

引用格式:刘宗明,吴正倩. 国际油价冲击、中国原油进口“低弹性之谜”与双维非对称动态[J]. 资源科学, 2018, 40(2): 227-236.
[Liu Z M, Wu Z Q. Oil price shocks, the puzzling price elasticity of Chinese oil imports and double-dimensional asymmetric effects [J]. *Resources Science*, 2018, 40(2): 227-236.] DOI :10.18402/resci.2018.02.01

国际油价冲击、中国原油进口 低弹性之谜 与 双维非对称动态

刘宗明, 吴正倩

(中国石油大学(华东)经济管理学院, 青岛 266580)

摘要:国际油价与原油进口的相关关系问题历来备受关注。基于线性模型的传统研究显示,中国原油进口的价格弹性远远低于其他国家的估计范围,而已有的研究很难完全解释这一问题。考虑到经典线性模型很可能掩盖了两者的关联机制,本文将从非对称效应的角度解释这一“低弹性之谜”。首先利用非线性检验确认了传统向量自回归模型中的非线性成分,然后建立平滑转换向量自回归模型(LSTVAR)刻画国际油价与原油进口的动态关联机制。广义脉冲响应函数(GIRF)显示,油价冲击对原油进口的影响存在两个维度的非对称效应。首先是正负油价冲击效应的非对称性,特别是在“经济低速发展阶段”表现得尤为显著,油价下跌对原油进口的影响要比油价上涨时的影响更强;其次是不同发展阶段的效应非对称性,无论对于何种冲击,在“经济低速发展阶段”,原油进口对油价变化的反应程度都要比“经济高速发展阶段”的反应程度更加剧烈。本文在两个层次上揭示了油价冲击的非对称效应,进而较为成功地解开了原油进口的“低弹性之谜”,这对于政府在不同经济环境下差异化定向制定相应的原油进口策略和宏观调控政策具有重要启示意义。

关键词:国际油价冲击;原油进口波动;低弹性之谜;非对称效应;广义脉冲响应函数;中国

DOI :10.18402/resci.2018.02.01

1 引言

国际油价与原油进口的相关关系问题历来备受关注。基于传统线性模型的经验研究指出,不管是发达国家还是发展中国家,原油进口都是缺乏弹性的,且长期价格弹性大于短期价格弹性^[1-4]。但是,当遵循同样的思路对中国的情况进行验证时,Cooper和Zhao等发现,中国原油进口的价格弹性远远低于上述研究的估计范围^[1,5]。对于偏差的原因,Cooper认为,中国是原油的净进口国,经济持续发展的要求使得原油成为必需品^[1]。Zhao等指出,中国的成品油价格长期以来受到行政命令的影响,国内市场与国际市场的隔离使得原油进口对油价冲击的响应不显著^[5]。不可否认的是,这些潜在因素

对于加深国际油价波动与中国原油进口相关关系的理解具有重要的意义,但是不足以解释原油进口的低弹性问题。例如,土耳其的原油进口依存度比中国更高,为90%,而土耳其的短期价格弹性为0.104^[2]。印度的成品油市场同样遭受政府管制,而印度的短期价格弹性为0.031,仍然大于中国的估计结果^[3]。可见,现有研究很难完全解释中国原油进口的低弹性问题,本文将它称为“低弹性之谜”。

本文将从非对称效应的角度理解和把握原油进口的“低弹性之谜”。文章的基本观点是,基于传统线性模型的实证结果很可能掩盖了国际油价与原油进口的相关关系。如果两者的动态关联机制是非线性的,那么传统的线性模型将严重低估真实

收稿日期 2017-10-21;修订日期:2017-11-28

基金项目 教育部人文社会科学研究青年基金项目(15YJC790066);中央高校基本科研业务费专项资金资助(17CX04022B);2016年度青岛市社会科学规划研究项目(QDSKL1601039)。

作者简介 刘宗明,男,山东青岛人,博士,讲师,硕士生导师,研究领域为数量经济、宏观经济、能源经济。E-mail: lzmsd2002@sina.com

参数。因此,本文的研究目标就在于识别油价冲击的非对称效应,如果实证结果表明,油价上涨的冲击作用与油价下降的冲击作用存在显著差别,那么上述论点就得到了充分的数据支撑。也就是说,国际油价与原油进口的相关关系可能并非如传统线性模型估计的那样低,则“低弹性之谜”迎刃而解。

本文与识别非对称效应的文献联系紧密,向量自回归模型(VAR)、非对称误差修正模型(NECM)、非对称协整模型和非线性自回归分布滞后模型(NARDL)是当前研究非对称效应的重要方法。Mork通过向量自回归方法指出油价波动对实际产出存在非对称效应,油价上涨的冲击效果大于油价下跌^[6]。后来一些研究基于向量自回归的框架,对油价冲击的识别方法进行了改善^[7,8]。张大永等基于非对称协整模型发现,国际油价与中国实际产出在长期关系上存在非对称性^[9]。与向量自回归模型相比,非对称误差修正模型的优势在于可以同时识别短期和长期的非对称效应,但是该模型只适用于各变量均为同阶单整的情况。为了克服上述缺陷,非线性自回归分布滞后模型(NARDL)被广泛应用于实证研究中。比较有代表性的文献,例如Atil等基于NARDL模型从短期和长期的角度分别探讨了原油价格变化对汽油及天然气价格的传导机制^[10]。研究结果表明,原油价格在短期内对汽油价格波动存在非对称效应,在长期内对天然气价格波动存在非对称效应,焦建玲等和Bacon等从国别的角度对上述结果进行了进一步论证^[11,12]。

由上述分析可知,不管是原油进口的价格弹性问题还是非对称效应的识别问题,现有文献都做出了一些探索,但还存在两点不足:第一,缺乏对油价冲击与原油进口非线性关系的考察,忽略这一特征将导致估计结果被严重低估。少数文献注意到油价冲击与原油进口的非线性关系^[13],但他们的研究以欧美等西方发达国家为主,未必适用于中国情境;第二,已有文献关注油价冲击本身对各变量的异质性影响,缺乏对多维非对称效应的考察,也就是说,油价对经济变量的影响不仅与油价冲击的方向有关,还依赖于经济变量所处的区间。少数研究考察了油价冲击的多维非对称动态,但研究对象局限于实际产出、货币供应量和股市波动^[14-16],无助于

解释原油进口的“低弹性之谜”。中国作为转轨经济的代表,经济增速由超高速增长转变为如今的新常态,原油和成品油市场也经历了多次改革,这使得油价冲击和原油进口的相关关系可能存在时变性。因此,在研究油价波动与原油进口的动态关联机制时,结构性的变化是不可规避的问题,本文将在这一方面进行有益的尝试。

区别于已有文献,本文主要有两点不同。第一,识别油价冲击的非线性特征。首先运用LM检验、LR检验确认了传统线性VAR模型中的非线性成分,结果显示,国际油价的冲击效果显著依赖于所处的经济周期阶段,为了充分捕捉上述特征,构建LSTVAR模型来刻画国际油价与原油进口的动态关联机制。第二,考察两个维度的非对称效应。广义脉冲响应函数显示,油价下降对原油进口的影响大于油价上升,这是因为人民币升值在一定程度上抵消了油价上涨的负面效应,而原油产能的限制和经济持续发展的要求放大了原油进口对油价下降的响应。另外,在经济发展的不同阶段,油价冲击的影响呈现明显的非对称态势。在“经济高速发展时期”,原油进口对油价冲击的响应程度较低;在“经济低速发展时期”,原油进口对油价冲击的响应程度较高。本文充分地展现了油价冲击与原油进口的非线性关系,为理解“低弹性之谜”提供了一条新思路。

2 研究方法与数据来源

这一部分将通过一系列统计检验确认油价冲击与原油进口的非线性关系,然后构建一个平滑转换向量自回归模型(LSTVAR)刻画两者的动态关联机制。

2.1 数据来源

在国际原油市场,原油交易主要以WTI、Brent和Dubai三大原油价格作为最重要的借鉴和参考基础。从世界范围来看,2/3以上的原油贸易都是在Brent原油价格的基础上附加运费的升贴水来定价的。因此,选取Brent原油现货FOB价格作为国际油价的代理变量。其他涉及到的数据有中国原油进口量、季度可比的国内生产总值和美国消费者价格指数。样本区间为1995年第1季度—2015年第4

2018年2月

季度,共83组数据。各数据的具体来源为:Brent原油现货FOB价格取自美国能源信息署^[17],中国原油进口量1995年第1季度—2006年第4季度的数据取自中宏统计数据库^[18],2007年第1季度—2015年第4季度的数据取自国研网^[19],季度可比的国内生产总值数据来源于国家统计局官网^[20],美国消费者价格指数来源于美国联邦储备银行^[21]。

2.2 数据处理

考虑到价格因素可能会影响油价冲击的效果,首先利用美国消费者价格指数(CPI)对名义油价进行调整。为了保证数据的平稳性,对Brent原油季度平均价格(记为 b)、原油进口量(记为 q)及国内生产总值进行(记为 y)取对数处理及X12季节调整,处理后的3个变量分别记为 $\ln b$ 、 $\ln q$ 、 $\ln y$ 。另外,将对数差分后的数据作为各自的增长率,记为 $d\ln b$ 、 $d\ln q$ 、 $d\ln y$ 。需要说明的是,选用以美元计价的Brent原油价格,未纳入汇率因素是基于以下两点考虑:第一,中国现行的汇率制度不能完全体现

市场的供求关系,政策干扰较大;第二,在油价与汇率的关系问题上,关于油价与汇率的作用方向及影响程度仍然存在争议,纳入汇率因素将降低样本数据的清洁度。

样本区间横跨第9至第12共4个5年计划,面对1997年亚洲金融危机、2008年美国次贷危机等多次冲击,中国经济运行经历了由“软着陆”到“长期中高速增长”,再到“新常态”的变化过程。同时,国际油价在震荡中持续上涨,原油定价机制更是走过了行政定价到逐步放开的过程。因此,国际油价冲击对中国原油进口的传导机制很可能发生结构性变化,而这种结构变化将导致油价冲击与原油进口的关系呈现出非线性的特征。

表1报告了国内生产总值增长率的基本统计结果,可以发现,该序列的极差较大,经济繁荣时期的增长率约是低迷时期的12倍。图1展示了Brent原油价格走势,从中可以看出,1995年第1季度—2008年第3季度,Brent原油价格在震荡中持续攀升,最

表1 1995年第1季度—2015年第4季度国内生产总值及其增长率的统计性描述

Table 1 The descriptive statistics of output and its growth rate from the first quarter of 1995 to the fourth quarter of 2015

变量	含义	样本点	均值	方差	最小值	最大值
$d\ln y$	国内生产总值增长率	83	0.031	0.014	0.006	0.071
y	国内生产总值	83	67 547.420	50 648.430	13 965.430	175 871.600

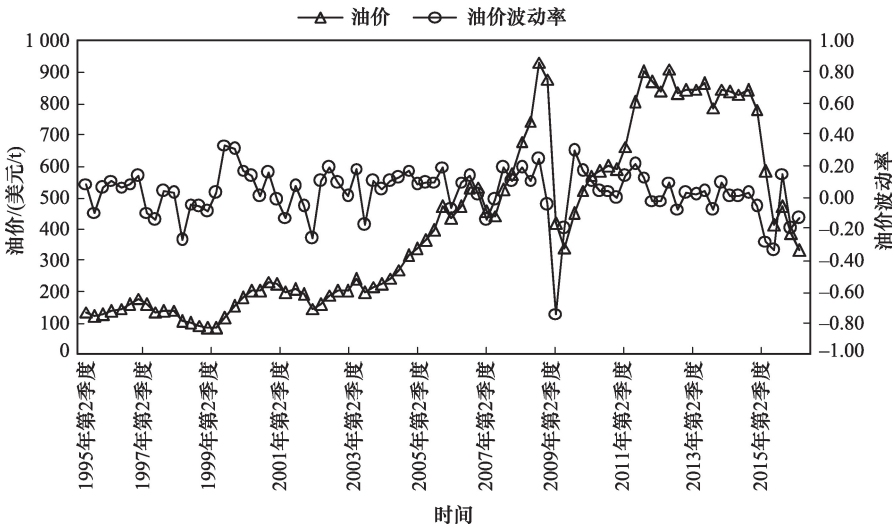


图1 1995年第1季度—2015年第4季度Brent原油价格及其波动率走势

Figure 1 Brent oil price and its volatility from the first quarter of 1995 to the fourth quarter of 2015

资料来源:美国能源信息署^[17]。

高点达996美元/t。随后,在金融危机的影响下,国际原油价格迅速下挫,下跌幅度达69.96%。在最新一轮的石油冲击中,Brent原油价格自2014年第2季度的841美元/t持续滑落至2015年第4季度的286美元/t,而中国的成品油价格也相应地出现“油价十一连跌”的现象。国际油价在样本期内经历了持续上涨与巨幅震荡的周期性变化,因此,在一个非线性的框架内考察油价冲击对原油进口的影响是十分必要的。

2.3 LSTVAR模型的设定

逻辑斯蒂平滑转换自回归模型(LSTVAR)具备很强的灵活性,可依据变量的数据特征选择不同类型的转移函数,因而可以有效地避免主观选择转移变量及门限值带来的偏误。本文利用这一方法研究国际油价与中国原油进口及产出波动的相关关系。遵循^[22]的建模思路,构建了以下模型:

$$X_t = \varphi_{10} + \sum_{i=1}^p \varphi_{1i} X_{t-i} + \left(\varphi_{20} + \sum_{i=1}^p \varphi_{2i} X_{t-i} \right) F(z_{t-d}, \gamma, c) + v_t \quad (1)$$

$$F(z_{t-d}, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(z_{t-d} - c))} \quad (2)$$

式中 $X_t = (dlnb_t, dlnq_t, dlny_t)'$ 为3维列向量; φ_{j0} , $j=1, 2$ 为截距列向量; φ_{ji} , $j=1, 2$; $i=1, 2, \dots, p$ 为3阶系数矩阵; $v_t = (v_{bt}, v_{qt}, v_{yt})'$ 为服从白噪声过程的残差向量,其协方差矩阵 Σ 为 3×3 的对称正定矩阵; $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 为转移函数,它是转移变量 z_{t-d} 的单调递增函数,随着 z_{t-d} 的变化, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 在0~1之间平滑转换,门限值 c 决定了转换的位置,参数 γ 决定了转移速度。

为了避免转移速度 γ 的过度估计,利用转移变量的标准差 $\hat{\sigma}(z_t)$ 对转移函数 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 进行缩放比例处理,并在此基础上估计 LSTVAR 模型,修正

后的转移函数可表示为:

$$F(z_{t-d}, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(z_{t-d} - c)/\hat{\sigma}(z_t))} \quad (3)$$

2.4 LSTVAR模型的检验

2.4.1 单位根检验

一般而言,在估计模型之前需要对变量进行单位根检验。ADF 检验法在实证研究中最常用,但检验结果易受到样本量的影响,从而提高第二类检验错误(取伪)的概率。为了确保结论的稳健性,同时选用 ADF 检验法、PP 检验法以及 KPSS 检验法对油价波动率,原油进口增长率及国内生产总值增长率3个序列进行平稳性检验,检验结果由 Eviews 软件得到。

首先来看 ADF 检验,前文已经利用对数差分的方法剔除了上述3个变量的线性趋势项,因此选择无线性趋势、有截距的 ADF 检验。表2显示, $dlnb$ 、 $dlnq$ 、 $dlny$ 的 ADF 检验统计量分别为 -6.709、-13.200、-4.825,均在1%的显著性水平上拒绝存在单位根。表2的第4列展示了各变量 PP 检验的统计值,其结论与 ADF 检验一致,故不再赘述。再来看 KPSS 检验,该检验的零假设为不存在单位根,与 ADF 检验的零假设恰好相反,因此表2的第5列清楚地显示,LM 统计值很显著地支持3个序列的平稳假设。综合各单位根检验结果可知, $dlnb$ 、 $dlnq$ 、 $dlny$ 序列均是平稳的。

2.4.2 模型设定检验

利用第一节的方法可以获得 $dlnb$ 、 $dlnq$ 、 $dlny$ 3个平稳序列,而在运用上述数据拟合 LSTVAR 模型之前,有必要对模型进行非线性检验。非线性检验的核心思想是考察非线性模型的残差是否与线性模型存在显著区别,若存在,则认为传统线性 VAR 模型存在显著的非线性成分。因此,方程(1)的原假设为 $\gamma=0$,即线性 VAR 模型:

表2 油价波动率、原油进口增长率及国内生产总值增长率的单位根检验结果

Table 2 Unit root test results of the growth rate of Brent oil price, the growth rate of oil import and the growth rate of output

变量	检验形式	ADF 检验	PP 检验	KPSS 检验	结论
$dlnb$	(C, 0)	-6.709***	-6.607***	0.224	平稳
$dlnq$	(C, 0)	-13.200***	-13.200***	0.242	平稳
$dlny$	(C, 0)	-4.825***	-4.783***	0.162	平稳

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著。

2018年2月

$$X_t = \varphi_{10} + \sum_{i=1}^p \varphi_{1i} X_{t-i} + v_t \quad (4)$$

备择假设为 $\gamma > 0$, 即 LSTVAR 模型。然而, 当原假设成立时, 模型不可识别, 意味着模型非线性部分的系数可以取任何值, 这给估计残差带来一定难度。为了解决上述问题, 本文在 $\gamma = 0$ 附近用 1 阶泰勒展开式来近似替代转移函数公式(2), 并进一步推导 LM 统计量, 推导过程参见^[22]。综合考虑 AIC、SC 等信息准则后, 选择线性 VAR 模型的最优滞后阶数 $p = 1$ 。

表 3 报告了非线性检验结果, 具体计算过程由 Matlab 软件完成。可以看出, 当以产出作为转移变量时, 油价方程的 LM 统计量为 7.402, 原油进口方程的 LM 统计量为 15.596, 实际产出方程的 LM 统计量为 7.814, 分别在 10%、1%、10% 的显著性水平下拒绝原假设。相较而言, 当以原油进口量为转移变量时, 仅油价方程与原油进口方程分别在 1%、5% 的显著水平下拒绝原假设; 当以油价波动作为转移变量时, 拒绝线性原假设的证据不充分。另外, 考察 VAR 系统非线性特征的 LR 检验结果也显示, 以产出作为转移变量时, LR 统计值的显著性水平更高。因此, 选择 $d\ln y(-1)$ 作为 LSTVAR 模型的转移变量, 这意味着油价冲击对原油进口及产出波动的影响依赖于所处的经济周期阶段。

表 3 油价方程、原油进口方程、实际产出方程及方程系统的非线性检验结果

Table 3 Nonlinear tests of the oil equation, the import equation, the output equation and the equation system

转移变量	LM 检验			LR 检验
	油价方程	原油进口方程	实际产出方程	
$d\ln b(-1)$	1.252	1.912	2.171	7.065
$d\ln q(-1)$	12.242***	9.639**	1.214	19.319**
$d\ln y(-1)$	7.402*	15.596***	7.814*	30.878***

注: **、*、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。

这一节通过 LM 检验、LR 检验确认了线性 VAR 模型中的非线性成分, 发现油价冲击对原油进口的影响在经济发展的不同阶段存在差异。但是, 这种统计意义上的非线性成分是否支持油价冲击的非对称效果需要广义脉冲响应分析的进一步明确。

2.5 LSTVAR 模型的识别

由 2.4 章节可知, LSTVAR 模型的滞后阶数

$p = 1$ 及转移变量 $z_{t-d} = d\ln y(-1)$, 接下来将对模型进行估计。依照^[22]的做法, 运用网格点搜索技术(Grid Search)来确定门限参数 c 及转移速度 γ , 并在此基础上使用最小二乘法估计模型的系数矩阵。网格搜索准则可表示为:

$$(c^*, \gamma^*) = \text{mindet}[\Sigma \hat{v}_{it} \hat{v}_{it}' / T] \quad (5)$$

式中 \hat{v}_{it} 代表残差估计值; T 为样本观测值个数, 故 $T = 83$ 。

按照^[22]的过程, 门限值的估计结果为 $c = 2.42\%$ 、转移速度 $\gamma = 3.50$ 。首先来看门限值, 当季度生产总值增长率大于 2.42% 时, 经济处于繁荣发展时期; 当季度生产总值增长率小于等于 2.42% 时, 经济处于低速发展时期。为了清楚地说明问题, 不妨将季度增长率转化为年增长率, $(1 + 2.42\%)^4 - 1 = 10.04\%$ 。这一数值与学术共同体对经济高速增长的普遍认知是吻合的。可见, 以 2.42% 作为门限值是具备现实合理性的。

再来看转移速度, $\gamma = 3.50$, 意味着从一个状态到另一个状态的转移非常平滑, 而图 2 的转移函数轨迹也印证了这一观点。另外, 从经济意义上来讲, 较低的转移速度表明经济增长在高速和低速这两个状态之间的转换是需要一定时间逐步完成的, 这一点是符合实体经济的运行规律的。

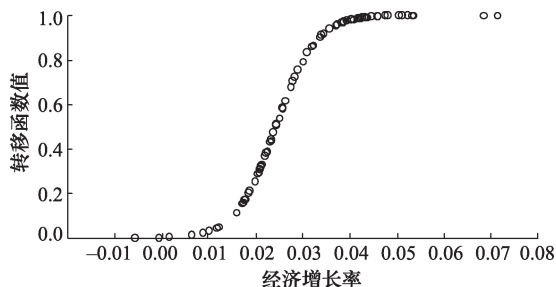


图 2 随着经济增长率变化的 Logistic 转移函数值

Figure 2 The value of Logistic transition function with the change of output growth rate

2.6 稳健性考量

为了稳健起见, 这一部分将对 2.5 章节的估计结果进行评估, 在模型的设定误差方面, 需要判断 LSTVAR 模型是否已经识别出国际油价与原油进口之间的非线性关系。为此, 对残差再进行一次非线性检验, 并把检验结果列示在表 4 中, 可以看出, LM

检验与LR检验在任一显著性水平下均不能拒绝原假设。可见,上述LSTVAR模型已很好地捕捉了变量间的非线性特征。

表4 油价方程、原油进口方程、实际产出方程及方程系统的非线性检验结果

Table 4 Nonlinear tests of the oil equation, the import equation, the output equation and the equation system

转移变量	LM检验			LR检验
	油价方程	原油进口方程	实际产出方程	
$dlnb(-1)$	0.953	1.764	3.613	8.217
$dlnq(-1)$	4.375	3.570	2.749	10.191
$dlny(-1)$	0.229	0.994	0.982	2.223

注:LM统计量在10%、5%、1%的显著性水平下的临界值分别为6.25、7.81、11.34。LR统计量在10%、5%、1%的显著性水平下的临界值分别为14.68、16.91、21.66。

3 模型的动态分析

前文的分析在统计意义上基本确定了油价冲击对原油进口的非线性影响,下面将从脉冲反应的角度进一步明确模型的动态特征。这一部分感兴趣的问题有两个:

(1)正、负油价冲击在响应程度、解释力度等方面有何不同?

(2)在经济发展的不同阶段,油价冲击对原油进口的影响是否有所区别?

在方法选择上,选用Koop^[23]提出的广义脉冲响应函数(GIRF)刻画各内生变量对油价冲击的响应过程。之所以不选择传统正交化脉冲方法是因为:第一,传统线性方法与变量的初始值及历史信息无关,而在非线性框架内,脉冲响应函数必须考虑变量的数据水平(历史相依性);第二,传统线性方法默认第2期以后的冲击为0,而在非线性情况下,模

型的内生变量必受到来自未来的连续冲击,因此在计算响应程度时需要进行平均化处理;第三,线性方法的冲击效果具有对称性和线性性,从而难以考察正、负油价冲击对原油进口及产出波动的非对称效应。广义脉冲响应函数可表示为:

$$\text{GIRF}_x(n, u_t, w_{t-1}) = E[x_{t+n} | u_t, w_{t-1}] - E[x_{t+n} | w_{t-1}] \quad (6)$$

式中 GIRF_x 表示变量 x 的广义脉冲响应函数; n 代表预测期限; u_t 代表一单位标准差冲击; w_{t-1} 代表 t 时刻已知的历史信息; $E(\cdot)$ 代表期望算子; $n=0, 1, \dots$ 。

在这里,将回归残差视作经济冲击是出于以下的考虑:第一,国际油价具有很强的外生性,油价在当期不受原油进口与实际产出的影响;第二,中国成品油定价机制仍然没有完全放开,国际油价在短期内难以传导至实际产出,因此实际产出在当期不受油价冲击的影响。另外,为了避免异常值的影响,对上述方法进行1000次重复试验,并利用中位数绘制了两个状态下原油进口及产出对正、负一个标准差油价冲击的响应路径,以上过程通过Matlab软件实现。下面将对油价冲击的动态特征展开详细分析。

3.1 正、负油价冲击的非对称效应分析

为了便于比较正、负油价冲击的效应差异,对负向油价冲击的脉冲响应作了负数变换。负数变换是指,把负向油价冲击的每一期脉冲响应值取负数,这与Rahman等^[14]、张小宇^[24]等的做法是一致的。首先来看图3a,原油进口在一单位正向油价冲击的作用下出现小幅上涨,大约提高0.002%,随后逐渐下降,并于第9期累积达到-0.004%。从理论上

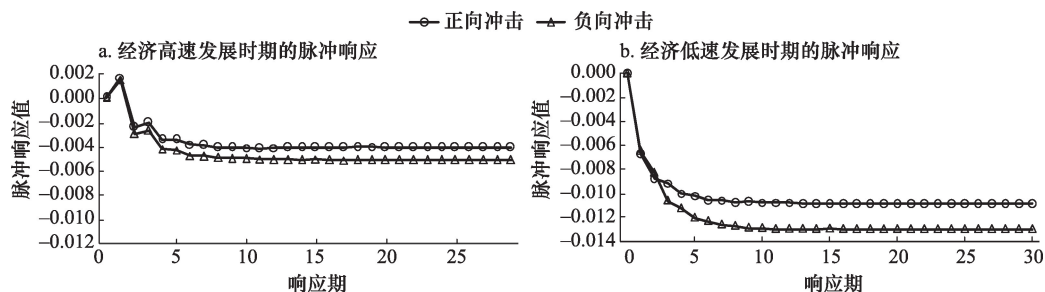


图3 正、负向油价冲击效应的比较

Figure 3 The differences between the effect of positive oil shock and the effect of negative oil shock

2018年2月

讲,原油进口与国际油价在响应初期的同向变化是有悖于马歇尔需求定律的。但是,这种“越贵越买”的现象已经在相当一部分文献里得到证实。其中,周申^[25]运用博弈的分析方法指出,进口商的最优进口策略是造成该现象的重要原因。本文认为,“越贵越买”的现象在很大程度上与中国成品油定价机制相关。成品油价格在2003—2008年期间由发改委调控,2009年开始实施“22+4%”的定价机制,这使得国内成品油价格滞后于国际油价的变化,在预期成品油价格上涨的情境下,进口商顺价而为的选择是有利可图的。另外,从冲击效果来看,负向油价冲击使得原油进口累积上涨0.005%,响应程度略大于正向油价冲击,但这种差异并不明显。

再来看图3b,不难发现,正、负油价冲击在“经济低速发展时期”表现出显著的非对称效应。具体来说,面对一个标准差大小的负向油价冲击,原油进口的正向响应态势明显,前10期累积上涨0.013%。相较而言,原油进口对正向油价冲击的响应程度较小,前8期累积下降0.011%,随后逐渐恢复稳态。关于非对称效应的潜在形成机制,可以从以下两个方面理解。第一,汇率因素。在国际油价上涨的同时,人民币国际化的进程亦逐步推进,人民币升值使得原油的相对进口价格降低,这在一定程度上抵消了油价上涨的负面效应。第二,需求因素。经验研究指出,中国原油进口需求是刚性的^[5]。一方面,国内原油产能已经远远不能满足原油消费的要求,巨大的供需缺口使得正向油价冲击难以显著拉低原油进口增速。另一方面,出于石油安全的

考虑,中国亟需建立石油战略储备,而油价下跌恰是补仓的时机。在上述两个因素的作用下,中国原油进口对油价下跌的响应大于对油价上涨的响应。

3.2 不同经济发展时期下油价冲击的非对称效应分析

图4刻画了不同经济发展时期下原油进口对正、负油价冲击的累积脉冲响应,可以看出,在经济低速发展时期,原油进口对油价冲击的响应明显大于经济高速发展时期。具体来说,一个标准差大小的正向油价冲击将导致“经济高速发展时期”的原油进口累积下降0.004%,导致“经济低速发展时期”的原油进口下降0.011%;类似的,一个标准差大小的负向油价冲击将导致“经济高速发展时期”的原油进口累积上涨0.005%,导致“经济低速发展时期”的原油进口上涨0.013%。

为了便于比较,将图3、图4的一些主要特征概括在表5中,表中数据为原油进口对油价冲击的脉冲响应函数值,共累积12个季度。可以看出,表5所示结果进一步印证了国际油价与原油进口存在非线性关系的事实。于是,引言部分的观点得到了充分的数据支持,油价冲击对原油进口的作用并非像传统线性模型预测的那样不显著,需要从非对称

表5 原油进口对油价冲击的累积响应(12期)

Table 5 Cumulative response of oil shocks on oil import (12 periods)

产出初始状态	原油进口	
	正向冲击	负向冲击
低速增长	-0.011	0.013
高速增长	-0.004	0.005

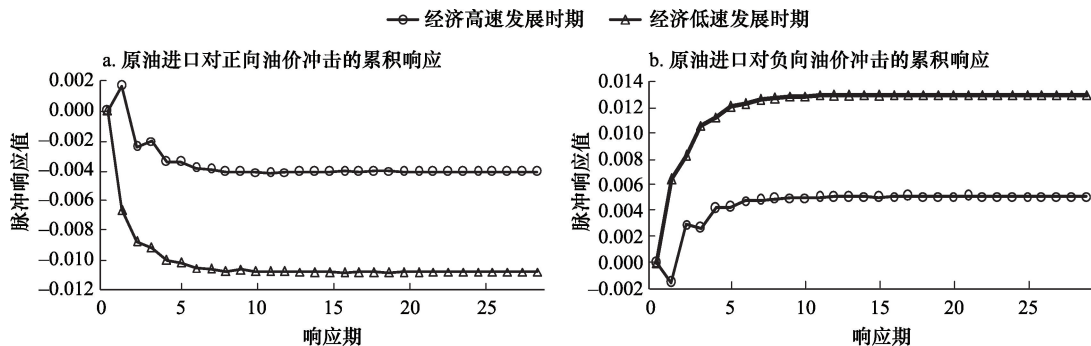


图4 不同经济发展时期下油价冲击效应的比较

Figure 4 The differences between the effect of oil shocks in the period of economic prosperity and the effect of oil shocks in the period of economic recession

的视角看待“低弹性之谜”。

至此,本文在实证上较好地解开了中国原油进口的“低弹性之谜”。现在,结合中国能源管理体制的实际国情对“低弹性之谜”展开进一步讨论。首先来看正负油价冲击的非对称效应,研究结果显示,不管是在“经济高速发展时期”,还是“经济低速发展时期”,原油进口对负向油价冲击的响应都大于正向油价冲击。这可能是因为:虽然市场化改革一直在进行,但国内油价与国际市场尚未完全接轨,导致原油进口对正向油价冲击的反应缓慢且滞后,表现为负向冲击大于正向冲击。另外,就能源结构而言,中国对煤炭资源的消费远远大于石油,并且存在一定程度的能源替代。因此,当遭遇油价上涨时,企业可以通过增加煤炭消费来弥补原油的不足,这就使得油价上涨的冲击效果没有那么强烈。再来看油价冲击在经济发展不同阶段的非对称效应。实证结果表明,无论何种冲击,原油进口在“经济低速发展阶段”对油价变化的反应程度都要比“经济高速发展阶段”的反应程度更加剧烈。这可能是因为,高油价会促使能源密集型企业加快转型升级,提高能源使用效率。于是,当再次面临石油危机时,企业可以缩减原油进口需求,从而降低“经济高速发展阶段”原油进口对油价冲击的响应程度。

4 结论与政策建议

4.1 结论

中国的原油进口价格弹性远远低于其他国家的估计范围,而已有的研究很难完全解释这一问题,本文尝试从非对称效应的角度理解“低弹性之谜”。非线性检验表明,油价冲击的响应效果依赖于经济所处的周期阶段,可通过平滑转换向量自回归模型(LSTVAR)刻画国际油价与原油进口的动态关联机制。

为了进一步识别非对称效应的具体特征,利用广义脉冲响应函数(GIRF)分析了不同经济发展阶段下的油价冲击效果。结果显示,油价冲击对中国原油进口的影响存在两个维度的非对称效应。具体来说:

(1)负向油价冲击的响应效果大于正向油价冲

击。在“经济低速发展时期”,油价冲击的非对称效应较为显著。在“经济高速发展时期”,负向油价冲击对原油进口的影响略大于正向油价冲击,但是差异并不明显。这可能是因为,人民币升值在一定程度上抵消了国际油价上涨的负面影响,而加快建立原油战略储备的现实需求放大了原油进口对油价下跌的响应,进而使得油价下跌的冲击效果大于油价上升。

(2)在经济发展的不同阶段,油价冲击的影响呈现明显的非对称态势。在“经济高速发展时期”,原油进口对油价冲击的响应程度较低;在“经济低速发展时期”,原油进口对油价冲击的响应程度较高。本文充分地展现了油价冲击对原油进口的非对称效应,有力地证实了经典线性模型将严重低估价格弹性的推论,从而较好地解开了“低弹性之谜”。

4.2 政策建议

“十三五”规划明确了中国能源发展的重点工程,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》指出,中国将加强成品油储备库的建设,进一步提高储备规模和调峰应急能力。因此,在油价巨幅震荡的背景下,如何调整原油进口战略以最大幅度地降低原油进口风险应成为企业和政府共同关注的问题。本文研究具有以下政策含义:

首先,政府在制定能源政策时,应当针对当前经济所处的状态采取相应的策略。在经济高速发展时期,应当充分认识到油价上涨在短期内对原油进口的正向效应,建议适度调控公众预期,避免陷入“越贵越买”的窘境。调整公众预期,一方面要求加快建立原油期货市场,另一方面也对信息披露提出了更高的要求,当公众能够充分认识推动油价上涨的因素,预防性动机将被减弱。其次,研究结果显示,原油进口对油价冲击的响应系数仍然较小,这意味着原油进口对国际市场的反应还不够灵敏,建议加强对进口企业的资质管理,逐步吸收更多的市场主体参与其中,避免“亚洲溢价”造成进一步的经济损失。最后,为了兼顾经济增长与节能减排,应当继续调整能源结构,大力发展风能、太阳能等清洁能源,并积极发挥这些能源对煤炭和石油等高污染能源的替代作用。

参考文献(References):

- [1] Cooper J C B. Price elasticity of demand for crude oil: estimates for 23 countries[J]. *Opec Energy Review*, 2003, 27(1): 1-8.
- [2] Altinay G. Short-run and long-run elasticities of import demand for crude oil in Turkey[J]. *Energy Policy*, 2007, 35(11): 5829-5835.
- [3] Ghosh S. Examining crude oil price-Exchange rate nexus for India during the period of extreme oil price volatility[J]. *Applied Energy*, 2011, 88(5): 1886-1889.
- [4] Ziramba E. Price and income elasticities of crude oil import demand in South Africa: a cointegration analysis[J]. *Energy Policy*, 2010, 38(12): 7844-7849.
- [5] Zhao X, Wu Y. Determinants of China's energy imports: an empirical analysis[J]. *Energy Policy*, 2007, 35(8): 4235-4246.
- [6] Mork K A. Oil and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's results[J]. *Journal of political Economy*, 1989, 97(3): 740-744.
- [7] Hamilton J D. This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1996, 38(2): 215-220.
- [8] Lee K, Ni S, Ratti R A. Oil Shocks and the macroeconomy: the role of price variability[J]. *Energy Journal*, 1995, 16(4): 39-56.
- [9] 张大永, 曹红. 国际石油价格与中国经济增长的非对称性关系研究[J]. *经济学: 季刊*, 2014, 13(1): 699-722. [ZHANG D Y, CAO H. Asymmetric relationship of international oil prices and economic growth in China[J]. *China Economic Quarterly*, 2014, 13(2): 699-722.]
- [10] Atil A, Lahiani A, Nguyen D K. Asymmetric and nonlinear pass-through of crude oil prices to gasoline and natural gas prices[J]. *Energy Policy*, 2014, 65(3): 567-573.
- [11] 焦建玲, 范英, 魏一鸣. 基于VECM的汽柴油价格不对称性分析[J]. *中国管理科学*, 2006, 14(3): 97-102. [JIAO J L, FAN Y, WEI Y M. VECM Based Analysis of Gasoline/Diesel Prices Anti-Symmetry[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2006, 14(3): 97-102.]
- [12] Bacon R W. Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes[J]. *Energy Economics*, 1991, 13(3): 211-218.
- [13] Dargay J, Gately D. The imperfect price reversibility of non-transport oil demand in the OECD[J]. *Energy Economics*, 1995, 17(1): 59-71.
- [14] Rahman S, Serletis A. The asymmetric effects of oil price and monetary policy shocks: a nonlinear VAR approach[J]. *Energy Economics*, 2010, 32(6): 1460-1466.
- [15] 封福育. 国际油价波动对国内物价水平的不对称影响——基于STR模型的实证分析[J]. *经济评论*, 2013(1): 71-77. [Feng F Y. The asymmetric impact of international crude oil price shocks on China's CPI: an empirical analysis based on Smooth Transition Model[J]. *ECONOMIC REVIEW*, 2013(1): 71-77.]
- [16] 李素芳, 朱慧明, 李荣. 基于贝叶斯机制转换协整模型的石油——股市非对称效应研究[J]. *中国管理科学*, 2015, 23(9): 46-54. [LI S F, ZHU H M, LI R. The asymmetric relationship of oil markets based on Bayesian Regime Switching Cointegration Model[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2015, 23(9): 46-54.]
- [17] U. S. Energy Information Administration. Petroleum & Other Liquids Database[EB/OL]. (1995-01) [2015-12] <https://www.eia.gov/>.
- [18] 中国宏观经济信息网. 统计数据库[EB/OL]. (1995-01) [2006-12]. <http://edu.macrochina.com.cn>. [China Macroeconomic Information Network. Statistical Database[EB/OL]. (1995-01) [2015-12]. <http://edu.macrochina.com.cn>.]
- [19] 国务院发展研究中心信息网. 对外贸易数据库[EB/OL]. (2007-01) [2015-12]. <http://www.drcnet.com.cn/www/integrated/>. [The State Development Research Center Network. Foreign trade database[EB/OL]. (1995-01) [2015-12]. <http://www.drcnet.com.cn/www/integrated/>.]
- [20] 中华人民共和国国家统计局. 季度数据[EB/OL]. (1995-01) [2015-12]. <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=B01>. [National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. Quarterly Data. [EB/OL]. (1995-01) [2015-12]. <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=B01>.]
- [21] Federal Reserve Bank of St. Louis. Federal Reserve Economic Database [EB/OL]. (1995-01) [2015-12]. <http://www.stlouisfed.org>.
- [22] Weise C L. The asymmetric effects of monetary policy: a nonlinear vector autoregression approach[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1999: 85-108.
- [23] Koop G, Pesaran M H, Potter S M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models[J]. *Journal of Econometrics*, 1996, 74(1): 119-147.
- [24] 张小宇, 刘金全. 货币政策、产出冲击对房地产市场影响机制——基于经济发展新常态时期的分析[J]. *中国工业经济*, 2015(12): 20-35. [ZHANG X Y, LIU J Q. The influence mechanism of monetary policy and output shock on the real estate market—an analysis based on the new normal period of economic development [J]. *Chinese Industrial Economy*, 2015, (12): 20-35.]
- [25] 周申, 刘辰, 杨超. 中国石油进口“买涨不买落”的经验研究和博弈分析[J]. *国际贸易问题*, 2005, (9): 16-21. [ZHOU S, LIU C, YANG C. Empirical study and game analysis of "Buying When Price Rises and Not Buying When Price Drops" in China's oil import[J]. *Journal of International Trade*, 2005, (9): 16-21.]

Oil price shocks, the puzzling price elasticity of Chinese oil imports and double-dimensional asymmetric effects

LIU Zongming, WU Zhengqian

(School of Economics and Management, China University of Petroleum, Qingdao 266580, China)

Abstract: Much research has investigated the relationship between oil price shocks and crude oil imports. Empirical research based on traditional linear models indicates that the price elasticity of oil imports is inelastic in many other countries. However, in China, that number is extremely low, which cannot be completely explained by existing research. In our view, the chances are that non-significant results have cast a veil over the true relationship between them. In order to capture this nonlinear characteristic, we constructed a logistic smooth transition vector auto-regression model. The generalized impulse response functions show that the effects of oil shocks depend not only on the growth rate of the economy but also on the direction of oil shocks. First, the effect of positive oil shocks is different from that of negative oil shocks, especially during economic recession. To be specific, the dynamic reaction of oil imports on a unit of negative oil shock is considerably more obvious than that of a positive oil shock. Second, we make a distinction between economic prosperity and recession, using the growth rate of the economy as a switching variable. The results have shown that the effect of oil shocks (both positive oil shocks and negative oil shocks) is relatively higher during economic recession than economic prosperity. This study investigates the asymmetric effects of oil shocks across two different dimensions, which has important policy implications for the government in determining an appropriate importation strategy and optimal macro-control policy under different economic backgrounds.

Key words: international oil price shocks; oil import fluctuations; the puzzling price elasticity of Chinese oil imports; asymmetric effect; generalized impulse response functions; China