

文章编号: 1674-9057(2019)02-0516-08

doi:10.3969/j.issn.1674-9057.2019.02.035

基于 VAR-VEC 模型的我国大宗商品价格指数 CCPI 与 PPI 的影响关系

劳齐莹, 唐国强, 屈慧芳

(桂林理工大学 理学院, 广西 桂林 541006)

摘要: 利用 CCPI 与 PPI 的月度统计数据, 建立 VAR 模型和 VEC 模型, 并运用协整检验、脉冲响应函数和方差分解等方法分析 CCPI 与 PPI 之间的关系。研究表明: CCPI 与 PPI 存在长期稳定的均衡关系; 我国大宗商品价格的波动会对国内生产价格产生价格传导效应, 前一期的 CCPI 和 PPI 会对当期的 PPI 产生正向的影响作用, 且从长期趋势来看, PPI 对 CCPI 有着长期的正向影响; 当短期波动偏离长期均衡时, CCPI 将以偏离 0.005 120 倍的力度在下一期向均衡状态调整, 而 PPI 的误差修正项系数是负值, 说明对当期值起反向调整作用, 将以 0.001 399 的值反向修正下一期的 PPI 值从而达到一个长期的均衡状态。

关键词: 中国大宗商品价格指数(CCPI); 生产价格指数(PPI); VAR-VAC 模型

中图分类号: F222.1

文献标志码: A

0 引言

在经济全球化发展趋势下, 我国的大宗商品现货、期货市场交易体系日趋成熟, 大宗商品涉及能源、工业原材料和农产品, 其价格的波动成为影响国家宏观经济走势的重要因素。全球金融危机以来, 以原油、有色金属、铁矿石、农产品为代表的大宗商品价格急剧波动, 给经济发展、企业经营、投资者决策带来了严峻挑战, 大宗商品市场波动备受国内外各界关注。目前我国针对大宗商品市场, 也存在比较有代表性的指数体系, 如 CCPI(China commodity price index, 中国大宗商品价格指数)、BPI(business China commodity index, 生意社大宗商品价格指数)、GSCCI(goldman sachs China commodity index, 高盛中国商品指数)等。CCPI 是依托中国流通产业网大宗商品现货价格周度数据库, 以 2006 年 6 月为基期, 利用加权平均法计算的定基指数, 其指标涵盖了能源、钢铁、矿产品、有色金属、橡胶、农产品、牲畜、油料

油脂、食糖等 9 大类别 26 种商品, 基本涵盖了我国生产商采购的原料产品, 因此在一定程度上能够反映我国大宗商品市场趋势, 成为促进经济资源合理配置和持续健康发展的重要参考依据。

生产者价格指数(producer price index, PPI)是一个用来衡量制造商出厂价平均变化的指数, 它衡量的是企业购买的一篮子物品和劳务的总费用, 反映生产环节价格水平。整体价格水平的波动一般先出现在基础产品、工业原材料以及能源等领域, 然后通过产业链向生产环节产业扩散, 所以大宗商品价格变动会直接影响生产者价格指数的走势变化。

国内外学者关于大宗商品价格与国内物价波动的关系进行了大量的研究: Moosa 对国际初级产品价格指数和工业化国家的消费者物价指数进行实证研究, 结果表明国际大宗商品价格的变动对 CPI(consumer price index, 居民消费价格指数)有明显冲击作用^[1]; Lescaroux 等利用 VAR 模型来分析石油价格对物价水平的影响, 结果发现外部价格

收稿日期: 2018-04-10

基金项目: 国家自然科学基金项目(61703117); 广西空间信息与测绘重点实验室项目(15-140-07-33; 16-380-25-20)

作者简介: 劳齐莹(1994—), 女, 硕士研究生, 研究方向: 应用统计, 363756516@qq.com。

通讯作者: 唐国强, 男, 博士, 教授, tanggq@glut.edu.cn。

引文格式: 劳齐莹, 唐国强, 屈慧芳. 基于 VAR-VEC 模型的我国大宗商品价格指数 CCPI 与 PPI 的影响关系 [J]. 桂林理工大学学报, 2019, 39(2): 516-523.

的波动直接影响 CPI 与 PPI 的表现^[2];蔡慧等通过编制我国综合商品期货价格指数(futures price index, FI),发现其预测功能弱于国际期货市场大宗商品价格指数的预测功能,提出要进一步完善我国的期货市场^[3];常清等以 1996—2009 年的 CRB(international commodity futures price index, 国际商品期货价格指数)与我国 CPI 为实证研究对象,得出 CRB 期货价格指数与我国消费者物价指数存在 8 个月的因果关系^[4];戴丽辉从国际大宗商品价格波动的原因出发,分析其对我国工业品出厂价格影响的传导机制^[5];吴翔等通过构建非线性 ST-SVAR 模型和广义脉冲响应函数分析了国际大宗商品价格变动对我国生产者价格指数影响,得出国际大宗商品价格对我国 PPI 产生较为显著的正向影响^[6];卢延纯等发现国际大宗商品价格对我国 PPI 具有显著影响,但是对 CPI 的影响不明显^[7]。

由于我国大宗商品市场开展较晚,运行机制还不够成熟,尚处于初级阶段。针对我国大宗商品价格指数对宏观经济影响的文献较少,而生产者价格指数反映上游生产环节的价格波动,整体价格的波动会先表现为生产领域的价格波动,再向下游传导扩散,因此研究我国大宗商品价格指数与生产者价格指数具有一定的现实意义。本文通过建立 VAR 和 VEC 模型来探究 CCPI 与 PPI 二者之间的关系,分析 CCPI 对 PPI 影响的传导机制,检验我国大宗商品价格波动能否成为反映价格走势的先行指标,从而为宏观调控部门提供有效的依据。

1 理论与建模步骤

1.1 VAR 模型

1980 年 Sims 提出了向量自回归模型(VAR 模型)^[8],是在对原联立方程组模型的缺陷进行改进的数据统计性质的基础上建立起来的一种非结构化的多方程模型,主要用于预测相互联系时间序列系统以及分析随机扰动对变量系统的动态冲击,从而解释各种经济冲击对经济变量的影响。

两个变量 y_{1t} 、 y_{2t} 的 VAR 模型的数学表达式为

$$\begin{cases} y_{1t} = a_{10} + a_{11}^{(1)} y_{1,t-1} + a_{12}^{(1)} y_{2,t-1} + a_{11}^{(2)} y_{1,t-2} + \\ \quad a_{12}^{(2)} y_{2,t-2} + \cdots + a_{11}^{(p)} y_{1,t-p} + a_{12}^{(p)} y_{2,t-p} + \mu_{1t}; \\ y_{2t} = a_{20} + a_{21}^{(1)} y_{1,t-1} + a_{22}^{(1)} y_{2,t-1} + a_{21}^{(2)} y_{1,t-2} + \\ \quad a_{22}^{(2)} y_{2,t-2} + \cdots + a_{21}^{(p)} y_{1,t-p} + a_{22}^{(p)} y_{2,t-p} + \mu_{2t} \end{cases} \quad (1)$$

其中: p 是最大滞后阶数; μ_{1t} 和 μ_{2t} 是随机误差向量。

VAR 建模的关键是最大滞后阶数 p 的确定,通常使用赤池信息准则(AIC)和施瓦茨信息准则(SC)来确定 VAR 模型的滞后阶数。VAR 模型的稳定要求特征方程的特征根的绝对值小于 1,即 AR 根都在单位圆内。当 VAR 模型平稳时才可以直接进行脉冲响应函数和方差分解分析。

1.2 Johansen 协整检验

Johansen 等在 1990 年提出的一种以 VAR 模型为基础的检验回归系数的方法,是一种进行多变量协整检验的较好的方法^[9]。协整的定义如下:

设 k 维向量时间序列 $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \cdots, y_{kt})'$, $t = 1, 2, \cdots, T$ 的分量序列间被称为 d, b 阶协整,记为 $y_t = CI(d, b)$,如果满足:

① $y_t \sim I(d)$, 要求 y_t 的每个分量 $y_{it} \sim I(d)$;

② 存在非零向量 β , 使得 $\beta' y_t \sim I(d-b)$, $0 < b \leq d$, 则记 $y_t = CI(d, b)$, 向量 β 为协整向量。因此,满足协整关系的基本条件是时间序列不平稳,且变量必须是同阶单整,对于 k 维向量时间序列 y_t , 最多可能存在 $k-1$ 个线性无关的协整向量,协整向量的个数称为 y_t 的协整秩。

1.3 脉冲响应函数和方差分解

在实际应用中,由于 VAR 模型是一种非理论性的模型。模型的主要解释变量是被解释变量和其他内生变量的滞后值,从而构成一个相互作用的动态系统,而且它们的系数往往正负互现,因此 VAR 模型的 t 检验不能直接揭示某个给定变量的变化对系统内其他变量产生的影响是正向还是负向,以及会在系统内产生多长时间的影响,所以需要通过对考察 VAR 模型的脉冲响应函数和方差分解来获取这些信息^[10]。

脉冲响应函数描述的是随机扰动项的一个标准差大小的冲击或新息对内生变量的当期值和未来值所带来的影响。根据两变量的 VAR(2) 模型来说明脉冲响应函数的基本思想:

$$\begin{cases} x_t = a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-2} + b_1 z_{t-1} + b_2 z_{t-2} + \varepsilon_{1t}, \\ z_t = c_1 x_{t-1} + c_2 x_{t-2} + d_1 z_{t-1} + d_2 z_{t-2} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (2)$$

式中, a_i 、 b_i 、 c_i 、 d_i 是待估参数; ε_t 是随机扰动项,假设从第 0 期开始活动,且设 $x_{t-1} = x_{t-2} = z_{t-1} = z_{t-2} = 0$, 同时给定了扰动项 $\varepsilon_{10} = 1$, $\varepsilon_{20} = 0$, 且其他扰动项均为 0, 即 $\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{2t} = 0 (t = 1, 2, \cdots)$, 称

此为第 0 期对 y_{1t} 的脉冲响应。同样地,当扰动项 $\varepsilon_{10} = 0, \varepsilon_{20} = 1$, 且其他扰动项均为 0, 即 $\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{2t} = 0 (t = 1, 2, \dots)$, 称此为第 0 期对 y_{2t} 的脉冲响应。

与脉冲响应函数主要用来描述 VAR 模型中的一个内生变量的冲击对系统的动态影响不同, 方差分解是通过分析 VAR 模型中每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度 RVC (即相对方差贡献率), 进一步评价不同结构冲击的重要性, 因此方差分解给出的是对 VAR 模型中的变量产生影响的每个随机扰动的相对重要性的信息。

把 VAR 模型的每个内生变量表示为过去所有误差项冲击的和

$$y_{it} = \sum_{j=1}^k (c_{ij}^{(0)} \varepsilon_{j,t} + c_{ij}^{(1)} \varepsilon_{j,t-1} + c_{ij}^{(2)} \varepsilon_{j,t-2} + \dots), \quad (3)$$

式中: 括号项是第 j 个扰动项 ε_j 从无限过去到 t 时刻对 y_i 影响的总和。假设 ε_j 序列无关, 则括号项的方差为

$$\begin{aligned} E[(c_{ij}^{(0)} \varepsilon_{j,t} + c_{ij}^{(1)} \varepsilon_{j,t-1} + c_{ij}^{(2)} \varepsilon_{j,t-2} + \dots)^2] \\ = \sum_{q=0}^{\infty} (c_{ij}^{(q)})^2 \sigma_{jj}. \end{aligned} \quad (4)$$

再假设扰动项向量的协方差矩阵是对角矩阵, 那么 y_i 的方差是 y_{it} 方差的 k 项和

$$\text{var}(y_{it}) = \sum_{j=1}^k \left[\sum_{q=0}^{\infty} (c_{ij}^{(q)})^2 \sigma_{jj} \right], \quad (5)$$

则第 j 个变量的冲击对第 i 个变量的方差的相对方差贡献率为:

$$RVC_{j \rightarrow i} = \frac{\sum_{q=0}^{\infty} (c_{ij}^{(q)})^2 \sigma_{jj}}{\text{var}(y_{it})}. \quad (6)$$

1.4 VEC 模型

Engle 和 Granger 将协整概念和误差修正的思想结合在一起, 提出了向量误差修正模型^[11]。只要序列之间存在协整关系, 可以由自回归分布滞后模型 (ADL) 导出误差修正模型 (ECM)。而在 VAR 模型中的每个方程都是一个自回归分布滞后模型, 因此, 可以认为 VEC 模型是含有协整约束的 VAR 模型, 多应用于具有协整关系的非平稳时间序列建模。

VEC 模型的表达式为

$$\Delta y_t = \alpha \text{ecm}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

式中: $\text{ecm}_{t-1} = \beta' y_{t-1}$ 是误差修正项向量, 反映变量

之间的长期均衡关系; 系数矩阵 α 的大小反映了对偏离长期均衡的调整力度。建立 VEC 模型需要先对变量进行协整检验和分析。

1.5 建模步骤

本文通过建立 VAR 模型和 VEC 模型, 并运用协整检验、脉冲响应和方差分解等方法来探究我国大宗商品价格指数 CCPI 和生产价格指数 PPI 两者之间的关系, 具体的建模步骤如下:

① 为了消除异方差性对回归结果的影响, 分别对 CCPI、PPI 数据取自然对数, 记为序列 LNCCPI 和序列 LNPPI;

② 对原始数据分别进行单位根检验, 检验序列是否为非平稳序列, 并对非平稳序列进行平稳性处理;

③ 建立 VAR 模型分析 CCPI 与 PPI 之间的动态关系。建模前, 依据 AIC 准则和 SC 准则确定 VAR 模型的最大滞后阶数 p , 从而构建 VAR(p) 模型, 并验证该 VAR(p) 模型是否为平稳模型;

④ 对一阶单整序列 LNCCPI 和 LNPPI 作 Johansen 协整检验, 检验两者之间是否存在长期均衡关系;

⑤ 在 VAR(p) 模型是平稳的基础上, 进行脉冲响应函数分析, 判断 CCPI 和 PPI 两者在受到自身和对方一个标准差大小冲击时的影响程度和方向;

⑥ 对序列 LNCCPI 和 LNPPI 进行方差分解, 分析每个扰动项因素对每个内生变量影响的相对重要性;

⑦ 在协整检验和 VAR(p) 模型的基础上, 建立 VEC 模型探究变量 CCPI 和 PPI 之间的短期变化和长期均衡关系。

2 CCPI 与 PPI 的实证研究

2.1 变量处理与数据来源

搜集了 2010 年 1 月—2017 年 11 月的月度 CCPI 和 PPI 统计数据, 共 95 组观测值。其中, CCPI 数据来源于中国流通产业网, PPI 数据来源于国家统计局。为了消除季节趋势和异方差性, 减少波动, 对原始序列 CCPI、序列 PPI 均取自然对数, 分别记为序列 LNCCPI 和 LNPPI。CCPI 与 PPI 的时间序列如图 1 所示。

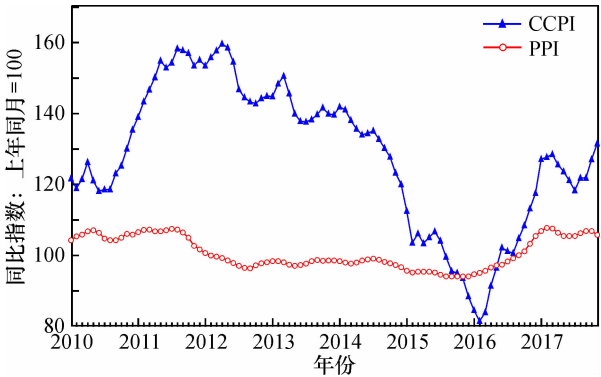


图1 2010—2017 年 CCPI 与 PPI 的时间序列图
Fig. 1 Time series diagram of CCPI and PPI from 2010 to 2017

可以看出，2010—2017 年间我国月度 CCPI 波动幅度较大，月度 PPI 相较而言波动较小，但总体上 CCPI 与 PPI 的变动趋势基本是一致。两序列随着时间变化而有所变化，直观上可以判断 CCPI 序列和 PPI 序列具有明显的非平稳性。因此需要对序列进行单位根检验以判断其平稳性。

2.2 序列的平稳性检验

变量的单位根检验通常用 ADF 检验，采用 ADF 检验方法对两个序列 LNCCPI 和 LNPPi 进行检验，检验结果见表 1。

表 1 单位根检验						
Table 1 Unit root test						
序列	ADF 检验值	显著性水平			P 值	平稳性
		1%	5%	10%		
CCPI	0.098 623	-2.590 065	-1.944 324	-1.614 464	0.711 6	非平稳
PPI	-0.242 247	-2.590 340	-1.944 364	-1.614 441	0.609 9	非平稳
LNCCPI	0.260 066	-2.590 065	-1.944 324	-1.614 464	0.759 4	非平稳
LNPPi	-0.181 616	-2.590 340	-1.944 364	-1.614 441	0.618 1	非平稳
DLNCCPI	-5.388 500	-2.589 795	-1.944 286	-1.614 487	0.000 1	平稳
DLNPPi	-4.527 667	-2.590 065	-1.944 324	-1.614 464	0.000 0	平稳

可知，原始序列 CCPI、PPI、LNCCPI 和 LNPPi 的 ADF 检验值均大于显著性水平分别为 1%、5%、10% 的 t 统计量临界值，且 P 值均大于 0.05，因此不能拒绝原假设，即认为原始数据 CCPI、PPI、LNCCPI 和 LNPPi 都是非平稳序列。需对序列 LNCCPI 和 LNPPi 分别进行一阶差分，再进行 ADF 检验，结果发现 ADF 检验值均小于 t 统计量临界值，且 P 值均小于 0.05。所以，DLNCCPI 和 DLNPPi 为平稳序列。因此 LNCCPI 和 LNPPi 均为一阶单整变量，即 $LNCCPI \sim I(1)$ 、 $LNPPi \sim I(1)$ 。

2.3 VAR 模型滞后期的选择

在建立 CCPI 与 PPI 的 VAR 模型对两者之间

的关系进行研究前，需要进行模型滞后阶数的选取。本文根据 SC 准则和 AIC 准则来确定模型的最大滞后阶数 p ，0 ~ 8 阶 VAR 模型的 AIC 和 SC 的值见表 2。

表 2 VAR 模型滞后期的选择		
Table 2 Lag selection of VAR model		
Lag	AIC	SC
0	-4.272 564	-4.216 261
1	-11.791 29	-11.622 39
2	-12.605 28 *	-12.323 76 *
3	-12.601 95	-12.207 82
4	-12.577 25	-12.070 52
5	-12.541 67	-11.922 33
6	-12.510 32	-11.778 38
7	-12.521 65	-11.677 10
8	-12.529 70	-11.572 55

注：* 表示依据相应的准则选择出来的最大滞后阶数。

可以看出，AIC 和 SC 准则都表明，选择滞后 2 期最好，故选择 $p=2$ 进行 VAR 模型的估计。

2.4 VAR 模型的建立和检验

运用 EViews 软件构建 LNCCPI 和 LNPPi 的 VAR 模型，则建立的 VAR(2)模型的表达式为 $LNCCPI = 1.301\ 794 \times LNCCPI(-1) - 0.322\ 678 \times LNCCPI(-2) + 1.305\ 403 \times LNPPi(-1) - 1.153\ 128 \times LNPPi(-2) - 0.600\ 080$ ； $LNPPi = -0.000\ 314 \times LNCCPI(-1) - 0.005\ 151 \times LNCCPI(-2) + 1.687\ 650 \times LNPPi(-1) - 0.706\ 754 \times LNPPi(-2) + 0.114\ 374$ 。

VAR(2)模型的 AIC 值为 -12.474 35，SC 的值为 -12.203 78，AIC 和 SC 值都很小，说明建立 VAR(2)模型来研究 CCPI 与 PPI 之间的关系是有效的，从而初步给出了 CCPI 和 PPI 两者组成的经济系统之间的相互影响作用。

在估计出 VAR(2)模型系数的基础上，对模型的平稳性进行检验，以便判断该模型是否可以 进行脉冲响应分析。如果被估计的 VAR 模型所有根的模的倒数都小于 1，即位于单位圆内，则表明模型是稳定的，就可以直接进行脉冲响应分析；反之，则说明模型不稳定。

根据图 2，利用 AR 根的图表验证发现，所构建模型的 4 个单位根均位于单位圆之内，表明该结果能够通过单位根检验。因此，所建立的 VAR (2)模型是稳定的。

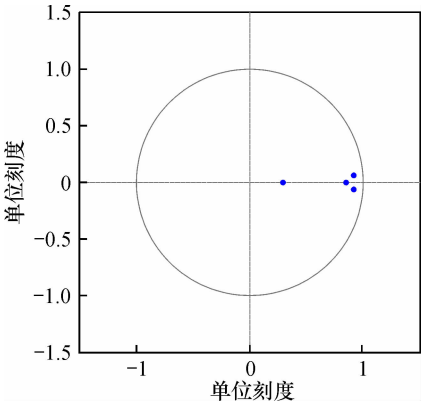


图2 AR 单位根的位置图
Fig. 2 Location map of AR unit root

2.5 Johansen 协整检验

如果序列具有非平稳性，直接构建模型很可能导致伪回归现象。因此应用协整检验分析方法验证回归方程所描述的因果关系是否是伪回归，决定一组非平稳序列的线性组合是否具有协整关系，即变量之间是否存在长期均衡的关系。满足协整关系的基本条件是各时间序列必须是不平稳的，且都是同阶单整序列。由前面的 ADF 检验结果可知，序列 LNCCPI 和 LNPPI 均为非平稳序列，且都是一阶单整序列，因此可以进行 Johansen 协整关系检验检验结果见表 3。

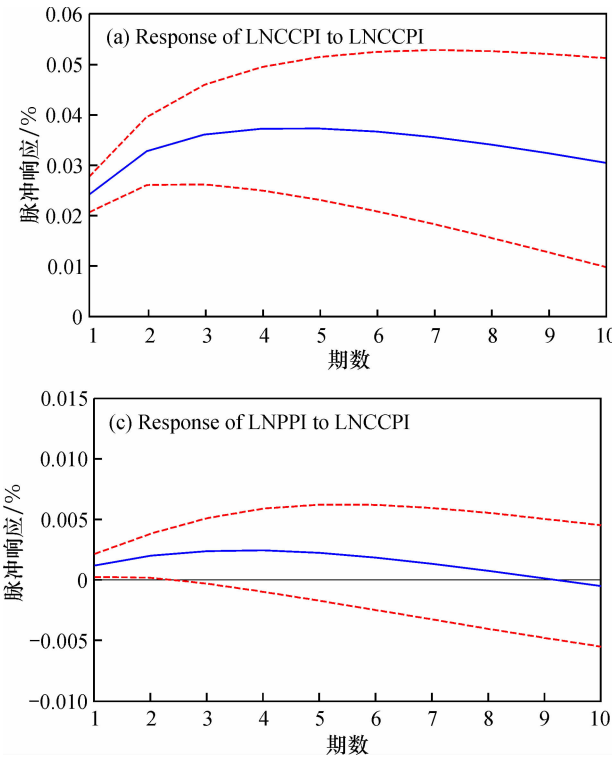


表 3 Johansen 协整检验结果				
Table 3 Johansen cointegration test results				
原假设:协整向量个数	特征值	迹统计量	5% 临界值	P 值
None *	0.123 542	15.517 85	15.494 71	0.049 6
At most 1	0.032 672	3.122 427	3.841 466	0.077 2

根据特征根的迹检验结果可知，在 5% 的显著水平下，原假设 None(即不存在任何协整关系)的迹统计量为 15.517 85，大于临界值 15.494 71，且对应的 P 值小于 0.05，则拒绝不存在协整关系的原假设。原假设 At most 1(即最多存在一个协整关系)的迹统计量小于临界值，且 P 值大于 0.05，则不能拒绝原假设，接受两者之间至多存在一个协整关系的假设，表明二者有且仅有一个协整关系，所以我国大宗商品价格指数与生产价格指数之间具有长期均衡的关系。

2.6 脉冲响应分析

脉冲响应函数是用来分析当系统受到外部冲击后，系统中各序列的变动路径，描述的是在随机误差项上施加一个标准差大小的冲击后对所有内生变量的当期值和未来值所带来的影响。运用 EViews 软件，可以得到 10 期内相应的脉冲分析图，如图 3 所示。其中，实线是脉冲响应函数；虚

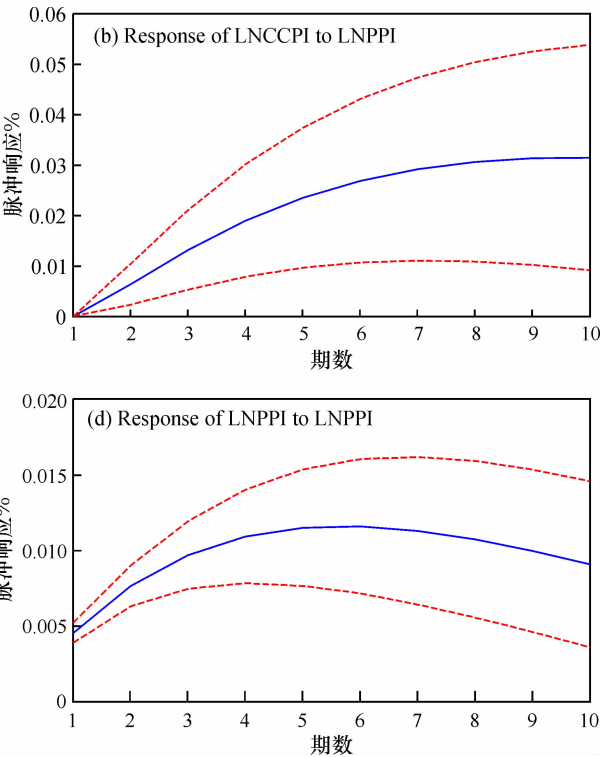


图3 CCPI 与 PPI 的脉冲响应分析图
Fig. 3 Impulse response analysis diagram of CCPI and PPI

线是±1 倍的响应函数的标准置信带；横轴表示滞后期数(月)；纵轴表示因变量对解释变量的响应程度(%)。

可知，CCPI 对于自身一个标准差的冲击产生的反应强烈，在 5 期内，CCPI 受到自身的正向冲击，并在此时达到了最大值 0.037 452，随后逐期减弱，从 8 期开始维持在 0.03 的水平。而 PPI 对 CCPI 的一个标准差冲击在第 1 期反应不明显，随后在第 2 期开始呈现正向波动，并随着滞后期的延长不断上升，说明从长期趋势来看，生产价格指数 PPI 对我国大宗商品价格指数 CCPI 有着长期的正向影响。

PPI 对于自身一个标准差的冲击表现为在当期立即反应，在第 1~6 期逐期上升，随后开始减弱，但不为 0。CCPI 的一个标准差冲击在第 1 期对 PPI 产生 0.001 163 的影响，在第 4 期对我国生产价格指数的正向影响达到最大值，为 0.002 392，即我国大宗商品价格每上升 1%，我国生产价格指数上升 0.239 2%。随后 CCPI 对 PPI 的影响逐步减弱，在第 10 期呈现负向波动。

综上所述，与 PPI 的一个标准差波动对 CCPI 的冲击相比，CCPI 的一个标准差波动对 PPI 冲击反应较快，表明 CCPI 对 PPI 有一定的影响，可以通过 CCPI 指标的变动预测 PPI 变动。长期而言，CCPI 与 PPI 之间存在相互影响的关系。

2.7 方差分解

方差分解是分析内生变量的变化中来自于自身和其他内生变量冲击的比例，描述的是某个变量的变动对系统变量的影响贡献度，是一种相对效果的描述。10 期方差分解的结果见表 4。

可知，在 CCPI 的方差分解中，PPI 对 CCPI 的

贡献率在第 1 期并不明显，之后开始有逐期上升趋势，最终稳定在 31% 左右，CCPI 对其自身的贡献率则在 68% 左右。在 PPI 的方差分解中，短期内 CCPI 对 PPI 产生冲击，当期的贡献率为 6.25%，随着时间间隔的增加 CCPI 对 PPI 的影响逐渐减弱，而无论是短期还是长期，PPI 受到自身扰动的贡献率都较高，表明 PPI 指数对其自身的效果存在强烈的作用机制，而 CCPI 对 PPI 的影响作用相对 PPI 本身来说较小，这也进一步验证了 VAR 模型检验和脉冲响应函数的分析结果。

2.8 VEC 模型的建立

由前述 Johansen 协整检验的结果可知，我国大宗商品价格指数 CCPI 与生产价格指数 PPI 之间有协整关系，即 CCPI 与 PPI 存在着长期均衡的关系，但这种长期均衡关系是在短期波动过程中不断调整而实现的。因此，本文之前的 VAR(2) 模型的基础上，构建 VEC 模型来分析 CCPI 和 PPI 两者之间的短期波动和长期波动的情况。运用 EViews 软件得到 VEC 模型结果如下：

$$\Delta LNCCPI_t = 0.005\ 120vecm_{t-1} + 0.313\ 816\Delta LNCCPI_{t-1} + 1.396\ 251\Delta LNPPI_{t-1} + 0.000\ 895,$$

$$\Delta LNPPI_t = -0.001\ 399vecm_{t-1} + 0.003\ 765\Delta LNCCPI_{t-1} + 0.744\ 765\Delta LNPPI_{t-1} - 0.000\ 167.$$

式中：*vecm* 为误差修正项，用来反映各变量之间关系偏离长期均衡状态后对短期变化的影响程度，*vecm* 前的系数大小表示扰动发生时，使 CCPI 和 PPI 由短期非均衡状态向长期稳定均衡状态的调整力度。后面的所有用来作为解释变量的差分项，其系数反映的是各解释变量的短期波动对所有作为被解释变量的短期变化的影响。

从 VEC 模型的参数估计结果可知，AIC 和 SC

表 4 CCPI 与 PPI 的方差分解
Table 4 Variance decomposition of CCPI and PPI

滞后期	CCPI 的方差分解			PPI 的方差分解		
	S. E.	LNCCPI	LNPPI	S. E.	LNCCPI	LNPPI
1	0.024 146	100	0	0.004 650	6.259 425	93.740 57
2	0.041 273	97.972 13	2.027 87	0.009 121	6.225 987	93.774 01
3	0.056 353	94.08 724	5.912 764	0.013 476	5.877 223	94.122 78
4	0.070 025	89.534 41	10.465 59	0.017 474	5.369 611	94.630 39
5	0.082 552	85.004 75	14.995 25	0.021 006	4.794 598	95.205 40
6	0.094 023	80.815 09	19.184 91	0.024 038	4.213 940	95.786 06
7	0.104 464	77.072 00	22.928 00	0.026 580	3.674 401	96.325 6
8	0.113 894	73.782 33	26.217 67	0.028 668	3.214 648	96.785 35
9	0.122 336	70.912 42	29.087 58	0.030 352	2.868 248	97.131 75
10	0.129 830	68.416 09	31.583 91	0.031 687	2.664 463	97.335 54

的值分别为 $-12.441\ 13$ 和 $-12.170\ 57$ ，两个值都较小，说明模型的估计效果较好，建立该 VEC 模型是非常合理的。可以看出，前一期的 CCPI 和 PPI 会对当期的 PPI 产生正向的影响作用，说明上一期的大宗商品价格指数上涨，会使当期的生产价格水平呈上升趋势。 $vecm$ 的系数估计值分别是 $0.005\ 120$ 和 $-0.001\ 399$ ，表示当短期波动偏离长期均衡时，CCPI 将以偏离 $0.005\ 120$ 倍的力度在下一期向均衡状态调整，而 PPI 的 $vecm$ 系数是负值，说明对当期值起反向调整作用，将以 $0.001\ 399$ 的值反向修正下一期的 PPI 值从而达到一个长期的均衡状态。

变量 LNCCPI 与 LNPPI 的协整关系见图 4，零线均值表示变量之间的长期均衡稳定关系。可以发现，2010—2016 年，尤其是 2011 年 8 月和 2016 年初，误差修正项的绝对值较大，说明了该时期短期波动偏离长期均衡关系比较大。在 2016 年之后，短期波动偏离长期均衡的幅度开始缩小，逐渐向长期均衡的状态调整。

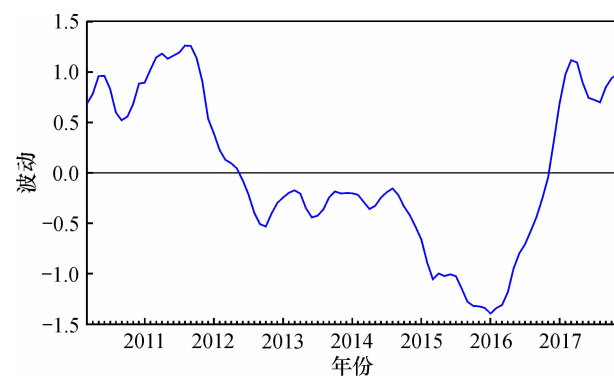


图4 LNCCPI 与 LNPPI 的协整关系

Fig. 4 Cointegration diagram of LNCCPI and LNPPI

3 结 论

通过对 2010 年 1 月—2017 年 11 月的月度数据进行整理并实证分析，本文建立 VAR 模型探讨我国大宗商品价格指数和生产价格指数的关系，运用协整检验、脉冲响应函数和方差分解对两者关系进行相应分析，并构建 VEC 模型，把 CCPI 与 PPI 的短期变动和长期变化联系起来，可以得到以下结论：

(1) 原时间序列 CCPI 和 PPI 都是不平稳的，经过一阶差分后达到平稳，两者均属于一阶单整

序列。两者的 VAR 动态模型的最大滞后阶数为 2，因此构建 VAR(2) 模型，且通过 AR 根检验，表明该 VAR(2) 模型是稳定的。

(2) CCPI 与 PPI 的协整检验结果表明了两个价格指数之间存在协整关系，因此我国大宗商品价格指数与生产价格指数之间存在长期均衡的关系。

(3) 在脉冲响应函数和方差分解中，CCPI 与 PPI 两者在受到来自对方同样大小冲击时的波动程度表现出非对称性。PPI 的一个标准差波动对 CCPI 冲击要大于 CCPI 的一个标准差波动对 PPI 冲击，从长期趋势来看，PPI 对 CCPI 有着长期的正向影响。CCPI 的一个标准差波动在当期对 PPI 产生正向波动，并在第 4 期波动影响最大，随后影响逐步减弱，说明 CCPI 与 PPI 存在双向引导关系，大宗商品价格的波动会对国内生产价格产生价格传导效应，但 CCPI 指数对 PPI 指数的作用相对于 PPI 本身来说影响较小，方差分解中也验证了这一结论，因此在我国现有的大宗商品价格体系的基础上，不断地建设和完善现有价格体系，提升其对 PPI 的预测能力，有利于经济的宏观调控。

(4) 虽然 CCPI 与 PPI 之间存在着长期均衡关系，但是短期内会由于其他因素的干扰而偏离均衡路径，因此构建 VEC 模型分析两者的短期波动和长期稳定关系。结果发现前一期的 CCPI 和 PPI 会对当期的 PPI 产生正向的影响作用，说明上一期的大宗商品价格指数上涨，会使当期的生产价格水平呈上升趋势。误差修正项系数分别为 $0.005\ 120$ 和 $-0.001\ 399$ ，表明当短期波动偏离长期均衡时，分别将以 $0.005\ 120$ 和 $-0.001\ 399$ 的调整力度将非均衡状态拉回到均衡状态。

参考文献：

- [1] Moosa I A. Are commodity prices a leading indicator of inflation? [J]. Journal of Policy Modeling, 1998, 20 (2): 201-212.
- [2] Lescaroux F, Mignon V. On the influence of oil prices on economic activity and other macroeconomic and financial variables [J]. OPEC Energy Review, 2008, 32 (4): 343-380.
- [3] 蔡慧, 华仁海. 中国商品期货指数与 GDP 指数的关系研究 [J]. 金融理论与实践, 2007 (8): 3-6.

[4] 常清, 赵冬梅, 胡捷帆. CRB 对我国 CPI 价格指数的关系引导性研究 [J]. 金融理论与实践, 2010 (10): 3-8.

[5] 戴丽辉. 国际大宗商品价格波动对我国 PPI 的影响 [J]. 金融经济, 2015 (4): 21-25.

[6] 吴翔, 张小宇. 国际大宗商品价格波动对我国物价水平非线性影响研究——基于非线性 ST-SVAR 模型的实证分析 [J]. 价格理论与实践, 2016 (5): 108-111.

[7] 卢延纯, 赵公正. 国际大宗商品价格对我国 PPI 和 CPI 传导效应的新变化 [J]. 价格理论与实践, 2017 (7): 25-28.

[8] Sims C A. Macroeconomics and reality [J]. Econometrica, 1980, 48 (1): 1-48.

[9] Johansen S, Juselius K. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration - with applications to the demand for money [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1990, 52 (2): 169-210.

[10] 宋军, 张宗新. 金融计量学: 基于 SAS 的金融实证研究 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2009.

[11] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模——EViews 应用及实例 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.

Relationship between China commodity price CCPI and PPI based on VAR-VEC model

LAO Qi-ying, TANG Guo-qiang, QU Hui-fang
(School of Science, Guilin University of Technology, Guilin 541006, China)

Abstract: Based on the monthly statistics of CCPI and PPI,the VAR model and VEC model were established. Through the cointegration test,impulse response function and variance decomposition, the relationship between CCPI and PPI is analyzed. The results show that CCPI and PPI have a long-term stable equilibrium relationship. The fluctuation of commodity price will produce price conduction effect to domestic production price,The CCPI and PPI in the previous phase will have a positive effect on the current PPI. In long-term trend,PPI has a long-term positive impact on CCPI. When the short-term fluctuations deviated from its long-term equilibrium. CCPI will be declined from 0.005 120 times to equilibrium in the next adjustment. When the PPI error correction coefficient is negative,a reverse adjustment of the current value will be at 0.001 399, the reverse will fix the next issue of PPI value so as to achieve a long-term equilibrium.

Key words: China commodity price index(CCPI);producer price index(PPI);VAR-VEC model