

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2012.03.010

国际大宗商品价格与我国经济周期关联性研究*

周菊花

(大连理工大学 经济学院,辽宁 大连 116024)

摘要:根据2000年1月—2011年11月的月度数据,采用转折点分析、相关系数分析和时间序列分析(MS-VAR模型)研究国际大宗商品价格与我国经济周期的关联性,结果表明:国际大宗商品价格与我国经济周期存在较强的正相关性,且国际大宗商品价格与我国工业增加值、CPI之间存在状态转移特征。国际大宗商品价格变动领先于我国工业增加值同比增长而滞后于我国CPI同比增长,三者的波动特征极为相似,平均周期长度也较为接近,且存在格兰杰因果关系;我国经济周期的扩张和收缩是引起国际大宗商品价格波动的一个重要原因,而国际大宗商品价格的波动则会加剧我国经济周期的扩张和收缩。我国应积极培育新兴进出口市场,建立大宗商品的国际储备制度及其信息系统和监测预警机制,以分散和防范国际大宗商品价格风险。

关键词:国际大宗商品;经济周期;MS-VAR;状态转移;价格波动;工业增加值;CPI;经济收缩期;经济扩张期

中图分类号:F014.8;F113.7 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2012)03-0078-10

Study on the Correlation between International Commodity Prices and China's Economic Cycle

ZHOU Ju-hua

(School of Economics, Dalian University of Technology, Liaoning Dalian 116024, China)

Abstract: In this paper, we have conducted an empirical study from a more systematic and comprehensive perspective to analyze the relationship between international commodity prices and China's economic cycle through the turning point analysis, correlation coefficient analysis and time series analysis (MS-VAR model) and according to monthly data during January, 2000-November, 2011. The results show that international commodity price is strongly positively related to China's economic cycle, furthermore, there is state-switching characteristic between international commodity price and China's industrial value-added as well as CPI, that the change of international commodity price is in ahead of the year on year growth of China's industrial value-added but lags behind the year on year growth of China's CPI, the volatility feature of the three is quite similar, the length of average period is quite contiguous and there exists Granger causality among the three, that the expansion or contraction of China's economic cycle is an important reason for the price volatility of international commodity, and vice versa, the price volatility of international commodity can intensify the expansion or contraction of China's economic cycle. China should actively cultivate new import-export market, establish international reserve system, information system and early warning mechanism for international commodity to disperse and prevent international commodity price risk.

Key words: international commodity; economic cycle; MS-VAR; state-switching; price volatility; industrial value-added; CPI; economic contracting period; economic expanding period

* 收稿日期:2012-03-22;修回日期:2012-04-18

作者简介:周菊花(1987—),女,湖南浏阳人;硕士研究生,在大连理工大学管理与经济学部经济学院学习,主要从事国际宏观和大宗商品价格研究;Tel:13998674159, E-mail:zhoujuhua520@126.com。

一、引言

有研究表明,国际大宗商品价格具有周期性(Cashin et al, 2002),探寻国际大宗商品价格周期的成因便成为大宗商品领域的重要研究方向。西方学者研究发现,国际大宗商品价格与宏观经济活动呈现出一定的相关性。第二次世界大战以来,国际大宗商品价格经历了三次热潮:1950—1951年,朝鲜战争掀起国际大宗商品价格的第一个热潮;1973—1974年,普遍歉收和欧佩克的管理导致石油价格成倍上涨,掀起了第二次价格上涨周期;第三次热潮始于2004年,中国和印度等发展中国家对能源需求的爆炸性增长起了关键作用。这三次热潮无一例外都与当时的宏观经济环境密切相关。同时,随着中国改革开放的逐渐深入,尤其是加入WTO后,国内与国外的经济联系更加紧密,中国在国际商品市场上的角色也变得举足轻重,并在一定程度上影响着国际大宗商品价格。

众所周知,中国是一个严重资源依赖的国家,本身的资源储量无法满足经济高速增长带来的巨大资源需求增长,而通过国际市场进口是填补需求缺口的有效途径,因此形成了国际市场上大宗商品价格受“中国因素”影响的现象。在国际大宗商品价格暴涨的六年(2002—2007年)里,也正是中国经济高速增长的六年,其年均GDP增长率接近10%,使得“中国因素”在众多影响国际大宗商品价格波动因素中成为令人关注的热点。而对于正处在工业化和城市化快速扩张时期的中国而言,国际大宗商品价格波动也势必会对其经济增长有不小的冲击:它不仅会使工业企业成本增加,利润空间变薄,还会引起由大宗商品进口价格上涨带来的PPI上涨,最后导致通货膨胀,灼伤中国经济。因此,国际大宗商品价格波动与我国宏观经济发展之间是相互作用、相互影响的,而这种相互作用、相互影响主要是通过国际贸易进口传导的。国际大宗商品价格波动,通过一般贸易和加工贸易,以进口大宗商品为载体,向国内市场直接或间接传导;而国内市场对大宗商品的巨大需求,也通过进口进一步刺激国际大宗商品价格。由此可见,研究国际大宗商品价格与中国宏观经济之间的关联性,对我们维护国家经济安全、稳定国内物价和正确制定大宗商品战略,最大限度地减少在发展过程中的生产成本,以最小的代价获得最大的效益具有重要意义。

西方学者对于国际大宗商品价格与宏观经济关系的研究较为丰富。Furlong等(1996)、Mahdavi等(1997)和Ramaprasad等(2008)均指出大宗商品价格是通货膨胀的先行指标。Jaramillo等(2009)通过误差修正模型发现中国工业产出与各类大宗商品国际价格之间存在显著正向关系。Jonathan等(2010)探讨了金、银、铂和钯四种金属的价格波动及影响其波动的宏观经济因素(商业周期、货币政策、金融环境等)。Marco等(2010)运用FAVAR模型研究了非能源商品价格与原油价格、美元汇率、利率、工业产值等宏观经济因素之间的关系,脉冲响应的结果表明,汇率和工业生产值影响部分非能源商品价格。Frank等(2010)运用美国的数据,采用VAR实证研究发现大宗商品价格、消费者价格和货币之间存在长期的动态关系,大宗商品价格和消费者价格均与货币供应量成正比,在初始阶段大宗商品价格对货币供给的冲击反应过度。Ramaprasad等(2011)运用两状态的MS-VAR对原油等四种有代表性的大宗商品与汇率、短期利率等金融变量之间的关系进行了研究,发现大宗商品价格与宏观经济变量具有状态转移特征。

近年来,国内学者也开始进行国际大宗商品价格的研究,定量分析的成果也逐渐增加。蔡慧等(2007)指出商品期货指数与GDP指数之间存在因果关系,且两者之间存在长期均衡关系。中国人民银行重庆营管部课题组(2009)利用Granger因果检验等方法进行分析后发现,国际大宗商品价格波动与我国物价水平、出口形势、经济增长等指标的变动具有一定程度上的一致性。关旭(2010)用VAR模型研究了中国GDP、货币供应量、进出口、国内产量等宏观变量对以有色金属为代表的国际大宗商品价格的影响,结果表明:除锌外,货币供应量对其他5种商品价格影响最大,并且滞后期都为1;锌主要受进口量和我国产量的影响,滞后期介于1~3期之间。

目前,国内学者对国际大宗商品价格的实证研究较少,对国际大宗商品价格与我国宏观经济之间的关联性研究更是十分罕见。本文将采用转折点分析、相关系数分析和时间序列分析(MS-VAR模型)来研究国际大宗商品价格波动与我国工业增加值和CPI波动的关系,以期能比较系统和全面地把握国际大宗商品价格与我国经济周期的相关性。

二、数据处理及模型设定

1. 数据来源及处理

本文分析所使用的样本是 1978—2010 年的年度数据和 2000 年 1 月—2011 年 11 月的月度数据。国际大宗商品价格月度数据选取的是国际上普遍认可的国际货币基金组织大宗商品价格综合指数^①,用 CI 表示,其同比增长用 RCI 表示。中国的 GDP 和工业增加值年度数据均来源于中国经济统计数据库综合年度库,两者均用中国的 CPI 进行平减,其同比增长分别用 $RGDP$ 和 $RIVA$ 表示。工业增加值月度同比增长和 CPI 月度同比数据均来源于中国经济统计数据库宏观月度库,其同比增长分别用 $RIVA$ 和 $RCPI$ 表示。由于统计原因,工业增加值月度同比增速数据不连续,本文用 2 月份的数据直接代替 1 月份的数据,并用 MA(5) 进行平滑,得到连续数据。CPI 的月度同比增速数据是用居民消费价格指数同比指数减去 100 得到的。本文所用的月度数据均经过了季节调整,且都是实际值。

2. MS-VAR 模型介绍

本文对国际大宗商品价格与我国经济周期关联性的实证分析采用 Markov 状态转换的 VAR 模型,该模型最早是由 Hamilton(1989)提出的,模型的总体思想是:基础数据生成的可观测的时间序列向量 y_t 的参数取决于不可观测的状态变量 s_t ,而不可观测的状态变量 s_t 表示的是经济处于不同的经济状态。如果时间序列是随经济状态而变动的,那么无限制的 VAR 模型即使是稳定的,其模型参数不随经济状态而变化也是不恰当的。因此,MS-VAR 是解决这类问题比较好的方法。本文结合 Hamilton(1989)分析宏观经济的思路,假设存在两个经济状态,即 $s_t = \{1, 2\}$ 。当 $s_t = 1$ 时,说明经济处于收缩期,当 $s_t = 2$ 时,说明经济处于扩张期。MS-VAR 模型是依据状态转换概率来实现的,状态转换概率指当经济进入一种状态 i 时,下一期会从状态 i 进入到状态 j 的概率值,用条件概率可以表示为:

$$p_{ij} = P(s_{t+1} = j | s_t = i)$$

$$\text{其中, } \sum_{j=1}^2 p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2\}$$

那么,状态转换矩阵为:

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix}$$

其中, $p_{11} + p_{12} = p_{21} + p_{22} = 1$ 且 $0 \leq p_{11}, p_{12}, p_{21}, p_{22} \leq 1$ 。

状态转换的 VAR 模型主要有两种,一种是基于均值调整的 MS-VAR 模型(MSM-VAR),另一种是基于截距调整的 MS-VAR 模型(MSI-VAR)。对于存在两种状态,滞后 p 阶的均值调整的 MS-VAR 模型 MSMAH(2)-VAR(p) 可以写成:

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + \varepsilon_t$$

其中: $\varepsilon_t \sim NID(0, \sum(s_t))$; 当 $s_t = 1$ 时, $\mu(s_t) = \mu_1$; 当 $s_t = 2$ 时, $\mu(s_t) = \mu_2$ 。

在这类模型中,如果状态发生变动,将导致均值的跳跃性变化。

而对于两种状态,滞后 p 阶的截距调整的 MS-VAR 模型 MSIAH(2)-VAR(p) 可以写成:

$$y_t = \vartheta(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + \varepsilon_t$$

经过反复调试,且根据 AIC 和 SC 准则的比较结果得知,模型 MSIAH(2)-VAR(5) 配适性较好。故本文将构建此非线性模型,以考察国际大宗商品价格与我国经济周期之间的关联性。

三、实证分析

国内生产总值是衡量经济周期的较好指标,但由于统计原因,国内生产总值仅有年度数据和季度数据,无法较好地反映经济增长的短期波动,而更多反应的是经济增长的长期波动。为了更好地研究经济的短期波动,本文选用工业增加值作为替代指标来衡量经济周期。下面对这一做法是否合理进行验证。从实际国内生产总值(GDP)和实际工业增加值(IVA)的波动情况看(见图 1),1978 年至 2010 年我国 GDP 和 IVA 在总体趋势上一致,具有明显的、相似的波动特征,两者的波动周期大体一致,只是波动幅度略有差别,工业增加值的波动幅度略大于国内生产总值的波动幅度。

^① 由于国际大宗商品以美元计价,故用美国的 PPI 对国际大宗商品价格指数进行平减,消除通货膨胀,美国的 PPI 数据来源于美国劳工部官方网站。

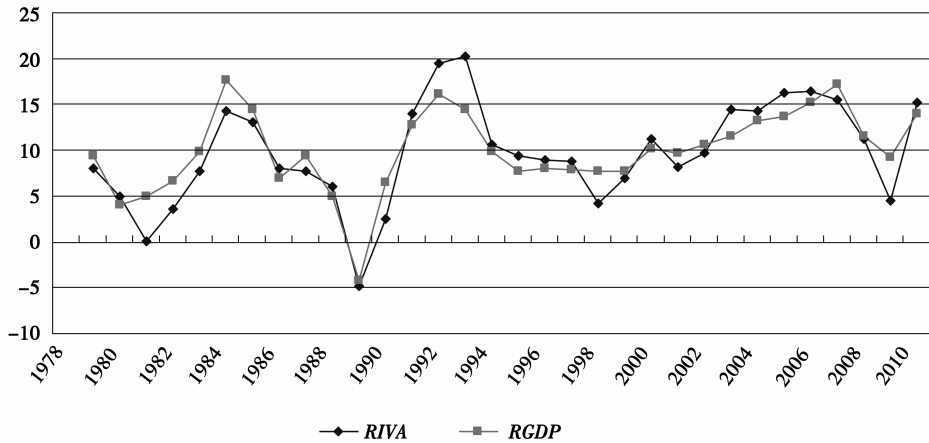


图1 1978—2010年国内生产总值(GDP)与工业增加值(IVA)的波动情况

注:RGDP表示年度实际国内生产总值的同比增长速度;RIVA表示年度实际工业增加值的同比增长速度,其单位均为%。

通过对年度RGDP和年度RIVA进行两种方法的单位根检验(见表1),两者均是零阶单整的序列,即RGDP和RIVA均是平稳的时间序列。两者的分

布形态相似,故工业增加值可以较好地反映经济周期的波动特征。

表1 年度RGDP和年度RIVA的单位根检验

变量水平值	ADF 检验		PP 检验	
	年度RGDP	年度RIVA	年度RGDP	年度RIVA
SC 值	5.644 125	6.015 403	5.733 625	6.159 588
统计量值	-4.628 283	-4.455 769	-3.861 109	-5.005 500
临界值(1%)	-4.323 979	-4.296 729	-4.284 580	-4.284 580
临界值(5%)	-3.580 623	-3.568 379	-3.562 882	-3.562 882
临界值(10%)	-3.225 334	-3.218 382	-3.215 267	-3.215 267
似然值	-69.021 130	-83.428 650	-83.720 210	-90.322 630
P 值	0.005 0*	0.006 9*	0.026 3**	0.001 7*
检验结果	平稳	平稳	平稳	平稳

注:零假设为时间序列含有一个单位根,最大滞后阶数为8阶,上述检验均带有截距项和趋势,*、**、***分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上拒绝原假设。

借鉴国内外的研究成果,本文将采用转折点分析、相关系数分析和时间序列分析来检验国际大宗商品价格与我国经济周期的关联性,从比较系统和全面的角度来分析国际大宗商品价格与我国经济周期的相关性。

1. 转折点分析

国内生产总值增长率是衡量经济周期的一个

理想指标,考虑到大宗商品价格波动的频繁性以及国内生产总值的统计规则,并通过比较和验证,决定选用工业增加值的月度数据来代替国内生产总值反映经济周期的波动特征。为减少由于指标的单一带来的不确定性,故增加CPI的波动来衡量我国的经济周期,增强其说服力。

图2—3描绘的是国际大宗商品价格及我国工

业增加值和 CPI 的波动情况,可以看出三者的波动趋势大体上趋于一致,出现转折点的位置也极为相似,但波动幅度略有差别。据图我们可以将其出现的拐点总结如表 2。

表 2 所列出的是国际大宗商品价格和中国经济周期的主要拐点,从对比中可知,虽然其转折点没有精确的时间对照关系,但也有部分重合的现象,其周期波动均表现出不对称性,但平均周期长度趋于一致。国际大宗商品价格的转折点略微滞后于我国 CPI 同比增长的转折点,但与我国工业增加值同比增长的领先滞后关系却不明确。

2. 相关系数分析

转折点的比较仅提供了一种直观的感受,并不能很好地刻画两者的关系,准确研究国际大宗商品

价格与我国经济周期的关系,还需借助相关系数分析。本文借助 Eviews6 计算得出国际大宗商品价格指数同比增长(RCI)与工业增加值同比增长($RIVA$)和居民消费价格指数同比增长($RCPI$)两序列之间的相关系数(见表 3)。

从表 3 的计算结果可知,国际大宗商品价格与中国经济周期具有正相关性,相关系数均达到 0.644 3 和 0.523 5;国际大宗商品价格指数略微领先于工业增加值同比增长周期,却滞后于居民消费价格指数同比增长; RCI 与 $RIVA$ 滞后 0 至 5 期的相关系数均超过 0.5, $RCPI$ 与 RCI 滞后 0 至 2 期的相关系数也都超过 0.5。这也说明两者的波动情况基本一致,且显著相关。

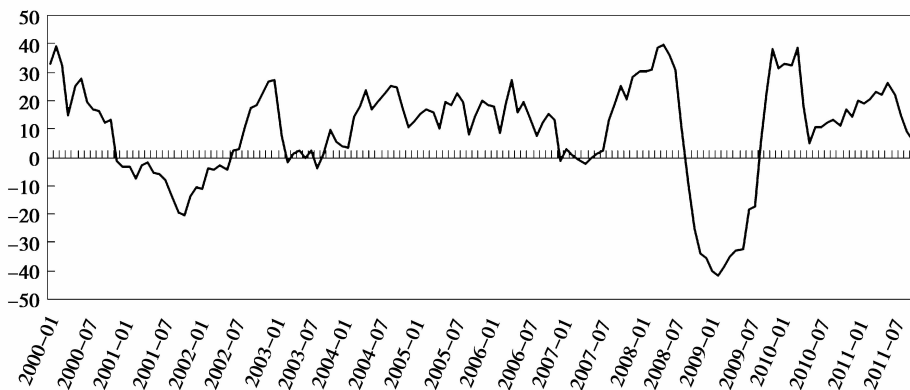


图 2 国际大宗商品价格(CI)的波动情况

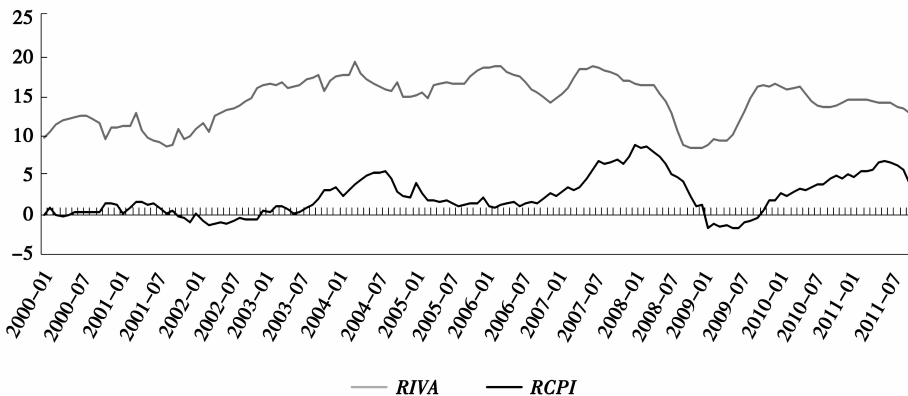


图 3 国内工业增加值(IVA)和居民消费价格指数(CPI)的波动情况

表2 国际大宗商品价格周期与中国经济周期的转折点

国际大宗商品价格周期			
峰	周期长度(月)	谷	周期长度(月)
2000-02		2001-11	
2003-02	36	2003-09	22
2004-10	20	2007-05	44
2008-07	45	2009-03	22
2009-12	17	2010-07	16
2011-06	18		
平均周期长度(月)	26.6		
我国工业增加值同比增长周期			
峰	周期长度(月)	谷	周期长度(月)
2000-06		2000.12	
2001-04	10	2001-10	10
2004-04	36	2005-04	42
2006-03	23	2006-12	20
2007-07	16	2008-10	22
2010-01	30	2010-09	23
平均周期长度(月)	23.2		
我国CPI同比增长周期			
峰	周期长度(月)	谷	周期长度(月)
2000-02		2000-04	
2000-12	10	2001-02	10
2001-05	5	2002-04	14
2004-09	40	2006-03	47
2008-02	41	2009-02	35
2011-06	40		
平均周期长度(月)	26.85		

表3 国际大宗商品价格与我国经济周期相关系数表

	<i>RCI</i>	<i>RCI</i> (-1)	<i>RCI</i> (-2)	<i>RCI</i> (-3)	<i>RCI</i> (-4)	<i>RCI</i> (-5)
<i>RIVA</i>	0.540 5	0.467 4	0.379 5	0.274 9	0.170 1	0.079 6
<i>RIVA</i> (-1)	0.611 5	—	—	—	—	—
<i>RIVA</i> (-2)	0.644 3	—	—	—	—	—
<i>RIVA</i> (-3)	0.641 9	—	—	—	—	—
<i>RIVA</i> (-4)	0.602 2	—	—	—	—	—
<i>RIVA</i> (-5)	0.543 7	—	—	—	—	—
<i>RCPI</i>	0.502 8	0.523 5	0.511 5	0.484	0.445 9	0.385 6
<i>RCPI</i> (-1)	0.459 8	—	—	—	—	—
<i>RCPI</i> (-2)	0.398 9	—	—	—	—	—
<i>RCPI</i> (-3)	0.331 9	—	—	—	—	—
<i>RCPI</i> (-4)	0.250 9	—	—	—	—	—
<i>RCPI</i> (-5)	0.157 9	—	—	—	—	—

3. 时间序列分析

本文选用马尔科夫状态转换的向量自回归模型对国际大宗商品价格周期与我国经济周期之间的关系进行实证分析。由于各变量均是时间序列,

在进行实证分析之前先进行单位根检验,检验数据的平稳性。单位根检验采用 ADF 和 PP 两种检验方法,检验分有截距项和有截距项且有时间趋势项两种方式,检验结果见表 4。

表 4 单位根检验结果

变量	ADF 检验		PP 检验	
	含截距项	截距项和趋势项	含截距项	截距项和趋势项
<i>RCPI</i>	-2.064 584 (0.259 4)	-2.648 129 (0.260 1)	-2.309 731 (0.170 4)	-2.619 324 (0.272 5)
<i>RIVA</i>	-2.724 513 (0.072 6)	-2.391 190 (0.382 4)	-2.543 593 (0.107 5)	-2.401 313 (0.377 3)
<i>RCI</i>	-3.562 558 (0.007 7)	-3.599 086 (0.033 4)	-3.416 627 (0.011 9)	-3.422 942 (0.052 4)
<i>D(RCPI)</i>	-5.307 234 (0.000 0)	-5.260 355 (0.000 1)	-10.673 82 (0.000 0)	-10.642 21 (0.000 0)
<i>D(RIVA)</i>	-5.087 815 (0.000 0)	-5.292 258 (0.000 1)	-10.358 65 (0.000 0)	-10.378 03 (0.000 0)
<i>D(RCI)</i>	-9.081 478 (0.000 0)	-9.065 779 (0.000 0)	-9.185 714 (0.000 0)	-9.169 871 (0.000 0)

注:数据均是实际数据的同比增长率, $D(X)$ 表示 X 的一阶差分序列,括号内为检验的P值。

从检验结果可知,在1%的显著水平上,国际大宗商品价格指数同比增长、CPI 同比增长和工业增加值同比增长均无法拒绝原假设,各变量的水平值序列皆存在单位根,为非平稳时间序列。而各变量经过一阶差分后均可以拒绝原假设,为平稳时间序列。所以各变量均是一阶单整序列。

由于格兰杰因果检验要求数据必须是平稳的时间序列,故将国际大宗商品价格指数同比增长、

CPI 同比增长和工业增加值同比增长进行一阶差分后进行格兰杰因果检验,同时根据 AIC、SC、HQ 等准则来确定最佳滞后阶数,检验结果见表 5。

从格兰杰因果检验结果可知,国际大宗商品价格指数同比增长与工业增加值同比增长和 CPI 同比增长均存在单向格兰杰因果关系,这表明国际大宗商品价格与我国经济关系密切,有极强的关联性。

表 5 格兰杰因果检验

原假设	F 统计量	P 值	最佳滞后阶数	检验结果
<i>RIVA</i> 非格兰杰影响 <i>RCI</i>	20.831 2	0.000 01 *	1	拒绝原假设
<i>RCI</i> 非格兰杰影响 <i>RIVA</i>	1.269 5	0.261 8	1	接受原假设
<i>RCI</i> 非格兰杰影响 <i>RCPI</i>	8.081 2	0.005 2 *	1	拒绝原假设
<i>RCPI</i> 非格兰杰影响 <i>RCI</i>	2.593 0	0.109 6	1	接受原假设

注:*、**、*** 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上拒绝原假设。

表6 模型估计的统计量检验结果

MS-VAR(MSIAH(2)-VAR(5))		线性 VAR	
对数似然值	-615.326 3	对数似然值	-693.687 1
AIC 值	10.588 7	AIC 值	10.915 1
HQ 值	11.541 5	HQ 值	11.382 9
SC 值	12.933 2	SC 值	12.066 1
LR linearity test	156.721 7		
Chi(54) = [0.0000]**	Chi(56) = [0.0000]**	DAVIES = [0.0000]**	

表7 模型估计结果

状态一:收缩期			状态二:扩张期				
	D(RCI)	D(RCPI)	D(RIVA)		D(RCI)	D(RCPI)	D(RIVA)
常数(C)	-4.031 826 (-4.647 4)	-0.121 788 (-1.606 9)	-0.431 934 (-4.035 5)	常数(C)	1.624 746 (3.556 6)	0.132 677 (2.874 9)	0.235 370 (4.989 4)
D(RCI)(-1)	0.492 072 (3.996 7)	0.018 400 (1.709 8)	0.000 814 (0.053 9)	D(RCI)(-1)	-0.163 029 (-1.898 1)	0.020 434 (2.355 2)	0.006 264 (0.715 1)
D(RCI)(-2)	-0.154 367 (-1.003 8)	-0.004 651 (-0.350 9)	-0.000 881 (-0.046 2)	D(RCI)(-2)	0.082 846 (1.053 1)	-0.007 210 (-0.899 5)	0.024 987 (3.040 2)
D(RCI)(-3)	-0.256 611 (-1.806 5)	-0.018 141 (-1.506 3)	-0.004 612 (-0.262 1)	D(RCI)(-3)	-0.043 635 (-0.574 5)	0.018 648 (2.415 9)	-0.002 249 (-0.290 8)
D(RCI)(-4)	0.191 627 (1.075 2)	-0.025 875 (-1.701 3)	-0.017 813 (-0.798 3)	D(RCI)(-4)	0.057 770 (0.861 5)	0.013 826 (2.007 8)	-0.011 043 (-1.612 7)
D(RCI)(-5)	-0.085 742 (-0.698 6)	0.026 591 (2.481 8)	-0.032 878 (-2.182 0)	D(RCI)(-5)	0.100 525 (1.420 9)	-0.020 004 (-2.696 6)	0.013 981 (1.920 3)
D(RCPI)(-1)	1.514 216 (0.975 8)	-0.122 666 (-0.934 8)	0.242 694 (1.256 5)	D(RCPI)(-1)	0.381 640 (0.483 7)	0.003 341 (0.040 8)	-0.024 192 (-0.296 9)
D(RCPI)(-2)	-3.421 250 (-2.269 9)	0.255 749 (1.941 4)	0.207 046 (1.107 0)	D(RCPI)(-2)	-0.105 624 (-0.135 6)	0.018 090 (0.224 0)	-0.371 993 (-4.569 8)
D(RCPI)(-3)	-0.699 949 (-0.417 1)	0.593 973 (3.912 7)	0.419 931 (2.045 7)	D(RCPI)(-3)	-0.880 408 (-1.237 9)	-0.075 468 (-1.035 9)	0.130 778 (1.773 9)
D(RCPI)(-4)	6.234 070 (3.504 5)	-0.088 462 (-0.581 3)	-0.170 107 (-0.769 2)	D(RCPI)(-4)	0.347 595 (0.504 7)	0.022 288 (0.316 0)	-0.073 451 (-1.022 3)
D(RCPI)(-5)	-2.634 046 (-1.632 4)	-0.427 335 (-3.154 9)	0.135 130 (0.682 8)	D(RCPI)(-5)	0.783 533 (1.158 4)	0.352 582 (5.010 5)	0.009 611 (0.137 0)
D(RIVA)(-1)	4.281 237 (3.921 8)	0.000 431 (0.004 6)	-0.438 550 (-3.216 2)	D(RIVA)(-1)	1.003 189 (1.557 0)	-0.028 916 (-0.431 2)	0.454 461 (6.865 6)
D(RIVA)(-2)	-1.095 457 (-0.407 7)	0.217 543 (0.976 3)	0.621 876 (1.948 8)	D(RIVA)(-2)	1.087 036 (1.936 5)	-0.164 144 (-2.848 9)	0.134 462 (2.336 4)
D(RIVA)(-3)	1.875 613 (0.633 7)	-0.384 330 (-1.655 1)	-0.143 383 (-0.436 2)	D(RIVA)(-3)	1.050 644 (1.803 6)	0.422 917 (6.980 2)	0.020 872 (0.346 2)
D(RIVA)(-4)	2.188 257 (0.922 8)	-0.017 795 (-0.092 4)	0.211 772 (0.813 3)	D(RIVA)(-4)	1.400 649 (2.208 8)	0.045 028 (0.686 4)	0.027 297 (0.420 6)
D(RIVA)(-5)	-2.097 229 (-1.156 8)	0.793 351 (5.030 0)	-0.394 281 (-1.756 8)	D(RIVA)(-5)	0.467 823 (0.753 8)	-0.178 792 (-2.800 2)	-0.334 189 (-5.278 9)

注:括号内为 t 统计量值, D(X) 表示 X 的一阶差分序列。

为满足模型的稳定性要求,对样本数据一阶差分后建立 MS-VAR 模型。根据 AIC、SC 准则,并经过反复调试确认最优模型为 MSIAH(2)-VAR(5)。文章运用 OX 软件包中的 MSVAR 优化包在 givewin2 平台上,采用基于极大似然估计的 EM 算法进行参数估计。通过对最优模型 MSIAH(2)-VAR(5)的估计,统计量结果见表 6。从表 6 可知,该模型的最大似然估计值为 -615.326 3,大于传统的线性 VAR 模型的估计值,表明该模型优于传统的线性 VAR。且该模型整体显著,解释能力较强,证明该模型选择较为合理。

模型参数估计的具体结果见表 7,可以得到如下基本结论:

(1)经济处于收缩期

国际大宗商品价格同比增长的一阶滞后对其本身有正向的影响,三阶滞后对其本身有负向的影响。CPI 同比增长的二阶滞后对国际大宗商品价格同比增长有显著的负向影响,四阶滞后对国际大宗商品价格同比增长有显著的正向影响。工业增加值同比增长的一阶滞后对国际大宗商品价格同比增长有显著的正向影响。

CPI 同比增长的二阶和三阶滞后对其本身有显著的正向影响,而五阶滞后对其本身有显著的负向影响。国际大宗商品价格同比增长的五阶滞后和工业增加值同比增长的五阶滞后均对 CPI 同比增长有显著的正向影响。

工业增加值同比增长的一阶滞后对其本身有负向影响,而二阶滞后对其本身有正向影响。国际大宗商品价格同比增长的五阶滞后对工业增加值同比增长有负向的影响。CPI 同比增长的三阶滞后对工业增加值同比增长有正向影响。

(2)经济处于扩张期

国际大宗商品价格同比增长的一阶滞后对其本身有负向的影响。工业增加值同比增长的二阶、三阶和四阶滞后均对国际大宗商品价格同比增长有显著的正向影响。

CPI 同比增长的五阶滞后对其本身有显著的正向影响。国际大宗商品价格同比增长的一阶、三阶和四阶滞后对 CPI 同比增长均有正向的影响,而五阶滞后对 CPI 同比增长有显著的负向影响。工业增加值同比增长的二阶和五阶滞后均对 CPI 同比增长有显著的负向影响,而三阶滞后对 CPI 同比增长有

正向作用。

工业增加值同比增长的一阶和二阶滞后对其本身有正向影响,而五阶滞后对其本身有负向影响。国际大宗商品价格同比增长的二阶和五阶滞后对工业增加值同比增长有显著的正向影响。CPI 同比增长的二阶滞后对工业增加值同比增长有负向影响。

四、结 论

本文较为全面地研究了国际大宗商品价格与我国经济周期之间的关联性,研究结果表明:

第一,国际大宗商品价格与我国经济周期存在较强的正关联性。大部分时间里,国际大宗商品价格领先于工业增加值同比增长,却滞后于 CPI 同比增长;三者的波动特征极为相似,平均周期长度也较为接近,且存在格兰杰因果关系。这说明我国的经济增长与国际大宗商品价格之间紧密相连,相互影响。我国经济周期的运行一定程度上决定了国际大宗商品价格的上涨或下跌,而国际大宗商品价格的波动又反过来作用于我国经济实体本身。我国的经济增长是影响国际大宗商品价格波动的重要原因,同时,国际大宗商品价格的波动也是推动我国经济扩张和收缩的一个重要诱因。

第二,国际大宗商品价格与我国工业增加值、CPI 之间存在状态转移特征。当我国宏观经济处于收缩期时,国际大宗商品价格的上涨加剧了通货膨胀,抑制经济增长,使得经济衰退更为严重;而我国经济的收缩也通过影响总体需求进而引起国际大宗商品价格的下跌。当宏观经济处于扩张期时,国际大宗商品价格的上涨使得企业生产成本增加,利润空间变薄,促使企业提高生产效率,优化产业结构,对我国经济增长有拉动作用;而我国经济增长也通过影响收入进而引起需求增长,需求增长也将带来国际大宗商品价格的上涨。总之,国际大宗商品价格的上涨和下跌直接关系到我国经济发展的稳定,过大的波动会对我国国民经济造成严重危害。而当前国际大宗商品价格波动频繁,屡次创出新高,过热的趋势越来越明显,因此,我国宏观经济管理面临巨大挑战。

鉴于此,本文在有关理论和实证研究的基础上提出如下政策建议:一是培育新兴进出口市场,实现进出口市场的多元化,这样可以保证我国大宗商品来源多元化,以分散风险。二是建立大宗商品国

家储备制度,这不仅可以降低我国经济的对外依存度,也可以有效缓冲由于价格过度波动对经济的影响。三是建立大宗商品的信息系统和监测预警机制,这样可以及时防范价格风险,促使进出口贸易的健康发展。

参考文献:

- 蔡慧,华仁海.2007.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(8):3-6.
- 关旭.2010.国际商品价格波动的中国因素研究——以有色金属为例[D].上海:复旦大学.
- 中国人民银行重庆营管部课题组.2009.国际大宗商品价格运行态势及其与中国经济随动关系探讨[J].金融与经济(7):7-10.
- CASHIN P, MCDERMOTT C J, ALASDAIR S. 2002. Booms and slumps in world commodity prices [J]. Journal of Development Economics,69:277-296.
- FRANK B, DAVID C. 2010. Commodity prices, money and inflation [J]. Journal of Economics and Business, 62: 331-345.
- FURLONG F, INGENITO R. 1996. Commodity prices and inflation [J]. Economic Review,2:27-47.
- HAMILTON J D. 1989. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle

- [J]. Econometrica,57(2):357-384.
- JARAMILLO P, SERGIO L. 2009. China, Precios de Commodities y Desempeno de America Latina: Algunos Hechos Estilizados [J]. Cuadernos de Economia (Latin America Journal of Economics),46(133):67-105.
- JONATHAN A B, CETIN C, BRIAN M L. 2010. The macroeconomic determinants of volatility in precious metals markets [J]. Resources Policy,35:65-71.
- MAHDAVI S, ZHOU S. 1997. Gold and commodity prices as leading indicators of inflation: tests of long-run relationship and predictive performance [J]. Journal of Economics and Business,49:475-489.
- MARCO L, CHIARA O, BERND S. 2010. Global commodity cycles and linkages—A FAVAR approach [Z]. EUROPEAN CENTRAL BANK.
- RAMAPRASAD B, SHIGEYUKI H. 2008. Information content of commodity futures prices for monetary policy [J]. Economic Modelling,25:274-283.
- RAMAPRASAD B, SHAWKAT H. 2011. Commodities and financial variables: Analyzing relationships in a changing regime environment [J]. International Review of Economics and Finance,20:469-484.

(编辑:夏冬 校对:段文娟)

声 明

本刊已许可中国学术期刊(光盘版)电子杂志社在中国知网及其系列数据库产品中以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文;同时,本刊为《万方——数字化期刊群》、《中文科技期刊数据库》、《科技论文在线》、《国研网》、《龙源期刊网》、《教育阅读网》、《中文电子期刊服务数据库》(CEPS,华艺数据库)等数据库全文收录期刊(其中《国研网》为选择性收录),论文在本刊发表后将通过上述数据库传播。

文章凡经本刊选用,即视为作者同意本刊代理该作品电子版的信息网络传播权,并且本刊有权授权其他机构进行该作品电子版信息的网络传播。

作者向本刊提交文章发表的行为即视为同意本刊上述声明。若作者不同意其作品收录入上述数据库,请在来稿时说明,我们可做相应处理。

西部论坛编辑部