

吴翔 张小宇

# 国际油价波动对我国农产品价格的影响

## ——基于非线性 LSTAR 模型的实证分析

**内容提要:**为了探究国际油价波动对我国农产品批发价格的影响及作用机制,本文收集金融危机前后的数据,利用非线性 LSTAR 模型分析了国际油价变动对我国农产品批发价格的影响。实证结果表明,在非线性 LSTAR 模型中,无论是线性部分还是非线性部分,国际油价变动对我国农产品批发价格均有显著影响。当国际油价变动上涨幅度超过 12.58% 时,国际油价变动对我国农产品批发价格的影响具有明显的门限自回归效应。据此结论,本文提出相关政策建议。

**关键词:**国际油价变动 国内农产品批发价格 LSTAR 模型

近年来,国际油价与国际农产品价格波动趋势呈现出一致性特征。从 2006 年初到 2008 年中期,大豆、玉米和小麦等主要农产品价格飙升,达到历史价格新高。同期原油价格从 62 美元/桶上升到 145 美元/桶的历史新高。2008 年 12 月份,原油价格下降到 30 美元/桶,世界主要粮食价格也随之下落。到了 2011 年 4 月中旬,原油价格稳步上升到 124 美元/桶,粮食价格又重新回到 2008 年的水平。我国农产品价格走势也经历与国际农产品价格走势类似的过程:我国农产品批发价格指数从 2006 年开始显著上升,并在 2007 年 8 月至 2008 年 4 月之间高位震荡,之后大幅跳水,2009 年 2 月达到谷底。从 2009 年 4 月起,农产品价格指数又开始上升直到 2011 年 3 月达到峰值。国际油价与国内外农产品价格在一定时期内所具有的共同变动趋势,使人们思考这两者之间是否存在某种影响与传导机制。

### 一、国际油价对我国农产品价格影响的传导机制

稳定农产品价格是关系到我国经济发展和社会秩序稳定的重大问题。农产品价格的稳定不仅对我国总体物价水平的稳定有重要意义,且对农业生产和农村发展意义重大。近年来,随着我国农产品的市场化和农产品贸易国际化程度的加深,以国际原油价格波动为代表的外部冲击对我国农产品市场的影响逐渐显著。

近几年的研究认为国际油价对我国农产品价格产生影响。对此观点的解释建立在两种依据上。第一种依据认为,农业产业是能源密集型行业,油价的攀升直接导致了农产品生产成本的上升。其影响程度取决于油价在农业生产成本中的相对比重以及农产品市场中油价成本转嫁到农产品交易价格上的能力;第二种依据认为,自 2006 年开始的国际油价的飙升导致了生物燃料需求的扩大,使得国际市场上对玉米和大豆等能源作物需求上升,进而导致了国际粮食价格的上升。国际农产品又通过国际贸易以及国际农产品期货等渠道间接地对我国农产品价格产生影响。那么国际油价波动是如何影响到国内农产品价格的呢?

本文认为对我国农产品价格产生影响的传导路径主要有两条:一条是直接传导路径。考虑到我国对外较高的石油依

度和当前的石油定价机制,国际油价波动会直接影响到国内油价。国内油价的上升会导致柴油和化肥等农业生产成本的增加,进而导致国内农产品价格的上升。另一条是间接传导途径。由于欧美等国家迫于环境的压力加大了对生物质能源的加工与转化,国际油价的上升引致了对生物乙醇燃料需求的增长,导致了全球农产品价格的普遍上涨。国际农产品价格的波动通过国际农产品贸易和国际农产品期货市场间接地影响到我国农产品价格。同时在国内农产品市场上,

国内农产品价格还受到由于外部冲击所导致的国内货币政策和通货膨胀率等中间因素的影响,使得间接传导途径更加复杂。根据目前的研究结果,国际油价波动对国内农产品价格的直接影响并不显著,而主要通过国内通货膨胀、货币发行量和国际农产品价格间接作用到我国农产品价格上,使得我国农产品批发价格指数出现波动。

### 二、实证分析

#### (一) 数据来源及处理

考虑到 2008 年 7 月前后国际油价的大幅度波动和同年美国次贷危机的爆发对经济所带来的影响以及美国 2005 年通过的能源法案对能源农作物价格的影响,本文的样本区间定为 2005 年 1 月到 2013 年 2 月,共计 97 组数据。以布伦特月度原油价格代表国际油价,数据来源于美国能源署官方网站。我国月度消费者价格指数与货币月度发行量 M2 增速的数据来源于中经网数据库。月度农产品批发价格指数的数据来源于中国人民银行官方网站。为了便于建模与比较,以上数据均换算成与上一年同比的月度变动率数据,并用 AGP 代表中国农产品价格指数同比月度变动率, OILP 代表布伦特石油价格月度同比变动率, CPI 代表消费者价格指数月度同比变动率, M2 代表货币发行量月度同比增长率。

#### (二) 模型构建

为了更加准确地描述国际油价波动与我国农产品批发价格之间的内在联系,本文在对国际油价与农产品价格进行非线性检验时,发现国际油价对农产品价格的影响存在显著的非线性特征,此时利用线性模型不能准确刻画两者之间的内在关系,因此本文构造平滑转换非线性模型分析二者之间的关系。平滑转换自回归模型(STAR)是实证研究中较为常用的一种。STAR 模型有两种,一种是逻辑 STAR 模型,即 LSTAR 模型;一种是指数 STAR 模型,即 ESTAR 模型。具体采用哪个模型能够较好地模拟经济变量需要进行检验,而不是先验确定。

#### (三) 实证检验

1. 单位根检验。鉴于非线性 STAR 模型的估计适用于平稳的时间序列数据,我们利用 EViews7.2 软件,采用 ADF 单位根检验方法对上述四个变量的时间序列进行检验。单位根检验结果如表 1 所示,检验结果表明 AGP、OILP、CPI、M2 均为平稳

变量。

表1 变量的单位根检验结果

变量名称	检验形式(C, T, L)	ADF 检验统计量	显著性水平(临界值)	结论
AGP	(C, 0, 11)	-2.8154	10% (-2.5833)	平稳
OILP	(C, 0, 11)	-2.8801	10% (-2.5830)	平稳
CPI	(C, 0, 11)	-2.9780	5% (-2.8925)	平稳
M2	(C, 0, 11)	-2.7172	10% (-2.5833)	平稳

2. 线性检验。分别选取变量 OILP 的一至四阶滞后项作为转移变量，并计算了平滑迁移回归模型新型检验的 LM<sub>3</sub> 统计量，该检验统计量是对平滑迁移回归模型进行线性检验时，对逻辑转移函数进行三阶泰勒近似后，构造的拉格朗日乘子检验统计量，表 2 给出了不同转移变量的 LM<sub>3</sub> 统计量所对应的 P 值。由表 2 可知，在 1% 的显著水平下，所取变量的滞后项均拒绝线性假设，最小 P 值所对应的滞后阶数为 1 阶，故取 OILP(-1) 为转移变量。

表2 转移函数的设定检验结果

变量	OILP(-1)	OILP(-2)	OILP(-3)	OILP(-4)
p 值	8.04E-05	0.000545	0.000957	0.0118

3. 转移函数的设定检验。利用 OILP(-1) 为转移变量，按照 Granger 与 Teräsvirta (1993) 的转移函数设定检验程序，分别计算了 H<sub>01</sub>、H<sub>02</sub> 和 H<sub>03</sub> 检验统计量，对应的显著性概率见表 3，从表 3 的检验结果可以看出，H<sub>03</sub> 检验统计量对应显著性概率 P 值最小。因此我们选择逻辑函数作为本文平滑迁移回归模型的转移函数。

表3 STAR 模型的选择

变量	H <sub>01</sub>	H <sub>02</sub>	H <sub>03</sub>
p 值	1.58E-05	0.0313	0.586

4. 在选择 LSTAR 模型的基础上，我们使用非线性最小二乘法对 LSTAR 模型进行估计。得到模型的最终结果如表 4 所示。

根据表 4 的估计结果，LSTAR 模型具体表达形式如下式 1 所示：

表4 LSTAR 模型的估计结果

变量	估计值	标准差	t 统计量
CONST	-4.2116	1.8728	-2.2487
OILP(-1)	0.0380	0.0133	2.8404
CPI	0.6971	0.3355	2.0617
M2	0.2306	0.0761	3.0307
AGP(-1)	0.7362	0.0807	9.1154
CONST	-8.0825	1.6754	-4.8240
OILP(-1)	-0.0442	0.0127	-3.4536
CPI	0.3987	0.1850	2.1541
M2	0.5088	0.0943	5.3959
AGP(-1)	0.9230	0.0561	16.4291
γ	420.7380		
C	12.5801		
SSR	228.9947		
R <sup>2</sup>	0.9717		

$$AGP_t = \begin{bmatrix} -4.2116 + 0.0380 OILP_{t-1} + 0.6971 CPI_t \\ + 0.2306 M2_t + 0.7362 AGP_{t-1} \end{bmatrix} + F(s; \gamma, c) \begin{bmatrix} -8.0825 - 0.0442 OILP_t + 0.3987 CPI_t \\ + 0.5088 M2_t + 0.9230 AGP_{t-1} \end{bmatrix}$$

其中， $F(s; \gamma, c) = \{1 + \exp[-\lambda(s - c)]\}^{-1} = \{1 + \exp[-420.738 \times (OILP_t - 12.5801)]\}^{-1}$ 。

对表 4 模型估计结果解释如下：在 LSTAR 模型的线性部分，滞后一期的国际油价变动对国内农产品价格变动的影响为正数且 t 统计量显著，说明油价的变动对农产品价格的冲击是正向的。消费者价格指数与货币发行量的增长对农产品价格的变动均产生显著的正向影响，CPI 系数为 0.6971 大于 M2 的 0.2306，说明在线性部分，消费者价格指数的变动对农产品价格影响更大一些。模型中转换参数 γ 的估计值非常大，这说明，国际油价波动对国内农产品价格的影响作用在两个不同区间之间转换的速度非常快。当国际油价上升的幅度同

大于 12.58% 时，模型由线性模型快速向非线性模型转换，其模型的形式接近于门限自回归模型。在模型的非线性部分，OILP 前面的系数小于零且显著，说明当油价波动超过 12.58% 时，其对农产品价格指数的影响是负向的。

### 三、主要结论及建议

本文是在利用非线性 LSTAR 模型估计的基础上，利用全球金融危机前后的月度数据，分析国际油价波动对我国农产品价格的影响。主要结论如下：

1. 利用非线性 LSTAR 模型进行模拟的结果，说明国际油价波动和国内农产品价格之间长期处于线性与非线性转换过程中。当国际油价的同比上涨幅度小于 12.58% 时，两者之间表现为线性因果关系；而当油价的上涨幅度大于 12.58% 时，两者之间表现较强的非线性关系。模型中转换参数的估计值很大说明两者之间的非线性因果关系具有典型的门限自回归效应。

2. 在所估计的线性模型和非线性 LSTAR 模型中，消费者价格指数和我国月度货币发行量增速对农产品价格变动的解释能力不仅显著，且均远大于国际油价波动的解释能力。这不仅说明以国际油价波动为代表的外部冲击主要是通过间接传导途径对国内农产品价格产生影响，同时也说明当国际油价上涨幅度较大时，当期的货币政策对农产品价格指数影响更大。这表明我国对农产品价格波动的调控要在注重货币政策和消费者价格指数的基础上进行相机抉择。

3. 在式 (1) 中与线性部分不同的是，非线性部分 M2 增速系数要大于 CPI 系数。其原因在于当国际油价上涨幅度较大时，由于油价具有波动聚类特征，油价的大幅度上涨在某个时间段具有持续性，其持续上涨所带来的外部冲击迫使央行实时调整货币政策，以应对外来冲击所导致的通货膨胀。

基于上述结论，本文可引申出相关的政策建议和措施。首先，随着农产品贸易的全球化，我国农产品价格受多种外来因素影响，鉴于目前我国农产品市场的不完善性，在应对我国农产品市场外来冲击影响时，政府对农产品市场及时的调控与管制是必要的。其次，尽管与消费者价格指数和货币政策相比，农产品价格对国际油价变动的敏感度并不高，但是长期看油价上涨对农产品价格的推动作用不容忽视。因此，在落实农资综合补贴方面，应建立完善的动态调整机制，降低由于油价上涨带来的种植成本提高，确保农产品价格稳定。最后，鉴于国际油价波动对我国农产品价格的影响主要是通过间接传导途径产生作用，因此应该对反映和影响国内农产品价格走势的各种指标及时监控并采取相关措施。

#### 参考文献：

[1] 胡冰川. 消费者价格指数、农产品价格与货币政策[J]. 中国农村经济, 2010(12).  
 [2] 顾国达、方晨靓. 产品价格波动的国内传导路径及其非对称性研究[J]. 农业技术经济, 2011(3).  
 [3] 龚芳、高帆. 中国粮食价格波动趋势及内在机理：基于双重价格的比较优势[J]. 经济学家, 2012(2).  
 [4] 陈宇峰、薛萧繁、徐振宇. 国际油价波动对国内农产品价格的冲击传导机制：基于 LSTAR 模型[J]. 中国农村经济, 2012(9).

(作者单位：吴翔，东北电力大学经济管理学院；张小宇，吉林农业大学农学部)