0.122	-0.010	0.072	0.000	0.875	2006w3~2017w13	2
棉花	猪肉	-2.186	0.001	0.026	0.428	0.008	0.002	2006w39~2015w17	2
白糖	猪肉	-0.561	0.000	0.000	0.883	0.038	0.000	2006w42~2017w12	5

注：①所有模型的滞后阶根据 AIC 原则确定；因篇幅原因，表中没有汇报滞后项系数的估计结果，有需要可以向笔者索取；②考虑到数量级的统一，估计模型时，猪肉的价格调整成以“元/吨”为单位。

从表 4 报告的调整系数来看， $\alpha_i$  表现为负向显著或不显著， $\alpha_j$  表现为正向显著或不显著，这一结果与向量误差修正模型的设定相一致，说明协整系统中的农产品价格会对前期偏离长期均衡的离差做出相应的调整，从而收敛于长期均衡。但是，从调整系数的统计显著性来看，在 10% 的统计水平上，绝大多数模型（19/21）都仅有一个调整系数， $\alpha_1$  或  $\alpha_2$ ，表现显著；也就是说，协整系统中仅有一个农产品的价格会对偏离长期均衡做出调整，而另一个农产品价格则为弱外生变量。在 21 个模型中，仅有玉米与白糖、稻谷与猪肉 2 个模型中的农产品价格互为内生变量。这一结论说明中国主要农产品之间的价格传导是一个“梯次性”的过程，而不是一个“同时性”的内生系统。因此，识别传导链中的“锚”产品对于稳定农产品价格和制定价格干预政策具有重要的现实意义。

具体来看，玉米价格对稻谷、小麦、大豆和猪肉的价格表现为弱外生，稻谷价格对其它 6 种农产品的价格均表现为内生，小麦价格对稻谷、大豆、白糖和猪肉的价格表现为弱外生，大豆价格对稻谷和猪肉的价格表现为弱外生，棉花对玉米、稻谷、小麦、大豆和猪肉的价格表现为弱外生，白糖对稻谷、大豆、棉花和猪肉的价格表现为弱外生，猪肉价格对其它 6 种农产品的价格均表现为内生。综合各种农产品价格分别为弱外生和生内的数量来判断，在价格传导链中处于基础地位的农产品主要是棉花、玉米和白糖，处于中间环节的为小麦和大豆，处于末端环节的为稻谷和猪肉。因此，本文初步识别棉花、玉米和白糖为农产品价格稳定中备选的“锚”产品。

## （二）稳健性分析

考虑到协整检验和误差修正模型的分析结果都对样本期的选择比较敏感，这会弱化表 4 以特定样本期为例识别“锚”产品的效度。因此，本文对任意两种农产品的组合，都在其总样本期以内通过滚动窗口技术抽取多个子样本期，并重复进行 EG 协整检验，进而回归误差修正模型，在此基础上进一步明确农产品之间的价格传导过程<sup>①</sup>。

<sup>①</sup>特定农产品价格传导的分析结果不仅对样本期的选择具有敏感性，也对模型设定具有敏感性。因此，严格意义上讲，在任意样本期内，如果相关检验支持非线性的协整关系（例如，包含结构突变或阈值协整），都应该采用更先进的误差修正模型进行回归。但是，本文认为样本期敏感性是一个更为严重的问题。虽然更先进的模型可以提高特定农产品价格在特定期分析结果的效度，却依然会面临样本期敏感性的问题；相反，笔者通过估算发现，在多数情况下，更

抽取子样本期的方法如下：首先，设定子样本期长度变化的步长为 12 个月<sup>①</sup>，样本期长度从 1 年到 11 年不等；然后，设定子样本期起始时间点变化的步长为 1 个月，从任意两个农产品价格数据范围交集的起始时间点开始抽取。于是，每个农产品组合抽取子样本的数量如表 5 最右列所示，其中，因为稻谷价格数据的样本期较短，所以包含稻谷的回归模型抽取的子样本数量也最少。其次，在各个农产品组合的每个子样本期内进行协整检验，如果在 10% 的统计水平上通过协整检验，则进一步估计向量误差修正模型，每个模型都基于 AIC 原则在 2~5 个滞后阶内选择最优的滞后阶。最后，在共计 12189 个子样本中，本文保留了 4492 次通过 EG 协整检验的样本，并将向量误差修正模型的回归结果用作后续分析的样本，每个农产品组合保留的协整样本量如表 5 所示。

根据调整系数  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  的统计显著性将协整样本的回归结果进行分类，统计如表 5 所示。根据表 5 的统计结果，可以做出以下判断：第一，在几乎所有组合中，“ $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  都不显著”的样本频数都明显低于“ $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  至少有一个显著”的样本频数，这与前文的分析结果相一致，说明农产品之间的价格传导关系广泛存在。第二，在几乎所有组合中，“ $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  仅有一个显著”的样本频数都明显高于“ $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  都显著”的样本频数，这与表 4 报告的结果相一致，说明在多数协整系统中，通常仅有一个农产品的价格会对偏离长期均衡进行调整，即弱外生变量广泛存在。第三，在一部分组合中，4 类样本的频率在短期子样本和长期子样本中存在显著差异，说明分析结果对样本期的长度比较敏感，基于不同长度样本期的分析结果可能得到完全相反的结论。例如，在小麦与大豆的组合中，短期子样本显示小麦或大豆价格为弱外生变量的比例分别为 18.38% 和 53.68%，但是，在长期子样本中，这两个比例则分别变化为 67.24% 和 19.83%。

表 5 多个子样本期内向量误差修正模型估计结果的分类统计

$P_i$	$P_j$	短期子样本				长期子样本				协整 样本量	子样本 总量
		$\alpha_1$	$\alpha_1^*$	$\alpha_2$	$\alpha_2^*$	$\alpha_1$	$\alpha_1^*$	$\alpha_2$	$\alpha_2^*$		
		$\alpha_2$	$\alpha_2^*$	$\alpha_1$	$\alpha_1^*$	$\alpha_2$	$\alpha_2^*$	$\alpha_1$	$\alpha_1^*$		
玉米	稻谷	11	36	30	4	4	20	6	10	121	306
玉米	小麦	12	57	49	12	22	161	76	1	390	806
玉米	大豆	24	56	60	7	12	191	30	2	382	806
玉米	棉花	10	9	36	8	2	2	61	3	131	806
玉米	白糖	27	64	66	24	43	96	31	11	362	663
玉米	猪肉	3	29	42	15	0	75	4	0	168	573
稻谷	小麦	1	28	38	87	1	17	8	37	217	306
稻谷	大豆	9	26	63	14	8	13	27	6	166	306
稻谷	棉花	7	14	18	3	6	17	16	3	84	306
稻谷	白糖	6	24	73	19	1	3	30	5	161	306
稻谷	猪肉	9	41	19	16	0	56	5	27	173	306

为先进的模型并不会改变通过普通误差修正模型得到的基本结论。

<sup>①</sup>考虑到农产品的生产周期较长，本文设定最短的子样本期长度为 12 个月。

中国农产品中价格稳定的“锚”是什么？

小麦	大豆	15	25	73	23	11	78	23	4	252	806
小麦	棉花	13	13	48	6	1	9	61	1	152	806
小麦	白糖	18	35	51	4	33	69	66	13	289	663
小麦	猪肉	4	35	53	22	0	43	6	18	181	573
大豆	棉花	14	3	26	1	7	0	125	1	177	806
大豆	白糖	16	51	48	14	16	21	70	0	236	663
大豆	猪肉	8	60	57	42	10	88	14	48	327	573
棉花	白糖	11	22	35	11	10	1	37	1	128	663
棉花	猪肉	9	55	18	23	0	13	5	6	129	573
白糖	猪肉	4	80	41	35	0	62	7	37	266	573

注：①\*表示对应的调整系数在10%的统计水平上显著；②“短期子样本”是指样本期 $\leq 3$ 年的子样本，“长期子样本”是指样本期 $\geq 4$ 年的子样本。

考虑根据表5的统计结果在各农产品组合中识别弱外生的农产品价格，本文采用一个经验性的识别方法，步骤如下：当“ $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ 都不显著”的样本所占比例高于50%时，认为 $p_i$ 和 $p_j$ 相互独立；当“ $\alpha_1$ 显著， $\alpha_2$ 不显著”的样本所占比例不低于50%时，认为 $p_j$ 为弱外生变量；当“ $\alpha_1$ 不显著， $\alpha_2$ 显著”的样本所占比例不低于50%时，认为 $p_i$ 为弱外生变量；排除以上3种情况后的其它情况下，认为 $p_i$ 和 $p_j$ 相互内生。据此，分别根据短期子样本和长期子样本对弱外生变量进行识别，结果如表6所示。

由表6可知，通过短期子样本几乎不能识别弱外生变量，在21个组合中，棉花价格3次被识别为弱外生、白糖和大豆价格2次被识别为弱外生，其它14个组合的结果都认为农产品价格之间相互内生。相比之下，长期子样本中识别弱外生变量的频率大幅增加，在21个组合中，价格相互内生的农产品组合减少为3组。本文认为导致这一差异的主要原因是<sup>①</sup>：短期子样本检验出的协整关系主要依赖于宏观经济对农产品市场的同质影响，而农产品在生产环节和消费环节对其它农产品价格变化做出的调整在短期样本内并不充分。在这种情况下，仅有市场化程度较高，而与其它农产品之间替代关系较弱的棉花、白糖和大豆价格才被少量地识别为弱外生。在长期子样本中，农产品生产调节和消费调节的次数更多，程度也更深，从而更有利于揭示农产品市场之间的联系。通过长期子样本识别的农产品价格传导过程与表4的分析结果基本一致。棉花、玉米和白糖仍然处于价格传导链中的基础地位，小麦和大豆处于中间环节，稻谷和猪肉处于末端环节。差异在于：玉米的基础地位进一步提高，对白糖也表现为弱外生；棉花的基础地位略有下降，对稻谷表现为相互内生。

表6 农产品价格传导中的弱外生变量

	玉米	稻谷	小麦	大豆	棉花	白糖	猪肉
玉米	—	相互内生	相互内生	相互内生	棉花	相互内生	相互内生
稻谷	玉米	—	相互内生	大豆	相互内生	白糖	相互内生
小麦	玉米	相互内生	—	大豆	相互内生	相互内生	相互内生

<sup>①</sup>另一个可能的原因是期货市场上短期的跨产品套期保值交易行为导致农产品之间的替代关系被干扰。

中国农产品中价格稳定的“锚”是什么？

大豆	玉米	大豆	小麦	—	棉花	相互内生	相互内生
棉花	棉花	相互内生	棉花	棉花	—	相互内生	棉花
白糖	玉米	白糖	相互内生	白糖	白糖	—	白糖
猪肉	玉米	稻谷	小麦	大豆	棉花	白糖	—

注：上三角内是基于短期子样本的分析结果，下三角内是基于长期子样本的分析结果。

综合上述分析，可以得到以下结论：第一，在农产品价格传导链中，猪肉处于末端环节。这一结论与许多经验研究的结论相吻合（例如，全世文等，2016），说明产业链上游产品的价格对下游产品的价格有单方向的传导作用。第二，稻谷处于略高于猪肉的末端环节。这很可能是因为国家一直对口粮作物实施最严格的市场干预政策，导致稻谷市场受宏观经济的影响较弱，而且稻谷作为主要口粮，其地位很难被其它农产品所替代。第三，小麦在价格传导链中的地位高于稻谷。一个可能的原因是小麦种植区域更为广泛，因此，小麦在生产环节与其它农作物之间的联系也更多；另一个可能的原因是小麦的用途较稻谷更为广泛，除了作为传统口粮以外，小麦还可以用来制作面包和优质饲料等，这导致小麦较稻谷更不容易被替代。第四，大豆在价格传导链中处于中间环节。这可能是因为中国大豆进口量高而国内大豆产量较低，导致大豆市场虽然与宏观经济的联系较强，但是，大豆在生产环节与其它农作物的联系非常少。

表 7 不同农产品价格在误差修正模型中被识别为内生与外生次数的统计

	相互独立		弱外生		内生		相互内生		协整 样本量	子样本 总量
	频数	频率 (%)	频数	频率 (%)	频数	频率 (%)	频数	频率 (%)		
玉米	170	10.94	796	51.22	491	31.60	97	6.24	1554	3960
稻谷	63	6.83	275	29.83	353	38.29	231	25.05	922	1836
小麦	131	8.85	478	32.28	644	43.48	228	15.40	1481	3960
大豆	150	9.74	499	32.40	729	47.34	162	10.52	1540	3960
棉花	90	11.24	482	60.17	162	20.22	67	8.36	801	3960
白糖	185	12.83	649	45.01	434	30.10	174	12.07	1442	3531
猪肉	47	3.78	271	21.78	637	51.21	289	23.23	1244	3171

进一步考虑在玉米、棉花和白糖中确定价格稳定的“锚”产品。这 3 种农产品的共同点在于：政府对其市场进行干预的程度都弱于小麦和稻谷，也即，其市场开放程度高于小麦和稻谷。相对较少的政府干预意味着 3 种农产品市场与宏观经济的联系会更加紧密，对外生经济因素的变化也会更加敏感。本文首先排除了棉花成为“锚”产品的可能性。如表 7 所示，虽然在协整子样本中，棉花价格被识别为弱外生的比例最高（60.17%），但是，在全部子样本中，棉花价格与其它农产品价格之间通过协整检验的概率最低，仅有 20%，而玉米和白糖则都在 40%左右。也就是说，在多数情况下，棉花价格与其它农产品价格之间并不存在协整关系。根据前文的分析，这说明棉花价格与其它农产品价格的联动在很大程度上仅来自于宏观经济因素的共同影响，而棉花作为非食用农产品，其种植区域、种植季节与其它农产品的重合度都不大，在消费环节上与其它农产品的关系更弱。

进而对比玉米和白糖的分析结果。首先，白糖被识别为弱外生的次数少于玉米，而且白糖价格

在长期相对于玉米价格是内生的（见表 6）。其次，从表 7 来看，白糖价格不仅在“弱外生”的统计频率上低于玉米价格，而且白糖价格在“相互内生”上的统计频率将近玉米的两倍。也就是说，在农产品价格的协整系统中，白糖价格比玉米价格更容易被识别为内生。如果不考虑猪肉样本，白糖价格与其它农产品价格通过协整检验的概率也低于玉米价格。综上判断，白糖价格被识别为弱外生的主要原因也是白糖市场受宏观经济因素的影响较大。白糖在消费环节上与其它农产品产生替代作用的程度可能略大于棉花；但是，考虑到中国主要糖料作物的种植区域有限，糖料作物与其它农作物在生产环节建立的联系不强。

相比之下，玉米至少具有 3 个方面的优势，使玉米更加符合“锚”产品的条件。第一，虽然玉米市场开放的程度低于棉花和白糖，但是，政府对玉米市场的干预程度弱于稻谷和小麦，这使玉米市场与宏观经济之间保持了必要的联系，玉米价格仍然可以较为敏感地捕获宏观经济变化的信息。例如，高帆与龚芳（2012）研究发现，国际玉米价格对中国玉米价格的影响程度显著高于国际大米和小麦价格对中国大米和小麦价格的影响程度。而且，由于玉米可以用作燃料乙醇原料，所以玉米价格显著地受国际原油价格的影响，且影响程度高于大豆，小麦价格和稻谷价格则不受原油价格影响（徐振宇等，2014）。第二，玉米品种多样，对种植条件的要求相对更低，导致玉米在中国的种植区域非常广泛，产量也最高；从 2012 年起，玉米已经超过稻谷，成为中国第一大粮食品种。这一方面意味着玉米市场与其它多种农产品的市场会通过生产环节对生产要素的竞争而产生联系，另一方面也意味着玉米市场整体上不容易受到其它农产品市场的冲击。第三，玉米的用途非常广泛，除了传统的粮食与饲料用途以外，玉米的工业加工用途发展迅速，玉米可以用于制糖、制油和发酵加工等。玉米加工产业链的广度和深度都大幅高于其它农产品。这意味着玉米市场与其它多种农产品的市场也存在消费环节的联系，玉米可以有效替代多种用途单一的农产品，同时，其它农产品则难以充分替代玉米的作用。

## 五、结论与启示

农产品价格稳定对中国整体的物价稳定发挥着重要作用。本文试图回答在中国主要农产品中是否存在特定的价格“锚”。首先，本文在现有研究的基础上构建了一个简单的分析框架，介绍了在误差修正模型中通过检验弱外生变量来识别“锚”产品的方法，并说明了在协整系统中，特定农产品价格被检验为弱外生变量的条件。其次，本文基于中国期货市场和畜牧总站的周度数据，在玉米、稻谷、小麦、大豆、棉花、白糖和猪肉 7 种主要农产品中，分别检验了所有两种农产品组合下的价格协整关系，进一步回归误差修正模型并检验了弱外生变量。然后，考虑到检验结果和回归结果对样本期的选择具有较强的敏感性，本文重点进行了稳健性分析，在全样本期内通过滚动窗口技术抽选了 12189 个子样本期，重复执行协整检验，并根据检验结果回归误差修正模型，据此探索是否存在一致且稳健的弱外生变量。

分析结果显示，在不超过 3 年的短期子样本中，大多数农产品的价格属于“相互内生”，仅有市场化程度较高的棉花、大豆和白糖，其价格被少量地识别为弱外生变量。但是，在不低于 4 年的长

期子样本中，弱外生变量被识别出来的概率大幅增加。也就是说，从长期来看，中国农产品之间的价格传导并不是一个系统性的内生过程，而是拥有一个梯次性的传导链条。在这个链条中，玉米、棉花和白糖处于基础地位，小麦和大豆处于中间环节，稻谷和猪肉处于末端环节。尤其是，玉米价格与其它农产品价格之间通过协整检验的概率更高，而且玉米价格对棉花以外的6种农产品价格都表现为稳健的弱外生。据此，本文认为玉米价格可以被视为中国农产品中的价格“锚”。

首先，玉米作为“锚”产品的地位意味着政府要加强对玉米市场的重视。玉米在中国的种植区域非常广泛，是中国第一大粮食品种；除了粮食与饲料用途以外，玉米的工业加工用途也非常广泛，其加工产业链的广度和深度都大幅高于其它农产品；并且玉米价格与原油价格的联系较其它农产品更加紧密。这些特征意味着玉米市场可以比较迅速地对宏观经济变化的信息做出反应，因此，玉米价格可以发挥农产品价格信号的作用。而且，玉米市场可以通过生产环节和消费环节对其它多种农产品市场产生直接或间接的影响；但是，其它农产品市场对玉米市场带来的影响则相对有限。因此，玉米价格的稳定是农产品价格稳定的基础，从长期来看，玉米价格的波动将会使其它多种农产品的价格产生连锁反应。

其次，政府也可以利用玉米作为“锚”产品的地位来制定基础性更强的价格调控政策。长期以来，在中国农产品的价格调控政策中，稻谷和小麦处于核心地位，分配在稻谷和小麦上的政策资源也最多。本文的研究结论意味着政府可以考虑通过对玉米市场进行干预从而间接地实现对稻谷和小麦市场的干预目标，这种策略可能会提高政策资源的使用效率。反过来讲，如果政府在对玉米市场制定干预政策时忽视了玉米作为“锚”产品的地位，长期来看，稻谷和小麦市场必然会受到波及，导致政府对稻谷和小麦市场的干预目标发生偏离，而进一步维持稻谷和小麦市场的原始干预目标又将耗费新的政策资源。

#### 参考文献

- 1.高帆、龚芳，2012：《国际粮食价格是如何影响中国粮食价格的》，《财贸经济》第11期。
- 2.侯成琪、龚六堂，2013：《食品价格、核心通货膨胀与货币政策目标》，《经济研究》第11期。
- 3.胡丽莎、何玉成、宋长鸣，2014：《我国小麦与玉米价格关联性研究——兼析小麦、玉米价格“倒挂”现象》，《价格理论与实践》第7期。
- 4.吕建兴、曾寅初，2016：《食品价格冲击与“二轮效应”：基于5种核心CPI的比较研究》，《财贸研究》第6期。
- 5.全世文、曾寅初、毛学峰，2016：《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》，《南开经济研究》第4期。
- 6.全世文、于晓华，2016：《中国农业政策体系及其国际竞争力》，《改革》第11期。
- 7.徐振宇、杨春香、刘国辉，2014：《国际油价波动对国内主要粮食价格的影响研究》，《价格理论与实践》第7期。
- 8.张成思，2009：《中国CPI通货膨胀率子成分动态传导机制研究》，《世界经济》第1期。
- 9.张文朗、罗得恩，2010：《中国食品价格上涨因素及其对总体通货膨胀的影响》，《金融研究》第4期。

- 10.钟超、祁春节, 2017:《玉米价格波动与小麦、稻谷、大豆价格波动的相关性研究》,《价格理论与实践》第2期。
- 11.Blay, J. K., Maiadua, S. U. and Sadiq, M. S., 2015, “Horizontal Market Integration and Price Transmission between Maize, Sorghum and Millet in Dawanau Market, Kano State, Nigeria: Evidence from Non-linear Vector Error Correction Model”, *Global Journal of Agricultural Economics*, 3 (10): 330-337.
- 12.Byrne, J., P., Fazio, G. and Fiess N., 2013, “Primary Commodity Prices: Co-Movements, Common Factors and Fundamentals”, *Journal of Development Economics*, 101: 16-26.
- 13.Cashin, P., McDermott, C. J. and ScottA., 2002, “Booms and Slumps in World Commodity Prices”, *Journal of Development Economics*, 69 (1): 277-296.
- 14.Chen, S., Jackson, J. D., Kim, H. and Resiandini, P., 2014, “What Drives Commodity Prices?”, *American Journal of Agricultural Economics*, 96 (5): 1455-1468.
- 15.Enders, W., 2014, “Applied Econometric Time Series”, Danvers, John Wiley and Sons, Inc.
- 16.Esposti, R. and Listorti, G., 2013, “Agricultural Price Transmission across Space and Commodities during Price Bubbles”, *Agricultural Economics*, 44 (1): 125-139.
- 17.Fernandez, V., 2015, “Commodity Price Excess Comovement from a Historical Perspective: 1900–2010”, *Energy Economics*, 49: 698-710.
- 18.Gregory, A., W. and Hansen, B. E., 1996, “Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts”, *Journal of Econometrics*, 70 (1): 99-126.
- 19.Gregory, A., W. and Hansen, B. E., 1996, “Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58 (3): 555-560.
- 20.Groen, J. J. J. and Pesenti, P. A., 2010, “Commodity Prices, Commodity Currencies, and Global Economic Developments”, CEPR Discussion Paper No. DP7689.
- 21.Hassler, U. and Wolters, J., 2006, “Autoregressive Distributed Lag Models and Cointegration. Modern Econometric Analysis: Surveys on Recent Developments”, *Advances in Statistical Analysis*, 90(1):59-74.
- 22.Lescaroux, F., 2009, “On the Excess Co-movement of Commodity Prices: A Note about the Role of Fundamental Factors in Short-run Dynamics”, *Energy Policy*, 37 (10): 3906-3913.
- 23.Listorti, G. and Esposti, R., 2012, “Horizontal Price Transmission in Agricultural Markets: Fundamental Concepts and Open Empirical Issues”, *Bio-based and Applied Economics*, 1(1): 81-96.
- 24.MacKinnon, J., G., 2010, “Critical Values for Cointegration Tests”, Queen's Economics Department Working Paper No. 1227.
- 25.Moench, E. and Ng, S., and PotterS., 2013, “Dynamic Hierarchical Factor Models”, *The Review of Economics and Statistics*, 95 (5): 1811-1817.
- 26.Pindyck, R., S. and Rotemberg, J. J., 1990, “The Excess Co-Movement of Commodity Prices”, *The Economic Journal*, 100 (403): 1173-1189.

27.Saadi, H., 2011, Price Co-movements in International Markets and Their Impacts on Price Dynamics. Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility, in I., Piot-Lepetit and R. M'Barek. Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility, New York, NY, Springer New York: 149-163.

28.Vansteenkiste, I., 2009, “How Important are Common Factors in Driving Non-fuel Commodity Prices? A Dynamic Factor Analysis”, European Central Bank Working Paper No. 1072.

29.West, K. D. and Wong, K., 2014, “A Factor Model for Co-movements of Commodity Prices”, *Journal of International Money and Finance*, 42: 289-309.

30.Yin, L. and Han, L., 2015, “Co-movements in Commodity Prices: Global, Sectoral and Commodity-specific Factors”, *Economics Letters*, 126: 96-100.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国社会科学院农村发展研究所;

<sup>2</sup> 中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑: 云 音)

## What is the “Anchor” of China’s Agricultural Price Stabilization?

Quan Shiwen Mao Xuefeng ZengYinchu

**Abstract:** This article uses a co-integration test and an error correction model to analyze the long-term price equilibrium and price transmission among China’s seven main agricultural products, namely maize, rice, wheat, soybean, cotton, sugar and pork. Taking into account the sensitivity of the single regression results to the sample period, this study uses a rolling window technique to select a wide range of sub-samples in the full sample period, repeats the co-integration test and uses the error correction model in each sub-sample for test. The results show that, in the long run, maize, cotton and sugar are in the basic position of price transmission chain, wheat and soybean being in the intermediate link, and rice and pork being in the terminal link. Among them, the number of times passing co-integration tests between the maize price and other product prices is the largest, and maize price is most frequently identified as weak exogenous in the co-integration system. The study identifies maize as the “anchor” product in the price stability of China’s agricultural products, since the planting area of maize is wide, the production of maize is high, the depth and breadth of the maize industrial chain is much greater than that of other agricultural products, and maize price is closely linked with crude oil price. The government should attach more importance to the maize market, and make full use of the market position of maize as “anchor” product when formulating price intervention policies for agricultural products.

**Key Words:** Agricultural Price; Price Stabilization; Price Transmission; Price Co-movement; Maize