

· 金融与投资 ·

美国货币政策与中国物价水平关系的经验研究

张屹山¹, 张可¹, 张鹏²

(1. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012; 2. 中国人民银行长春中心支行, 吉林 长春 130051)

摘要: 本文运用协整 VAR 模型研究了美联储货币政策调整如何影响国际大宗商品价格进而影响中国的物价水平。结果显示, 美国货币政策、国际大宗商品价格、中国的原材料、燃料和动力购进价格指数以及工业品出厂价格指数 (PPI) 之间存在着长期协整关系。美联储目标利率和中国原材料、燃料、动力购进价格以及工业品出厂价格指数 (PPI) 之间存在着负向关系。2008 年次贷危机之后, 美联储实施量化宽松政策, 美联储总资产和中国原材料、燃料、动力购进价格以及工业品出厂价格指数 (PPI) 之间存在着正向关系。

关键词: 美国货币政策; 大宗商品; 中国物价水平

中图分类号: F830.33 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2015)07-0040-07

一、引言

国际大宗商品价格对各国经济的运行具有重要的影响。20 世纪 70 年代的石油价格上涨曾经被认为是导致世界经济出现滞胀的原因。而 90 年代较低的大宗商品价格, 一方面使得美国等国家经历了一段高增长、低通胀的时期, 另一方面石油和农产品输出国却遭受了经济增长乏力的窘境, 比如墨西哥、印度尼西亚、俄罗斯、巴西和阿根廷等国家。随着中国经济的快速发展, 中国已经成为世界工厂, 对于大宗商品需求越来越多。国家发展改革委员会公布的资料显示, 目前中国原油进口超过 2 亿吨, 对外原油依存度超过 50%, 对外大豆依存度接近 80%, 2010 年进口铁矿石超过 6 亿吨。随着中国对于大宗商品需求的不断增加, 大宗商品的价格从 2003 年开始一路上涨。大宗商品价格指数从 2003 年的 240 点左右上升到 2008 年 500 点左右。在 2008 年次贷危机发生之后, 大宗商品价格随着经济状况和美国联邦储备委员会 (简称美联储) 量化宽松货币政策剧烈波动。大宗商品价格的变化对于中国经济来说非常重要, 直接影响企业的利润, 并传导到下游影响物价水平。我国虽然作为大宗商品的巨大需求方, 但是几乎没有对大宗商品的定价权。其中的原因, 一方面是因为中国并不是资源输

收稿日期: 2015-04-18

基金项目: 国家自然科学基金项目“全球经济失衡背景下美国经济政策对中国的溢出效应及其风险阻隔机制的研究”(71173087/G0301)

作者简介: 张屹山 (1949-), 男, 吉林长春人, 教授, 博士生导师, 主要从事宏观经济、货币政策和博弈论等方面的研究。E-mail: yishan@jlu.edu.cn

张可 (1964-), 男, 湖南常德人, 博士研究生, 主要从事宏观经济与货币政策研究。

张鹏 (1985-), 男, 四川泸县人, 博士研究生, 主要从事宏观经济与货币政策研究。

出大国,另一方面主要是因为金融方面的原因。全球大宗商品价格大多以美元定价,并且具有价格影响力的期货交易所都位于欧美发达国家。参与大宗商品期货市场交易的也多是欧美发达国家的资本。中国只能被动地接受大宗商品价格的波动,并且承担了巨大的损失。例如,中国大豆的压榨企业就曾经因为大豆价格的剧烈波动导致大规模的亏损以及破产,外资趁机收购从而控制了中国的豆油压榨行业。本文主要研究全球大宗商品价格变化背后的美元因素,探讨美元、大宗商品价格与中国物价水平三者之间的关系。

二、美元、大宗商品价格与中国物价水平关系的理论分析

美元作为目前全球的主导货币,主要表现在:首先,美元是全球贸易的结算货币和主要储备货币。各个国家都需要足够的美元外汇储备以应付贸易收支和资本流动。其次,石油、铁矿石、主要粮食作物等大宗商品价格都以美元计价,并且以美元支付。众所周知,大宗商品是全球工业的血脉。目前全球的大多数工业都是建立在大宗商品基础之上的,如石油是化工工业和能源工业的基础,铁矿石是钢铁业的基础,并延伸到整个工业体系中。因此,大宗商品价格的变化对全球经济具有重大影响。大宗商品以美元计价,意味着美元流动性和购买力的变化会引起全球大宗商品价格的变化。从2003年开始,国际大宗商品价格指数呈现出一路上行的态势。由于20世纪70年代石油危机的前车之鉴,不断升高的大宗商品价格开始引起各国学者和央行的关注。Trostle^[1]、Krugman^[2]、Hamilton^[3]和Kilian等^[4]研究认为,不断上涨的大宗商品价格是因为新兴市场国家的巨大需求改变了大宗商品价格的供需情况所造成的。也许新兴市场国家的经济发展的确增加了全球对大宗商品的需求,但同时也应当看到全球大宗商品价格上涨的同时美元不断贬值的趋势。Fisher^[5]、Borio^[6]、Congdon^[7]、Svensson^[8]和Gerdesmeier等^[9]研究了资产价格和货币信用之间的关系,认为资产价格的上涨和信用的过度扩张相关。美元币值与大宗商品价格之间具有很强的相关性,“弱势美元导致高涨的大宗商品价格”。IMF^[10]、Hossein和Krichene^[11]的研究认为,大宗商品价格的上涨至少应当部分归因于美元的低利率。2008年次贷危机之后美联储量化宽松货币政策及其退出造成美元指数的变化,国际大宗价格随之波动。

目前,全球的大宗商品投资已经金融化、期货化。因此,某种程度上大宗商品的价格与利率的关系应当和其他金融产品与利率之间的关系相似,投资大宗商品类似于投资股票、债券等。投资于大宗商品应当是期望得到与风险相匹配的收益,投资收益来自于大宗商品价格的变化。如果利率下降,大宗商品价格的上涨将会超过之前期望的价格以得到更多的收益,如同股票市场、债券市场的反应一样。更低的利率意味着更多的美元流动性涌入金融市场,抬高了资产价格。低的美元利率意味着过多的美元流动性,意味美元购买力的下降。作为以美元计价的大宗商品,本身具有稳定的价值。面对着购买力下降的美元货币,大宗商品本身就具有价格上涨的内在动力以维持其实际价值。为了保证“一价定律”的成立,低美元利率和大宗商品价格之间也会存在负向的关系。因为美元贬值意味着对其他国家的汇率下降,其他国家购买以美元计价的大宗商品将会变得更加便宜。而大宗商品输出国,如石油输出国组织成员国等出售大宗商品的收益在降低,换取的美元外汇能购买到的其他国家商品减少。因此,从这个角度来说,大宗商品输出国势必会提高其售价,而市场上的所有投资者都会形成这样一个预期。这样的预期使得大宗商品输出国在采取限产、提价措施之前大宗商品的价格就已经上涨。

Frankel^[12-13]将Dornbusch^[14]的汇率超调模型运用到大宗商品价格当中,揭示了利率与大宗商品价格的关系。其模型由如下的假设开始:

$$E[\Delta(s-p)] = E[\Delta q] = -\theta(q-\bar{q}) \quad (1)$$

$$E(\Delta s) = -\theta(q-\bar{q}) + E(\Delta p) \quad (2)$$

其中,s表示现货价格,p表示物价指数, $q \equiv s-p$,q表示大宗商品的真实价格, \bar{q} 表示长期均衡的真实价格。E(Δs)与利率的比较是投资者是否继续持有的条件。根据无套利空间理论,一个有效的市场将不存在套利空间。

$$E(\Delta s) + c = i \tag{3}$$

其中, $c = c_y - s_c - r_p$, c_y 表示持有大宗商品所得到的便利收益, s_c 表示储存所带来的成本, r_p 表示风险溢价。当等式左边小于右边时, 投资者将会选择卖出大宗商品, 将资金存入银行或者购买债券得到利息收益。如果是在期货市场上购买的大宗商品期货, 那么将不存在储存成本和持有带来的便利收益。等式左边应当等于 $E(\Delta s) - r_p$ 。因为大宗商品期货只持有合约, 并不持有实物。由式 (2) 和式 (3) 可以得到:

$$-\theta(q - \bar{q}) + E(\Delta p) + c = i \tag{4}$$

$$q - \bar{q} = -(1/\theta)(i - E(\Delta p) - c) \tag{5}$$

式 (5) 阐释了利率和大宗商品价格之间的负向关系。改革开放以来我国经济得到迅速发展, 特别是加入 WTO 以来中国逐渐成为世界工厂, 全世界大量的消费品都是由中国制造的。但是, 中国的工业仍处于比较初级的阶段, 对资源和能源的消耗都比较高。这就要求中国进口大量的能源、矿石和农产品。美元因素引起的大宗商品价格变化将使得中国的工业企业生产成本迅速升高。企业为了维持正常的利润空间, 工业品出厂价格势必会上涨。张翼^[15]、肖争艳等^[16]等都研究了大宗商品价格变化对中国物价水平的影响。本文将利用实证的方法研究全球大宗商品价格变化背后的美元因素, 探讨美国货币政策调整、大宗商品价格与中国物价水平三者之间的关系。

三、美国货币政策与中国物价水平关系的经验分析

1. 变量与数据选取

由于美联储在 2008 年次贷危机之后迅速将目标利率降低至接近于 0 的水平, 并启动了量化宽松货币政策, 通过扩张资产负债表来影响经济金融。因此, 本文的实证研究也分为两个部分: 在第一部分, 为了研究美联储目标利率调整如何通过影响国际大宗商品价格来影响中国的物价水平, 本文选取了美联储联邦基金利率 (r_{Fed})、大宗商品价格指数 (CRBI)、中国的原材料、燃料、动力购进价格指数 ($I_{resource}$) 和 PPI 四个变量作为研究对象。美联储联邦基金利率 (r_{Fed}) 代表了美元利率, 作为衡量美联储货币政策的变量。大宗商品价格指数 (CRBI) 是由美国商品调查局依据世界市场上 22 种基本的大宗商品价格编制的一种期货价格指数, 本文用来衡量全球大宗商品价格的变化情况。中国的原材料、燃料、动力购进价格指数 ($I_{resource}$) 和 PPI 分别用以衡量企业的生产成本变化情况和出厂价格情况, 样本区间从 2003 年 1 月至 2008 年 6 月次贷危机爆发前。因为次贷危机的爆发, 美联储将货币政策从传统的利率调控转向了非传统的量化宽松政策。本文将衡量美联储货币政策的变量从美联储联邦基金利率 (r_{Fed}) 替换为美联储总资产 ($Assets_{Fed}$), 其他指标不变, 样本区间从 2009 年 1 月至 2014 年 12 月。如表 1 和表 2 所示, r_{Fed} 、 $Assets_{Fed}$ 、CRBI、 $I_{resource}$ 、PPI 均可视为 I(1) 序列。数据均来自于 Wind 数据库。

表 1 2003 年 1 月至 2008 年 6 月
变量平稳性检验

	ADF	PP	DF
r_{Fed}	-2.02	-1.18	-1.38
Δr_{Fed}	-1.96	-3.51**	-1.97**
CRBI	-1.74	-2.97	-4.25
$\Delta CRBI$	-6.33**	-9.96**	-8.57**
$I_{resource}$	-1.42	-1.38	-0.88
$\Delta I_{resource}$	-2.65*	-3.95**	-1.69*
PPI	-2.14	-1.13	-1.73*
ΔPPI	-4.78**	-4.84**	-1.65*

注: * 表示在 10% 水平下拒绝原假设, ** 表示在 5% 水平下拒绝原假设, 变量是平稳的。

表 2 2009 年 1 月至 2014 年 12 月
变量平稳性检验

	ADF	PP	DF
$Assets_{Fed}$	0.41	-0.05	1.39
$\Delta Assets_{Fed}$	-4.16**	-6.21**	-3.64**
CRBI	-3.51**	-2.87*	-0.57
$\Delta CRBI$	-6.33**	-6.43**	-4.70**
$I_{resource}$	-2.31	-1.72	-1.83*
$\Delta I_{resource}$	-3.95*	-2.95**	-2.99**
PPI	-2.34	-1.65	-1.94*
ΔPPI	-3.92**	-3.17**	-3.01**

注: * 表示在 10% 水平下拒绝原假设, ** 表示在 5% 水平下拒绝原假设, 变量是平稳的。

2. 协整 VAR 模型设定

Sims^[17] 提出 VAR 模型以来, VAR 模型经过发展已经成为了宏观经济学分析的主要工具之一。VAR 模型要求变量是平稳的, 因此, 许多经济指标数据只能在进行差分之后建立 VAR 模型进行分析。这样的处理就损失了许多数据所包含的信息。Johansen^[18]、Juselius^[19] 和 Surrey^[20] 的研究将协整与 VAR 模型结合起来, 提出了协整 VAR (Cointegration VAR, 以下简称 CVAR) 模型。CVAR 模型结合了 VAR 模型与协整的优点, 既可以分析变量之间的长期关系, 也可以分析变量之间的短期关系。CVAR 模型的基本形式如下:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u + \Psi D_t + \varepsilon_t \tag{6}$$

其中, $t=1, \dots, T$, z_t 是一个 $p \times 1$ 维向量, D_t 是一个非随机变量, 其中包含了常数项、虚拟变量等参数。由于经济变量大多数都是 I (1) 序列, 我们假设 z_t 中包含的变量都是 I (1) 序列。式 (6) 可以改写为如下的误差修正形式:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta z_{t-k} + \Pi z_{t-1} + u + \Psi D_t + \varepsilon_t \tag{7}$$

其中, $t=1, \dots, T$, $\Pi = \alpha\beta'$, α 和 β 都是 $p \times r$ 维矩阵。 Δz_t 是平稳的, z_t 是非平稳的, 但是 $\beta' z_t$ 是平稳的。 $\beta' z_t$ 可以看做是变量之间的长期关系。可以对 β 矩阵进行标准化操作, 本文选择 $p=4, r=2$, 有:

$$\Pi z_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_1 \\ z_2 \\ z_3 \\ z_4 \end{bmatrix}_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11}\beta_{11} & \alpha_{12}\beta_{21} \\ \alpha_{21}\beta_{11} & \alpha_{22}\beta_{21} \\ \alpha_{31}\beta_{11} & \alpha_{32}\beta_{21} \\ \alpha_{41}\beta_{11} & \alpha_{42}\beta_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \left(\frac{\beta_{12}}{\beta_{11}}\right) & \left(\frac{\beta_{13}}{\beta_{11}}\right) & \left(\frac{\beta_{14}}{\beta_{11}}\right) \\ 1 & \left(\frac{\beta_{22}}{\beta_{21}}\right) & \left(\frac{\beta_{23}}{\beta_{21}}\right) & \left(\frac{\beta_{24}}{\beta_{21}}\right) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_1 \\ z_2 \\ z_3 \\ z_4 \end{bmatrix}_{t-1}$$

因为 r_{Fed} 、 $Assets_{Fed}$ 、 $CRBI$ 、 I_source 、 PPI 均可视为 I (1) 序列, 本文采用如下的模型形式:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta z_{t-k} + \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ u_1 \end{pmatrix}' z'_{t-1} + \varepsilon_t \tag{8}$$

$$z'_{t-1} = (z'_{t-1}, 1)$$

在 2003 年 1 月至 2008 年 6 月样本区间, $z_t = [r_{Fed} \ CRBI \ I_source \ PPI]'$ 。在 2009 年 1 月至 2014 年 12 月样本区间, $z_t = [Assets_{Fed} \ CRBI \ I_source \ PPI]'$ 。

3. 经验分析结果

(1) 2003 年 1 月至 2008 年 6 月的分析结果

CVAR 模型最重要的一步是要确定 Π 矩阵的协整阶数, 利用 Johansen^[18] 的研究成果, 本文进行 Π 矩阵的协整阶数的检验。检验结果如表 3 所示, 检验拒绝了 $p-r=3$ 的假设, 但未能拒绝 $p-r=2$ 的原假设, 可以认为 $rank(\beta) = 2$, 存在两个协整方程。 β 矩阵、 α 矩阵和 Π 矩阵的估计结果分别如表 4、表 5 和表 6 所示。

表 3 2003 年 1 月至 2008 年 6 月协整

方程个数的检验

p-r	r	Eigen Value	Trace	Trace *	95% 临界值	P 值	P 值 *
4	0	0.42	78.34	59.68	53.95	0.00	0.01
3	1	0.31	41.34	32.63	35.07	0.01	0.09
2	2	0.12	16.24	6.59	20.16	0.17	0.91
1	3	0.10	7.47	—	9.14	0.11	—

表 4

β 矩阵的估计

	r_{Fed}	CRBI	I_source	PPI	u_1
β_1	0.00 —	-0.01 (-4.12)	-0.57 (-15.00)	1.00 —	2.90 (3.24)
β_2	2.52 (6.02)	-0.08 (-5.21)	1.00 —	0.00 —	9.60 (2.34)

注: * 表示使用了 Bartlett 小样本纠偏。

表5 α 矩阵的估计

	α ₁	α ₂
Δr _{Fed}	0.01 (0.68)	0.02 (0.84)
ΔCRBI	4.76 (4.46)	2.03 (1.38)
ΔI _{source}	-0.13 (-2.16)	-0.16 (-1.86)
ΔPPI	-0.15 (-3.32)	0.09 (1.47)

表6 II 矩阵的估计

	r _{Fed}	CRBI	I _{source}	PPI	u ₁
Δr _{Fed}	0.02 (1.08)	-0.00 (-0.90)	0.01 (0.53)	-0.01 (-0.37)	0.07 (0.42)
ΔCRBI	5.50 (3.69)	-0.19 (-4.67)	-0.65 (-0.41)	2.31 (1.12)	43.25 (3.90)
ΔI _{source}	-0.24 (-2.75)	0.01 (2.60)	-0.08 (-0.90)	0.06 (0.48)	-0.99 (-1.55)
ΔPPI	-0.04 (-0.70)	0.01 (2.75)	0.17 (2.62)	-0.26 (-2.97)	-1.65 (-3.60)

根据表3、表4和表5的估计结果，CVAR模型具有如下的长期效应：

$$\Delta z_t = \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ u_1 \end{pmatrix}' z_{t-1} + \varepsilon_t = \begin{pmatrix} 0.01 & 0.02 \\ (0.68) & (0.84) \\ 4.76 & 2.03 \\ (4.46) & (1.38) \\ -0.13 & -0.16 \\ (-2.16) & (-1.86) \\ -0.15 & 0.09 \\ (-3.32) & (1.47) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.00 & -0.01 & -0.57 & 1.00 & 2.90 \\ (NA) & (-4.12) & (-15.00) & (NA) & (3.24) \\ 2.52 & -0.08 & 1.00 & 0.00 & 9.60 \\ (6.02) & (-5.21) & (NA) & (NA) & (2.34) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_{Fed} \\ CRBI \\ I_{source} \\ PPI \\ 1 \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中的两个协整方程为：

$$PPI = -2.90 + 0.01 \times CRBI + 0.57 \times I_{source} \quad (10)$$

$$I_{source} = -9.60 - 2.52 \times r_{Fed} + 0.08 \times CRBI \quad (11)$$

式(10)和式(11)代表的协整关系说明美联储货币政策的调整将影响国际大宗商品的价格，从而影响我国的原材料、燃料、动力购进价格，进而影响我国的PPI指数。短期效应的估计结果如表6所示。

利用估计得到的长期效应和短期效应的结果可以构造美元利率调整对中国原材料、燃料、动力购进价格和PPI的脉冲响应函数。脉冲响应函数的结果显示，美元利率与中国原材料、燃料、动力购进价格和PPI之间有负向的关系。即美元利率升高，中国的原材料、燃料、动力购进价格会降低，PPI也会相应的降低。而美元利率降低，则意味着美元流动性的增加，美元贬值，以美元标价的大宗商品价格会上涨，中国的原材料、燃料、动力购进价格和PPI随之升高。

(2) 2009年1月至2014年12月的分析结果

利用Johansen的研究成果，本文进行II矩阵的协整阶数的检验。检验结果如表7所示，检验拒绝了p-r=3的假设，但未能拒绝p-r=2的原假设，可以认为rank(β)=2，存在两个协整方程。α矩阵、β矩阵和II矩阵的估计结果分别如表8、表9和表10所示。

表7 2009年1月至2014年12月协整方程个数的检验

p-r	r	Eigen Value	Trace	Trace*	95% 临界值	P 值	P 值*
4	0	0.36	62.11	50.09	40.10	0.00	0.00
3	1	0.23	31.03	25.92	24.21	0.01	0.03
2	2	0.15	13.00	10.87	12.28	0.04	0.09
1	3	0.02	1.47	0.02	4.07	0.27	0.93

注：*表示使用了Bartlett小样本纠偏。

表 8 β 矩阵的估计

	Assets _{Fed}	CRBI	I_resource	PPI	u ₁
β_1	-0.10	-2.05	-0.67	1.00	14.68
β_2	-15.86	65.41	-3.87	1.00	-169.99

表 9 α 矩阵的估计

	α_1	α_2
Δ Assets _{Fed}	0.01 (2.25)	-0.00 (-1.02)
Δ CRBI	0.013 (1.85)	-0.00 (-1.28)
Δ I_resource	0.30 (1.95)	0.04 (4.052)
Δ PPI	-0.01 (0.04)	0.03 (3.62)

表 10 Π 矩阵的估计

	Assets _{Fed}	CRBI	I_resource	PPI	u ₁
Δ Assets _{Fed}	0.00 (0.78)	-0.04 (-1.95)	-0.01 (-2.33)	0.01 (2.42)	0.18 (2.43)
Δ CRBI	0.01 (1.07)	-0.06 (-1.98)	-0.01 (-1.95)	0.02 (2.08)	0.28 (2.24)
Δ I_resource	-0.62 (-4.23)	1.83 (2.67)	-0.17 (-1.58)	0.16 (0.99)	-1.91 (-0.69)
Δ PPI	-0.43 (-3.60)	1.76 (3.18)	0.02 (0.28)	-0.10 (-0.77)	-4.52 (-2.02)

根据表 8、表 9 和表 10 的估计结果，CVAR 模型具有如下的长期效应：

$$\Delta z_t = \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ u_1 \end{pmatrix} z_{t-1} + \varepsilon_t = \begin{pmatrix} 0.01 & -0.00 \\ (0.25) & (-1.02) \\ 0.01 & -0.00 \\ (1.85) & (-1.27) \\ 0.30 & 0.04 \\ (1.95) & (4.05) \\ 0.01 & 0.03 \\ (0.04) & (3.62) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -0.01 & -2.05 & -0.67 & 1.00 & 14.68 \\ -15.86 & 65.41 & 1.000 & -3.87 & -169.99 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{Assets}_{\text{Fed}} \\ \text{CRBI} \\ \text{I}_{\text{source}} \\ \text{PPI} \\ 1 \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中的两个协整方程为：

$$\text{PPI} = -14.68 + 0.10 \times \text{Assets}_{\text{Fed}} + 2.05 \times \text{CRBI} + 0.67 \times \text{I}_{\text{source}} \quad (13)$$

$$\text{I}_{\text{source}} = 169.99 + 15.86 \times \text{Assets}_{\text{Fed}} - 65.41 \times \text{CRBI} + 3.87 \times \text{PPI} \quad (14)$$

式 (13) 和式 (14) 代表的协整关系说明美联储资产负债表的扩张将影响国际大宗商品的价格，从而影响我国的原材料、燃料、动力购进价格，进而影响我国的 PPI 指数。短期效应的估计结果如表 10 所示。利用估计得到的长期效应和短期效应的结果可以构造美联储总资产扩张调整对中国原材料、燃料、动力购进价格和 PPI 的脉冲响应函数，脉冲响应函数的结果显示，美联储总资产与中国原材料、燃料、动力购进价格和 PPI 之间有正向的关系。即美联储资产负债表扩张，中国的原材料、燃料、动力购进价格会提高，PPI 也会相应地升高。而当美联储退出量化宽松政策时，则意味着美元流动性减少，美元升值，以美元标价的大宗商品价格下降，中国的原材料、燃料、动力购进价格和 PPI 随之下降。

四、结 论

美元货币地位的表现之一就是国际大宗商品价格都是以美元计价和结算的。因此，美元利率和币值的变化会引起大宗商品价格的变化。中国经济的快速发展使得对于大宗商品产生巨大的需求，每年需要从国外进口大量的大宗商品。中国也更易于受到由于美元因素引起的大宗商品价格波动的影响。本文的分析结果显示，美元利率、大宗商品价格指数、中国的原材料、燃料、动力购进价格和 PPI 之间存在着长期的协整关系。美元利率降低会引起中国原材料、燃料、动力购进价格和 PPI 的上涨，大宗商品价格上涨也会有同样的效应。在短期内，美元利率也和中国原材料、燃料、动力购进价格和 PPI 之间存在着负向关系。同样，美联储资产负债表扩张也会引起中国的原材料、燃料、动力购进价

格和PPI的升高。而当美联储退出量化宽松政策时,则意味着美元流动性的减少,美元升值,以美元标价的大宗商品价格下降,中国的原材料、燃料、动力购进价格和PPI随之下降。

随着我国经济的迅速发展,对于大宗商品的需求量也越来越大。美国货币政策的调整通过大宗商品价格的变化影响我国企业生产成本和物价水平。在美国货币政策扩张时期,包括21世纪初的低利率时期和次贷危机之后的量化宽松时期,由美元因素带来的大宗商品价格上涨对我国有很大的负面作用,降低了我国的工业企业的利润和居民福利。美联储现阶段的退出量化宽松政策及加息预期也为我国带来了输入性通货紧缩的压力。要减小由此带来的负面影响,一方面是我国中央银行在制定货币政策时要充分考虑到美国货币政策对我国的溢出效应,及时进行预调和微调,对冲其带来的影响。另一方面要求我国汇率制度有更灵活的浮动机制,以汇率的变化来抵消美国政策调整和部分大宗商品价格上涨的影响。从长远来看,我国也应当更多地尝试参与到大宗商品定价机制当中,提高人民币的国际地位,增加国际贸易中以人民币结算的比例,这样可以降低美元利率变化对我国的溢出效应。

参考文献:

- [1] Trostle, R. Global Agricultural Supply and Demand: Factors Contributing to the Recent Increase in Food Commodity Prices[R]. Economic Research Service Outlook Report, 2010.
- [2] Krugman, P. Commodity Prices[N]. New York Times, 2008-03-19.
- [3] Hamilton, J. Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-2008[A]. Brookings Papers on Economic Activity [C]. New York: Spring, 2009. 215-261.
- [4] Kilian, L., Alessandro, R., Spatafora, N. Oil Shocks and External Balances[J]. Journal of International Economics, 2009, 77(2): 181-194.
- [5] Fisher, I. Booms and Depressions[M]. New York: Adelphi, 1932.
- [6] Borio, C. Assets Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus[J]. Bank for International Settlements, 2002, 87(5): 89-96.
- [7] Congdon, T. Money and Asset Prices in Boom and Bust[M]. London: The Institute of Economic Affairs, 2006.
- [8] Svensson, L. Comment on Jeffrey Frankel, Commodity Prices and Monetary Policy[A]. Assets Prices and Monetary Policy [C]. Chicago: University of Chicago Press, 2006.
- [9] Gerdesmeier, D., Reimers, H., Roffia, B. Asset Price Mismalignments and the Role of Money and Credit[R]. Ecb Working Paper, 2009.
- [10] IMF. World Economic Outlook: Housing and the Business Cycle [R]. 2008.
- [11] Hossein, A., Krichene, N. Oil Price Dynamics (2002-2006)[J]. Energy Economics, 2008, 30(5): 2134-2153.
- [12] Frankel, J. Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1986, 68(5): 344-348.
- [13] Frankel, J. The Effect of Monetary on Real Commodity Prices[A]. Asset Prices and Monetary Policy[C]. Chicago: University of Chicago Press, 2006.
- [14] Dornbusch, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics[J]. The Journal of Political Economy, 1976, 84(6): 1161-1176.
- [15] 张冀. 国际大宗商品期货价格与中国物价变动的关系研究——基于CRB指数的实证分析[J]. 南京审计学院学报, 2009, (1): 12-18.
- [16] 肖争艳, 安德燕, 易娅莉. 国际大宗商品价格会影响我国CPI吗? ——基于BVAR模型的分析[J]. 经济理论与经济管理, 2009, (8): 17-23.
- [17] Sims, C. Macroeconomics and Reality[J]. Econometrica, 1980, 48(1): 1-48.
- [18] Johansen, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1988, 12(2): 231-254.
- [19] Juselius, K. The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications [M]. New York: Oxford University Press, 2006.
- [20] Surrey, M. Money, Commodity Prices and Inflation: Some Simple Tests [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1989, 51(3): 219-238.

(责任编辑:孟 耀)