

中国货币政策对国际原油价格的影响研究

——基于 TVP-VAR 模型的实证考察

张昊宇 陈中飞 董启晨*

摘要:近年来,随着经济发展和金融开放水平的不断提升,中国的货币政策调整对国际原油价格的影响力在不断增强。针对这一问题,本文首先从理论层面提出了我国货币政策对国际原油价格的影响机制,进而基于 2000-2017 年的月度数据和时变参数向量自回归模型,考察了中国货币政策因素与国际原油价格之间的时变关系。结果表明,我国货币政策对国际原油价格的影响日益显著,原油价格冲击的内生性逐步增强;我国广义货币供给量的增加将导致国际原油价格上升,且短期冲击的影响呈现增大趋势;利率冲击对油价波动的影响逐年扩大,但由于不同期间传递机制的差异,使得该影响呈现正负交替变化。最后,本文提出要完善人民币计价原油期货的设计与监管,进一步推行稳健的货币政策,以降低我国大范围货币政策调整所带来的国际大宗商品价格的波动。

关键词:货币政策;国际原油价格;影响机制

一、引言

现有文献大多探讨了我国的货币政策如何影响通胀水平(钱小安,1998;范从来,2000;夏斌、廖强,2001;蒋瑛琨等,2005)和资产价格(瞿强,2001;邢天才、田蕊,2010),而对货币政策与能源价格之间的关系关注较少。近年来,大宗商品价格的内生性话题正逐步成为新的研究热点(张程、范立夫,2017;牟敦果、王沛英,2017)。

以原油为例,我国货币政策可能会通过引致生产、消费需求和投机性需求,对国际原油价

*张昊宇,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子邮箱:zhhyu328@outlook.com;陈中飞(通讯作者),暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子邮箱:chenzf@jnu.edu.cn;董启晨,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子邮箱:davidqczy@163.com。

本文系国家自然科学基金项目“新型城镇化背景下我国能源效率演化特征及影响机制研究”(71704065)、国家自然科学基金项目“中韩两国碳交易价格机制与优化政策的比较研究”(中韩联合项目,71711540308)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

格施加影响。随着我国利率市场化、汇率自由化与人民币国际化战略的逐步推进,人民币已于2016年10月1日正式加入国际货币基金组织特别提款权货币篮子,这意味着人民币将在国际能源交易中扮演更加核心的角色。进一步地,为了提高石油定价权,我国已于2018年3月26日正式推出以人民币计价的原油期货。一方面,我国原油期货的推出将推动亚太地区的原油供需更加平衡,使我国原油进口价格更加合理;另一方面,我国的货币政策对原油价格冲击的响应渠道将更加完善,货币政策调整及相应的流动性增减也将开始通过期货市场更加迅速地传导至原油价格变动过程。随着我国社会经济的进一步发展和金融改革的不断深化,我国的货币政策势必会对国际原油市场产生不容忽视的影响,但现有文献对此关注甚少。

既有研究已经初步阐释了原油价格的内生性传导机制以及我国货币政策调整与国际原油价格变动之间的动态关系,但仍存在以下几个问题需要厘清:在过去近20年间,中国的货币政策是否对国际原油价格施加了显著的影响?影响机制如何?该影响是否随着我国经济发展的不同阶段而具有结构性变化?本文围绕上述问题,运用时变参数向量自回归模型(TVP-VAR)及时变脉冲响应函数,就2000年至2017年间我国的货币政策变量和国际原油价格之间的非线性时变关系进行了实证考察,并进一步识别了其影响机制。

具体而言,本文在已有研究基础上提供了如下三方面的新贡献:第一,运用目前较为前沿的TVP-VAR模型,考察了较长时期下我国货币政策变量对国际原油价格冲击的时变效应,详细讨论了二者之间的冲击关系;第二,本文的样本选取时间跨度较长,涵盖了近20年我国宏观经济发展及外部环境变化较快的阶段,试图更加全面客观地呈现出二者之间的作用机制;最后,考虑到以人民币计价的原油期货的推出,本文将从原油价格内生于货币政策的角度,评估人民币计价原油期货推出的影响。

本文研究将有利于进一步厘清我国货币政策与以国际原油价格为代表的能源价格波动之间的传导机制,即探究中国货币政策因素如何作用于能源价格,为我国政府制定更加完善的货币政策、石油产业链上下游企业商讨能源价格波动的应对策略提供实证参考,减轻国际原油价格波动对我国经济社会产生的负面影响;并从侧面测度我国货币政策对于石油价格定价权的影响力变化程度和演变方向,评价人民币计价原油期货设立的合理性,为进一步深化金融改革、推进人民币国际化、建设金融强国笃定信心。

本文剩余部分结构如下:第二部分梳理相关文献并分析影响机制,第三部分进行模型构建和数据说明,第四部分展示了主要的实证结果,第五部分总结全文并提出政策含义。

二、文献综述与影响机制分析

国外学者主要以原油价格冲击的外生性为切入点,探讨原油价格与一国宏观经济和货币

政策的溢出效应和关联效应。一方面,许多学者将石油价格冲击视作是一种重要的外生冲击,Bernanke 等(1997)认为,原油价格的外生冲击将通过引起通货膨胀使得各国货币政策进行相应调整,而紧缩性货币政策的实施最终导致了市场经济国家的滞胀。还有一些学者从不同角度研究了国际原油价格冲击对一国通货膨胀率、经济增长率、股票市场价格、民主制度、人均可支配收入等方面的影响(Cuñado & De Gracia, 2003; Jiménez-Rodríguez & Sánchez, 2005; Basher et al., 2012; Brückner et al., 2012; Acemoglu et al., 2013; Baumeister & Kilian, 2016; Herrera, 2018)。但另一方面,以 Barsky 和 Kilian(2004)、Kilian 和 Vigfusson(2011)为代表的学者认为,原油价格冲击不是外生冲击,其变动主要是由货币政策因素的变化所导致,是一种需求引致的内生冲击,因此他们认为货币政策变化是导致 20 世纪 70 年代石油价格上涨及滞胀的关键原因。Leduc 和 Sill(2004)通过搭建数量模型发现,货币政策贡献了自 1979 年起超过 40% 的国际原油产量下降和随之而来的价格上升。Frankel 等(2008)研究了农产品价格、矿物产品价格与货币政策之间的关联性,结果表明低利率下的宽松货币环境直接导致商品价格上涨,从侧面印证了上述结论。Georgiadis(2016)将原油价格内生化,运用全局向量自回归模型(GVAR)研究了美国货币政策对其他国家经济体的溢出效应,并指出应该加强货币政策的国际合作。Yoshino 和 Taghizadeh-Hesary(2016)明确指出 2014 年 9 月以来的油价大幅度下跌主要来源于货币政策以及原油价格的金融避险属性。Taghizadeh-Hesary 和 Yoshino(2016)运用结构向量自回归模型(SVAR)研究发现,美国货币政策将通过量化宽松和汇率波动两个渠道对国际原油价格施加正面的影响。此外,Belke 等(2010)和 Bodenstein 等(2012)还认为石油价格与货币政策之间存在着双向因果关系。

比较而言,国内学者开展相关研究起步较晚,且早期主要集中于探讨国际原油外生价格冲击对中国宏观经济和货币政策的影响(如 Huang & Feng, 2007; Tang et al., 2010; Du et al., 2010; 张斌、徐建炜, 2010; 张大永、曹红, 2014; 陈晓玲、陈登科, 2016)。研究原油价格内生性的文献相对较少,尽管李敬辉和范志勇(2005)已为我国货币政策影响原油价格提供了基础的理论支撑,但谭小芬和杨楠(2014)、谭小芬等(2015)发现货币因素对国际油价波动的影响较弱,并指出中国因素更多的是通过总需求而非流动性对国际大宗商品价格施加影响。而后直接关注中国货币政策影响国际原油价格的研究出现了短暂的停滞。近两年我国学者才又重新关注这一话题。比如,钱谊和吴卫娟(2017)指出,中国货币政策将通过影响石油供需市场对原油价格产生冲击,M1 对油价的作用效果比 M2 更显著,但都低于经济发展的影响,而由于利率管制依旧存在,利率传导机制有效性不高。张程和范立夫(2017)运用 SVAR 模型考察了我国货币政策对于国际原油价格的影响,发现我国货币政策对石油价格的影响日趋明显,扩

张性货币政策客观上会显著拉升石油价格,使我国扩张的货币政策与石油价格上升之间存在着权衡,在一定程度上降低了我国货币政策的独立性。

结合国内外学者的相关研究成果,可以发现对该问题的研究仍然存在不足之处。首先,已有文献主要研究了中国因素如何影响国际大宗商品价格的波动,并没有分别聚焦到货币政策与原油价格这两个更加微观的角度;其次,针对国际油价与我国货币政策的关联性研究主要集中于我国因国际原油价格冲击而被动进行的货币政策最优化调整策略选择问题上,且基本停留在理论分析层面,对我国货币政策如何作用于国际原油价格的影响机制研究和实证现象研究较少;最后,探讨货币政策因素对原油价格影响的相关研究主要运用了较为传统的SVAR方法,该类模型均假定在整个样本期间内系数和随机扰动项方差不变,因此无法衡量二者之间的时变特征。

进一步地,为了更好地理解我国货币政策对国际原油价格的影响机制,本文基于已有文献提出,我国货币政策将通过影响投机性需求渠道(张程、范立夫,2017)、汇率渠道(何慧刚,2008)和经济总产出渠道(刘斌,2002;谢平,2004;盛朝晖,2006)来影响国际原油价格。

第一,从货币政策经原油投机性需求影响的机制来看,Hamilton(2008)、Ratti和Vespignani(2013)指出,扩张型货币政策(如利率下降、M2增加)将增强投资者的乐观预期,从而使得投机性需求上升,大量资金涌入原油衍生品市场争相竞购,最终拉高原油现货价格。反之,紧缩的货币政策则会导致石油价格下降。

第二,从货币政策经汇率传导的机制来看,利率上升时,人民币将面临升值压力。本币汇率上升时,人民币购买力增强,从而有利于原油进口。此外,人民币升值将引发美元资本内流,导致美元出现一定程度的实质性贬值。因此,利率上升、人民币升值将提高国际原油价格。此外,具体到货币政策利率工具,利率上升还将引起国际资本内流(张萍,1996),从而可能致使部分资金跨市场进行配置,促使国际原油市场流动性出现下降。

第三,从货币政策经经济总产出传导的机制来看,首先,我国GDP上升将显著提振社会总需求,从而进一步影响原油需求。张学志和才国伟(2010)研究了我国GDP与原油需求二者之间的协整关系,并基于向量误差修正模型(VECM)研究得出经济增长始终是原油消费的动因。其次,由于地缘政治因素和石油的战略意义,原油供给在短期内往往缺乏弹性,使得当原油需求短期上升时,原油价格将出现短期的急速上升;在中长期,石油输出国产量的调整以及石油需求国储量的调用将使得原油价格回落。因此,我国实施扩张型货币政策将通过刺激经济总产出增加原油需求,从而进一步拉升国际原油价格。

综上,我国货币政策对国际原油价格的影响机制如图1所示:

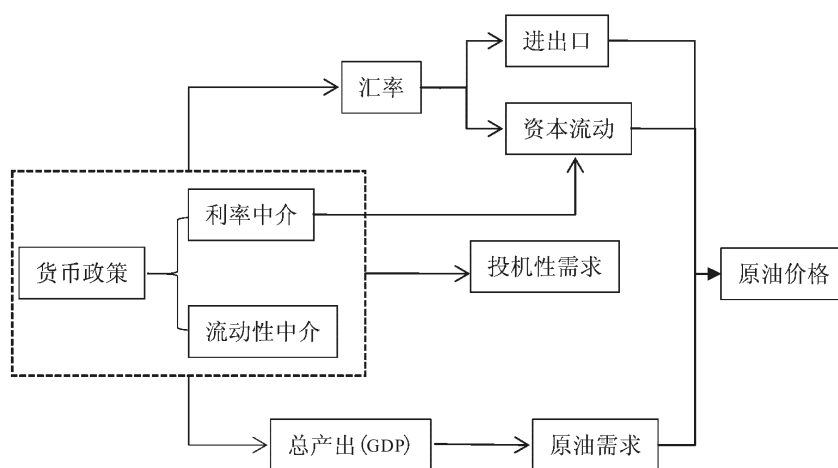


图 1 我国货币政策与国际原油价格影响机制图

三、模型与数据

(一) 计量模型与估计方法

1. 模型框架

传统 SVAR 模型为研究多个宏观经济变量间的关系提供了思路,但作为一个静态模型,固定参数的假设降低了对不稳定的经济系统变量间存在的长期均衡关系的解释效力,而我国货币政策变量与国际原油价格间的长期均衡关系正是本文重点关注的问题之一。门限自回归模型等非线性模型尽管可以刻画经济系统从一种状态向另一种状态的演变进程,但无法进一步描述多个状态之间的转换。相对而言,本文使用的 TVP-VAR 模型中系数和冲击的协方差矩阵均是时变的,从而能够有效捕捉所研究变量间的长期时变特性和非线性特征,协助研究系统的结构变化,解决以上模型存在的不足。D'Agostino 等(2013)的研究中通过向 VAR 模型中引入结构性变化判断其能否提高宏观经济预测的准确性,并运用美国宏观经济数据进一步印证了 TVP-VAR 模型相对于其他 VAR 模型具有更强的预测效果。因此,本文将选取 TVP-VAR 模型来解决相关问题。

为了研究我国货币政策与国际原油市场之间的关联效应,本文参考并改良了张程和范立夫(2017)所搭建的 SVAR 模型,首先引入了原油产量、中国名义货币供给、中国 GDP 和原油价格四个变量;其次,Askari 和 Krichene(2010)指出,一国的利率和汇率两个货币政策变量也将对国际原油价格施加影响,因此本文将进一步引入中国利率和汇率两个变量搭建 TVP-VAR 模型。

本节余下部分将在 SVAR 模型的基础上推导出带随机波动的 TVP-VAR 模型,并介绍相关的估计方法。由于随机波动下的似然函数难以处理,本文主要参考 Nakajima(2011)的参数

估计方法,在贝叶斯估计分析框架下,运用马尔科夫蒙特卡洛方法(MCMC)对参数的后验分布进行估计。

2.TVP-VAR 模型推导

本文从SVAR模型入手,逐步建立带随机波动的SVAR模型。基本的SVAR模型如下所示:

$$A y_t = F_1 y_{t-1} + \dots + F_s y_{t-s} + u_t; t = s + 1, \dots, n \quad (1)$$

其中, y_t 表示 $k \times 1$ 维可观测变量, A, F_1, \dots, F_s 是 $k \times k$ 维系数矩阵, u_t 是 $k \times 1$ 维结构性冲击。同时,为了方便使用递归识别来确定结构性冲击间的同步关系,本文将参数矩阵 A 设定为下三角矩阵,从而模型(1)可以简化为如下形式:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (2)$$

式(2)中, $B_i = A^{-1} F_i, i = 1, \dots, s; \sum = \text{diag}(\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_k)$, 其对角元素 $\sigma_j (j = 1, \dots, k)$ 是结构性冲击的标准差。将 B_i 中的元素进行维度转换后得到 $k^2 s \times 1$ 维向量 β , 并定义 $X_t = I_k(y_{t-1}, \dots, y_{t-k})$, 则式(2)可改写为:

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \sum \varepsilon_t \quad (3)$$

此时,式(3)所刻画模型具有唯一解。通过将时变性引入原来SVAR模型的方差-协方差矩阵,既可以体现外生冲击本身具有的异方差性的特点,又可以体现外生冲击的变化特征,由此便得到了多元非线性的时变参数向量自回归模型(Time Various-Parameter VAR, TVP-VAR),这是一种新的VAR模型研究范式,为解决时间序列中的系数时间不变性带来的估计限制提供了一个很好的解决方案。该模型可以写成如下形式:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t; t = s + 1, \dots, n \quad (4)$$

上式中的系数 β_t 和参数 A_t, \sum_t 都是时变的,它不仅反映了系数的变化,也包含了方差-协方差矩阵的创新。方差-协方差矩阵的创新可以通过复合的随机波动模型来反映,这种设定大大增加了模型的复杂程度。根据 Primiceri (2005) 和 Nakajima (2011) 的做法,本文令:

(1) 下三角参数矩阵 A_t 的非0及非对角线元素按行排列形成行向量 α_t , 则 $\alpha_t = (\alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{32}, \dots, \alpha_{k(k-1)})$ 。

(2) $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})$, 且 $h_{it} = \log \sigma_{it}^2, i = 1, \dots, k, t = s + 1, \dots, n$ 。

(3) 以上参数服从如下随机游走过程: $\beta_t = \beta_{t-1} + u_t, \alpha_t = \alpha_{t-1} + v_t, h_t = h_{t-1} + w_t$, 且

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ u_t \\ v_t \\ w_t \end{bmatrix} \sim N \left(0, \begin{bmatrix} I_k & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sum_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sum_{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sum_h \end{bmatrix} \right); t = s + 1, \dots, n \quad (5)$$

其中, $\beta_{s+1} \sim N(u_{\beta_0}, \sum_{\beta_0})$, $\alpha_{s+1} \sim N(u_{\alpha_0}, \sum_{\alpha_0})$, $h_{s+1} \sim N(u_{h_0}, \sum_{h_0})$ 。

3.MCMC 参数估计方法

在引入方差-协方差矩阵之前,时变系数 VAR 模型是线性的状态空间模型,状态空间通过极大似然法就能完成估计,但引入方差-协方差矩阵的创新后,这种既带有参数漂移,又有复合随机波动的模型,极大似然方法不可行,从而需要进一步利用数值方法进行估计。MCMC 算法是估计 TVP-VAR 各参数的一种良好的方法。MCMC 算法是在贝叶斯框架下进行的,它可以在研究人员事先设定的先验概率密度的基础上,得到目标参数的联合后验参数分布。对于给定数据,需要通过重复抽样构造马尔科夫链,使它的平稳分布为后验分布来推断样本,再基于这些样本进行各种参数估计。已有文献中有很多种方法来构造马尔科夫链,本文主要借鉴 Nakajima(2011)的做法,即先指定 $y = \{y_t\}_{t=1}^n$, $w = (\sum_{\beta}, \sum_{\alpha}, \sum_h)$, 再将 w 的先验概率密度记做 $\pi(x)$ 。在给定 y 的观测之后, MCMC 算法的详细过程如下:将 β, α, h, w 赋值;给定 $\sum_{\beta}, \alpha, h, y$ 的后验分布 $(\beta | \sum_{\beta}, \alpha, h, y)$; 给定 β , 抽样 $(\sum_{\beta} | \beta)$; 给定 $\beta, h, \sum_{\alpha}, y$, 抽样 $(\alpha | \beta, h, \sum_{\alpha}, y)$; 给定 α , 抽样 $(\sum_{\alpha} | \alpha)$; 给定 β, α, \sum_h, y , 抽样 $(h | \beta, \alpha, \sum_h, y)$; 给定 h , 抽样 $(\sum_h | h)$; 返回第二步,循环上述步骤,直至完成预先设定的抽样次数。

(二) 数据说明

基于样本数据的可得性,本文将样本区间设定为 2000 年 1 月至 2017 年 12 月, TVP-VAR 模型中的各变量数据来源和处理方式说明如下:

(1) 国际原油产量(Y)以平均每日原油开采量作为指代变量,数据来源于美国能源信息署官方网站。

(2) 利率(I)参考已有文献的通常做法,选取上海银行间同业拆借七天利率作为货币政策利率工具的代理变量。

(3) 本文选取广义货币供应量($M2$)作为我国货币政策流动性工具的代理变量,数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。尽管我国正在逐步推行利率市场化改革,利率管制已基本放开,但是在本文大部分样本期间,中国人民银行仍主要通过公开市场业务进行数量型调控,利率则直接由央行进行调整,外生性相应更强。广义货币供应量长时期作为我国货币政策的重要中介目标,能够很好地反映我国货币政策的走势,因此该指标同样不可或缺,陈继勇等(2013)也指出流动性是资产价格上涨的直接推动作用。

(4) 汇率指标(EX)来源于国际货币基金组织(IMF)数据库,本文将其转化为间接标价法进行表示。由于国际原油价格目前仍以美元进行标价,因此汇率变动将通过石油的金融属性来影响国际原油价格。根据赵文胜和张屹山(2012)的研究,当我国采取紧缩性货币政策减少货币供应量时,会引起人民币兑美元汇率持久性升值,且其对汇率变动的解释能力相对于美

国量化宽松政策的解释能力更强;尽管解释比例不超过 50%,但是仍可以据此假定我国汇率相对于名义货币供应量的内生性更强。

(5)我国国内原油总需求以国内生产总值(*GDP*)作为指代变量,该数据能够有效度量我国对原油的有效需求程度。由于我国尚未公布月度 *GDP* 数据,因此本文主要基于国家统计局公布的季度 *GDP* 以及规模以上工业企业增加值的环比和同比增长率估算得出 *GDP* 数据,并根据季度 *GDP* 总额对测算出的月度 *GDP* 进行调整。具体做法如下:由于 2010-2017 年国家统计局公布了工业增加值环比增长率,因此在这一阶段通过估算出每季度第二月、第三月分别是第一月的多少倍,并以其总和作为总权重去除该季度 *GDP* 求出每一份额下的 *GDP* 数值,分别乘以每月相应权重即可得到该月 *GDP* 的近似值。此外,由于 2010 年以前,国家统计局仅公布了工业增加值同比增长率,因此我们以测算出的 2010 年 *GDP* 近似数据倒推出之前各年的 *GDP* 近似值;根据该方法测算出的季度 *GDP* 与公布的季度 *GDP* 之间存在差异,因此我们又通过实际 *GDP* 数据对测算数据进行了最终的调整。

(6)原油价格(*P*)选取 WTI(西德州中级原油)作为代理变量,并经美联储官网公布的中美月度双边汇率将其调整为以人民币计价的原油价格。

由于以上数据均为时间序列数据,我们还对其进行了价格平减和除季节性趋势等操作。具体而言,本文将货币供应量、*GDP* 和原油价格经 *PPI* 进行了价格平减,用以反映实际变量数值。在此基础上,采用 Census X-12 方法对各变量进行了季节性调整,来去除各个时间序列数据的趋势性。之后对所有的变量取对数以降低变量的波动浮度,并减弱可能存在的异方差。各变量无量纲化、除趋势、取对数后的统计性描述如表 1 所示。

表 1 各变量无量纲化、除趋势、取对数后的统计性描述

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Y</i>	216	8.741	0.223	8.322	9.209
<i>I</i>	216	0.953	0.339	-0.010	1.943
<i>M2</i>	216	12.440	0.539	11.610	13.470
<i>EX</i>	216	-1.974	0.117	-2.114	-1.800
<i>GDP</i>	216	9.488	0.407	8.831	10.280
<i>P</i>	216	5.329	0.280	4.538	5.872

四、实证结果

(一) 模型设定检验和参数估计

本文的模型设定检验和参数估计过程如下:(1)我们对各个变量进行了单位根检验,发现各变量均为一阶单整,为了防止时间序列伪回归的出现,本文将所有变量进行一阶差分得到平稳的时间序列。(2)由于时变 *VAR* 模型中的矩阵为下三角,所以模型中的变量顺序将按照

外生性程度进行排序,即外生程度越高,排位越靠前;外生程度越低,排位越靠后,因此本文按照原油产量变动(Y)、中国七日银行间同业拆借利率变动(I)、中国广义货币供给量变动($M2$)、汇率变动(EX)、中国国内生产总值变动(GDP)、原油价格变动(P)的顺序进行排列。(3)对模型滞后期的选择则综合根据似然函数准则(LR)、赤池信息准则(AIC)、施瓦茨信息准则(SC),选取模型滞后阶数为2阶。(4)本文运用 MATLAB_R2016b 实现 MCMC 算法抽样过程,设定参数初值 $\mu_{\beta_t} = \mu_{\alpha_t} = \mu_{h_t} = 0$, $\sum_{\beta_0} = \sum_{\alpha_0} = \sum_{h_0} = I$,并进一步设定参数矩阵 \sum_{β_t} , \sum_{α_t} , \sum_{h_t} 为对角矩阵,且满足分布 $(\mu_{\beta_t})^{-2} \sim \text{Gamma}(40,0.02)$ 、 $(\mu_{\alpha_t})^{-2} \sim \text{Gamma}(40,0.02)$ 、 $(\mu_{h_t})^{-2} \sim \text{Gamma}(40,0.02)$ 。

(二) 模型估计结果

表2给出了运用MCMC算法测算所得的模型参数后验分布的均值、标准差、95%置信区间以及收敛统计量。可以看出,本文模型中参数的所有后验均值均落入了95%的置信区间;此外,从模型拟合程度判别指标上看,各参数估计结果的Geweke值均未超过5%的临界点值1.96,后验分布收敛于零的原假设无法被拒绝,抽样样本最终可以收敛,并且无效因子比较小(均小于100),可判定运用MCMC方法估计本模型参数的结果有效。

图2进一步给出了样本自相关系数、样本变动路径以及待估参数的后验分布图。其中,第一行显示出前500次抽样样本的自相关系数出现了显著下降并保持在零值附近,说明大部分样本不存在自相关关系;第二行表示10000次抽样数据的样本路径基本平稳,说明预设的MCMC抽样次数获得的不相关样本数量足够且有效;第三行则将表2中待估参数后验分布的置信区间进一步可视化。

表2 TVP-VAR模型的MCMC法参数估计结果及其诊断

参数值	均值	标准差	95%上界	95%下界	Geweke 值	无效因子
$(\sum_{\beta})_1$	0.0023	0.0003	0.0018	0.0029	0.463	14.38
$(\sum_{\beta})_2$	0.0023	0.0003	0.0019	0.0029	0.146	25.52
$(\sum_{\alpha})_1$	0.0056	0.0018	0.0034	0.0102	0.800	56.05
$(\sum_{\alpha})_2$	0.0056	0.0017	0.0033	0.0098	0.289	61.61
$(\sum_h)_1$	0.5442	0.1061	0.3154	0.7552	0.003	95.72
$(\sum_h)_2$	0.6141	0.1053	0.4266	0.8406	0.554	25.68

注:①由本文式(4)可知 TVP-VAR 模型中的两个待估参数 β_t 、 A_t^{-1} 和随机扰动项 ε_t 均是时变的,因此基于本文所假定的随机游走过程,在给出参数初值和先验分布的前提下,参数估计转化为对以上三个随机游走过程的各期方差进行估计,表2中仅展示出了前两期的估计结果;②根据 Geweke(1992),Geweke 值收敛于标准正态分布;③根据 Chib(2001),无效因子主要用来测定 MCMC 链的混合效果,其意义为序列后验样本均值的方差和不相关序列样本均值的方差的比率,因此无效因子越低,估计过程所产生的不相关样本数量越多,较低的无效因子是有利的。

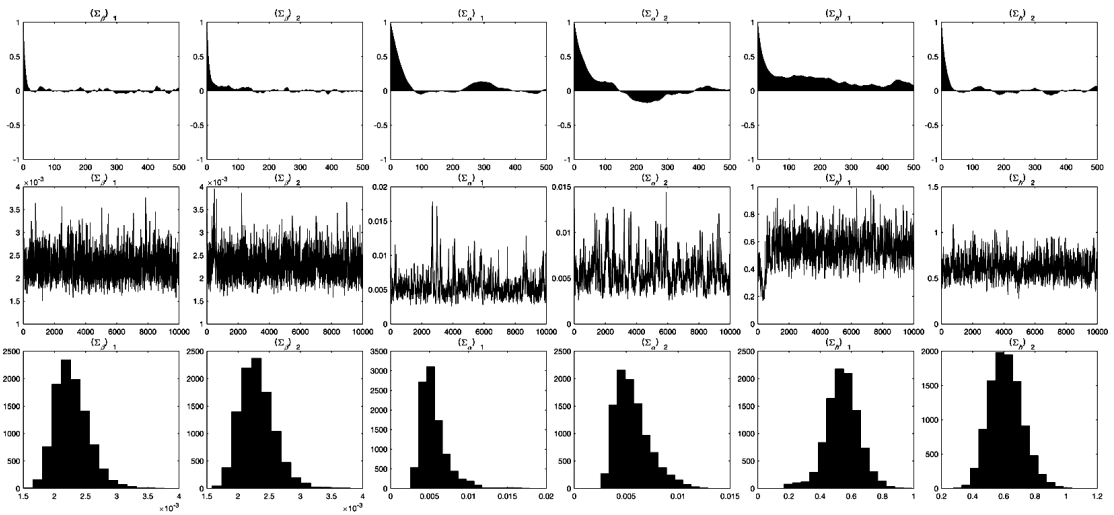


图2 样本自相关系数(上)、样本变动路径(中)、后验分布(下)

结合表2和图2,可以认为通过参数假设条件估计出的结果获得了与初始值无关的有效样本,能够支持本文 TVP-VAR 模型的后续推断。

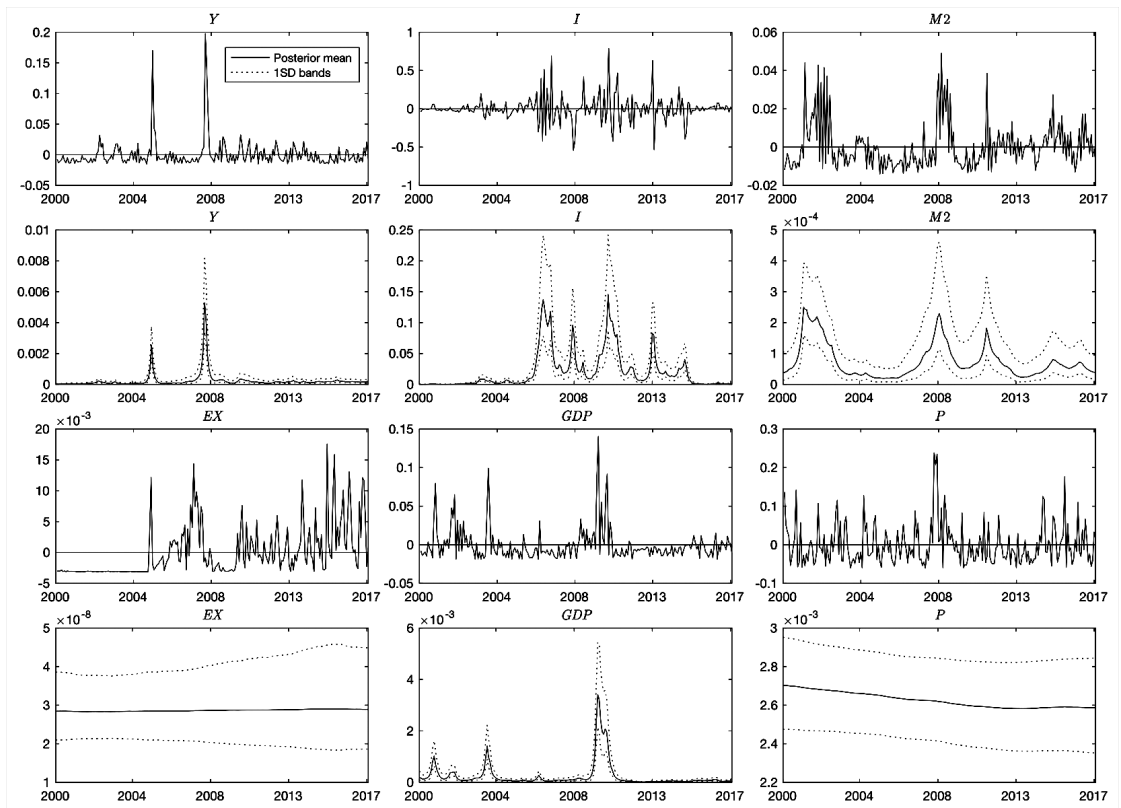


图3 国际原油产量、中国 M2、中国 GDP、WTI 原油价格变动情况及均值波动

图3汇报了各变量(取对数并差分后的最终数据)在不同时期的波动情况,以及后验均值

的波动水平,可以看出随机波动的先验假设很好地反映了各变量值的历史波动。图中横坐标为 2000 年 1 月至 2017 年 12 月的整个样本期间。

从图 3 中可以看出,国际原油产量的增长率(Y)在样本期间呈现不断波动的态势,其中 2004 年和 2008 年分别出现了原油产量增长率的急剧变化,总体反映了世界经济的持续发展和原油需求的上涨态势。

从国际原油价格增长率(P)的波动来看,从 2000 年至 2008 年 11 月金融危机爆发之前,全球原油市场价格保持在一个较为稳定的价格上涨态势,这与全球经济的快速增长和以中国为代表的新兴市场旺盛的需求密切相关。尽管金融危机的发生导致了原油价格的大幅度下跌,但是随后又上涨至高位。该现象的发生,一方面与供给降幅远大于需求有关,另一方面与大量为规避风险而注入原油市场的资金以及美国推行的非常量化宽松货币政策注入市场的流动性密切相关,其中 2010 年 10 月至 2014 年 11 月期间全球原油平均价格甚至高达每桶 95 美元,单月平均价格均未跌破每桶 80 美元;直至 2014 年 12 月美联储量化宽松周期正式结束,美元加息预期使得全球原油平均价格又回到金融危机前每桶 47 美元的低位;2016 年至今,由于石油库存、供求关系和地缘政治的影响,国际原油价格又开始显示出一定的增长态势。

利率(I)方面则保持了较大的波动水平,反映了央行在经济发展过程中实施积极的利率政策。如 2008 年为应对国际金融危机,我国将基准利率调低来提高有效需求、刺激经济复苏,随后几年则通过逐步提高基准利率来应对我国面对的通货膨胀和流动性过剩;近年来,央行则积极推行稳健的货币政策,较少对利率进行大规模调整,多采用定向降准等结构性货币政策,以减少利率大规模波动带来的影响。

相较于利率的相对平稳,我国广义货币供应量在样本期间持续增长,但是在不同期间其波动水平较大,其中可以看到 2008 年为了缓解金融危机给实体经济造成的增长压力,我国向市场注入了大量的流动性来推动经济恢复增长。汇率方面,我国自实施放弃挂钩美元的政策后,2007 年至 2009 年间,人民币持续走低;随后,我国持续的贸易顺差和跨境资本的不断流入,导致了我国汇率的持续上涨。我国 GDP 则保持一个稳定快速的增长态势,但近年来其增速较 2012 年之前明显放缓。

通过上述分析可以看出,随着宏观经济形式和我国经济发展水平的不断变迁,各变量的变动路径显然有很大可能存在内生结构突变的现象。

(三) 时变脉冲函数响应分析

本节进一步通过分别引入等间隔脉冲响应函数和时点脉冲响应函数来综合探讨国际原油价格与我国宏观经济和货币政策之间的时变关联效应。等间隔脉冲响应函数用于观察在每一个时点对自变量给予一个正向冲击后,在相等间隔的时间段(本文设定为 4 月、8 月和 12 月)以后因变量变化的幅度;而时点脉冲响应函数用于观察在特定时点对自变量给予一个正

向冲击后,因变量随时间不断衰减的变化情况,类似于传统意义上的脉冲响应函数,其时点具体选择标准将在下文介绍。另外,为了使不同时点的脉冲响应具备可比性,本文所给出的冲击项大小为该变量样本区间上的随机波动均值。

1. 等间隔脉冲响应函数分析

与常规 VAR 模型的二维脉冲关系不同, TVP-VAR 模型可以计算出在不同滞后阶数下样本期间每个时点的动态脉冲响应关系。图 4 给出了各变量的正向冲击对国际原油价格(P)的脉冲影响,图中横坐标为 2000 年 1 月至 2017 年 12 月的整个样本期间,其中点线代表滞后 4 个月的脉冲响应曲线,短虚线代表滞后 8 期的脉冲响应曲线,实线代表滞后 12 个月的脉冲响应曲线。

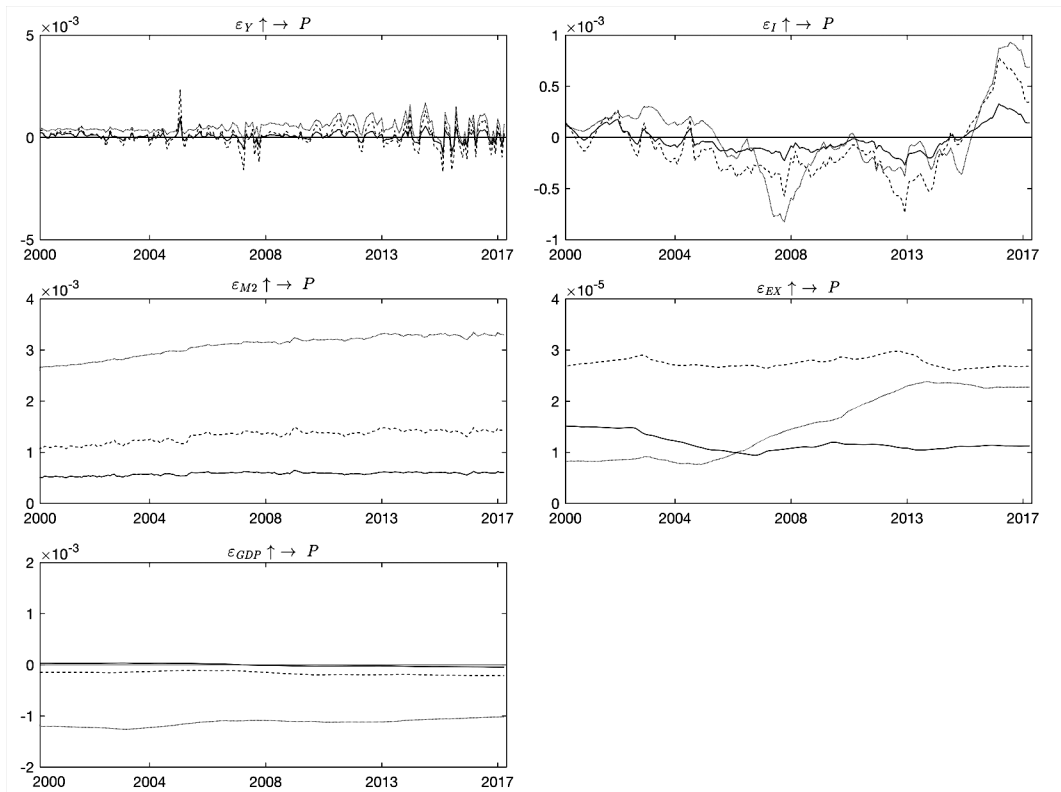


图 4 滞后 4 个月、8 个月、12 个月的等间隔脉冲响应图

从国际原油产量(Y)对原油价格(P)的冲击效应图来看,在 2010 年之前,国际原油产量突然升高对原油价格变动的冲击并不明显,这与早期石油输出国组织对国际原油所拥有的垄断地位密切相关,并导致了供求规律的失衡。直至 2010 年国际原油产量逐年增长后,其对价格的冲击效应才逐渐显著,原油产量的正向冲击往往使得价格在短期呈现降低,且随着时间的推移其下降的幅度逐渐减弱。

中国利率(I)对国际原油价格的影响呈现出了更为明显的波动性和时变特征。2004 年之前,我国利率与国际原油价格呈同向变化,但这一阶段利率的影响相对较弱;2004 年至 2014

年之间,我国利率的上升则会导致国际油价的反向下跌;2014年二者又恢复同向关联的趋势。纵观整个样本期间,原油价格受影响后的波动浮动逐期扩大,反映了我国货币政策中利率指标影响力的提升。进一步地,对于其出现的正负向效应交替的结构性差异可以解释如下:首先,二者呈现反向变动关系的时期,我国正值经济高速增长阶段,大量国际游资和长期资本注入我国进行投资,大规模资金进入我国市场反映为国际原油市场资本的减少,因此利率的上升使国际原油市场的流动性下降和投机性需求降低,其价格相应也会降低;另外,利率上升使得我国石油企业原油储备的机会成本上升,亦可能减少相应的储备量,该传导过程与王皓和朱明侠(2016)的观点一致。因此,在这一阶段我国利率主要通过货币渠道和投机渠道作用于国际原油价格。此外,利率上升也会一定程度上抑制经济增长,从而经产出渠道使原油价格出现一定程度的降低。而其余各期,我国利率上升将导致人民币升值预期,人民币购买力的提高将使得我国原油实际需求进一步上涨,从而提振国际原油价格;同时,在2014年之后,综合考虑我国迈入“新常态”后经济增速的放缓和美元汇率实质贬值的预期,使得供过于求的资本又开始向国际市场涌入致使国际油价的上涨。因此,在这一阶段我国利率主要通过汇率渠道和投机渠道作用于国际原油价格。根据Thompson和Summers(2012)的研究,20世纪80年代初期已出现多种大宗商品价格与利率的相关系数发生显著结构突变的现象(即由负转正),从侧面印证本文发现的合理性。

我国广义货币供给($M2$)的增加,在短期内将通过引致生产性和投机性需求的增加影响原油期货和现货价格,导致国际原油价格的上升,随后各期该影响则逐渐减弱。从整个样本期来看, $M2$ 对原油价格的影响呈现出随时间稳步上升的趋势,但中期和长期增长的幅度并不明显。近年来随着我国货币政策的稳健过渡,其上涨幅度出现了一定的放缓。尽管受限于我国货币强势程度的限制,该变化幅度整体相对较小,但是仍然能够反映我国货币政策流动性变量的有效性正逐步提升,我国流动性对石油价格的影响日益增强。Ratti和Vespignani(2012)也指出2009-2010年国际原油价格的飞速上涨很大程度上来源于中国向市场注入的大量流动性。

利率、货币供应量两个货币政策中介指标对国际原油价格的影响都呈现出逐步上升的态势,其中后者相比于前者对原油价格的影响相对更大(主要由于利率传导过程的间接性),且扩张的货币政策将使得油价上涨,与传统的理论相符合。

人民币升值(EX)将主要通过美元渠道导致目前仍主要以美元计价的国际原油价格上涨。中国作为原油需求大国,人民币购买力的显著上升,使得油价相对更加便宜,从而可以提振更多的原油消费需求,拉升国际油价。从短期脉冲响应曲线可以看出,人民币升值的影响程度呈现出逐年上升的态势,反映出近年来人民币的持续坚挺和我国经济发展原油需求的稳健。人民币币值变动对国际原油价格的冲击愈发显著,意味着在当前形势下,推出以人民币计价的原油期货,将有利于我国原油行业上下游产业链实体企业对冲经营管理风险和美元转

化的汇率风险,稳定发展态势。

此外,我国国内生产总值(*GDP*)的上升对于国际油价呈现出负面影响,与传统假设相悖,这主要与石油在短期内缺乏弹性而在长期内弹性较大有关,即本文为了更好地反映较长时滞下我国货币政策变量对国际原油价格的冲击而选取了观测滞后4个月及更长滞后期的脉冲时点效应,所以未能很好地反映短期冲击效应。通过结合下文图5所示时点脉冲曲线可以发现,短期(4个月)内我国*GDP*的增加会振兴全球原油需求量,从而拉升原油价格,但是随着滞后期限的延长,原油供给的迅速调整将会使得市场原油总量超额供给,从而导致原油价格的下降,并需要经过较长时期的恢复才能回到初始水平。由此反映了我国需求冲击对于国际原油价格冲击的即时性,而长期原油价格仍然由供求关系决定。该发现与张程和范立夫(2017)的结论基本一致。

综上所述,我国货币政策(以利率和货币供应量作为代理变量)对国际原油价格的影响愈发明显,并且基本符合本文提出的影响机制。结合图1和图4具体来看:(1)作为我国货币政策影响国际原油价格的重要传导中介,汇率和总产出的正向冲击都将在短期内显著促进国际原油价格的正向波动,分别印证了本文理论机制部分所探讨的第二点和第三点;(2)货币政策中利率变量对国际原油价格的影响机制较为复杂,在2014年之前主要经资本流动渠道和总产出渠道对国际原油价格施加反向影响,而之后则依赖于汇率渠道和投机性需求渠道与原油价格同向波动,总体呈现出明显的时变特征;(3)货币供应量的提升经投机性需求渠道和总产出渠道对原油价格的提振作用更加稳定,且短期内时变特征更为显著。总体而言,以上实证结果印证了本文影响机制的有效性。

2.时点脉冲响应函数分析

通过观察不同时点下脉冲响应函数的走势是否一致,可以进一步识别我国在不同经济发展阶段和外部宏观环境下各变量与原油价格之间的关系是否存在结构性突变。图5是国际原油价格受到各变量冲击的时点脉冲响应函数图,脉冲响应期间设置为一年。在样本期间内本文共设置了三个代表性时点,其选取原则及与图5中各曲线的对应关系分别为:(1)2004年12月(即图5中点线),中国加入世界贸易组织后的过渡期正式结束,贸易壁垒正式消除,我国对外开放程度逐渐加强,国际间经济交流日益频繁,与国际能源市场的关联逐步加强;(2)2008年12月(即图5中短虚线),受到国际金融危机影响,国际油价开始出现大幅下跌,与此同时我国开始推出“四万亿”的经济刺激计划,市场流通的货币供应量出现大幅度增长;(3)2014年12月(即图5中实线),国际油价大幅度波动,美国经济回暖,美联储开始进行金融危机后的第一轮加息。此时,我国一方面正逐步深化推行稳健的货币政策,利率较宽松时期略微上涨,从而导致企业投资降低,另一方面,我国*GDP*增速也开始迈入“新常态”时期,二者共同影响我国的原油需求。综上,后续讨论将基于以上三个时点的脉冲响应曲线展开。

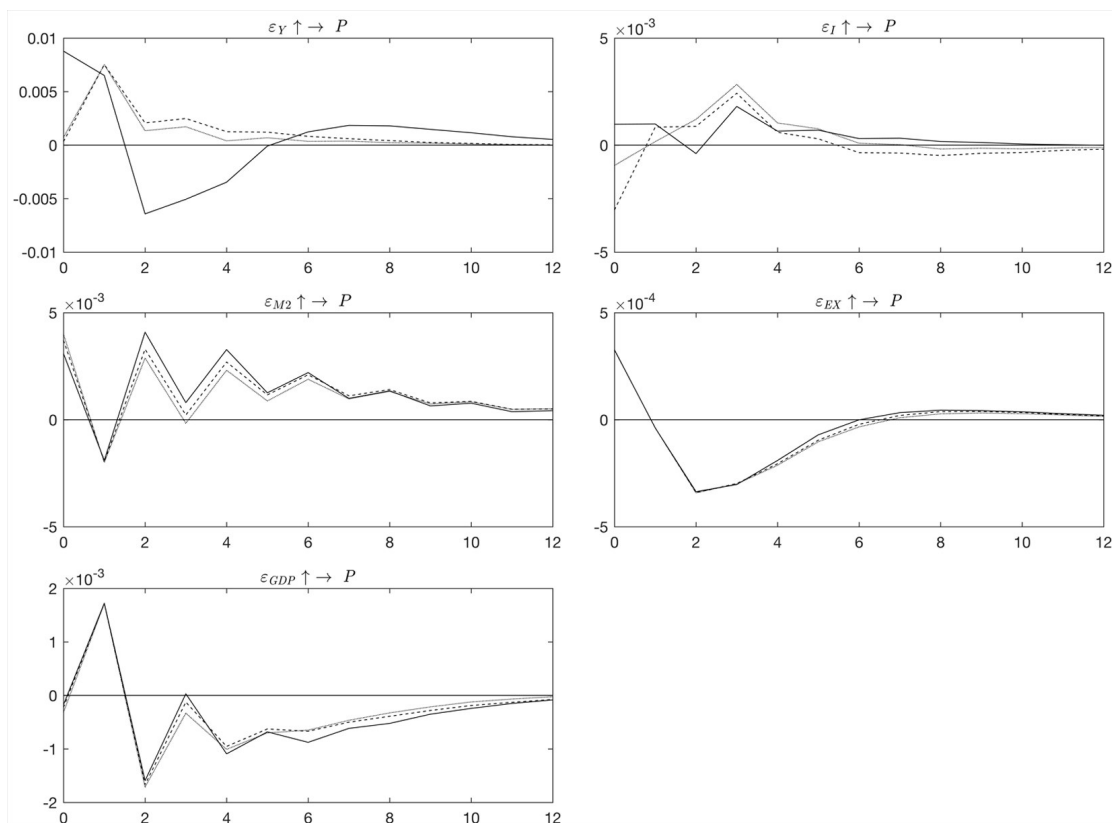


图5 不同时点脉冲响应对比图

从图5可以看出,当原油产量(Y)上升时,在前两个时点下国际原油价格均存在上升趋势,这是由于在该期国际原油产量的上升往往是迎合旺盛的原油需求,原油市场的供给仍然由石油输出国组织所垄断,因此价格往往在供小于求的国际原油市场博弈中被拉升;2014年12月的脉冲曲线显示,原油产量的上升会使得价格在当期产生一个上升,而后会逐渐减少至低于最初水平,这反映了近年来国际原油市场的垄断性正在减弱。此外,除产量外,投机行为与心理预期的影响在一定程度上削弱了原油产量上升对国际油价的负面影响,但其影响程度较小。我国利率(I)上升在前两个时点主要表现为原油价格的即期下降,而在2014年12月的脉冲响应曲线中表现为同向影响。其传导机制与前述相似,正向关联主要源于以下两点:一方面是利率上升使得人民币存在升值压力,美元的相对走弱,使得以美元计价的国际原油价格存在上升趋势;另一方面,人民币购买力增强则间接使得原油的投机性需求增强,从而促使价格的上升。中国M2与原油价格呈正向关联,并且随着时间的推移,该效应将逐渐减弱,表明我国货币供应量的增加确实会影响国际原油价格的波动。汇率(EX)和GDP的分析与前述大致相同。在所选时点下,汇率上升将在前中期使得原油价格出现上升,但长期影响相对较弱;我国原油总需求的提振则在短期拉动原油价格逐步上涨,2期后受到原油产量提振和储

存量消化的影响,价格慢慢将至低于初始水平,从而进一步对图4部分提供了补充解释。

综合利率和货币供应量两个货币政策指标的表现来看,尽管二者在不同时点的影响差异并不显著,但是仍然可以看出随着我国经济社会的不断发展,越靠近现期其影响程度就越高。因此基本可以反映我国货币政策对国际能源价格的影响程度在逐步加深,而定价权也在日益提升,以人民币计价的原油期货的推出切实反映了当前人民币购买力的需求。

五、结论与政策含义

本文提出了我国货币政策对国际原油价格的影响机制,运用 TVP-VAR 模型对我国货币政策和宏观经济与国际原油市场之间的动态响应关系进行了实证考察,并进一步通过时变脉冲响应函数具体分析了国际原油产量、中国利率、中国广义货币供给量、中国汇率、中国国内生产总值和国际原油价格之间的时变关系,得到了如下主要结论:

第一,我国货币政策(以利率、货币供应量作为代理变量)通过汇率、投机性需求、经济总产出以及资本流动等渠道对国际原油价格施加影响。

第二,我国货币政策对国际原油价格的影响具有时变效应,具体表现为原油价格冲击的内生性逐渐增强;我国广义货币供给量的增加确实会导致国际原油价格出现上升,且短期影响逐年递增;尽管在不同阶段利率上升对原油价格的冲击效应结果不同,但是近年来明显使得原油价格的波动幅度出现较大程度的增加;人民币升值的影响程度也呈现出逐年上升的态势。以上均表明我国货币政策对于国际原油市场的影响力和定价权正在逐步提升,侧面印证了此时推出人民币计价原油期货的合理性,即有利于缓冲由人民币升值预期和货币政策结构性调整所带来的原油价格波动给我国实体经济带来的冲击。

第三,我国利率政策与原油价格冲击之间的结构性传递机制随时间推移发生着变化,在不同阶段,利率冲击分别通过货币渠道和汇率渠道间接传导至国际原油价格,而货币供应量和汇率对国际原油价格的影响在不同时点大致相同。因此,在调整利率政策时需要考虑其可能与国际原油市场之间的权衡效应。

基于以上实证分析结果,本文提出几点政策建议。第一,加强对国际原油金融属性的认识,加强原油投机的监管力度,减少石油价格异常波动给我国带来的负面影响。第二,完善人民币计价原油期货的设计与监管。一方面,可以通过原油期货来稳定原油现货价格,促使我国货币政策更好地开展;另一方面,以人民币结算的原油期货市场,将使人民币产生更多国际交易结算,在全球实体经济领域和金融市场中使用更加频繁,无疑将进一步带动人民币走向世界,提速人民币国际化进程。第三,进一步推行稳健的货币政策,降低我国大范围货币政策调整所带来的与国际大宗商品价格间的权衡效应,进一步深化推行如定向降准等结构化货币政策,研究新型与国际大宗商品价格波动特征相符的货币政策工具,从而进一步完善我国货

币政策的多样性和稳定性,促进新常态下我国经济的持续健康发展。

参考文献:

- [1]陈继勇,袁威,肖卫国. 流动性、资产价格波动的隐含信息和货币政策选择——基于中国股票市场与房地产市场的实证分析[J]. 经济研究,2013,(11):43-55.
- [2]陈晓玲,陈登科. 石油冲击对我国宏观经济影响和货币政策调整[J]. 中国经济问题,2016,(1):56-70.
- [3]范从来. 菲利普斯曲线与我国现阶段的货币政策目标[J]. 管理世界,2000,(6):122-129.
- [4]何慧刚. 人民币利率-汇率联动协调机制的实证分析和对策研究[J]. 国际金融研究,2008,(8):51-57.
- [5]蒋瑛琨,刘艳武,赵振全. 货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析——兼论货币政策中介目标的选择[J]. 金融研究,2005,(5):70-79.
- [6]李敬辉,范志勇. 利率调整和通货膨胀预期对大宗商品价格波动的影响[J]. 经济研究,2005,(6):61-68.
- [7]刘斌. 我国货币供应量与产出、物价间相互关系的实证研究[J]. 金融研究,2002,(7):10-17.
- [8]牟敦果,王沛英. 中国能源价格内生性研究及货币政策选择分析[J]. 金融研究,2017,(11):81-95.
- [9]钱小安. 资产价格变化对货币政策的影响[J]. 经济研究,1998,(01):72-78.
- [10]钱谊,吴卫娟. 开放条件下中国货币政策对国际石油价格的影响——基于SVAR模型的实证研究[J]. 工业技术经济,2017,(5):117-125.
- [11]瞿强. 资产价格与货币政策[J]. 经济研究,2001,(07):60-67+96.
- [12]盛朝晖. 中国货币政策传导渠道效应分析:1994—2004[J]. 金融研究,2006,(7):22-29.
- [13]谭小芬,韩剑,殷无弦. 基于油价冲击分解的国际油价波动对中国工业行业的影响:1998—2015[J]. 中国工业经济,2015,(12):51-66.
- [14]谭小芬,杨楠. 国际石油价格波动的来源:发达经济体还是新兴经济体[J]. 金融评论,2014,6(02):66-81+125.
- [15]王皓,朱明侠. 国际大宗商品价格波动的中国因素探讨[J]. 中国流通经济,2016,30(11):101-108.
- [16]夏斌,廖强. 货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中介目标[J]. 经济研究,2001,(8):33-43.
- [17]谢平. 中国货币政策分析:1998—2002[J]. 金融研究,2004,(8):1-20.
- [18]邢天才,田蕊. 开放经济条件下我国资产价格与货币政策目标关系的实证分析[J]. 国际金融研究,2010,(12):4-12.
- [19]张斌,徐建伟. 石油价格冲击与中国的宏观经济:机制、影响与对策[J]. 管理世界,2010,11(1):18-27.
- [20]张程,范立夫. 大宗商品价格影响与货币政策权衡——基于石油的金融属性视角[J]. 金融研究,2017,(03):72-85.
- [21]张大永,曹红. 国际石油价格与我国经济增长的非对称性关系研究[J]. 经济学(季刊),2014,13(02):699-722.
- [22]张萍. 利率平价理论及其在中国的表现[J]. 经济研究,1996,10:34-43.
- [23]张学志,才国伟. 基于VECM模型的石油消费与经济增长因果关系检验[J]. 清华大学学报(自然科学版),2010,50(05):681-685.
- [24]赵文胜,张屹山. 货币政策冲击与人民币汇率动态[J]. 金融研究,2012,(8):1-15.
- [25]Acemoglu, D., A. Finkelstein, and M. J. Notowidigdo. Income and Health Spending: Evidence from Oil Price Shocks[J]. Review of Economics and Statistics, 2013, 95(4):1079-1095.
- [26]Askari, H. and N. Krichene. An Oil Demand and Supply Model Incorporating Monetary Policy[J]. Energy, 2010, 35(5):2013-2021.

- [27] Barsky, R. B. and L. Kilian. Oil and the Macroeconomy Since the 1970s[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2004, 18(4) : 115–134.
- [28] Basher, S. A., A. A. Haug, and P. Sadorsky. Oil Prices, Exchange Rates and Emerging Stock Markets[J]. *Energy Economics*, 2012, 34(1) : 227–240.
- [29] Baumeister, C. and L. Kilian. Forty Years of Oil Price Fluctuations: Why the Price of Oil May Still Surprise US[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2016, 30(1) : 139–60.
- [30] Belke, A., W. Orth, and R. Setzer. Liquidity and the Dynamic Pattern of Asset Price Adjustment: A Global View[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34(8) : 1933–1945.
- [31] Bernanke, B. S., M. Gertler, and M. Watson. Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997, (1) : 91–157.
- [32] Bodenstein, M., L. Guerrieri, and L. Kilian. Monetary Policy Responses to Oil Price Fluctuations[J]. *IMF Economic Review*, 2012, 60(4) : 470–504.
- [33] Brückner, M., A. Ciccone, and A. Tesei. Oil Price Shocks, Income, and Democracy [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(2) : 389–399.
- [34] Chib, S. *Markov Chain Monte Carlo Methods: Computation and Inference*[M]. Amsterdam: Elsevier, 2001.
- [35] Cuñado, J. and F. P. De Gracia. Do Oil Price Shocks Matter? Evidence for Some European Countries[J]. *Energy Economics*, 2003, 25(2) : 137–154.
- [36] D’Agostino, A., L. Gambetti, and D. Giannone. Macroeconomic Forecasting and Structural Change [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2013, 28(1) : 82–101.
- [37] Du, L., H. Yanan, and C. Wei. The Relationship between Oil Price Shocks and China’s Macro-Economy: An Empirical Analysis[J]. *Energy Policy*, 2010, 38(8) : 4142–4151.
- [38] Frankel, J., B. Smit, and F. Sturzenegger. Fiscal and Monetary Policy in A Commodity-based Economy[J]. *Economics of Transition*, 2008, 16(4) : 679–713.
- [39] Geweke, J. *Bayesian Statistic*[M]. England: Oxford University Press, 1992.
- [40] Georgiadis, G. Determinants of Global Spillovers from US Monetary Policy [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2016, (67) : 41–61.
- [41] Hamilton, J. D. *Understanding Crude Oil Prices*[R]. 2008.
- [42] Herrera, A. M. Oil Price Shocks, Inventories, and Macroeconomic Dynamics [J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2018, 22(3) : 620–639.
- [43] Huang, Y. and G. Feng. The Role of Oil Price Shocks on China’s Real Exchange Rate[J]. *China Economic Review*, 2007, 18(4) : 403–416.
- [44] Jiménez-Rodríguez, R. and M. Sánchez. Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for Some OECD Countries[J]. *Applied Economics*, 2005, 37(2) : 201–228.
- [45] Kilian, L. and R. J. Vigfusson. Nonlinearities in the Oil Price – Output Relationship[J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2011, 15(S3) : 337–363.
- [46] Leduc, S. and K. Sill. A Quantitative Analysis of Oil-Price Shocks, Systematic Monetary Policy, and Economic Downturns[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2004, 51(4) : 781–808.
- [47] Nakajima, J. *Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications*[R]. 2011.
- [48] Primiceri, G. E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. *The Review of Economic Studies*, 2005, 72(3) : 821–852.

[49] Ratti, R. A. and J. L. Vespignani. Why are Crude Oil Prices High When Global Activity is Weak? [J]. Economics Letters, 2013, 121(1): 133–136.

[50] Ratti, R. and J. L. Vespignani. Crude Oil Prices; China's Influence Over 1996–2011 [J]. Economic Modelling, 2012, (33): 517–525.

[51] Taghizadeh-Hesary, F. and N. Yoshino. Monetary Policy, Oil Prices and the Real Macroeconomic Variables: An Empirical Survey on China, Japan and the United States [J]. China: An International Journal, 2016, 14(4): 46–69.

[52] Tang, W., L. Wu, and Z. X. Zhang. Oil Price Shocks and Their Short- and Long-term Effects on the Chinese Economy [J]. Energy Economics, 2010, 32: S3–S14.

[53] Thompson, A. S. and P. M. Summers. The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices: A Re-examination [J]. The Journal of Economics, 2012, 38(1): 1–21.

[54] Yoshino, N. and F. Taghizadeh-Hesary. Introductory Remarks: What's behind the Recent Oil Price Drop? [M]. Tokyo: Springer, 2016.

Influences of China's Monetary Policies on International Crude Oil Prices: An Empirical Study Based on TVP-VAR Model

Zhang Haoyu, Chen Zhongfei and Dong Qichen
(College of Economics, Jinan University)

Abstract: In recent years, with the continuous development of economy and financial openness, the influence of china's monetary policy adjustment on the price of international crude oil has been increasing. Therefore, in this paper, the influence mechanism of china's monetary policy on international crude oil price from a theoretical perspective was firstly be discussed. Then, the time-variant relationship between the monetary policy and the oil price was evaluated based on the monthly data from 2000 to 2017 and the Time-Varying Parametric Vector Auto-Regressive (TVP-VAR) model. The above studies show that our monetary policy has exerted great impact on international crude oil price, and the endogeneity of crude oil price shocks has gradually increased. More specifically, the increase of M2 in china will lead to the rise of oil price, and the influence of short-term strike will show a increasing trend. Simultaneously, the impact of interest rate on the fluctuation of the oil prices is also increasing annually. However, due to the difference periods of transmission mechanism, the influence will correspondently show either positive or negative changes. Finally, this paper proposes to improve the design and supervision of the Renminbi denominated crude oil futures. And also the government should continue its prudent monetary policy in order to reduce the fluctuation of the international commodity price caused by the adjustment of the monetary policy in China.

Keywords: China's Monetary Policy; Crude Oil Price; Influence Mechanism

JEL Classification: G15, Q48

(责任编辑:朱静静)