

我国资源类企业商品交易价格变化研究

——基于VAR模型

范振林 李 娜 刘文敏

【摘要】 本文主要通过对我国企业商品交易价格指数(CGPI)的研究,阐述各类产品价格变化及其相互关系,主要采用统计与计量经济分析方法,研究2010—2019年间CGPI的时间序列特性,以及各类价格指数变化的动态关系。结果表明:CGPI在2010—2019年间有显著性的阶段变化;各产品价格指数之间格兰杰因果关系显著,即可以认为互为变化的原因;来自农产品、矿产品、煤电电三个产品价格指数的冲击,都会对总指数产生影响,但是影响的滞后期不同,来自矿产品与煤电电价格指数的冲击对总指数影响最持久;来自煤电电价格指数的冲击,对矿产品价格指数、农产品价格指数的增长率产生显著的负面影响,且持续时间较长。为更好完善现代市场体系助于对内搞活经济、对外开放的政策要求,本文提出实行商品交易价格监测制度、建立商品交易价格信息发布制度和正确处理不同产业、不同地区之间的利益关系等三方面对策建议。

【关键词】 企业商品交易价格;价格指数;向量自回归模型

【中图分类号】 F426

【文献标识码】 A

【文章编号】 1007-9378(2022)03-0003-08

《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中提出:“充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,完善资源价格形成机制。”在市场经济中,资源配置主要是通过资源价格涨跌来引导市场主体完成。价格是市场机制的核心和国家经济运行的综合反映,价格的变化是经济和研究的重要任务之一,也是经济宏观调控的重要目标和国家宏观调控的杠杆以及社会稳定的政策载体,因此分析资源价格变化有着非常重要的理论价值和现实意义。

综合现有文献发现^[1-12],目前对企业商品交易价格进行分析的文献较多,但大都集中于能源定价、期货价格、价格形成机制影响因素、自然资源价格改革等领域,缺乏对企业商品交易价格指数及其内部动态变化的定量分析。本研究主要利用统计与计量经济分析方法,对2010—2019年10年间我国企业商品价格变化情况及其相互影响关系进行分析,为促进结构调整、深化价格机制市场化改革提供信息和技术支撑。

一、企业商品交易价格变化统计概述

目前,反映我国企业商品交易价格变化的统计指标,是由中国人民银行调查统计与编制的企业商品交易价格指数(CGPI)。该指数反映国内企业之间物质商品集中交易价格的变动情况,是全面测度国内价格和反映经济波动的综合价格指数。CGPI具有高度的权威性、代表性、准确性^[13],主要包括总指数(OPI)、农产品价格指数(API)、矿产品价格指数(MPI)、煤电电价格指数(EPI)、加工业产品价格指数(PPI),但自2009年起不再统计加工业产品价格指数。考虑受2008年金融危机影响,

【基金项目】 国家社会科学重大项目,基于自然资源资产负债表系统的环境责任审计研究,编号:15ZDB160;教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目,我国自然资源资产核算理论与方法研究,编号:19JZD013。

【作者简介】 范振林,中国自然资源经济研究院副研究员,工学博士,研究方向:自然资源与生态经济评价;李娜,中国自然资源经济研究院副研究员,经济学硕士,研究方向:自然资源资产统计核算;刘文敏,中国石油大学(北京),经济学硕士,研究方向:经济与金融统计分析。

为使分析数据不受异常波动影响,本研究选取2010—2019年10年间总指数(OPI)、农产品价格指数(API)、矿产品价格指数(MPI)、煤油电价格指数(EPI)等四个指标的月度数据分析企业商品交易价格指数值及其变化。

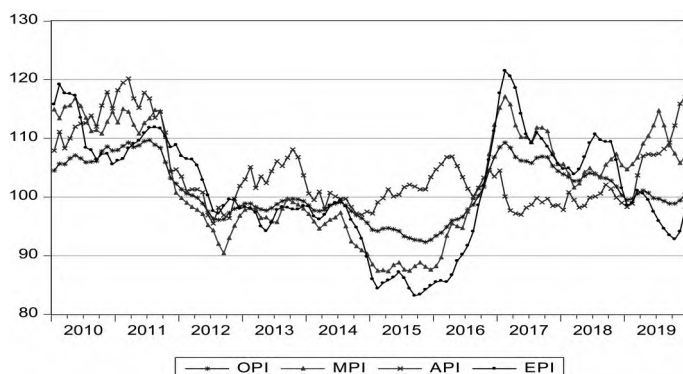


图1 2010—2019年我国企业商品交易指数变化曲线

从统计数据看出,我国CGPI总体变化(见图1)大致可以分为三个阶段,第一阶段是2010年1月至2011年12月,企业商品交易价格指数整体呈现较高态势,OPI、MPI、API与EPI的同比统计值显著大于100,故该阶段价格是持续上升的;第二阶段是2012年1月至2016年年底,企业商品交易价格指数呈现震荡走低趋势,OPI、MPI、EPI与API(除个别年份)的同比统计值维持在100以下,且MPI、EPI波动较大,2015年达到最低值,维持在90以下;第三阶段是自2017年1月至2019年,除企业商品交易价格指数OPI在2019年在100上下波动以外,API、MPI与EPI波动幅度较大,且EPI同比水平全面急剧下降至100以下,各类价格变化的周期性变化非常明显。

表1 分阶段企业商品交易价格指数基本统计特征比较

统计量	阶段(年/月)	OPI	MPI	API	EPI
平均值	10/01—11/12	107.07	112.58	113.39	110.75
	12/01—16/12	97.41	94.77	101.60	94.85
	17/01—19/12	103.20	108.25	102.21	105.59
中位数	10/01—11/12	107.45	113.4	113.7	109.35
	12/01—16/12	97.75	95.45	101.3	97.1
	17/01—19/12	103.25	107.35	99.9	106
最大值	10/01—11/12	109.7	116.8	120.2	119.2
	12/01—16/12	106.8	112.3	108.1	111.2
	17/01—19/12	109.3	117.1	117.1	121.5
最小值	10/01—11/12	102.3	100.7	104.3	105.6
	12/01—16/12	92.3	87.3	95.5	83.2
	17/01—19/12	98.9	101.6	97	92.8
标准差	10/01—11/12	1.9635	3.5721	4.2956	4.0919
	12/01—16/12	2.8542	5.0735	3.0186	7.0369
	17/01—19/12	3.0624	3.9719	5.2666	7.6144
变异系数	10/01—11/12	0.0183	0.0317	0.0379	0.0369
	12/01—16/12	0.0293	0.0535	0.0297	0.0742
	17/01—19/12	0.0297	0.0367	0.0515	0.0721

从分阶段基本统计特征(见表1)对比来看,第1、3阶段内四个指标平均值、中位数(除API)均显著大于100,即这两个阶段价格总体呈上升趋势,且OPI、API的最大值均在第1阶段取得,分别为 $MAX_{opi}=109.7$ $MAX_{api}=120.2$, MPI、EPI最大值在第3阶段取得,分别为 $MAX_{mpi}=117.1$ $MAX_{epi}=121.5$ 。特别注意的是,第1阶段内四个指标的最小值统计量都大于100,变异系数也较小,说明在第1阶段内价格指数是呈波浪状上下波动的,但价格是持续上涨的。在第2阶段内,除API以外,OPI、MPI、EPI的平均值、中位数均显著小于100,即这个阶段内价格总体呈下降趋势,四个指标的最小值

均在该阶段取得,分别是 $MIN_{opi}=92.3$, $MIN_{mpi}=87.3$, $MIN_{api}=95.5$, $MIN_{epi}=83.2$ 。观察变异系数,OPI 变异性最小,变异系数均小于 0.03,EPI 变异性较大,尤其是第 2、3 阶段内,变异系数超过了 0.07,价格波动幅度较大。

二、资源类企业商品交易价格平稳性检验

(一)资源价格白噪声检验与平稳性检验

如果一个时间序列是白噪声序列,意味着序列没有任何规律性,也就没有分析的必要^[14],因此对时间序列建模分析之前首先要进行白噪声检验,该检验常采用 Q 检验统计量及其 P 值进行判断。对原始序列的白噪声检验结果(见表 2)显示,P 值都远小于 0.05,拒绝原假设,认为序列为非白噪声序列,该序列具有规律性。

表 2 序列白噪声检验

变量	OPI		API		EPI		MPI	
滞后阶	Q 统计量	P 值	Q 统计量	P 值	Q 统计量	P 值	Q 统计量	P 值
1	118.59	0.000	106.65	0.000	115.27	0.000	115.80	0.000
2	228.39	0.000	196.63	0.000	216.33	0.000	221.21	0.000
3	327.19	0.000	273.55	0.000	301.58	0.000	314.67	0.000
4	414.21	0.000	337.23	0.000	371.39	0.000	396.96	0.000

如果时间序列不平稳(即存在随机趋势或确定趋势),直接进行分析可能会产生“伪回归”问题,因此要对时间序列进行平稳性检验,可绘制时序图、自相关图观察趋势性,也可采用 ADF 检验方法^[15]。本研究利用 Eviews 软件绘制时序图(见图 1)观察趋势,可知四个变量的序列都是非平稳序列,并对变量进行 ADF 检验,结果如表 3 所示,可知原始序列都是非平稳序列,一阶差分后的序列变为平稳序列,说明 OPI、MPI、API、EPI 是一阶单整序列,记为 $I(1)$ 。

表 3 企业商品交易价格变化 ADF 平稳检验结果

变量	检验形式	ADF 统计量	5%临界值	检验结论
OPI	(c,0,2)	-1.9607	-2.8863	不显著
DOPI	(c,0,1)	-5.1109	-2.8863	显著***
API	(c,0,1)	-1.5269	-2.8861	不显著
DAPI	(c,0,0)	-9.6867	-2.8861	显著***
EPI	(c,0,2)	-2.3917	-2.8863	不显著
DEPI	(c,0,2)	-7.7575	-2.8867	显著***
MPI	(c,0,1)	-2.0642	-2.8861	不显著
DMPI	(c,0,1)	-6.3157	-2.8863	显著***

(注:1.(c,t,k)表示检验形式,c表示含有常数项,t表示含有截距项,k表示滞后阶数;2.*、**、***分别代表在 10%、5%、1%水平上显著。)

(二)资源价格协整检验与格兰杰因果检验

非平稳数据对建立在数据平稳基础上的一些回归模型就不再适用,协整为该类游戏建模提供了新思路,其思想是:若非平稳的序列是同阶单整的,但序列的某种线性组合是零阶单整,则序列之间具有协整关系,也即变量之间具有某种长期稳定的均衡关系。

表 4 原非平稳序列的协整性检验

检验方法	原假设协整数	特征值	统计量	临界值	P 值**
迹检验	None	0.197771	53.18532	54.07904	0.0600
	At most 1	0.137348	27.62342	35.19275	0.2585
最大特征根检验	None	0.197771	25.56189	28.58808	0.1161
	At most 1	0.137348	17.13835	22.29962	0.2249

对非平稳的原始时间序列进行 Johansen 协整检验,结果(见表4)显示,迹检验与最大特征根检验都表明在显著性水平为5%的前提下,变量之间不存在协整关系,即原始序列之间不存在长期均衡关系,从而无法建立误差修正模型(ECM),问题转向对差分后平稳的序列建立向量自回归VAR模型。

建立VAR模型的前提除序列平稳外,还要求变量之间存在因果关系,格兰杰(Granger)因果检验就是用来描述变量间因果关系的方法。对一阶差分后平稳的时间序列进行格兰杰因果检验,即检验一个变量是否有助于预测另一个变量,或说检验一个变量是否是引起另一个变量变化的原因。进行格兰杰因果检验前应先尝试建立VAR模型以确定滞后阶数。

表5 一阶差分后平稳序列的格兰杰因果检验

被解释变量	解释变量	卡方统计量	自由度	P值	被解释变量	解释变量	卡方统计量	自由度	P值
DOPI	DAPI	5.778377	1	0.0162	DEPI	DOPI	8.082013	1	0.0045
	DEPI	3.466170	1	0.0626		DAPI	5.039780	1	0.0248
	DMPI	5.072450	1	0.0243		DMPI	0.734394	1	0.3915
	All	8.729217	3	0.0331		All	10.51912	3	0.0146
DAPI	DOPI	4.328784	1	0.0375	DMPI	DOPI	11.97616	1	0.0005
	DEPI	9.720858	1	0.0018		DAPI	0.092662	1	0.7608
	DMPI	0.093389	1	0.7599		DEPI	0.075163	1	0.7840
	All	11.85909	3	0.0079		All	33.80087	3	0.0000

格兰杰因果检验结果(见表5)显示,在DOPI、DAPI、DEPI、DMPI四个方程中,只有少数几个变量的格兰杰因果检验P值大于5%,而四个方程总体的格兰杰因果检验P值均小于5%,故拒绝原假设,认为DOPI、DAPI、DEPI、DMPI互为变量变化的格兰杰原因。单独观察总指标(DOPI),可以看出其余三个指标均是总指标的格兰杰原因,总指标也均是其余三个指标的格兰杰原因,这也符合现实意义。变量之间存在格兰杰因果关系,故可以建立VAR模型以进一步研究变量间的具体关系。

三、企业商品交易价格的相关分析

CGPI各单项统计量是不稳定的,差分后数据平稳。对差分后的数据进行协整检验,可知差分后的数据至少存在4个协整关系,说明差分后的数据具有某种长期稳定的均衡关系,需要建立VAR模型进一步分析各类价格变化之间的动态变化规律。

(一)向量自回归(VAR)模型理论

向量自回归(VAR)模型是采用多方程联立的形式,其不以经济理论为基础,不对变量作任何先验性的约束^[6]。原理是将系统中每一个内生变量作为每一个内生变量的滞后值函数而构造的方程,通常用于多变量时间序列系统的预测和描述随机扰动对变量系统的动态影响。

滞后P阶的VAR模型可以表示为: $Y_t = C + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + B_1 X_t + \cdots + B_r X_{t-r} + \varepsilon_t$

其中C是常数项, Y_t 表示k维内生变量向量, X_t 是j维外生变量, $A_1, \cdots, A_p, B_1, \cdots, B_r$, 是待估计的参数矩阵, ε_t 是随机扰动项。

(二)确定最佳滞后阶数

表6 水平VAR模型的滞后性检验

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-731.3796	NA	4.211018	12.78921	12.88469	12.82796
1	-646.8013	161.8020	1.277948*	11.59654*	12.07392*	11.79031*
2	-633.4042	24.69736	1.338549	11.64181	12.50109	11.99059
3	-616.1272	30.64790*	1.312556	11.61960	12.86079	12.12339
4	-608.3629	13.23302	1.522043	11.76283	13.38592	12.42164

对于滞后阶的选取,可依据LR、FPE、AIC、SC、HQ等多种检验准则,测试不同VAR模型对应的值选择最优滞后阶数。根据AIC、SC、FPE、HQ检验准则,确定VAR模型的最优滞后阶数为滞后1阶(见表6)。

(三)建立VAR(1)模型

建立不含外生变量的最优滞后阶为1阶的VAR模型,VAR(1)模型的理论形式为:

$$Y_t = C + A_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

表7 企业商品交易价格变化的VAR模型参数估计值

变量	DOPI	DAPI	DEPI	DMPI
DOPI(-1)	1.094508 (0.16321) [6.70632]	1.007808 (0.48439) [2.08057]	1.071559 (0.37693) [2.84289]	1.275460 (0.36856) [3.46066]
DAPI(-1)	-0.091379 (0.03801) [-2.40383]	-0.022917 (0.11282) [-0.20312]	-0.197093 (0.08779) [-2.24495]	0.026132 (0.08585) [0.30440]
DEPI(-1)	-0.090724 (0.04873) [-1.86177]	-0.450931 (0.14463) [-3.11783]	0.381677 (0.11254) [3.39138]	-0.030170 (0.11005) [-0.27416]
DMPI(-1)	-0.109788 (0.04875) [-2.25221]	0.044213 (0.14468) [0.30560]	-0.096479 (0.11258) [-0.85697]	0.094981 (0.11008) [0.86282]
C	-0.015718 (0.05744) [-0.27366]	0.016443 (0.17047) [0.09646]	-0.057236 (0.13265) [-0.43147]	4.61E-05 (0.12971) [0.00036]
R-squared	0.988015	0.935000	0.982960	0.979370
Adj.R-squared	0.986078	0.924495	0.980205	0.976035
Akaike AIC	1.832760	4.031360	3.467162	3.594073
Schwarz SC	2.236304	4.434903	3.870706	3.997617
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.620678	AIC	11.41310
Determinant resid covariance		0.329287	SC	13.02727
Log likelihood		-593.9596		

(注:结果包含三部分:模型的参数估计值、估计系数标准误差用()内的值表示,t检验统计量的值用[]内的值表示。)

将表7参数估计结果代入并写成方程形式:

$$\begin{cases} DOPI = 1.0945 \times DOPI(-1) - 0.0914 \times DAPI(-1) - 0.0907 \times DEPI(-1) - 0.1098 \times DMPI(-1) - 0.0157 \\ DAPI = 1.0078 \times DOPI(-1) - 0.0229 \times DAPI(-1) - 0.4509 \times DEPI(-1) - 0.0442 \times DMPI(-1) - 0.0164 \\ DEPI = 1.0716 \times DOPI(-1) - 0.1971 \times DAPI(-1) + 0.3817 \times DEPI(-1) - 0.0965 \times DMPI(-1) - 0.0572 \\ DMPI = 1.2755 \times DOPI(-1) + 0.0261 \times DAPI(-1) - 0.0302 \times DEPI(-1) + 0.0950 \times DMPI(-1) - 4.61E-05 \end{cases}$$

从企业商品交易价格变化VAR模型的检验结果来看,各方程的拟合优度很高,调整后的拟合优度分别为: $R^2_{DOPI}=0.9861$ 、 $R^2_{DAPI}=0.9245$ 、 $R^2_{DEPI}=0.9802$ 、 $R^2_{DMPI}=0.9760$,而且各个方程的AIC、SC值都很小,模型总体残差协矩阵行列式的值与AIC、SC的值也相对较小,因此模型设定较为合理。

(四)VAR模型系统的平稳性检验

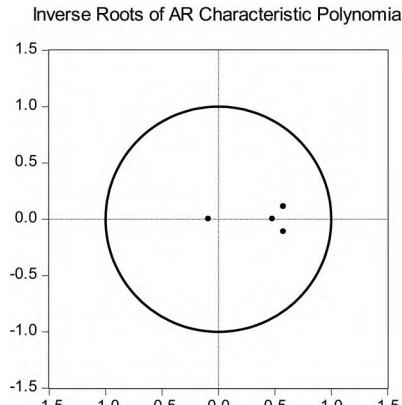
VAR模型必须是稳定的,即在系统中施加一个扰动或冲击,随着时间推移会逐渐消失。VAR模型稳定的条件是对应特征方程的根都在单位圆内或者说对应的回归系数多项式的根都在单位圆外。利用VAR模型进行分析之前应检验模型的平稳性,检验结果如表8所示。

从模型的单位根检验结果来看,显然四个点都落在单位圆内,特征根的模也显著小于1,因此模型系统平稳,可以用该模型来做总体性分析和预测。

表8 企业商品交易价格变化模型的平稳性检验

Root	Modulus
$0.577381 - 0.111642i$	0.588075
$0.577381 + 0.111642i$	0.588075
0.480601	0.480601
-0.087114	0.087114
No root lies outside the unit circle.	
VAR satisfies the stability condition.	

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



The plot displays the inverse roots of the AR characteristic polynomial on a complex plane. The horizontal axis (real part) and vertical axis (imaginary part) both range from -1.5 to 1.5. A unit circle is drawn around the origin (0,0). Four points are plotted: a pair of complex conjugates at approximately (0.588, ±0.112i) and two real roots at approximately 0.481 and -0.087. All points lie within the unit circle, indicating that the VAR process is stationary.

四、企业商品交易价格变化的脉冲响应与方差分解

(一)企业商品交易价格变化之间的脉冲响应

脉冲响应描述的是VAR模型中一个内生变量的冲击给系统内所有内生变量所带来的影响。不同于一般的回归模型,这里不是分析一个变量变化对另一个变量的影响,而是分析在模型系统中施加一个冲击或扰动对系统产生的动态影响。在企业商品交易价格变化的VAR模型中,一个正向单位冲击响应如图2所示。

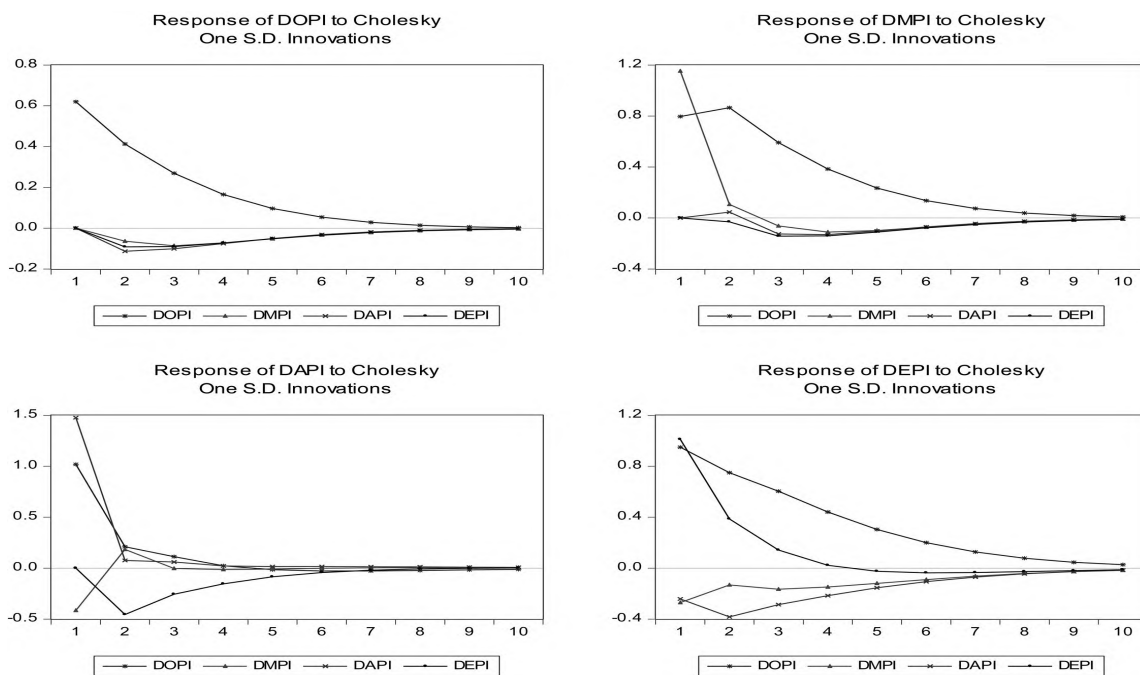


图2 企业商品交易价格变化的响应函数

从企业商品交易价格变化的脉冲响应来看:

1.企业商品交易价格对于来自自身的扰动或冲击在第1个月时做出正向响应,并逐渐减缓,在第6个月时响应基本弱化到0;农产品价格指数、矿产品价格指数、煤油电价格指数对于来自总指数的扰动或冲击,没有最初做出响应,而是在滞后1个月做出负向的响应,即引起价格指数以负的增长率变化,且影响逐步减缓。

2.当冲击来自矿产品价格指数时,其自身在第1个月时做出很强的正向响应,即矿产品价格指数以较高的增长率增加,第2个月时迅速减弱至0附近,第3个月时又对冲击做出负向响应,响应强

度基本持续到5个月逐渐减弱;总指数对此冲击在第1个月时做出较强正响应,到第2个月时增长率达到峰值0.9,往后响应缓慢弱化;农产品与煤油电价格指数均在第1个月内对该冲击做出负响应,然后第2个月减弱至0附近,到第3个月又都做出了力度相近的负向响应,随后才缓慢弱化。

3.当冲击来自农产品价格指数时,第1个月内农产品价格指数与总指数会做出正向的响应,且响应的力度均较大,到第2个月响应迅速减弱;煤油电价格指数对此扰动或冲击,没有在第1个月做出响应,而是在第2个月做出负响应,随后响应逐渐减弱;矿产品价格指数对于此扰动或冲击做出的响应有正有负,但都很微弱,可以认为农产品价格指数对矿产品价格指数影响不大。

4.当扰动和冲击来自煤油电价格指数时,第1个月内煤油电价格指数与总指数会做出正向的响应,且响应力度较大,然后总指数的响应缓慢减弱,到滞后9个月总指数的增长率受煤油电价格指数影响才降至0附近;煤油电价格指数变化对其自身将产生滞后4个月的正向影响;矿产品价格指数在第1个月内没有对冲击做出响应,到滞后2个月做出负响应,并且响应的力度一直持续到第5个月,即滞后5个月内都会导致矿产品价格指数以负的增长率变化;农产品价格指数在第1个月内就对冲击做出了负响应,到第2个月达到峰值-0.4,随后逐步减弱。

综上,来自农产品、煤油电、矿产品三个价格指数的正向冲击,都会对总指数产生正向影响,而且煤油电与矿产品的冲击对总指数的影响较为持久,即会导致总指数以正的增长率在滞后8个月内持续增长,而来自农产品价格指数的正向冲击只能在短期内导致总指数以较大的增长率增长。

就三个产品价格指数的相互影响而言,来自矿产品和农产品价格指数的冲击对其自身的影响都是短暂的,到滞后2个月时对自身价格指数增长率的影响就降到0附近,甚至后期会产生负的影响。而来自煤油电价格指数的冲击会对其自身产生相对而言影响较长,在滞后4个月内煤油电价格指数将以正的增长率增长,增长幅度逐渐减小。矿产品价格指数对来自煤油电价格指数的冲击也会做出持续时间较长负响应,对来自农产品价格指数的冲击在短期内做出负响应,随后做出正向响应。煤油电价格指数对来自农产品价格指数的冲击有显著的负向响应。

(二)企业商品交易价格变化的方差分解

方差分解是阐述VAR模型中的变量产生影响的每个随机扰动的相对重要信息,评价不同结构冲击的重要性,企业商品交易价格变化VAR模型的方差分解如图3所示。

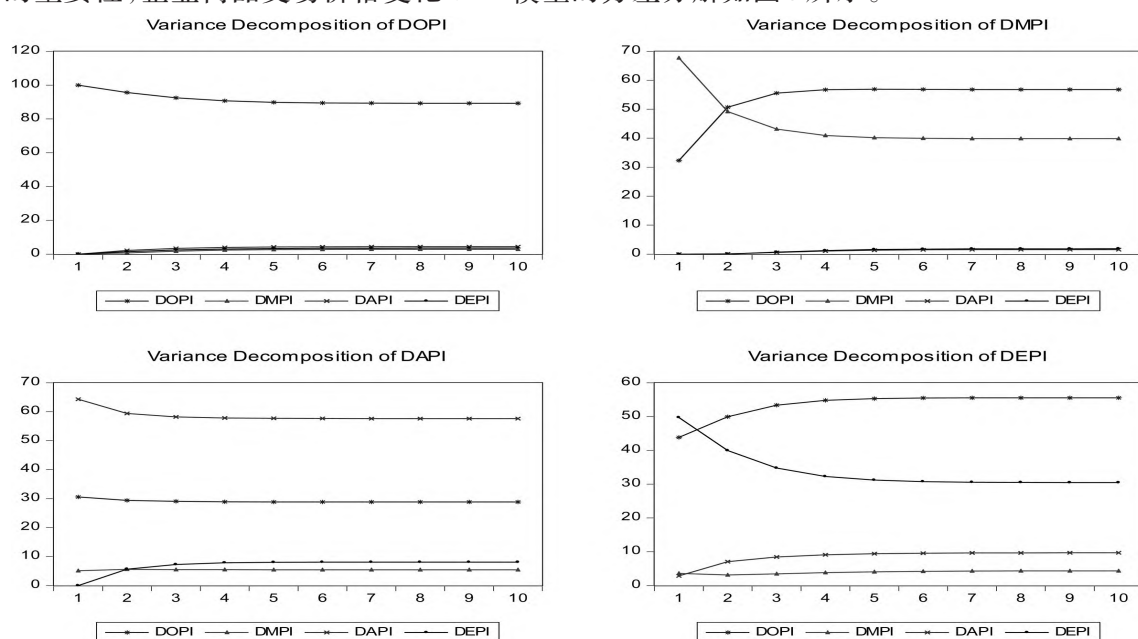


图3 企业商品交易价格变化的方差分解

企业商品交易价格变化的方差分解结果显示,价格在受到冲击之后,每一种产品价格受其他商品价格冲击影响的贡献度在4个月后基本稳定,而且短期内各种价格变化受自身冲击的影响最大。具体分析:企业商品交易价格指数方差中由自身的扰动或冲击所引起的贡献程度都是由大变小的,到第4个月左右基本稳定,总指数受自身变化影响最大,自身贡献率约为90%,矿产品对总指

数的贡献率为10%左右;农产品价格指数自身方差贡献率为60%,总指数、煤油电价格指数的方差贡献率分别为30%、10%左右;矿产品与煤油电价格指数对自身的方差贡献率不足40%,而总指数对他们的贡献率均接近60%,别的指数各自对他们的贡献均不足10%。

五、结论与建议

(一)结论

本文主要采用统计与计量经济分析方法,研究了2010—2019年间CGPI的时间序列特性以及各类价格指数变化的动态关系。CGPI在2010—2019年有显著性的阶段变化;各产品价格指数之间格兰杰因果关系显著,即可以认为互为变化的原因;来自API、MPI、EPI三个产品价格指数的冲击,都会对总指数OPI产生影响,但是影响的滞后期不同,来自矿产品与煤油电价格指数的冲击对总指数影响最持久,来自农产品价格指数的冲击对总指数影响较短暂;来自煤油电价格指数的冲击对矿产品价格指数、农产品价格指数的增长率产生显著的负影响,且持续时间较长;来自其他产品价格指数的冲击的影响就不显著或很短暂。

(二)建议

1.实行商品交易价格监测制度。由国家价格管理部门牵头,依托国内大型企业和交易市场,形成商品交易价格监测体系,及时反映市场价格变动情况,主要包括信息报送、监测分析和监督检查等内容。建立价格预警和快速反应机制。发挥国家价格预警系统的作用,针对不同门类资源价格的预警信号,分析研究评估后发布,形成信息渠道通畅、数据来源准确、独具特色的预警机制和监督机制。

2.建立商品交易价格信息发布制度,引导合理形成价格。通过对区域性和全国性的商品交易市场信息以及经济运行情况的分析,掌握市场的供求和价格变化,准确判断资源行业的发展态势和存在问题,定期发布价格变化情况,充实和完善价格信息发布制度的内容,做好价格信息的资源共享,促进价格的合理形成和平稳运行。

3.正确处理不同产业、不同地区之间的利益关系。创新宏观调控方式^[17],推进资源价格改革,要通盘考虑,科学论证,坚持把不断提高人民生活水平作为发展的根本出发点和落脚点^[18],并兼顾经济社会发展的各个方面、各个环节。要合理调整资源产品的比价关系,建立健全相关行业价格联动机制,以及上下游产业之间、地区之间的利益调节机制。

【参考文献】

- [1] 温桂芳.价格改革30年:回顾与思考[J].财贸经济,2008(11):91-93.
- [2] 崔莉.价格改革三十年的回顾[J].西安财经学院学报,2009(1):116-118.
- [3] 刘助仁.深化资源价格改革的基本取向[J].粤港澳市场与价格,2008(11):3-6.
- [4] 贾云鹏,崔丽歌.循环经济视角下的自然资源价格改革[J].中国物价,2009(1):10-12.
- [5] 茅于軾等.煤炭的真实成本[M].北京:煤炭工业出版社,2008.
- [6] 李景,齐晓安.生产要素价格改革与现代市场体系研究[J].甘肃社会科学,2009(1):54-56.
- [7] 王行鹏,宋晓东.论我国资源价格体策的合理构建及路径选择[J].中国物价,2008(10):9-11.
- [8] 罗佐县.我国成品油价格改革趋势及风险应对[J].中国石油和化工经济分析,2008(8):11-13.
- [9] 夏明高.石油定价机制经济学分析[J].合作经济与科技,2007(5):27.
- [10] 濮洪九.完善煤炭价格形成机制,促进煤炭工业可持续发展[J].煤炭企业管理,2005(4).
- [11] 冷淑莲,冷崇总.深化自然资源价格改革的对策[J].粤港澳市场与价格,2007(11):3-5.
- [12] 刘乃军,路卓铭.我国资源价格重构的理论思考与机制探讨[J].求实学刊,2007(4):57-59.
- [13] 郑荣臻.企业商品交易价格指数的GM(1,1)预测模型[J].时代金融,2008(7):26-27.
- [14] 詹姆斯 D.汉密尔顿著,刘明志译.时间序列分析[M].北京:中国社会科学出版社,1999.
- [15] 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,2006.
- [16] 易丹辉.数据分析与EViews应用[M].北京:中国人民大学出版社,2008.
- [17] 范振林,马苗卉等.我国能源消费与工业增长变化关系研究[J].中国国土资源经济,2016(10):60-64.
- [18] 单东方.资源型地区创新能力评价指标体系构建[J].统计与决策,2020(2):38-42.

(责任编辑:刘冰冰)