

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/321720080>

Impact of International Oil Price Schocks on China's Macroeconomy

Article · July 2010

CITATION

1

READS

212

1 author:



Jihong Duan

Nanjing University of Finance and Economics

2 PUBLICATIONS 1 CITATION

SEE PROFILE

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Economics [View project](#)

国际油价冲击对中国宏观经济的影响^{*}

段继红

内容提要:本文运用结构向量自回归(SVAR)模型,研究了国际油价波动对我国宏观经济所产生的动态冲击效应。实证研究发现:国际油价上涨确实对产出有逆向影响,但冲击后的产出变化在回归到零值后会越过零值继续上升;国际油价上涨对CPI有正向影响,但影响不显著,且CPI并不会在当期就对油价冲击做出响应,而是有一个相当的滞后期,在达到一个高点之后慢慢下降,逐渐回归到0值,但在达到0值后还会继续向下;国际油价上涨对一年期存款利率基本没有影响。针对造成这种实证结果的原因,本文最后给出了相应的解释和政策建议。

关键词:油价冲击;宏观经济;SVAR

中图分类号:C812

文献标识码:A

文章编号:1002-4565(2010)07-0025-05

Impact of International Oil Price Shocks on China's Macroeconomy

Duan Jihong

Abstract: For a long time, oil price shocks are often accompanied by severe turbulence of economy and society, which makes the impact of international oil price shocks on Macroeconomy an increasingly important research topic. In this paper, the structure of vector autoregressive (SVAR) model is used to investigate the dynamic impact effect of international oil price fluctuation on China's macroeconomy. The main conclusions are: 1) International oil price rise indeed has a negative impact on output, the changes in output value will gradually return to zero and continue to rise across zero, which is determined by china's special pricing mechanism; 2) International oil price rise has a positive impact on CPI, but the impact is little, the reasons are China's special oil consumption structure, price transmission mechanism and CPI's weight structure; 3) Basically, international oil price rise has no impact on the one-year deposit interest rates, because China always implements the monetary policy by cutting interest rates to stimulate economic for a very long time, however, the monetary policy does not respond to international oil price shocks.

Key words: Oil price shocks; Macroeconomy; SVAR

一、引言

油价波动对经济来说是一个外生冲击,这种外生冲击对经济可能产生多种影响,如产出的变化、投资的变化、工人实际工资的变化以及通货膨胀等。大量研究发现,油价冲击对开放经济条件下的宏观经济的影响是客观存在的,只是随着世界经济的发展的阶段不同和全球经济环境的不同,这种影响的表现形式和影响途径会有所差异。各种影响途径的综合作用以及各国经济体制的差异造成油价冲击对不同经济体的影响也有所区别。

研究国际油价冲击对我国宏观经济的影响,具有很强的现实意义:

1. 随着我国经济与国际社会的接轨,石油进口依存度在不断增加。据海关总署统计,2008年中国石油净进口量达20067万吨,在国内油品消费量中的占比已升至接近52%,油价波动对中国经济的影响也越来越大。

2. 在不同国家以及不同时期,油价变化与GDP增长之间的关系表现也不同。在1987-2008年之间的三次油价冲击中,美德两国都伴随着经济衰退,只是经济衰退的时间起点和大小不同;在1989-1990年和1999-2000年的两次油价冲击中,中国

^{*} 本文获得国家社会科学基金项目“节能减排统计指标体系研究”(08BTJ006)资助。

的经济衰退都是在油价冲击开始之前就已经开始,且早于油价冲击结束;而在2002-2008年的油价冲击中,美德中三国经济都出现了一定程度的负反馈。

二、研究方法

国际上对油价冲击影响宏观经济的研究结论经历了几个阶段:逆向影响,即油价冲击会导致经济衰退;非对称影响,即油价上升似乎阻碍总体经济的增长,而油价下跌却不会刺激总体经济的增长;以及1990年代后期和2000年早期油价的这种持久向上的运动对经济的影响变得越来越弱。在过去几年中,可以看到油价稳定上涨,而且不断超越历史的最高水平,但是却没有看到其对宏观经济指数的逆向影响。

迄今为止,学者们采用了多种方法研究油价冲击与宏观经济的关系。在现有的分析方法中,向量自回归模型(VAR)是被研究者们广泛应用的一种方法,但它有自身的局限性,即不考虑经济理论,产生的脉冲响应因为“新息”不能被识别为内在的结构误差,因而无法给出任何结构性解释。为了弥补这种不足,Blanchard和Quah(1989)提出了SVAR方法^[1],通过对VAR模型施加基于经济理论的限制性条件,识别出“新息”。近年来,SVAR已被国外学者广泛引入到油价冲击的分析中,而国内运用SVAR方法研究油价冲击的文献还相对较少。

从本文的研究结果可以看出,SVAR方法更适合用来研究油价冲击。本文将建立一个4变量(净油价冲击、国内生产总值(GDP)增长率、消费者物价指数(CPI)和一年期存款利率)的SVAR模型,估计模型并通过对模型参数空间的限制从VAR模型的复合冲击中分离出油价的结构冲击,分析GDP增长率、CPI和IR对净油价冲击的响应。

三、变量定义和样本选择

(一) 样本选择

鉴于中国宏观经济数据的特点和可获得性,本文将选取1992-2007年的国际原油价格和中国宏观经济变量的季度价格进行研究。其中国际原油价格取自EIA,是欧洲Brent原油现货离岸价^①与美国WTI原油现货离岸价的均值^②;中国宏观经济变量选取了GDP增长率、消费者物价指数(CPI)、一年期存款利率。其中GDP增长率来自GDP中国季度国内生产总值核算历史资料^③,CPI和一年期存款利率

来自《中国人民银行统计季报》各期。

(二) 变量定义

1. 油价冲击。对油价冲击的定义有线性和非线性两种,线性定义方法是早期研究常用的方法,1980年代和1990年代,美国经济展现了对油价冲击的不对称性,非线性定义方法应运而生,并取代了线性定义方法。非线性定义方法又可以分为三种:

(1) Asymmetric specification方法,设置两个解释变量来刻画国际石油价格冲击, O_t^+ 和 O_t^- 。令 $O_t = [\ln(\text{realoilp})_t - \ln(\text{realoilp})_{t-1}] * 100$,则 O_t^+ 和 O_t^- 可以分别定义为:

$$O_t^+ = \begin{cases} O_t & \text{if } O_t > 0 \\ 0 & \text{others} \end{cases} \quad O_t^- = \begin{cases} O_t & \text{if } O_t < 0 \\ 0 & \text{others} \end{cases} \quad (1)$$

从而可以把正油价冲击和负油价冲击分开来进行考虑。

(2) Net specification方法,由Hamilton(1996)^[2]提出。由于油价上升似乎阻碍美国总体经济的增长,而油价下跌却不会刺激总体经济的增长,该方法抓住油价上升这一特征,而不考虑油价下降对经济所造成的影响,以 $NOPI_t$ 表示油价冲击,

$$NOPI_t = \max[\log OIL_t - \max(\log OIL_{t-1}, \dots, \log OIL_{t-4})] * 100 \quad (2)$$

OIL 指石油价格,取自美国和欧洲原油的平均价格, $NOPI$ 为油价冲击,即如果当前油价超过一年来的最高油价,那么 $NOPI$ 就定义为两者之差,否则 $NOPI$ 为0。

(3) Scaled specification方法,由Lee et al(1995)提出。对于季度数据采用AR(4)-GARCH(1,1)相结合的模型,先对 O_t 进行AR(4)估计,然后通过计算统计残差和相关变换求 $SOPt_t$ 和 $SOPD_t$ 来刻画油价冲击,具体如下:

$$O_t = a_0 + a_1 O_{t-1} + a_2 O_{t-2} + a_3 O_{t-3} + a_4 O_{t-4} + e_t \\ e_t / I_{t-1} \sim N(0, h_t) \\ h_t = \gamma_0 + \gamma_1 e_{t-1}^2 + \gamma_2 h_{t-1} \quad (3)$$

① <http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/hist/rbrtea.htm>

② <http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/hist/rwttea.htm>,由于只能得到国际原油价格的月度数据,本文所用季度数据为作者使用月度数据计算而得。

③ 国家统计局国民经济核算司编。

$$SOPI_t = \max(\hat{e}_t / \sqrt{h_t} \rho)$$

$$SOPD_t = \min(\hat{e}_t / \sqrt{h_t} \rho)$$

其中 ρ_t 为 t 期油价 ρ_t 为第一个方程中的随机干扰项 h_t 为整个模型的残差项。这种方法通过估计自回归条件异方差模型 AR(4)-GARCH(1,1) 中的 e_t 和 h_t 来计算模拟油价冲击,即使是一些很微小的价格波动也被包含在内。

在上述三种方法中,Hamilton 的 Net specification 方法由于其意义明确,且计量结果最符合客观实际,得到了大量使用和推广,本文拟采用此种方法定义国际油价冲击。

四、计量检验

(一) 模型识别

首先建立净油价冲击 (NOPI)、GDP 增长率 (GY)、CPI 和一年期存款利率 (IR) 的四元结构 VAR(3) 模型 (即 SVAR(3) 模型),其 A、B 矩阵的形式如下:

$$A\varepsilon_t = Bu_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

其变量和参数矩阵为

$$A = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t})'$$

$$u_t = (u_{1t}, u_{2t}, u_{3t}, u_{4t})' \quad (5)$$

其中 ε_t 是 VAR 模型的扰动项 u_{1t} 、 u_{2t} 、 u_{3t} 和 u_{4t} 分别表示作用在 NOPI、GY、CPI 和 IR 上的结构式冲击,即结构式扰动项 $u_t \sim VWN(O_k, I_k)$ 。一般而言,简化式扰动项 ε_t 是结构式扰动项 u_t 的线性组合,因此 ε_t 代表一种复合冲击。

由于模型中包含有 4 个内生变量,因此需要对结构施加 $k(k-1)/2 = 6$ 个限制条件才能使得 SVAR 模型满足可识别条件。根据现阶段我国经济运行实际情况可以做出如下假设:

(1) 当期的 GDP 增长率、CPI 和一年期存款利率对油价冲击无反应,即 $a_{21} = 0$ $a_{31} = 0$ $a_{41} = 0$;

(2) CPI 和一年期存款利率对 GDP 增长率的当期变化无反应,即 $a_{32} = 0$ $a_{42} = 0$;

(3) 一年期存款利率对 CPI 的当期变化无反应,即 $a_{43} = 0$ 。

上述假设给 SVAR 模型施加的都是短期约束。

经过约束后的矩阵 A 变为:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ 0 & 1 & a_{23} & a_{24} \\ 0 & 0 & 1 & a_{34} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (6)$$

(二) 计量检验

1. 模型的数据、平稳性检验及模型的稳定性检验。本文运用 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 方法对各序列及其一阶差分序列进行平稳性检验,检验发现各序列均是一阶差分平稳的,检验结果见表 1。

表 1 说明,各序列均为一阶差分平稳的,即各序列均为一阶单整序列。因此,需要对模型包含的变量进行协整检验。本文采用 Johanson 协整检验来检验模型是否存在协整关系,其结果显示在 1% 和 5% 的显著性水平下均存在 3 个协整方程,模型中各内生变量之间具有协整关系,且被估计的 VAR 模型所有根的模都小于 1 并且位于单位圆内,因此该模型是稳定的。

表 1 序列及其一阶差分序列的平稳性检验

变量	ADF 检验			变量	ADF 检验		
	1%	5%	Prob. *		1%	5%	Prob. *
NOPI	-3.54	-2.91	0.3932	DNOPI	-3.54*	-2.91**	0.0000
GY	-3.54	-2.91	0.5144	DGY	-3.54*	-2.91**	0.0000
CPI	-3.55	-2.91	0.2249	DCPI	-3.55*	-2.91**	0.0076
IR	-3.54	-2.91	0.8038	DIR	-3.54*	-2.91**	0.0001

注:ADF 检验采用包含截距项但不包含趋势的方程形式。其中“*”表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,“**”表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设,DNOPI、DGY、DCPI、DIR 均是原序列的一阶差分序列。

在模型(1)满足可识别条件的情况下,可以使用信息极大似然方法(FIML)估计得到 SVAR 模型的所有未知参数,从而得到矩阵 A 及 ε_t 和 u_t 的线性组合的估计结果如下:

$$\hat{A}\hat{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} 1 & 0.9854 & -0.6183 & -1.3324 \\ 0 & 1 & -0.3438 & -0.3910 \\ 0 & 0 & 1 & -0.4223 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_{1t} \\ \hat{\varepsilon}_{2t} \\ \hat{\varepsilon}_{3t} \\ \hat{\varepsilon}_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{u}_{1t} \\ \hat{u}_{2t} \\ \hat{u}_{3t} \\ \hat{u}_{4t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

2. 油价冲击的脉冲响应分析。首先,计算模型中的经济变量对油价冲击的脉冲响应函数。在模型中,一次冲击对第 i 个变量的冲击不仅直接影响第 i 个变量,并且通过模型的动态(滞后)结构传导给所有的其他内生变量。然后,计算 SVAR 模型中的经

济变量对油价冲击的脉冲响应函数。在 SVAR 模型中,脉冲响应函数描绘了在一个扰动项上加上一次性的(one time shock)冲击,对于内生变量的当前值和未来值所带来的影响。例如,首先考虑 GDP 增长率对于油价的单位冲击的反应函数,对于 VAR 模型而言,脉冲响应函数为 $\partial X_{t+q} / \partial \varepsilon_{1t}$,而对于 SVAR 模型,其脉冲响应函数 $\partial X_{t+q} / \partial u_{1t}$,其中 q 是冲击作用的时间滞后间隔。本文选取滞后长度为 8 个季度,通过具体计算可以得到 GDP 增长率、CPI 和一年期存款利率对油价冲击的响应轨迹。

(1) GDP 增长率对油价冲击的响应^①。图 1 和图 2 分别给出了 GDP 增长率对油价冲击的脉冲响应,不论是在 VAR 模型中还是在 SVAR 模型中,GDP 增长率对油价冲击的响应都是负的,即油价升高会降低产出。GDP 增长率对油价冲击的响应都是在第 2 期达到最大值,且在第 2 期之后慢慢向正常轨迹回归,在第 2、3 季度之间的时候回归到零值,但是之后会有一个正向影响,这个正向影响在第 3 期的时候达到最大值,之后会慢慢减小,大约在第 4 季度即一年后基本没有什么影响,这说明两个问题:①油价冲击对 GDP 增长率的短期影响是负的,但是长期几乎没有什么影响;②GDP 增长率对油价冲击的响应会出现先降后升是中国的特殊经济现象,可能是由于中国特殊的定价机制,成品油销售中准价由政府确定,国内市场接收到油价上升的信号比较迟,做出的响应也相对较迟,这就造成了国内外市场看到的情况有所差异,从而应对油价冲击的政策一方面有一个滞后,另一方面有可能产生响应过度,这种响应政策使得产出会在回归到零值之后继续有一段向上的调整。

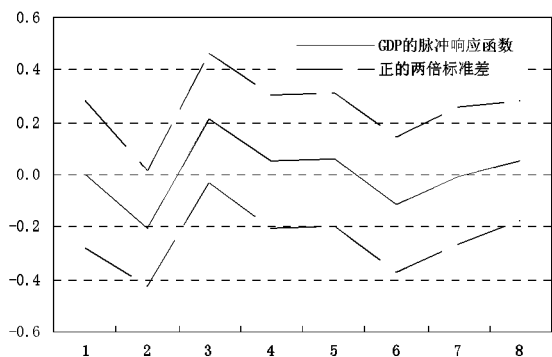


图 1 VAR 模型中 GDP 增长率对油价冲击的响应

两种模型中,油价冲击对 GDP 增长率的影响幅

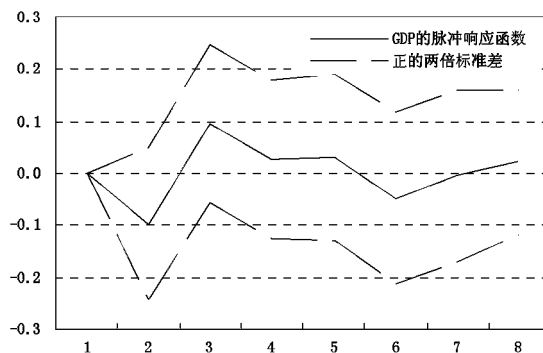


图 2 SVAR 模型中 GDP 增长率对油价冲击的响应

度分别为 -0.35 和 -0.1,VAR 模型中 GDP 增长率对油价冲击的响应几乎是 SVAR 模型中的 2 倍。这是与 VAR 模型和 SVAR 模型自身的特点相一致的,由于 VAR 模型的残差是各种冲击的线性组合,而不仅仅是油价冲击的结果,SVAR 中则体现了油价冲击的结果,这个对比也说明了 SVAR 模型的结果比 VAR 模型更可靠。

(2) CPI 对油价冲击的响应^②。CPI 对油价冲击的响应是正的,即油价上升会导致 CPI 上涨,加剧通货膨胀,但 CPI 并不会在当期就对油价冲击有所响应,而是有一个时间过程,在达到最高点之后慢慢下降,逐渐回归到 0 值,但在达到 0 值后还会继续向下,这可能也是由于政策反应过度的原因。两个模型中,油价冲击对 CPI 的影响都比较小,尤其是 SVAR 模型中,鉴于 SVAR 模型体现的是油价冲击的结果,基本上可以认为油价冲击对 CPI 影响很小。原因在于:①中国的石油消费与居民日常生活的关系不是很直接,所消耗的石油很大部分都是作为工业原料进入生产领域,并通过工业生产转化成其他产品,工业生产消耗属于中间环节,原料上涨的费用可以通过管理创新抵消掉一部分,而汽车消费占整个国民生产总值的份额有限,所以对居民消费价格的影响很小;②油价对 CPI 的影响必须经过价格传导,价格传导机制畅通时,油价上涨的影响会通过产业链从上游传导到下游,从生产领域传导到消费领域,价格传导机制不畅时,油价上涨的影响可能只会局限于上游和中游,而很难传导到下游。中国的石

① 图 1 和图 2 中实线为 GDP 增长率的脉冲响应轨迹,虚线为正负两倍的标准差。

② 这里限于文章篇幅,不再给出具体的脉冲响应图,如有需要,可向作者要求。

油定价机制比较特殊,使得油价上涨的价格传导不是很畅通,最终导致国际油价大幅上涨很难在 CPI 中体现出来;③中国的 CPI 增速可能低估了实际的油价水平,中国现行的 CPI 权重结构调整滞后于居民消费结构的改变,食品、烟酒、衣着在居民消费价格指数中占了将近一半的比重,而石油等资源类消费项目在 CPI 中的权重偏低。

(3) 一年期存款利率 IR 对油价冲击的响应。油价冲击基本对一年期存款利率没有影响,在体现单纯的油价冲击效果的 SVAR 模型中,一年期存款利率对油价冲击的响应基本接近零值,这是因为,长期以来,中国实行的货币政策都是通过降息来刺激经济增长,并未对油价做出反应。

五、结论及政策建议

本文的研究表明,目前中国的经济体系在国际油价冲击面前并不是那么脆弱,中国宏观经济对国际油价冲击的响应确实具有普遍性的特点,即油价上升在造成实际产出下降的同时,还可能致使 CPI 上升,这会带来通货膨胀的压力,但是这个压力带来的后果还不足以与我国现阶段经济快速增长的惯性相抗衡。同时中国宏观经济受国际油价冲击的影响还具有自身的特殊性,即冲击后的产出变化在回归到零值后会越过零值继续上升;CPI 也并不会立即对油价冲击做出响应,而是有一个相当的滞后期,滞后期过后才会对油价冲击有一个正向的响应,然后在达到一个高点之后慢慢下降,逐渐回归到 0 值,但在达到 0 值后还会继续向下;油价冲击基本对一年期存款利率没有影响,在体现单纯的油价冲击效果的 SVAR 模型中,一年期存款利率对油价冲击的响应基本接近零值。

造成这种结果的原因主要是中国特殊的石油消费结构、价格传导机制和 CPI 权重结构。中国特殊的定价机制,即成品油销售中准价由政府确定,一方面致使国内市场接收到油价上升的信号比较迟,做出的响应也相对较迟,这就造成了国内外市场看到的情况有所差异,从而应对油价冲击的政策有一个滞后,且有可能产生响应过度,这种响应政策使得产出(CPI)会在回归到零值之后继续有一段向上(向下)的调整;另一方面,中国特殊的石油定价机制,造成了油价冲击向 GDP、CPI 传导的路径不畅通,油

价上涨的影响可能只会局限于上游和中游,很难通过产业链从上游传导到下游,从生产领域传导到消费领域,最终导致国际油价大幅上涨很难在 CPI 中体现出来。中国特殊的石油消费结构导致中国的石油消费与居民日常生活的关系不够紧密,所消耗的石油很大部分都是作为工业原料进入生产领域,并通过工业生产转化成其他产品,工业生产消耗属于中间环节,原料上涨的费用通过管理创新抵消了一部分,而汽车消费虽然是用油大户,且有逐年上升的趋势,但由于原有基数较小,且占整个国民生产总值的份额有限,所以对居民消费价格的影响很小。中国特殊的 CPI 权重结构,导致中国的 CPI 增速可能低估了实际的油价水平,中国现行的 CPI 权重结构调整滞后于居民消费结构的改变,食品、烟酒、衣着在居民消费价格指数中占了将近 1/2 的比重,石油等资源类消费项目在 CPI 中的权重偏低,导致 CPI 未能充分反映这些资源的稀缺程度及市场供求情况。

针对目前中国经济的这种特点,一方面,要完善中国的石油定价体制,由市场决定供求关系,而不是政府定价,从而使得价格传导机制比较畅通;另一方面当居民实际消费结构发生变化时,不同消费类商品在 CPI 中的比重也应有所变化,要及时地调整变化的消费类商品在 CPI 中的权重,真实地反应居民消费价格的变化,而且在制定应对国际油价冲击的相关政策时,必须考虑这些因素的影响,以及由此造成的油价冲击对中国宏观经济的传导路径与其他国家的差异,有针对性地解决中国的经济问题。

参考文献

- [1] 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.
- [2] Hamilton, J. D., This Is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship, Journal of Monetary Economics, 1996, 38, 15-220.

作者简介

段继红,女,31岁,江苏省丰县人,上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生,研究方向为国民经济理论与政策。

(责任编辑:赵曾琪)