

国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应 ——基于正则化贝叶斯估计的TVECM模型

李玉双, 杨培强

(嘉兴学院商学院, 浙江 嘉兴 314001)

摘 要: 本文采用正则化贝叶斯估计的TVECM模型, 分析国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应。研究结果显示, 对大米和玉米价格而言, 在其上、下区制, 国际玉米价格对国内玉米价格的传递效应显著, 国际大米价格对国内大米价格的传递效应并不显著; 对小麦和大豆价格而言, 在其下区制, 国际小麦和大豆价格对国内价格的传递效应并不显著, 而在其上区制, 国际小麦和大豆价格对国内价格的传递效应显著。在TVECM模型的中区制, 部分国内农产品价格的调整系数显著, 意味着国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应除通过贸易渠道外, 信息渠道也起着重要作用。

关键词: 农产品价格; 正则化贝叶斯估计; TVECM模型; 中美贸易战

中图分类号: F752

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2019)11-0012-08

一、引 言

党的十九大报告提出, “确保国家粮食安全, 把中国人的饭碗牢牢端在自己手中”。自中美贸易战爆发以来, 国际农产品价格波动加剧, 我国农产品贸易政策的不确定性也逐渐凸显, 而农产品价格波动直接影响粮食的供给、关系国家粮食安全, 也是通货膨胀的重要诱因。因此, 研究国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应具有十分重要的现实意义。

关于国内外农产品价格关联性的研究, 学术界起步较晚。王赋等(1993)采用描述性分析方法, 探讨“复关”后国际大米和小麦价格分别对国内大米和小麦价格可能产生的影响^[1]。随后, 国内诸多学者在传统的线性计量框架下研究国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应, 得到的结论不尽一致。高帆和龚芳(2012)、王少芬和赵昕东(2012)研究发现国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应是显著的^{[2][3]}。潘苏和熊启泉(2011)、王孝松和谢申祥(2012)、李光泗等(2015)则不完全认同这一观点^{[4][5][6]}。例如, 潘苏和熊启泉(2011)认为国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应并不显著^[4]。随着非线性计量模型的快速发展和普遍应用, 国内部分学者在非线性计量框架下研究国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应^{[7][8][9][10][11]}。此外, 国外部分学者关注国际农产品价格与我国农产品价格之间的关系, 得到的结论也不一致。Cao等(2013)探讨国

收稿日期: 2019-01-16

基金项目: 国家社会科学基金青年项目(15CJY065)

作者简介: 李玉双(1982-), 男, 河南潢川人, 嘉兴学院商学院副教授, 博士; 杨培强(1970-), 男, 湖南宁乡人, 嘉兴学院商学院副教授, 通讯作者。

际农产品价格对我国农产品价格的传递效应,发现国际大豆、玉米和大米价格分别对国内的大豆、玉米和大米价格产生显著的影响^[12]。Arnade 等(2017)研究 10 种国际农产品价格对我国农产品价格的传递效应,发现 10 种农产品中国际小麦、大米和牛肉价格对国内价格的传递效应并不显著^[13]。Li and Hayes(2017)分析国际大豆期货价格对国内大豆期货价格的传递效应,结果显示国际大豆期货价格对国内价格的传递效应并不稳健^[14]。在探究地区间的价格传递效应时,传统的线性计量模型存在一个明显的缺陷,即忽视交易成本对价格传递效应的影响。一价定律理论认为,由于交易成本的存在,对同种商品而言,不同地区间的价格传递与其价差有关,只有两地的价差大于交易成本时^①,才触发厂商的套利行为并产生价格传递;如果价差小于其交易成本,则不发生套利行为和价格传递。因此,非线性计量框架下的 TVECM 模型是学者研究价格传递效应时经常采用的方法。Goodwin and Piggott(2001)研究美国北卡罗来纳州不同市场间粮食价格的传递效应^[15],Meyer(2004)研究欧洲市场猪肉价格的传递效应^[16],Chen and Lee(2008)研究中国台湾地区生猪批发价格的传递效应^[17],肖小勇和章胜勇(2014)研究国内外农产品价格之间的传递效应^[7],Kifle(2015)研究埃塞俄比亚国内粮食价格的传递效应^[18],Li and Hayes(2017)研究国际大豆期货价格对国内大豆期货价格的传递效应^[14],这些研究采用的方法均是 TVECM 模型。

关于 TVECM 模型的估计,学者们常采用 Hansen and Seo(2002)的轮廓似然估计法^[19],但 Greb 等(2013)认为轮廓似然估计法存在诸多缺点^[20]。第一,轮廓似然估计得到的结果依赖于一个主观设定的修边参数,修边参数设定不同,其估计结果往往出现不同程度的差异。而对修边参数的设定,学术界并没有统一的标准。第二,修边参数的设定可能将真实门限值排除在估计范围之外,从而使估计结果有偏。在轮廓似然估计中,设定修边参数的目的是确保每个区制内具有一定的样本量,为每个区制内的参数估计提供足够的自由度,因而导致门限值的搜索范围不在整个门限参数空间内,仅局限于整个门限参数空间的某一部分。第三,某一区制内样本量较少或区制间参数差异较小时,估计结果易出现有偏且方差很大。针对这些问题,Greb 等(2013)提出一个正则化贝叶斯估计的 TVECM 模型,用于估计地区间农产品价格的传递效应^[20]。正则化贝叶斯估计无需设置修边参数,且某一区制内样本量较少或区制间参数差异较小时,也能提供有效的估计结果。

回顾相关文献发现,采用 TVECM 模型研究国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应是一个合理的选择,传统的轮廓似然估计法通常导致 TVECM 模型估计结果有偏。本文的研究价值在于:采用最新发展的非线性时间序列模型——正则化贝叶斯估计的 TVECM 模型,更准确地估计国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应,为掌握国内农产品价格运行规律、应对中美贸易摩擦提供一个更加合理和科学的经验分析。

二、模型设定与方法介绍

(一)模型设定

根据一价定律理论,三区制的 TVECM 模型是研究地区间农产品价格传递的常用分析工具。三区制 TVECM 模型设定如下:

① 此处,交易成本是一个广义的交易成本概念,包括运输成本。

$$\Delta p_t = \begin{cases} \rho_1 \gamma' p_{t-1} + \theta_1 + \sum_{m=1}^M \Gamma_{1m} \Delta p_{t-m} + \varepsilon_t & (\gamma' p_{t-1} \leq \varphi_1) \\ \rho_2 \gamma' p_{t-1} + \theta_2 + \sum_{m=1}^M \Gamma_{2m} \Delta p_{t-m} + \varepsilon_t & (\varphi_1 < \gamma' p_{t-1} \leq \varphi_2) \\ \rho_3 \gamma' p_{t-1} + \theta_3 + \sum_{m=1}^M \Gamma_{3m} \Delta p_{t-m} + \varepsilon_t & (\varphi_2 < \gamma' p_{t-1}) \end{cases} \quad (1)$$

其中, p_t 为国内外农产品价格, 是一个二维的时间序列向量 $p_t = (p_{h,t}, p_{f,t})'$ 。其中, $p_{h,t}$ 为国内农产品价格, $p_{f,t}$ 为国际农产品价格。 Δp_t 为一阶差分后的国内外农产品价格向量且 $\Delta p_t = (\Delta p_{h,t}, \Delta p_{f,t})'$, M 是滞后阶数, $\gamma' p_{t-1}$ 是误差修正项, ε_t 为残差项, θ_k 为常数项, ρ_k 为误差修正项的系数向量, Γ_{km} 为对应变量的系数矩阵 ($k = 1, 2, 3; m = 1, \dots, M$)。 φ_1 和 φ_2 是门限值, 取值范围为 $\min(\gamma' p_{t-1}) < \varphi_1 < \varphi_2 < \max(\gamma' p_{t-1})$ 。 $\gamma' p_{t-1} \leq \varphi_1$ 为下区制, $\varphi_1 < \gamma' p_{t-1} \leq \varphi_2$ 为中区制, $\varphi_2 < \gamma' p_{t-1}$ 为上区制。误差修正项的系数向量 $\rho_k = (\rho_{kh}, \rho_{kf})'$ 是本文关注的主要对象, 也被称作调整系数, 它描绘国内外农产品价格向长期均衡状态调整的速度, 也衡量国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应。 ρ_3 , ρ_2 和 ρ_1 分别对应国内外农产品价格处于上、中和下区制时的调整速度。根据协整理论, 系数 ρ_{1h} , ρ_{2h} 和 ρ_{3h} 应处于 $[-1, 0]$, 系数 ρ_{1f} , ρ_{2f} 和 ρ_{3f} 应处于 $[0, 1]$ 。因此, 国内外农产品价格变动偏离均衡状态时, 就产生负向反馈机制并进行修正, 重新达到新的均衡状态。如果再考虑一价定律理论, 系数 ρ_{2h} 和 ρ_{2f} 应接近于 0, 即处于中区制时, 不发生价格调整。门限值可在一定程度上衡量地区间的交易成本, 绝对值 $|\varphi_2 - \varphi_1|$ 越大, 说明市场间的交易成本越大, 即市场间的整合程度越低。

(二) 方法介绍

为清楚描述正则化贝叶斯估计的原理, 这里以矩阵形式来表示式(1)。式(1)可写成以下形式:

$$\Delta p_i = \text{diag}\{I(\gamma' p \leq \varphi_1)\} X \beta_{i,1} + \text{diag}\{I(\varphi_1 < \gamma' p \leq \varphi_2)\} X \beta_{i,2} + \text{diag}\{I(\gamma' p > \varphi_2)\} X \beta_{i,3} + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, $i (i = h, f)$ 为国际或国内农产品, $I(\cdot)$ 是指示函数, X 是 $n \times d$ 矩阵, n 为样本数, d 为 $2M + 2$, $x'_i = (\gamma' p_{t-1}, 1, \Delta p'_{t-1}, \dots, \Delta p'_{t-M})$ 为矩阵 X 的行向量, $\beta_{i,k}$ 为矩阵 $(\rho_k, \theta_k, \Gamma_{k1}, \dots, \Gamma_{kM})'$ 的第 i 列。令 X_1 , X_2 和 X_3 分别为 $X_1 = \text{diag}\{I(\gamma' p \leq \varphi_1)\} X$, $X_2 = \text{diag}\{I(\varphi_1 < \gamma' p \leq \varphi_2)\} X$ 和 $X_3 = \text{diag}\{I(\gamma' p > \varphi_2)\} X$ 。此时, 式(2)可表示为:

$$\begin{cases} \Delta p_h = X_1 \beta_{h,1} + X_2 \beta_{h,2} + X_3 \beta_{h,3} + \varepsilon_h \\ \Delta p_f = X_1 \beta_{f,1} + X_2 \beta_{f,2} + X_3 \beta_{f,3} + \varepsilon_f \end{cases} \quad (3)$$

式(3)的第一个方程为国内农产品价格方程, 第二个方程为国际农产品价格方程。式(3)采用矩阵表示为:

$$\Delta p = \begin{pmatrix} \Delta p_h \\ \Delta p_f \end{pmatrix} = (I_2 \otimes X_1) \beta_1 + (I_2 \otimes X_2) \beta_2 + (I_2 \otimes X_3) \beta_3 + \varepsilon \quad (4)$$

其中, I_2 是单位矩阵, $\beta'_k = (\beta'_{h,k}, \beta'_{f,k})$ 。正则化贝叶斯估计在传统贝叶斯估计的基础上引入正则化处理, 降低模型的复杂度, 防止过度拟合, 提高整个模型的估计效率。尤其是区制内样本量较少或区制间参数差异较小时, 正则化贝叶斯估计明显优于普通的估计。引入正则化还可将后验概率密度函数很好地定义在整个门限参数空间上, 无需设定修边参数, 从而不会将真实门限值排除在估计范围之外。

由于 $X = X_1 + X_2 + X_3$, 所以式(4)可变形为:

$$\begin{aligned} \Delta p &= (I_2 \otimes X_1) (\beta_1 - \beta_2) + (I_2 \otimes X) \beta_2 + (I_2 \otimes X_3) (\beta_3 - \beta_2) + \varepsilon \\ &= (I_2 \otimes X_1) \delta_1 + (I_2 \otimes X) \beta_2 + (I_2 \otimes X_3) \delta_3 + \varepsilon \end{aligned} \quad (5)$$

其中,设定 δ_1 和 δ_3 均服从一个先验下的正态分布。这里, δ_1 和 δ_3 的设定是正则化贝叶斯估计的关键。从式(5)可推导一个对数后验概率密度函数,该函数不依赖于估计量 $\hat{\beta}_k$,因而无需每个区制具有足够的样本量才能用于估计 $\hat{\beta}_k$ 。因此,此时的后验概率密度函数定义在整个门限参数空间上,即 $\varphi = \{(\varphi_1, \varphi_2) | \min(\gamma'p_{t-1}) < \varphi_1 < \varphi_2 < \max(\gamma'p_{t-1})\}$ 。在轮廓似然估计的框架下,TVECM模型的对数似然函数的计算依赖于估计量 $\hat{\beta}_k$ 。由于 $\hat{\beta}_k$ 的获取需一定的样本量,因此需设定一个修边参数来排除部分门限值,以保证每个区制拥有足够的样本量。

为清晰展示正则化贝叶斯估计的优势,Greb等(2013)做了一个蒙特卡罗模拟实验,结果显示正则化贝叶斯估计的门限值比较接近真实的门限值,且估计值的标准误也较小,而轮廓似然估计的门限值与真实的门限值相差较大,其估计值的标准误也较大^[20]。因此,采用正则化贝叶斯估计的TVECM模型来探讨国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应,其估计结果将更加可靠。

三、实证研究结果及分析

(一) 样本数据与单位根检验

本文选取大米、小麦、玉米和大豆等农产品价格作为主要分析对象。其中,以国内集贸市场粳米价格作为国内大米价格(r_h)的代表,泰国曼谷5%破碎率大米价格作为国际大米价格(r_f)的代表,国内集贸市场小麦价格作为国内小麦价格(w_h)的代表,美国2号硬红冬小麦价格作为国际小麦价格(w_f)的代表,国内集贸市场玉米价格作为国内玉米价格(m_h)的代表,美国2号黄玉米价格作为国际玉米价格(m_f)的代表,国内集贸市场大豆价格作为国内大豆价格(s_h)的代表,美国1号黄豆价格作为国际大豆价格(s_f)的代表。另外,依据人民币汇率,将国内农产品价格的单位统一折算成美元/吨。为减少估计过程中的异方差问题,国内外农产品价格均进行对数化处理。国际农产品价格的原始数据来源于联合国粮农组织统计数据库,国内农产品价格的原始数据来源于《中国统计月报》和《中国农产品价格调查年鉴》,人民币汇率来源于中国人民银行网站。

ADF检验结果和PP检验结果显示, r_h 、 w_h 、 m_h 、 s_h 、 r_f 、 w_f 、 m_f 和 s_f 等时间序列在10%的水平上并不显著,而经过一阶差分后,它们在1%的水平上都显著^①,说明国内外农产品价格都是一阶单整序列,符合TVECM模型的要求。

(二) 门限检验与估计

在国际农产品价格对国内农产品价格传递效应的研究中,多数学者将计量模型的滞后期设置为2^{[2][4][7][8]},借鉴这一做法,本文的TVECM模型的滞后期也设定为2。表1汇报了协整检验、门限检验和门限值的估计结果。E-G两步法协整检验结果显示,大米、小麦、玉米和大豆等国际农产品价格与国内农产品价格之间存在显著的协整关系。sup-Wald门限检验结果显示,国际农产品价格与国内农产品价格之间存在显著的门限效应。因此,采用TVECM模型来研究国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应是合适的。门限值的估计结果显示,采用轮廓似然估计得到的门限值得差的绝对值 $|\varphi_2 - \varphi_1|$ 均小于正则化贝叶斯估计。以修边参数等于0.10为例,采用轮廓似然估计方法,大米、小麦、玉米和大豆的TVECM模型的门限值得差的绝对值 $|\varphi_2 - \varphi_1|$ 分别为0.284、0.541、0.108和0.06,而采用正则化贝叶斯估计得到的绝对值分别为0.632、1.106、0.510和0.509,意味着采用轮廓似然估计得到的结果高估国际农产品市场与国内农产品市场之间的整合程度。其原因主要在

① 限于篇幅,ADF检验和PP检验的结果已略去,作者备案。

于：采用轮廓似然估计需确保每个区制具有足够的样本量，故需修边门限变量，剔除两端的一些数值，从而导致绝对值 $|\varphi_2 - \varphi_1|$ 较小，高估市场间的整合程度。另外，从表 1 还可发现，采用轮廓似然估计得到的门限值并不稳健，其结果随着修边参数的调整而发生变化。

表 1 协整检验、门限检验和门限值的估计结果

类 别	大米	小麦	玉米	大豆
协整检验	-1.971 **	-1.765 *	-2.460 **	-2.618 ***
门限检验	14.601 ***	19.269 ***	24.349 ***	19.707 ***
rB: $\varphi_1; \varphi_2$	-0.501; 0.131	-0.840; 0.266	-0.224; 0.286	-0.309; 0.200
pL(0.05): $\varphi_1; \varphi_2$	-0.530; 0.013	-0.488; -0.286	-0.293; 0.019	-0.024; 0.036
pL(0.10): $\varphi_1; \varphi_2$	-0.271; 0.013	-0.312; 0.229	-0.293; -0.185	-0.024; 0.036
pL(0.15): $\varphi_1; \varphi_2$	-0.144; 0.037	0.033; 0.229	-0.233; 0.019	-0.092; 0.046

注：rB 代表正则化贝叶斯估计，pL(·) 代表轮廓似然估计；括号内为修边参数；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。下表同此。

(三) 调整系数估计与结果分析

当国内外农产品价格偏离长期均衡关系时，调整系数能描绘它们向长期均衡状态调整的速度，这是本文关注的主要对象。表 2 汇报了 TVECM 模型调整系数的估计结果。

比较轮廓似然估计与正则化贝叶斯估计的结果，我们可以发现：

第一，轮廓似然估计的结果不稳健，当修边参数变化时，其结果基本上都发生变化。例如，在大米价格的 TVECM 模型的中区制、修边参数为 0.05 时，国内与国际大米价格方程的调整系数均不显著，而当修边参数为 0.15 时，系数均变为显著。在小麦价格的 TVECM 模型的下区制、修边参数为 0.1 时，国内小麦价格方程的调整系数不显著，国际小麦价格方程的调整系数显著，而当修边参数为 0.15 时，国内小麦价格方程的调整系数变为显著，国际小麦价格方程的调整系数变为不显著。同样地，在玉米和大豆价格的 TVECM 模型中，类似的情况也都出现。

第二，轮廓似然估计的结果大多与理论预期不一致，而正则化贝叶斯估计的结果均与理论预期相仿。例如，如果修边参数为 0.05，在小麦价格的 TVECM 模型的中区制，国际小麦价格方程的调整系数显著为负；如果修边参数为 0.1，在大豆价格的 TVECM 模型的中区制，国际大豆价格方程的调整系数显著为负；如果修边参数为 0.15，在大米价格的 TVECM 模型的中区制，国内大米价格方程的调整系数显著为正。可见，这些结果均不符合协整理论。

因此，关于国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应，采用正则化贝叶斯估计的 TVECM 模型更合适，下文重点分析正则化贝叶斯估计的结果。

根据正则化贝叶斯估计的结果，我们可得到以下的几点结论：

第一，在大米价格的 TVECM 模型的上、下区制，国际大米价格方程的调整系数均显著，而国内大米价格方程的调整系数均不显著，即当国内外大米价格偏离长期均衡关系时，主要通过国际大米价格的调整来完成恢复。在玉米价格的 TVECM 模型的上、下区制，国内玉米价格方程的调整系数均显著，而国际玉米价格方程的调整系数均不显著，即当国内外玉米价格偏离长期均衡关系时，主要通过国内玉米价格的调整来完成恢复。从长期来看，国际大米价格对国内大米价格的传递效应并不显著，国际玉米价格对国内玉米价格的传递效应显著。在众多粮食品种中，大米是我国最重要的口粮，为保障“口粮绝对安全”，我国政府实施了很多政策（如最低收购价、种粮补贴和进口关税配额管理等），极大地减缓了国际大米价格对国内大米价格的传递效应。玉米虽然也属于口粮，但政府对其的政策保护力度不及大米，再加上近年来政府对玉米价格的形成机制实行市场化改革、提高其定价机制的市场化程度，导致国际玉米价格对国内玉米价格的传递效应更显著。

表 2 TVECM 模型的估计结果

变 量	Est.	Dep. var.	ρ_1	ρ_2	ρ_3
大米价格	rB	Δr_h	-0.011 [0.807]	-0.012 [0.645]	-0.014 [0.670]
		Δr_f	0.249 *** [0.000]	0.068 *** [0.007]	0.083 ** [0.011]
	pL(0.05)	Δr_h	-0.012 [0.718]	0.004 [0.791]	-0.016 [0.304]
		Δr_f	0.536 *** [0.000]	0.033 [0.367]	0.003 [0.943]
	pL(0.10)	Δr_h	0.003 [0.865]	0.066 [0.109]	-0.016 [0.298]
		Δr_f	0.168 *** [0.001]	0.262 ** [0.025]	0.003 [0.948]
	pL(0.15)	Δr_h	-0.001 [0.948]	0.074 * [0.094]	-0.012 [0.468]
		Δr_f	0.116 *** [0.003]	0.324 ** [0.011]	0.038 [0.445]
小麦价格	rB	Δw_h	-0.002 [0.870]	-0.017 *** [0.000]	-0.017 *** [0.000]
		Δw_f	0.130 *** [0.002]	-0.003 [0.887]	-0.003 [0.887]
	pL(0.05)	Δw_h	-0.063 [0.280]	-0.180 [0.178]	-0.017 *** [0.008]
		Δw_f	0.528 ** [0.012]	-0.935 * [0.053]	-0.014 [0.526]
	pL(0.10)	Δw_h	0.015 [0.648]	-0.025 ** [0.031]	-0.028 [0.338]
		Δw_f	0.427 *** [0.000]	0.056 [0.191]	0.186 * [0.091]
	pL(0.15)	Δw_h	-0.017 * [0.073]	-0.020 [0.696]	-0.028 [0.349]
		Δw_f	0.048 [0.167]	0.556 *** [0.003]	0.186 * [0.093]
玉米价格	rB	Δm_h	-0.021 *** [0.003]	-0.028 *** [0.006]	-0.021 *** [0.003]
		Δm_f	0.030 [0.153]	0.020 [0.402]	0.030 [0.153]
	pL(0.05)	Δm_h	-0.040 [0.604]	0.014 [0.619]	-0.052 *** [0.003]
		Δm_f	0.387 [0.103]	0.166 ** [0.044]	0.035 [0.499]
	pL(0.10)	Δm_h	-0.040 [0.599]	0.135 [0.280]	-0.032 *** [0.001]
		Δm_f	0.387 [0.104]	0.037 [0.924]	-0.002 [0.951]
	pL(0.15)	Δm_h	-0.092 [0.106]	-0.043 [0.285]	-0.052 *** [0.003]
		Δm_f	0.251 [0.139]	0.215 * [0.074]	0.035 [0.502]
大豆价格	rB	Δs_h	-0.022 [0.227]	-0.016 ** [0.027]	-0.016 ** [0.027]
		Δs_f	0.077 ** [0.045]	0.055 * [0.061]	0.055 * [0.061]
	pL(0.05)	Δs_h	-0.055 ** [0.015]	-0.456 [0.133]	-0.012 [0.469]
		Δs_f	0.214 *** [0.007]	-2.387 ** [0.025]	-0.027 [0.641]
	pL(0.10)	Δs_h	-0.055 ** [0.015]	-0.456 [0.133]	-0.012 [0.469]
		Δs_f	0.214 *** [0.007]	-2.387 ** [0.025]	-0.027 [0.641]
	pL(0.15)	Δs_h	-0.076 ** [0.011]	-0.081 [0.162]	-0.014 [0.410]
		Δs_f	0.157 [0.137]	-0.044 [0.830]	-0.011 [0.855]

注：中括号内为 P 值。

第二，在小麦价格的 TVECM 模型的下区制，国内小麦价格方程的调整系数不显著，国际小麦价格方程的调整系数显著；而在小麦价格的 TVECM 模型的上区制，国内小麦价格方程的调整系数显著，国际小麦价格方程的调整系数不显著。在大豆价格的 TVECM 模型的下区制，国内大豆价格方程的调整系数不显著，国际大豆价格方程的调整系数显著；而在大豆价格的 TVECM 模型的上区制，国内和国际大豆价格方程的调整系数均显著。从长期来看，在下区制时，国际小麦和大豆价格对国内价格的传递效应并不显著；在上区制时，国际小麦和大豆价格对国内价格的传递效应显著。由于国内农产品价格方程的下区制对应于国际农产品价格上涨时的影响，而国内农产品价格方程的上区制则对应于国际农产品价格下降时的影响，说明对小麦和大豆而言，国际价格下降对国内价格产生显著影响，但国际价格上涨对国内价格的影响并不显著。其原因可能在于：小麦和大豆属于重要的粮食品种，而粮食价格又是“百价之基”，粮食价格上涨间接增加了社会商品生产的成本，给社会带来巨大的通胀压力。因此，当国际小麦和大豆价格上涨时，政府通常采取一系列的措施(如减少进口、增加补贴等)来缓解国际小麦和大豆价格对国内价格的影响。

第三，在所有农产品价格的 TVECM 模型的中区制，部分国内农产品价格方程的调整系数显著。例如，在小麦价格的 TVECM 模型的中区制，国内小麦价格方程的调整系数显著；在玉米价格

的 TVECM 模型的中区制,国内玉米价格方程的调整系数显著;在大豆价格的 TVECM 模型的中区制,国内大豆价格方程的调整系数显著。该结论与一价定律并不一致。一价定律理论认为,仅当国际农产品价格与国内农产品价格之间的价差大于交易成本时,才会触发厂商的套利行为并产生价格传递,而国际农产品价格与国内农产品价格之间的价差小于交易成本时,套利行为和价格传递不会发生。这意味着在 TVECM 模型的中区制,国内农产品价格方程的调整系数应均不显著。本文认为该系数显著的原因在于:国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应除通过贸易渠道外,信息渠道也起着重要作用。也就是说,在没有贸易的情况下,通过信息渠道,国际农产品价格与国内农产品价格之间仍能形成传递效应。在已有的相关研究中也有类似的结论。Stephens(2012)的研究显示,即使没有国际贸易发生,通过信息的传递,国际粮价变动依然能对津巴布韦粮价产生显著的传递效应^[21]。在实践中,我国政府近年来一直在大力推进农产品信息平台的建立,及时向社会公布国内外农产品市场运行状况。例如,农业农村部每月定期发布《农产品供需形势分析月报》,对国内外农产品价格的运行状况和全球农产品供需基本平衡等信息进行监测;商务部建立商务预报平台,及时发布国内外农产品价格和农产品进口的相关信息。这些信息平台的建设能加速信息的有效传递,使信息渠道在农产品价格传递效应中的作用逐渐凸显。

四、结论与启示

关于地区间价格传递效应的研究,TVECM 模型是学者们常采用的分析方法。传统的轮廓似然估计法通常导致模型估计结果有偏,而正则化贝叶斯估计能有效解决轮廓似然估计存在的不足,对 TVECM 模型提供更加有效的估计。鉴于此,本文采用正则化贝叶斯估计的 TVECM 模型,研究国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应。实证结果显示,对大米和玉米价格而言,在其上、下区制,国际玉米价格对国内玉米价格的传递效应显著,而国际大米价格对国内大米价格的传递效应并不显著;对小麦和大豆价格而言,在其下区制,国际小麦和大豆价格对国内价格的传递效应并不显著,而在其上区制,国际小麦和大豆价格对国内价格的传递效应显著。另外,在 TVECM 模型的中区制,部分国内农产品价格的调整系数显著,意味着国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应除通过贸易渠道外,信息渠道也起着重要作用。

根据上述的研究结论,我们可得到以下的几点启示:采用轮廓似然估计的 TVECM 模型来研究国际农产品价格对国内农产品价格传递效应并不合适,其结论可能存在有偏,须重视这一事实,否则会带来误判;加强对国际农产品价格的监测和预报,建立完善的预警机制,尤其要关注国际大豆价格的走势,防止中美贸易战持续带来的不利影响;通过信息渠道,国际农产品价格的小幅波动也能传递到国内,因而需警惕国际农产品价格小幅度变动对国内农产品价格造成的累积效应。

本文采用最新发展的非线性时间序列模型——正则化贝叶斯估计的 TVECM 模型,经验分析国际农产品价格对国内农产品价格的传递效应,但也存在一些不足及改进之处。例如,本文研究采用的是月度数据,而月度数据可能掩盖价格传递中的重要信息,随着国内农产品价格每周和每日数据的不断丰富,未来可选择频率更高的数据展开探讨。

参考文献:

- [1] 王赋,于培伟,张树森.“入关”对国内农产品市场和价格的影响及政策建议[J].中国农村经济,1993,(3):15-18.
- [2] 高帆,龚芳.国际粮食价格是如何影响中国粮食价格的[J].财贸经济,2012,(11):119-126.
- [3] 王少芬,赵昕东.国际农产品价格波动对国内农产品价格的影响分析[J].宏观经济研究,2012,(9):81-86.
- [4] 潘苏,熊启泉.国际粮价对国内粮价传递效应研究——以大米、小麦和玉米为例[J].国际贸易问题,2011,(10):3-13.
- [5] 王孝松,谢申祥.国际农产品价格如何影响了中国农产品价格?[J].经济研究,2012,(3):141-153.

- [6] 李光泗, 曹宝明, 马学琳. 中国粮食市场开放与国际粮食价格波动——基于粮食价格波动溢出效应的分析 [J]. 中国农村经济, 2015, (8): 44–52.
- [7] 肖小勇, 章胜勇. 交易成本视角下国内外粮食市场整合研究 [J]. 财贸研究, 2014, (6): 80–86.
- [8] 彭佳颖, 谢锐, 赖明勇. 国际粮食价格对中国粮食价格的非对称性影响研究 [J]. 资源科学, 2016, (5): 847–857.
- [9] 柯善淦, 卢新海, 葛堃, 李慧芳. 基于海外耕地投资的国内国际粮食价格联动效应分析 [J]. 中国农村经济, 2017, (12): 1–16.
- [10] 李玉双. 国际粮价对我国粮价的非对称传递效应: 基于NARDL模型的研究 [J]. 经济社会体制比较, 2017, (3): 127–137.
- [11] 李玉双, 赵婷. 国际粮价对我国粮价的影响: 非对称性与门限效应 [J]. 东北财经大学学报, 2018, (4): 35–41.
- [12] Cao Z., Ito S., Isoda H., Saito H. Grain Price Transmission from International Markets to Chinese Domestic Markets [J]. Journal of the Faculty of Agriculture Kyushu University, 2013, 58(2): 499–507.
- [13] Arnade C., Cooke B., Gale F. Agricultural Price Transmission: China Relationships with World Commodity Markets [J]. Journal of Commodity Markets, 2017, (7): 28–40.
- [14] Li C., Hayes D. J. Price Discovery on the International Soybean Futures Markets: A Threshold Co-integration Approach [J]. Journal of Futures Markets, 2017, 37(1): 52–70.
- [15] Goodwin B., Piggott N. Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2001, 83(2): 302–317.
- [16] Meyer J. Measuring Market Integration in the Presence of Transaction Costs: A Threshold Vector Error Correction Approach [J]. Agricultural Economics, 2004, 31(2): 327–334.
- [17] Chen P. F., Lee C. C. Nonlinear Adjustments in Deviations from the Law of One Price for Wholesale Hog Prices [J]. Agricultural Economics, 2008, 39(1): 123–134.
- [18] Kifle W. Price Transmission Asymmetry in Spatial Grain Markets in Ethiopia [J]. African Development Review, 2015, 27(2): 106–116.
- [19] Hansen B. E., Seo B. Testing for Two-regime Threshold Co-integration in Vector Error-correction Models [J]. Journal of Econometrics, 2002, 110(2): 293–318.
- [20] Greb F., Cramon-Taubadel S. V., Krivobokova T., Munk A. The Estimation of Threshold Models in Price Transmission Analysis [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2013, 95(4): 900–916.
- [21] Stephens E. C., Mabaya E., Cramon-Taubadel S. V., Barrett C. B. Spatial Price Adjustment with and without Trade [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2012, 74(3): 453–469.

The Transmission Effect from International Agricultural Price to Domestic Agricultural Price ——Based on Regularized Bayesian Estimator's TVECM Model

LI Yushuang, YANG Peiqiang

(School of Business, Jiaying University, Jiaying 314001, China)

Abstract: The paper uses a TVECM model to analyze the transmission effect from the international agricultural price to the domestic agricultural price that has been estimated using the regularized Bayesian estimator. The results show that within the upper and the lower regime the transmission effect from the international corn price to the domestic corn price is significant, while the transmission effect from the international rice price to the domestic rice price is not significant. Within the lower regime the transmission effect from the international wheat and soybean price to the domestic price is not significant, but within the upper regime the transmission effect of the international wheat and soybean price is significant. Besides, within the middle regime some adjust coefficients are significant in the TVECM model, which means that the transmission effect from the international agricultural price to the domestic agricultural price is not only generated as a result of the trade, but also due to information dissemination.

Key words: Agricultural Price; Regularized Bayesian Estimator; TVECM Model; Trade War between China and the United States

(责任编辑: 化 木)