

# 能源价格上涨对中国一般价格水平的影响<sup>\*</sup>

林伯强 王 锋

**内容提要:**本文运用投入产出价格影响模型,在能源价格不受管制和受管制两种情景下,模拟了能源价格上涨导致一般价格水平上涨的幅度。结果表明:在能源价格上涨可以完全和顺畅传导到一般价格水平的情景下,如果不考虑预期等因素对价格的影响,各类能源价格上涨导致一般价格水平上涨的幅度都较小;价格管制对能源价格向一般价格水平的传导具有一定控制效果。基于递归的SVAR模型,发现能源价格上涨虽然在第1个月就会对PPI产生影响,但影响比较小,大致在滞后6个月会对PPI产生较明显影响;能源价格上涨对CPI的冲击非常弱,其传导到CPI上的滞后时间没有充分表现出来。

**关键词:**能源价格 一般价格水平 投入产出模型 SVAR模型

## 一、引言

能源价格上涨对经济体系的诸多方面产生影响。能源价格上涨,不但会通过生活资料的渠道直接反映到消费者价格指数(CPI)上,而且会以原材料和生产要素价格上涨的形式,从工业产业链的上游传导到下游,间接地反映到生产者价格指数(PPI)和消费者价格指数上。由于我国的能源价格形成机制尚未完全市场化,能源价格上涨向一般价格水平的传导就变得更加复杂。尤其是在通货膨胀时期,能源价格面临被迫上调时,如果上调能源价格,则会进一步推动通货膨胀,使得政策当局处于两难境地。

2008年能源价格管制就是一个典型的例子。为了抑止通货膨胀,2008年1月9日国务院常务会议明确宣布,成品油、天然气和电力价格近期不得调整,能源价格管制直接导致了缺油缺电,虽然短缺是局部性的,但对中国经济也造成了很大的损失。到了6月20日,发改委不得不将能源价格上调。当月,我国的居民食品消费价格指数同比上涨了17.3%,居民消费价格指数同比上涨了7.1%,工业品出厂价格指数同比上涨了8.8%。在提高成品油价格和电价的同时,为了减少调价对群众生活的影响,发改委不得不对液化气和天然气价格、交通运输业价格进行管制以及对农业给予补贴等措施。之后,对电煤也进行了管制。Lin & Liu (2009)的研究说明,即使是中国储量最丰的煤炭,也可能因达到生产峰值而需要进口。

虽然目前能源价格和通货膨胀都已经回落,但是,2008年的能源价格管制所造成的后果依然影响着能源行业,乃至整体经济,主要体现在煤电矛盾空前激烈,并导致电力行业亏损严重。2009年全国煤炭产运需衔接合同汇总会因煤电双方价格分歧过大,五大电企一单未签,致使合同量不足50%,导致一些地方煤炭交割受阻。“计划电”和“市场煤”的矛盾正在加深,影响煤炭、电力行业的生产和供应,从而影响经济活动。

在我国目前的经济体制和能源价格形成机制下,理解能源价格上涨对一般价格水平的影响机制,具有重要的研究价值和政策意义。第一,能源价格上涨传导到一般价格水平,能引起一般价格

<sup>\*</sup> 林伯强、王锋,厦门大学中国能源经济研究中心,邮政编码:361005,电子信箱:bqlin@xmu.edu.cn。本文受长江学者科研配套经费和国家自然科学基金(70841025)的支持。感谢匿名审稿人的意见和建议,但文责自负。

水平多大幅度的上涨? 第二, 能源价格上涨后, 在滞后多长时间能传导到一般价格水平?

本文的第二部分是文献综述。第三部分运用投入产出价格影响模型研究能源价格上涨引起一般价格水平上涨的幅度。第四部分运用递归的结构向量自回归(SVAR)模型测算能源价格上涨引起一般价格水平变动的滞后时间。第五部分是主要结论与政策启示。

## 二、文献综述

在国内外有关研究能源价格上涨对一般价格水平传导的文献中, 多集中于研究石油价格与通货膨胀的关系, 这些文献运用的模型大致可以分为四类: 协整或 VAR 方法、投入产出模型、可计算一般均衡模型和其他一些方法。下面将从研究方法的角度对研究文献做一简要回顾。

### (一) 运用协整或 VAR 方法研究的文献

Cuñado & Pérez de Gracia(2003)运用协整技术, 分析了石油价格对通货膨胀率和工业品价格指数的冲击, 认为: 石油价格对通货膨胀率具有持久的影响, 对生产增长率在短期具有非对称效应, 而且石油价格冲击的影响在不同国家有显著差异。Cuñado & Pérez de Gracia(2005)还运用协整方法, 对 6 个亚洲国家的石油价格冲击对经济行为和消费价格指数的影响进行了研究, 发现石油价格冲击对经济行为和消费价格指数都有显著影响。杨柳和李力(2006)就中国能源价格变动对经济增长与通货膨胀的影响进行了研究, 结论表明能源价格变动对经济增长短期呈现负向冲击, 它引起的成本推动是 2003 年到 2004 年 9 月期间 CPI 上涨的主要原因。Cologni & Manera(2008)运用结构 VAR 模型, 研究了七国集团的石油价格冲击对产出、价格的直接效应以及货币变量对外部冲击的反应, 其中关于石油价格对通货膨胀率影响的研究结论认为, 除英国和日本外, 其他五国的石油价格变动对通货膨胀率都有显著影响, 通过提高利率, 通货膨胀率冲击就会被传导到实体经济中。

### (二) 运用投入产出模型研究的文献

Berument & Taşı(2002)基于土耳其 1990 年的投入产出表, 用迭代方法研究了石油价格上涨的通货膨胀效应, 认为: 当名义工资、利润、利息和租金固定不变时, 石油价格上涨对通货膨胀的影响是有限的; 但当以上四个变量跟随包含石油价格的一般价格水平调整时, 石油价格上涨的通货膨胀效应就变得比较显著。于渤等(2002)利用投入产出模型, 模拟了石油价格分别上涨 25%—150%对中国 11 个部门价格的影响。任泽平等(2007)采用投入产出价格影响模型测算了原油价格变动对中国价格总体水平和各部门产品价格的影响程度, 分析了原油价格的传导机制, 提出了应对国际原油价格波动和提高我国抗油价波动能力的政策建议。国信证券经济研究所(2008)也运用投入产出价格影响模型测算了原油、成品油、煤炭等能源价格波动对中国各类价格指数的潜在影响, 由于其测算的是潜在影响, 因此并未考虑能源价格管制在价格传导中的作用。

### (三) 运用可计算一般均衡模型研究的文献

魏涛远(2002)应用一般均衡(CNAGE)模型, 模拟了中国政府采取 5 种不同应对措施的情景下, 世界油价上涨 10%对中国 22 项经济指标的影响, 其中对居民消费价格指数影响的结论认为: 在国内原油可自由增产、国内原油不可自由增产、石油出口价格不变、国内外原油价格同步、国内外原油和成品油价格同步 5 种不同应对措施的情景下, 世界油价上涨 10%, 居民消费价格指数分别下降 0.21%、上涨 23.94%、下降 0.97%、下降 0.05%、上涨 23.39%。Doroodian & Boyd(2003)运用动态 CGE 模型检验了美国的石油价格是否具有通货膨胀效应, 认为: 如果原油价格发生上世纪 70 年代的巨大冲击, 将会对成品油价格产生剧烈的影响, 一般价格水平在三种技术进步情景下会下跌, 而在两种经济增长情景下却上升。林伯强和牟敦国(2008)运用 CGE 方法研究了石油与煤炭价格上涨影响程度的对比, 结果表明能源价格上涨对中国经济具有紧缩作用, 但对不同产业的紧缩程度不一致, 能源价格除了影响经济增长, 还将推动产业结构变化。

(四)运用其他方法研究的文献

曾秋根(2005)分析了国际商品指数基金、油价上涨与通货膨胀预期之间的循环关系,这种循环关系最终导致了能源价格持续大幅度上涨和通货膨胀预期的自我实现。Baffes (2007)估计了 35 种可贸易初级商品的原油价格传导系数,<sup>①</sup>发现非能源商品总价格指数的原油价格传导系数是 0.16,其中,化肥价格指数、农产品价格指数和金属价格指数的原油价格传导系数分别是 0.33、0.17 和 0.11。Chen(2008)运用状态空间模型和 19 个工业化国家的数据,研究了石油价格变动向通货膨胀率的传导,并估计出时变的石油价格传导系数。中国经济增长与宏观稳定课题组(2008)应用扩展的菲利普斯曲线方程和 VAR 模型综合分析了各类外部冲击对国内通胀的影响,其中有关国际原油价格冲击的结论认为,国际油价上涨将导致中国的 CPI 上涨。

可见,大多数文献集中于研究石油价格与通货膨胀的关系,而系统性研究各类一次能源价格和二次能源价格对一般价格水平影响的文献并不多,因此本文将系统性研究煤炭、原油、天然气、成品油和电力价格上涨对一般价格水平的影响。

三、能源价格上涨导致一般价格水平上涨幅度的测算

能源价格上涨引起一般价格水平上涨的幅度可以用投入产出价格影响模型来测算,如任泽平等(2007)和国信证券经济研究所(2008),但这两项研究没有涉及我国的能源价格管制对价格传导的影响。考虑到我国能源价格形成机制尚未完全市场化,一些能源价格仍然受到政府管制,本文在这两篇文献的基础上,将分别在能源价格不受管制和能源价格受管制两种情景下,模拟能源价格上涨导致一般价格水平上涨的幅度。

(一)投入产出价格影响模型

投入产出价格影响模型可以测算一种或多种产品价格的改变对其他产品价格水平的影响,并能对这种影响做出完整的描述(刘起运、任泽平,2006)。当能源价格上涨时,可利用投入产出价格影响模型测算能源价格上涨对其他各个部门价格产生的影响,进而测算出对一般价格水平的影响。

1. 基本假设

投入产出价格模型是建立在三个假设条件上的:第一,不考虑企业可能采取的降低物耗以及降低成本的措施;第二,不考虑由工资、生产税净额、营业盈余和折旧变化对价格带来的影响;第三,不考虑市场需求变动对价格的影响。

2. 模型简介

(1)能源价格上涨对其他商品价格影响的测算模型<sup>②</sup>

基于以上假设,某一种商品(或部门)价格的变动,是由与该商品有直接和间接生产联系的其他各种商品(或部门)价格连锁变动而引起的,计算公式为:

$$\Delta P_j = \sum_{i=1}^n m_{ji} \Delta P_i, \quad j = 1, 2, \dots, n \tag{1}$$

上式可展开为:

$$\begin{aligned} \Delta P_1 &= m_{11} \Delta P_1 + m_{21} \Delta P_2 + m_{31} \Delta P_3 + \dots + m_{n-1,1} \Delta P_{n-1} + m_{n,1} \Delta P_n \\ \Delta P_2 &= m_{12} \Delta P_1 + m_{22} \Delta P_2 + m_{32} \Delta P_3 + \dots + m_{n-1,2} \Delta P_{n-1} + m_{n,2} \Delta P_n \\ \Delta P_3 &= m_{13} \Delta P_1 + m_{23} \Delta P_2 + m_{33} \Delta P_3 + \dots + m_{n-1,3} \Delta P_{n-1} + m_{n,3} \Delta P_n \\ &\dots\dots\dots \end{aligned}$$

① 某种商品的原油价格传导系数是指原油价格上涨 1%导致某种商品价格上涨的百分比。  
② 此模型参见刘起运、陈璋、苏汝劼编著的《投入产出分析》第九章第一节。

$$\Delta P_{n-1} = m_{1, n-1} \Delta P_1 + m_{2, n-1} \Delta P_2 + m_{3, n-1} \Delta P_3 + \dots + m_{n-1, n-1} \Delta P_{n-1} + m_{n, n-1} \Delta P_n \quad (2)$$

以上各式中,  $\Delta P_i$  和  $\Delta P_j$  为第  $i$  种和第  $j$  种商品(或部门)价格变动的幅度;  $m_{ij}$  为投入产出表的直接消耗系数。

将(2)式移项整理并用矩阵形式表示,可以得到:

$$\begin{bmatrix} m_{n1} \\ m_{n2} \\ m_{n3} \\ \vdots \\ m_{n, n-1} \end{bmatrix} \Delta P_n = (E - M_{n-1}^T) \begin{bmatrix} \Delta P_1 \\ \Delta P_2 \\ \Delta P_3 \\ \vdots \\ \Delta P_{n-1} \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中,  $E$  为  $n$  阶单位矩阵;  $M_{n-1}^T$  是把投入产出表中原  $n$  阶直接消耗系数矩阵  $M$ , 去掉第  $n$  行和第  $n$  列后剩下的  $(n-1)$  阶直接消耗系数矩阵的转置矩阵。

由(3)式可以得到第  $n$  种商品(或部门)价格提高  $\Delta P_n$  后, 第 1 至第  $(n-1)$  种商品(或部门)价格的提高幅度:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_1 \\ \Delta P_2 \\ \Delta P_3 \\ \vdots \\ \Delta P_{n-1} \end{bmatrix} = [(E - M_{n-1})^{-1}]^T \begin{bmatrix} m_{n1} \\ m_{n2} \\ m_{n3} \\ \vdots \\ m_{n, n-1} \end{bmatrix} \Delta P_n \quad (4)$$

如果  $\Delta P_n$  代表某种能源价格的变动幅度, 那么可以利用(4)式测算出其他各个商品(或部门)的价格因能源价格变动而变动的幅度。

## (2) 能源价格上涨对一般价格水平影响

在测算出能源价格上涨对其他产品价格影响的基础上, 可进一步测算各部门价格变动对一般价格水平的影响。本文用投入产出表中的居民消费、农村居民消费、城镇居民消费以及总产出四个列向量所反映的消费和产出结构作为各部门权重, 分别模拟居民消费价格指数、农村居民消费价格指数、城镇居民消费价格指数以及 GDP 平减指数的变动; 并计算出各部门工业品使用合计列向量做权重, 来模拟工业品出厂价格指数的变动。该模拟方法计算的价格指数与国民经济核算的价格指数虽然在计算方法上有所区别, 但其实质是相同的, 只是该模拟方法所采用的产品更加全面; 虽然模拟的结果不能精确反映统计部门计算的一般价格水平的变化, 但结果是可以接受的。

利用(4)式计算的结果, 可以进一步模拟各价格指数的变化幅度, 计算公式为:

$$\Delta PI^i = \left[ \sum_{j=1}^n \Delta P_j X_j^i \right] \left/ \left( \sum_{j=1}^n X_j^i \right) \right., \quad i = 1, 2, \dots, 5, j = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

其中,  $\Delta PI^1$ ,  $\Delta PI^2$ ,  $\Delta PI^3$ ,  $\Delta PI^4$ ,  $\Delta PI^5$  分别为农村居民消费价格指数的变动幅度、城镇居民消费价格指数的变动幅度、消费者价格指数的变动幅度、工业品出厂价格指数的变动幅度、GDP 平减指数的变动幅度;  $\Delta P_j$  为当某能源商品(或部门)的价格变化  $\Delta P_n$  时, 第  $j$  部门价格的变动幅度;  $X_j^1$ ,  $X_j^2$ ,  $X_j^3$ ,  $X_j^4$  为第  $j$  部门的产品分别用于农村居民最终消费的价值量、城镇居民最终消费的价值量、全部居民最终消费的价值量; 工业部门的中间使用价值量;<sup>①</sup>  $X_j^5$  为第  $j$  部门的总产出。

## (二) 数据说明

<sup>①</sup> 由于此处采用了工业部门的中间使用价值量, 因此模拟出来的“工业品出厂价格指数”不是国家统计局所定义的严格意义上的工业品出厂价格指数, 出于模拟研究的目的, 这种间接的测算方法在一定程度上是可以接受的。

基于 2002 年包含 42 个部门的投入产出表，<sup>①</sup> 运用以上模型模拟了煤炭、原油、成品油和电力价格上涨对一般价格水平的影响。由于 2002 年的数据所包含的信息已经不能完全反映我国目前的经济结构、技术系数、产品价格等情况，我们又利用 2008 年发布的 2005 年包含 17 个部门的投入产出延长表，<sup>②</sup> 再次测算了成品油和电力价格上涨对一般价格水平的影响，并把两个结果进行比较，以期尽量逼近我国目前的经济情况，并从比较研究中得出一些有价值的结论。虽然用 2005 年的数据来反映目前的经济情况仍然存在一定的偏差，但在投入产出表编制的非连续性限制下，从模拟研究的角度仍然是可以接受的。需要说明：第一，采取 2002 年 42 个部门的投入产出表而不采取 122 个部门的投入产出表，是为了与 2005 年只包含 17 个部门的投入产出延长表在部门分类上保持一定的可比性；第二，国家统计局正式公布的 2005 年的投入产出延长表只包含 17 个部门，因此在部门分类上不能与 2002 年 42 个部门的投入产出表保持一致，所以我们只模拟了成品油和电力价格上涨对一般价格水平的影响；第三，如果为了在部门分类上保持一致，而采取 2002 年 17 个部门的投入产出表，那么又不能模拟煤炭和原油价格上涨对一般价格水平的影响，所以权衡的结果是采用 2002 年 42 个部门的投入产出表和 2005 年 17 个部门的投入产出延长表来进行比较研究。

(三)能源价格上涨对一般价格水平影响的测算结果

在 2002 年 42 个部门的投入产出表和 2005 年 17 个部门的投入产出延长表中，有些能源行业是合并为一个部门的。如 2002 年把石油和天然气开采业合并为一个部门，2005 年把炼焦、煤气及石油加工业合并为一个部门，因此不能分别单独模拟原油、天然气、成品油和电力价格上涨对一般价格水平的影响，而是要按照投入产出表中的部门划分，模拟两种或两种以上能源价格上涨对一般价格水平的影响。

1. 能源价格不受管制情景下的模拟

如果不考虑我国的能源价格管制，也不考虑传导时滞和传导阻滞，那么能源价格上涨向一般价格水平的传递就是一种完全和顺畅传导，所测算出的潜在影响程度也是最大值。模拟结果见表 1。对表 1 的模拟结果进行分析，可以得出以下结论：

(1) 各类能源价格上涨 10% 导致五种价格指数上涨幅度的大小次序都为：PPI 的上涨幅度 > GDP 平减指数的上涨幅度 > 城镇居民消费价格指数的上涨幅度 > CPI 的上涨幅度 > 农村居民消费价格指数的上涨幅度。这一结果是合理的，也是直观的。因为如果仅从能源的终端消费量来考察，在 2002 年的能源消费总量中，工业消费了 68.9%，居民生活消费了 11.5%（其中城镇居民消费了 7%，农村居民消费了 4.5%），其余行业消费了 19.6%。同样在 2005 年的能源消费总量中，工业消费了 71%，居民生活消费了 10.4%（其中城镇居民消费了 6.3%，农村居民消费了 4.1%），其余行业消费了 18.6%。可见，在能源的终端消费总量中，工业消费比例最大，居民生活消费比例较小。如果能源价格上涨，自然对消费比例较大部门的价格水平影响较大。所以，能源价格上涨对 PPI 的影响应该最大，对 CPI 的影响相对较小；对城镇居民消费价格指数的影响也应该大于对农村居民消费价格指数的影响；由于 GDP 平减指数衡量的商品价格比 CPI 覆盖面广得多，但 PPI 衡量的价格水平集中在对能源消耗量最大的工业品上，因此能源价格上涨对 GDP 平减指数的影响程度介于对 PPI 和 CPI 的影响程度之间。

(2) 基于 2002 年的投入产出表模拟的结果表明，各类能源价格上涨相同幅度对每一种价格指数的影响程度是不同的，其中电力、热力价格上涨对五种价格指数的影响程度最大，而煤炭价格上涨的影响最小。从表 1 可以发现：① 各类能源价格上涨 10% 对 PPI 影响的大小次序为：电力、热力

① 2002 年 42 个部门的投入产出表来源于中华人民共和国统计局网站：<http://www.stats.gov.cn>。

② 2005 年 17 个部门的投入产出延长表来源于《中国统计年鉴 2008》。

价格上涨的影响(1.39%)>原油和天然气价格上涨的影响(1.11%)>成品油、炼焦产品及核燃料价格上涨的影响(0.92%)>煤炭价格上涨的影响(0.79%);②各类能源价格上涨 10%对 CPI、农村居民消费价格指数、城镇居民消费价格指数和 GDP 平减指数影响的大小次序是相同的,即电力、热力价格上涨的影响>成品油、炼焦产品及核燃料价格上涨的影响>原油和天然气价格上涨的影响>煤炭价格上涨的影响。本文的研究结果与国信证券经济研究所(2008)的研究结论不同,是因为该研究是基于 2002 年 122 个部门的投入产出表计算的,而且对能源的分类也与本文不同,因此模拟出的各类能源价格上涨对一般价格水平的影响就有差别。

表 1 无管制下各类能源价格上涨 10%导致一般价格水平上涨的幅度

各类能源价格上涨 10%	基于 2002 年投入产出表的潜在影响				基于 2005 年投入产出延长表的潜在影响	
	煤炭价格上涨	原油和天然气价格上涨	成品油、炼焦产品及核燃料价格上涨	电力和热力价格上涨	成品油、炼焦产品和煤气价格上涨	电力、热力及水的价格上涨
CPI 上涨(%)	0.286	0.297	0.404	0.664	0.680	0.911
农村居民消费价格指数上涨(%)	0.252	0.265	0.372	0.538	0.588	0.748
城镇居民消费价格指数上涨(%)	0.302	0.311	0.418	0.720	0.714	0.971
PPI 上涨(%)	0.791	1.105	0.919	1.389	1.137	1.688
GDP 平减指数上涨(%)	0.449	0.593	0.715	0.868	1.012	1.273

PPI 和 CPI 两组排序的不同,原因是:第一,工业部门几乎消费了原油和天然气的绝大部分,而居民生活不消费原油,天然气消费比例也非常小。以 2002 年的数据为例,工业部门消费了原油和天然气总量的 99.2%和 78%,而居民生活消费的比例却为 0 和 17.5%。第二,相对于原油和天然气的消费比例而言,工业部门消费成品油和炼焦产品的比例却大幅度降低。居民生活消费成品油和炼焦产品的比例虽然较小,但相对于原油的消费比例而言,却也有一定的消费比例。以 2002 年的数据为例,工业部门消费汽油、煤油、柴油、燃料油和焦炭的比例依次为 16.9%、9.5%、22.6%、76.2%、97%,而居民生活消费以上五类产品的比例依次为 4.4%、6.6%、1.1%、0、1.1%。

虽然 2005 年的投入产出延长表与 2002 年的投入产出表对能源的分类有些差别,但基于 2005 年的投入产出延长表模拟的结果都大于基于 2002 年的投入产出表模拟的结果,这在一定程度上说明,2005 年能源价格上涨对一般价格水平的影响要大于 2002 年的情况。

(3)总体来看,在中国近年来的经济系统中,即使在能源价格上涨可以完全和顺畅传导到一般价格水平的情况下,如果不考虑预期等因素对价格的影响,各类能源价格上涨导致一般价格水平上涨的幅度都比较小。

能源价格上涨导致一般价格水平上涨的幅度并不大。第一,CPI 和 PPI 分别包含了居民消费的全部产品和工业部门的全部中间使用产品,<sup>①</sup> 能源产品仅仅是其中很少一部分,如果某一种或多种能源价格上涨,那么直接对 CPI 和 PPI 的影响就自然不会很大;第二,虽然能源是各行各业基本的生产要素之一,而且处于工业生产链的上游,如果能源价格上涨能顺畅传导到下游,那么从理论上讲,其至少对 PPI 的推动作用是比较大的。但实际生产中却存在这样一种情况,在有些行业中,单位产品中的能源成本在其总成本中所占得比例比较小,<sup>②</sup> 即使能源价格上涨,但迫于其产品销

① 2002 年国家统计局编制的工业品出厂价格指数(PPI)是选择了有代表性的 1386 种工业出厂产品价格,并结合一定权数计算得到的。

② 甚至一些高耗能行业的产品也是如此,例如 2008 年每吨电解锌中电力成本占到总成本的 17%,每吨多晶硅中电力成本占到总成本的 16%。此数据来源于河南省电力公司的内部调查资料。

售的压力或其他原因，企业会选择自己的产品不涨价，而削减利润，这样，能源价格上涨就被企业内部消化掉，最终并不能反映到价格指数上。

2. 能源价格受管制情景下的模拟

由于我国能源价格形成机制尚未完全市场化，对成品油、天然气和电力价格依然实行政府管制，因此煤炭和原油价格上涨会在工业产业链的发电和石油加工环节被阻滞或冻结，而不能顺畅和完全传导到产业链后端的产品价格上，进而不能顺畅和完全传导到一般价格水平上。因此我们又在能源价格受管制的情景下，模拟了能源价格上涨导致一般价格水平上涨的幅度。

(1) 对能源价格管制的设定

基于 2002 年的投入产出表模拟时的能源价格管制设定：①当煤炭价格上涨，设定电力和热力价格被管制而不能上涨；②当石油和天然气价格上涨，设定成品油、炼焦产品及核燃料价格，以及燃气价格被管制而不能上涨；③当成品油、炼焦产品及核燃料价格上涨，设定电力、热力价格，以及燃气价格被管制而不能上涨；④当电力和热力价格上涨，设定成品油、炼焦产品及核燃料价格，以及燃气价格被管制而不能上涨。基于 2005 年的投入产出延长表模拟时的能源价格管制设定：①成品油、炼焦产品和煤气价格上涨，设定电力、热力及水的价格被管制而不能上涨；②当电力、热力及水的价格上涨，设定成品油、炼焦产品和煤气价格被管制而不能上涨。

(2) 能源价格受管制情景下的模拟方法

设由外生原因引起最先涨价的 A 能源价格的涨幅为  $\Delta P_n$ ，假设两种被管制的 B 和 C 能源价格在不被管制情景下的涨幅分别为  $\Delta P_{n-2}$ ， $\Delta P_{n-1}$ 。计算步骤如下：

第一步，首先在能源价格不受管制情景下，运用(5)式计算出 A 能源价格上涨  $\Delta P_n$  导致其他产品价格上涨的幅度，记为  $\left[ \Delta P_1^1, \Delta P_2^1, \Delta P_3^1, \dots, \Delta P_{n-1}^1 \right]^T$ ，这其中包含了另外两种在上文中设定为被管制而此处假设没有被管制的 B 和 C 能源价格的上涨幅度，即  $\Delta P_{n-2}^1, \Delta P_{n-1}^1$ ；

第二步，如果不存在价格管制，那么 A 能源价格上涨  $\Delta P_n$ ，导致 B 和 C 能源价格分别上涨  $\Delta P_{n-2}^1$  和  $\Delta P_{n-1}^1$ ，B 和 C 能源价格上涨又会进一步导致其他产品价格上涨。所以需要再次利用(5)式分别计算出 B 和 C 能源价格上涨  $\Delta P_{n-2}^1$  和  $\Delta P_{n-1}^1$  导致其他产品价格上涨的幅度，分别记为： $\left[ \Delta P_1^2, \Delta P_2^2, \Delta P_3^2, \dots, \Delta P_{n-3}^2 \right]^T$  和  $\left[ \Delta P_1^3, \Delta P_2^3, \Delta P_3^3, \dots, \Delta P_{n-3}^3 \right]^T$ 。

第三步，能源价格受管制情景下，在计算对一般价格水平的影响时，不但要把两种被管制的 B 和 C 能源价格的上涨幅度设定为 0，而且要剔除掉 B 和 C 能源价格上涨导致其他产品价格上涨的影响。具体计算公式如下：①

$$\Delta PI^i = \left[ \sum_{j=1}^{n-3} (\Delta P_j^1 - \Delta P_j^2 - \Delta P_j^3) X_j^i + \Delta P_n X_n^i \right] \bigg/ \sum_{j=1}^n X_j^i, i = 1, 2, \dots, 5 \quad (6)$$

(3) 能源价格受管制情景下的模拟结果

模拟结果见表 2。对比表 1 和表 2 可以发现，在能源价格受管制情景下模拟的能源价格上涨导致一般价格水平上涨的幅度，都小于能源价格不受管制情景下的模拟结果，但对每一种或几种能源价格进行管制，可减少各类价格指数上涨的幅度差异，见表 3。

① 基于 2002 年的投入产出表模拟结果

为了叙述方便，我们约定把能源价格管制可使一般价格水平上涨幅度减少的比例称为“能源价

表 2 能源价格受管制情景下各类能源价格上涨 10% 导致一般价格水平上涨的幅度

各类能源价格上涨 10%	基于 2002 年投入产出表的潜在影响				基于 2005 年投入产出延长表的潜在影响	
	煤炭价格上涨	原油和天然气价格上涨	成品油、炼焦产品及核燃料价格上涨	电力和热力价格上涨	成品油、炼焦产品和煤气价格上涨	电力、热力及水的价格上涨
CPI 上涨(%)	0.168	0.050	0.354	0.631	0.581	0.824
农村居民消费价格指数上涨(%)	0.156	0.039	0.335	0.510	0.506	0.672
城镇居民消费价格指数上涨(%)	0.174	0.055	0.363	0.685	0.608	0.881
PPI 上涨(%)	0.548	0.558	0.825	1.322	0.957	1.547
GDP 平减指数上涨(%)	0.296	0.162	0.655	0.814	0.876	1.145

表 3 能源价格管制可使一般价格水平上涨幅度减少的比例

各类能源价格上涨 10%	基于 2002 年投入产出表				基于 2005 年投入产出延长表	
	煤炭价格上涨	原油和天然气价格上涨	成品油、炼焦产品及核燃料价格上涨	电力和热力价格上涨	成品油、炼焦产品和煤气价格上涨	电力、热力及水的价格上涨
CPI 上涨幅度减少(%)	-41.2	-83.1	-12.3	-4.9	-14.5	-9.5
农村居民消费价格指数上涨幅度减少(%)	-37.9	-85.3	-10.0	-5.2	-13.9	-10.1
城镇居民消费价格指数上涨幅度减少(%)	-42.4	-82.2	-13.3	-4.9	-14.8	-9.3
PPI 上涨幅度减少(%)	-30.7	-49.5	-10.3	-4.9	-15.8	-8.4
GDP 平减指数上涨幅度减少(%)	-34.0	-72.7	-8.4	-6.2	-13.5	-10.1

格管制的效果”。从能源价格管制的效果大小来看，第一，当石油和天然气价格上涨，而成品油、炼焦产品及核燃料价格，以及燃气价格被管制而不能上涨时，管制的效果最明显，相对于不被管制的情景，可使得五种价格指数的上涨幅度分别减少 83.1%、85.3%、82.2%、49.5%和 72.7%。这是因为在 2002 年，中国石油加工及炼焦业就消费了原油消费总量的 72.4%，仅当原油涨价，而成品油价格被管制，那么原油价格上涨对产业链下游影响的绝大部分在石油加工环节被冻结，管制的效果非常明显；第二，当煤炭价格上涨，而电力和热力价格被管制而不能上涨时，管制的作用也比较大，相对于不被管制的情景，可使得五种价格指数的上涨幅度分别减少 41.2%、37.9%、42.4%、30.7%和 34%。同样因为在 2002 年，中国煤炭消费总量的 47.7%进入了电力热力生产供应业，当煤炭价格上涨，而电力和热力价格被管制，那么煤炭价格上涨对产业链下游将近一半的影响在电力和热力生产环节就被冻结，所以管制的效果也很明显。但由于煤炭消费总量的 35.9%依然进入价格不受管制的制造业各个部门，因此管制的效果就比石油和天然气价格上涨时而对成品油、炼焦产品、核燃料及燃气价格进行管制的效果小一些。第三，当成品油、炼焦产品及核燃料价格上涨，而电力、热力和燃气价格被管制而不能上涨时，管制的作用就不大，相对于不被管制的情景，可使得五种价格指数的上涨幅度分别减少 12.3%、10%、13.3%、10.3%和 8.4%。这是因为在 2002 年，中国电力生产总量的 80.9%来自火电，仅仅 1.5%来自核电，而且火电基本上全部是燃煤发电，电力、热力生产供应业对成品油的消费也非常少，<sup>①</sup> 因此当成品油、炼焦产品及核燃料价格上涨，而同时管制电力、热力和燃气价格，这样的管制是不能控制价格上涨向一般价格水平传导的，所以管制的作用就不大；第四，当电力和热力价格上涨，而成品油、炼焦产品与核燃料价格，以及燃气价格被管制而不能

① 2002 年，电力、热力生产供应业消费汽油、煤油、柴油和燃料油占总消费量的比例分别为 0.65%、0.05%、3.28%和 22.8%。



上涨时，管制的效果就更小。因为电力与成品油、炼焦产品为关系并不密切的二次能源，而且被管制的两个行业对电力和热力的消费也很少，<sup>①</sup> 因此当一种二次能源涨价，而对另一种二次能源价格进行管制，那么管制的效果自然就很小。<sup>②</sup>

②基于 2005 年的投入产出延长表的模拟结果

第一，当成品油、炼焦产品和煤气价格上涨，而电力、热力及水的价格被管制而不能因此上涨，相对于不被管制的情景，可使得五种价格指数的上涨幅度分别减少 14.5%、13.9%、14.8%、15.8% 和 13.5%；第二，当电力、热力及水的价格上涨，而成品油、炼焦产品和煤气价格被管制而不能因此上涨，相对于不被管制的情景，可使得五种价格指数的上涨幅度分别减少 9.5%、10.1%、9.3%、8.4% 和 10.1%。此处对管制效果的原因分析，类似于上文中的第三和第四种情况，因此不再赘述。

根据对表 3 的分析，可以得出两点结论：①当一次能源价格上涨，而对与其直接相关的二次能源价格进行管制时，一次能源价格对一般价格水平的传导就被阻滞或冻结，管制的效果比较明显；②当一些二次能源价格上涨，而对另一些二次能源价格进行管制时，管制的效果就不明显。这是因为未被管制的二次能源价格上涨能较顺畅传导到一般价格水平上，而被管制的二次能源相对于一次能源更靠近价格传导链的后端，故其影响其他产品价格的覆盖面就相对较小，所以能源价格管制的效果就不明显。

四、能源价格上涨传导到一般价格水平的滞后时间

能源价格上涨后，在滞后多长时间能传导到一般价格水平？运用递归的结构向量自回归模型 (Recursive Structural Vector Autoregressive, RSVAR) 的脉冲响应函数可以有效地解决这一问题。McCarthy (2000) 较早运用此模型研究了一些工业化国家的汇率对进口价格、PPI 和 CPI 的传导效应，此后，这一模型被众多学者用来研究汇率对一般价格水平的传导效应，如 Hahn (2003)，Faruquee (2004)，Billmeier & Bonato (2004) 和施建淮等 (2008)。

(一)模型构建

为了测算能源价格上涨向一般价格水平传导的滞后时间，本文首先选取煤油电价格指数 (Coal, Oil & Electricity Price Index, 简称 COE) 代表能源价格；选取工业品出厂价格指数 (PPI) 和全国居民消费价格总指数 (CPI) 代表一般价格水平，然后根据 McCarthy (2000) 的基本思想，对模型的构建做出以下两点假设：第一，假设 COE 变动的冲击在先，其次是 PPI 和 CPI 变动的冲击，因此三种价格影响的先后顺序为：COE→PPI→CPI。第二，假设在  $t$  期，传导的每一环节的价格变动都是由以下三部分组成：第一部分是基于  $t-1$  期可利用信息的本环节价格变动的期望；第二部分是价格传导链的前一环节的冲击；第三部分是本环节的冲击。

根据以上两点假设，构造 COE、PPI 和 CPI 之间的影响机制如下：

$$\Delta \ln(COE_t) = E_{t-1}[\Delta \ln(COE_t)] + \mu_t^{\Delta \ln(COE)} \tag{7}$$

$$\Delta \ln(PPI_t) = E_{t-1}[\Delta \ln(PPI_t)] + \alpha_1 \mu_t^{\Delta \ln(COE)} + \mu_t^{\Delta \ln(PPI)} \tag{8}$$

$$\Delta \ln(CPI_t) = E_{t-1}[\Delta \ln(CPI_t)] + \beta_1 \mu_t^{\Delta \ln(COE)} + \beta_2 \mu_t^{\Delta \ln(PPI)} + \mu_t^{\Delta \ln(CPI)} \tag{9}$$

其中， $\Delta \ln(COE_t)$ 、 $\Delta \ln(PPI_t)$  和  $\Delta \ln(CPI_t)$  是对 COE、PPI 和 CPI 取自然对数后的一阶差分，分别表示 COE、PPI 和 CPI 的变动率； $\mu_t^{\Delta \ln(COE)}$ 、 $\mu_t^{\Delta \ln(PPI)}$ 、 $\mu_t^{\Delta \ln(CPI)}$  分别代表 COE、PPI 和 CPI 变动的冲击； $E_{t-1}[\cdot]$  表示基于  $t-1$  期的信息集对某变量的期望。

根据以上所构造的 COE、PPI 和 CPI 之间的影响机制，建立包含三个变量的结构向量自回归模

① 2002 年，石油加工及炼焦业、燃气生产和供应业分别消费电力总量的 2% 和 0.2%。  
② 此段中的能源消费比例数据均是根据《中国统计年鉴 2004》中的相关数据计算得到。

型 SVAR 为: 
$$B_0 y_t = B(L) y_{t-1} + \mu_t \quad (10)$$

其中,  $B_0$  为变量之间的同期表示矩阵;  $y_t$  为三维变量向量  $[\Delta \ln(COE_t), \Delta \ln(PPI_t), \Delta \ln(CPI_t)]^T$ ,  $B(L)$  为滞后多项式矩阵;  $\mu_t$  为结构残差向量  $[\mu_t^{\Delta \ln(COE)}, \mu_t^{\Delta \ln(PPI)}, \mu_t^{\Delta \ln(CPI)}]^T$ , 且是独立同分布的冲击。SVAR 模型可转化为简化式模型:

$$y_t = B_0^{-1} B(L) y_{t-1} + B_0^{-1} \mu_t \quad (11)$$

可以通过对  $B_0$  施加短期约束来识别 SVAR 模型。上文在构建模型时的第一个假设中的三点小假设实际上已经构成了我们对  $B_0$  施加的  $k(k-1)/2=3$  个约束条件(其中  $k$  为 SVAR 模型中的变量个数,  $k=3$ )。这一约束使得  $B_0$  成为主对角线为 1 的下三角矩阵, 因此构造的 SVAR 模型是一种递归的 SVAR 模型, 而且是恰好识别的。

SVAR 模型主要分为三种类型: K-型、C-型和 AB-型, 其中 AB-型是最典型的 SVAR 模型, 因此我们把以上所建立的 SVAR 模型设定为 AB-型, 即

$$A \varepsilon_t = B \mu_t \quad (12)$$

前文对模型的短期约束可以通过对矩阵 A 和 B 的设定来实现, 具体设定如下:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ C(1) & 1 & 0 \\ C(2) & C(3) & 1 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} C(4) & 0 & 0 \\ 0 & C(5) & 0 \\ 0 & 0 & C(6) \end{bmatrix}$$

其中  $C(i)$ ,  $i=1, 2, \dots, 6$  为要估计的元素。

## (二) 数据处理与假设验证

我们选取的样本数据是 1999 年 1 月到 2008 年 7 月的煤油电价格指数、工业品出厂价格指数和全国居民消费价格总指数。<sup>①</sup> 在运用脉冲响应函数之前, 首先将环比的全国居民消费价格总指数、同比的煤油电价格指数和工业品出厂价格指数转换成以 1999 年 1 月为基期的定基比数据。需要说明的是, 在把同比的煤油电价格指数、工业品出厂价格指数转换成定基比数据时, 由于不可获得环比数据, 因此只能首先转换成以 1999 年各月为基期的“准定基比数据”, 然后再转换成以 1999 年 1 月为基期的定基比数据, 这样转换虽然不能做到十分精确, 但 1999 年 1 月到 12 月间的同比价格指数在 98.2—102 之间波动, 表现非常平稳, 因此转换所产生的偏差十分微小, 而且对从 1999 年 1 月到 2008 年 7 月较长的时间序列数据来说, 这样的微小偏差是可以接受的。在处理完数据后, 再运用 Granger 因果检验来验证前文所设定的三个价格排列顺序的合理性。因为当变量为不平稳的时间序列时, 用于 Granger 因果检验的 F 统计量的渐进分布不再是 F 分布, 那么对不平稳的时间序列进行检验, 往往会得出虚假因果关系的结论。<sup>②</sup> 所以在进行 Granger 因果检验之前, 需要对三个变量 COE、PPI 和 CPI 进行单位根检验以识别其平稳性。

### 1. 单位根检验

在进行 ADF 单位根检验时, 选择恰当的模型形式非常重要。我们首先通过观察时间序列的曲线图, 初步判定是否在模型中包含常数项或时间趋势项, 然后再结合常数项、时间趋势项和单位根项前面的系数的显著性反复试验, 最终确定模型形式。模型的滞后阶数是根据 SIC 准则来确定。从单位根检验结果(见表 4)可见, 三个变量  $\ln(COE)$ 、 $\ln(PPI)$  和  $\ln(CPI)$  的原始序列都是不平稳的, 一阶差分后都成为平稳序列。因此, 对三个变量的一阶差分可以进行 Granger 因果检验, 而且三个变量的一阶差分正好是所构建的模型中各价格指数的变动率。

① 煤油电价格指数来源于中国人民银行网站: <http://www.pbc.gov.cn/>; 工业品出厂价格指数和全国居民消费价格指数来源于万德数据库。

② 周建和李子奈(2004)研究认为, 序列的不平稳性是造成虚假因果关系最主要的因素之一。

表 4 单位根检验结果

变量	检验形式(C,T,L)	ADF 统计量	1%显著水平下的临界值	SIC 准则	结论
Ln(COE)	(C,T,1)	-1.211	-4.041	-5.736	不平稳
$\Delta$ Ln(COE)	(C,0,0)	-5.696	-3.489	-5.772	平稳
Ln(PPI)	(C,T,13)	-0.912	-4.052	-6.616	不平稳
$\Delta$ Ln(PPI)	(0,0,5)	-6.144	-2.587	-5.053	平稳
Ln(CPI)	(C,T,1)	-2.593	-4.041	-6.822	不平稳
$\Delta$ Ln(CPI)	(0,0,0)	-7.406	-2.586	-6.842	平稳

注：(1)表中 Ln 表示对原始序列取自然对数；(2) $\Delta$  表示一阶差分；(3)检验类型(C,T,L)中的 C、T、L 分别表示 ADF 检验模型中的常数项、时间趋势和滞后阶数。

2. Granger 因果检验

Granger 因果关系的真实含义是时间上的“先于”关系(王立平等, 2005), 即如果一个事件 X 是另一个事件 Y 的原因, 则事件 X 可以领先于事件 Y(高铁梅, 2006)。因此可以借助 Granger 因果检验, 来对上文中假设的 COE→PPI→CPI 三种价格影响的先后顺序进行验证。因为 Granger 因果检验的结果对滞后阶数的选择有很强的敏感性, 所以本文分别选择 1—10 的滞后阶数对  $\Delta Ln(COE_t)$ 、 $\Delta Ln(PPI_t)$  和  $\Delta Ln(CPI_t)$  三个时间序列进行了 Granger 因果关系检验。检验结果表明: ①当滞后阶数为 1 时, 只有 COE→PPI 和 PPI→CPI 是成立的, 而其他的先后关系没有通过检验; ②当滞后阶数为 2—4 时, 除了 COE→PPI 和 PPI→CPI 依然成立外, COE→CPI 也通过检验, 但另外一种反向关系 CPI→PPI 也通过了检验, 这说明价格传导在滞后 2 期以后, 其反馈机制就表现出来; ③当滞后阶数为 5 时, 除了 PPI→COE 没有通过检验以外, 其余的正向和反向关系都是成立的; ④当滞后 6 阶以上时, 所有的正向和反向关系都是成立的。自滞后 1 阶开始, 本文所假设的 COE→PPI→CPI 三种价格影响的先后顺序就首先逐步表现出来, 先是 COE→PPI 和 PPI→CPI 成立, 然后是 COE→CPI 成立; 虽然自滞后 2 阶开始, 一些反向关系逐步表现出来, 这也正反映出价格传导中反馈机制的存在, 这种反馈机制进一步印证了前文假设的 COE→PPI→CPI 三种价格影响的先后顺序的合理性。

(三)脉冲响应

如果变量是一阶积分过程 I(1), 并且不是协整的, 则可以将 VAR 模型写作 1 阶差分的形式(沃尔特·恩德斯, 2006)。因此, 在建立 VAR 模型之前, 还需要检验 COE、PPI 和 CPI 三个原始序列是否存在协整关系。本文首先对三个变量取自然对数, 然后运用 Johansen 协整检验方法进行检验。<sup>①</sup> 检验结果表明, 变量之间不存在有合理经济学含义的协整关系。<sup>②</sup> 至此, 可以建立 VAR 模型。

根据 VAR 模型滞后长度的选择标准, 即使把滞后长度扩展到 25 阶, LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 中的大部分统计量都选择滞后阶数为 13。据此, 我们建立起一个滞后阶数为 13 的 VAR(13)模型, 通过对模型的滞后结构进行检验, 39 个特征根都在单位圆内, 表明模型是稳定的。然后根据对结构因子分解矩阵 A 和 B 的设定, 估计出矩阵 A 和 B 如下:

$$A = \begin{bmatrix} 1.000000 & 0 & 0 \\ -0.231466 & 1.000000 & 0 \\ -0.065729 & -0.037179 & 1.000000 \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} 0.010297 & 0 & 0 \\ 0 & 0.004958 & 0 \\ 0 & 0 & 0.004838 \end{bmatrix}$$

利用估计出结构因子分解矩阵 A 和 B, 我们用脉冲响应函数分别实现了 PPI 和 CPI 对能源价

① 检验的滞后长度是按照沃尔特·恩德斯(2006)推荐的方法确定为 13, 模型的选择是按照 Eviews6 User's Guide II 建议的方法确定, 此处不再详述。  
② 因为标准化协整方程的变量系数符号式不符合理论预期的。由于篇幅限制, 协整检验过程以及检验结果不再列出。

格的脉冲响应,以及 CPI 对 PPI 的脉冲响应。图 1、2、3 给出了的三个累积脉冲响应图。为了更准确描述脉冲响应图,我们计算出 1—30 期的累积脉冲响应函数值,见表 5。

1. 从图 1 和表 5 可见,PPI 对能源价格一个标准差的冲击产生正的响应,此响应经历了一个先增大然后逐渐波动减小的过程。能源价格冲击之后,PPI 在第 1 个月的脉冲响应函数值为 0.24%,在滞后第 6 个月达到最大值 0.57%,第 6 个月以后冲击的影响逐渐波动减小。因此可以推断,能源价格上涨虽然在第 1 个月就会对 PPI 产生影响,但影响比较小,大致在滞后 6 个月会对 PPI 产生较明显影响。因为能源产业往往处于工业产业链的最上游,能源价格上涨的影响会沿着工业生产链逐层向后传导,其对初级加工产品价格的影响会较早,对深加工产品价格的影响会因为产业链各环节生产和销售时间的存在而滞后一段时间。所以根据以上分析,本文测算出的能源价格上涨影响 PPI 的滞后时间是合理且直观的。

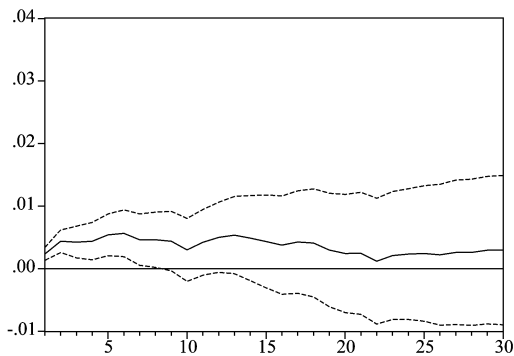


图 1 PPI 对能源价格的脉冲响应

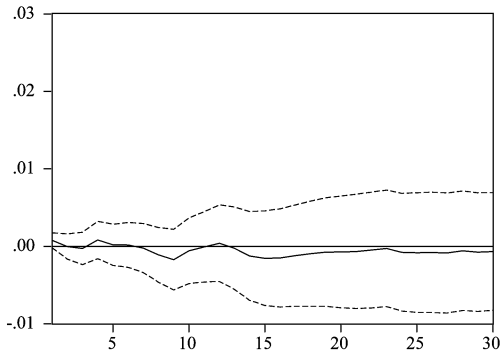


图 2 CPI 对能源价格的脉冲响应

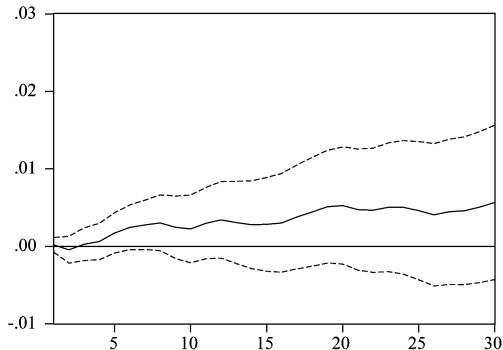


图 3 CPI 对 PPI 的脉冲响应

2. 从图 2 和表 5 可见,CPI 对能源价格一个标准差的冲击所产生的累积响应,在 1—30 个月之间一直表现出在 0 附近波动的状态,累积的脉冲响应函数值也处在 -0.17% 到 0.08% 这一狭小区间。可见,基于我国 1999—2008 年的实际数据,能源价格上涨对 CPI 的冲击是微乎其微的,这与前文运用投入产出模型在能源价格受管制情境下模拟的结果基本一致。实际数据也说明了这一点,1999 年 1 月到 2008 年 7 月,定基比的煤油电价格指数上涨了 131.6%,而 CPI 却上涨了 18.2%。由于这一影响很弱,所以能源价格上涨传导到 CPI 的滞后时间就没有充分表现出来。

3. 从图 3 和表 5 可见,CPI 对 PPI 一个标准差的冲击所产生的累积响应函数值,在 1—4 个月之间处于 0 附近波动,在第 5 个月达到 0.17%,此后逐渐波动增大,在第 30 个月达到考察期内的最大值 0.57%。可见,PPI 上涨大致在滞后 5 个月后会传导到 CPI 上,并对 CPI 产生持久的影响。从理论上讲,PPI 上涨然后带动 CPI 上涨是有一段滞后时间的。因为编制 PPI 所选取的工业品中只有小部分是生活资料,绝大部分为生产资料。编制 CPI 选取了 8 大类产品,既包括了第一产业的食物,第二产业的部分生活用工业品,还包括第三产业的服务产品。可见,当 PPI 所涵盖的生产资料涨价时,其影响 CPI 有两个途径,一是通过影响产业链后续环节的生活资料价格来影响 CPI,二是通过影响服务产品的价格来影响 CPI。因此 PPI 上涨,然后经过这两个传导途径影响 CPI,必然会有一段滞后时间,本文测算出滞后时间是 5 个月。

表 5 第 1—30 期的脉冲响应函数值(%)

时期	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
PPI 对 COE	0.24	0.44	0.43	0.44	0.54	0.57	0.46	0.46	0.44	0.30
CPI 对 COE	0.08	0.00	-0.03	0.08	0.02	0.02	-0.02	-0.11	-0.17	-0.06
CPI 对 PPI	0.02	-0.05	0.03	0.06	0.17	0.24	0.28	0.30	0.25	0.22
时期	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
PPI 对 COE	0.42	0.50	0.54	0.49	0.44	0.38	0.43	0.41	0.30	0.24
CPI 对 COE	-0.01	0.04	-0.03	-0.13	-0.15	-0.15	-0.12	-0.09	-0.08	-0.07
CPI 对 PPI	0.30	0.34	0.31	0.28	0.28	0.30	0.38	0.44	0.51	0.53
时期	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
PPI 对 COE	0.25	0.12	0.21	0.23	0.24	0.22	0.26	0.26	0.30	0.30
CPI 对 COE	-0.07	-0.05	-0.03	-0.08	-0.08	-0.08	-0.09	-0.06	-0.08	-0.07
CPI 对 PPI	0.47	0.47	0.50	0.50	0.46	0.41	0.44	0.46	0.50	0.57

注：PPI 对 COE 是指 PPI 对 COE 的脉冲响应，其他含义类同。

五、主要结论与政策启示

(一)各类能源价格上涨导致五种价格指数上涨幅度的大小次序都为：PPI 的上涨幅度>GDP 平减指数的上涨幅度>城镇居民消费价格指数的上涨幅度>CPI 的上涨幅度>农村居民消费价格指数的上涨幅度。

(二)基于 2002 年的投入产出表模拟的结果表明，各组能源价格上涨相同幅度对每一种价格指数的影响程度是不同的，其中电力、热力价格上涨对五种价格指数的影响程度较大，而煤炭价格上涨的影响较小。基于 2005 年的投入产出延长表模拟的结果表明，电力、热力及水的价格上涨对五种价格指数的影响程度都大于成品油、炼焦产品和煤气价格上涨产生的影响。

(三)即使能源价格上涨可以完全和顺畅传导到一般价格水平，如果不考虑预期等因素对价格的影响，各类能源价格上涨导致一般价格水平上涨的幅度都比较小。

(四)在能源价格受管制的情景下，对能源价格上涨导致一般价格水平上涨的模拟结果表明：当一次能源价格上涨时，而对其直接相关的二次能源价格进行管制，那么一次能源价格对一般价格水平的传导就被阻滞或冻结，管制的效果比较明显；而当一些二次能源价格上涨时，而对另一些二次能源价格进行管制，那么管制的效果就不明显。

(五)能源价格上涨虽然在第 1 个月就会对 PPI 产生影响，但影响比较小，大致在滞后 6 个月会对 PPI 产生较明显影响；基于 1999—2008 年的实际数据，能源价格上涨对 CPI 的冲击很小，正由于这一影响机制很弱，所以能源价格上涨传导到 CPI 的滞后时间就没有充分表现出来；PPI 上涨大致在滞后 5 个月会传导到 CPI 上，并对 CPI 产生一个持久的影响。

本文的研究结论认为，即使在能源价格上涨可以完全和顺畅传导到一般价格水平的情况下，如果不考虑预期因素等对价格的影响，各类能源价格上涨导致一般价格水平上涨的幅度都是比较小的，而且还存在一定的滞后期。这与政府制定能源价格管制时，企望抑止当期一般价格水平上涨的预期是不一致的。虽然能源价格上涨对经济的影响是广泛的，但对一般价格水平的影响并没有预期的那么严重，这为政府在恰当的时机，对能源价格机制的进一步改革提供了理论和实证支持。

参考文献

高铁梅,2006,《计量经济分析方法与建模:Eviews 应用及实例》,清华大学出版社。  
国信证券经济研究所,2008,《能源价格波动、通货膨胀与行业景气(二):能源价格与通货膨胀》,《宏观经济报告》7 月 30 日。  
林伯强,2008,《能源价格管制不应成为反通胀工具》,《中国证券报》1 月 29 日。

- 林伯强、牟敦国, 2008,《能源价格对宏观经济的影响:基于可计算一般均衡(CGE)的分析》,《经济研究》第 11 期。
- 林伯强、蒋竺均、林静, 2009,《有目标的电价补贴有助于能源公平和效率》,《金融研究》第 11 期。
- 刘起运、任泽平, 2006,《价格影响模型的技术评估与实证研究》,《中国物价》第 12 期。
- 刘起运、陈璋、苏汝劫, 2006,《投入产出分析》,中国人民大学出版社。
- 任泽平、潘文卿、刘起运, 2007,《原油价格波动对中国物价的影响》,《统计研究》第 11 期。
- 施建淮、傅雄广、许伟, 2008,《人民币汇率变动对我国价格水平的传递》,《经济研究》第 7 期。
- 王立平、龙志和, 2005,《基于 Granger 原因的因果关系检验方法评析》,《合肥工业大学学报(自然科学版)》第 4 期。
- 魏涛远, 2002,《世界油价上涨对我国经济的影响分析》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- 沃尔特·恩德斯, 2006,《应用计量经济学:时间序列分析》中译本,高等教育出版社。
- 杨柳、李力, 2006,《能源价格变动对经济增长与通货膨胀的影响——基于我国 1996—2005 年间的数据分析》,《中南财经政法大学学报》第 4 期。
- 于渤、迟春洁、苏国福, 2002,《石油价格对国民经济影响测度模型》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- 曾秋根, 2005,《商品指数基金、油价上涨与通货膨胀预期的自我实现》,《国际金融研究》第 12 期。
- 周建、李子奈, 2004,《Granger 因果关系检验的适用性》,《清华大学学报(自然科学版)》第 3 期。
- 中国经济增长与宏观稳定课题组, 2008,《外部冲击与中国的通货膨胀》,《经济研究》第 5 期。
- Baffes, J., 2007, "Oil Spills on Other Commodities", *Resources Policy*, Vol. 32(3), PP126—134.
- Berument, H. and H. T. , 2002, "Inflationary Effect of Crude Oil Prices in Turkey", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 316 (1—4), PP568—580.
- Billmeier, A. and L. Bonato, 2004, "Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy in Croatia", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 32(3), PP426—444.
- Chen, S.-S., 2009, "Oil Price Pass-through into Inflation", *Energy Economics*, Vol. 31(1), PP126—133.
- Cologni, A. and M. Manera, 2008, "Oil Prices, Inflation and Interest Rates in A Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries", *Energy Economics*, Vol. 30 (3), PP856—888.
- Cuado, J. and F. Prez de Gracia, 2003, "Do Oil Price Shocks Matter? Evidence for Some European Countries", *Energy Economics*, Vol. 25(2), PP137—154.
- Cuado, J. and F. Prez de Gracia, 2005, "Oil prices, Economic Activity and Inflation: Evidence for Some Asian Countries", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 45(1), PP65—83.
- Doroodian, K. and R. Boyd, 2003, "The Linkage Between Oil Price Shocks and Economic Growth with Inflation in the Presence of Technological Advances: A CGE Model", *Energy Policy*, Vol. 31(10), PP989—1006.
- Faruqee, H., 2004, "Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area: The Role of Asymmetric Pricing Behavior", IMF Working Paper, No. 04/14.
- Hahn, E., 2003, "Pass-Through of External Shock to Euro Area Inflation", Working Paper, European Central Bank.
- He, Z. and K. Maekawa, 2001, "On Spurious Granger Causality", *Economics Letters*, Vol. 73 (3), PP307—313.
- Lin Boqiang, Liu Jianghua, 2009, "Estimating Coal Production Peak and Trend of Coal Import in China", *Energy Policy* (available on line), <http://www.sciencedirect.com/science/article/B6V2W-4XGCHXX-3/2/bc6286b51080b774d19eb89467ad4ed6?&zone=raall>.
- McCarthy, J., 2000, "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", Staff Reports, No. 11, Federal Reserve Bank of New York.

(下转第 150 页)

架,推导出不完全知识外溢的测度公式,发现知识外溢引发的收益率相对差异取决于资本产出弹性、知识外溢强度、全社会知识指标;并利用中国的地区数据,发现总量知识外溢的强度估计值为0.54,导致的资本收益率相对差距约27%;存在知识外溢和不存在知识外溢会导致资本收益率85%的巨大差距。姜茜、李荣林通过构建劳动力无限供给条件下半开放小型经济的静态和动态 $2\times 2$ 模型,就FDI对东道国资本收益率的影响展开研究并发现FDI的流入将提高非流入部门的资本收益率,对FDI流入部门资本收益率的影响则取决于FDI对国内总收入和对该部门资本存量的影响;利用我国2000—2007年制造业28个部门的面板数据就FDI对劳动密集型行业和资本密集型行业资本收益率的影响进行实证检验,发现FDI是影响我国制造业资本收益率的重要因素,且对劳动密集型行业的贡献大于对资本密集型行业的贡献。邓瑛、赵雪从微观经济主体的最优化消费模型出发,建立新凯恩斯框架模型以分析房价的波动如何通过流动性约束的作用影响消费,从而揭示出中央银行货币政策与房价的财富效应之间的关系,尤其是最优利率规则中时变性流动性约束的意义,研究表明,房价和流动性约束的作用非常重要,最优利率规则中预期通货膨胀、产出及房价的权重效应主要依赖于房价、预期通货膨胀、产出缺口和利率改变时受约束人的比例变化的敏感度。周文兴、杨开忠将分形几何中的自相似性引入传统比较优势理论,发现存在“比较优势变异”现象,在将克鲁格曼(Krugman)的“不完全竞争区域面积固定模型”拓展为“不完全竞争区域面积可变模型”,以及引入多重“核心—外围”模式之后,发现“内部分工效率”和“外部运输成本”共同影响区域竞争力。

(责任编辑:王利娜)(校对:昱 莹)

(上接第79页)

# Impact of Energy Price Increase on General Price Level in China: A Study Based on Input-output Model and Recursive SVAR Model

Lin Boqiang and Wang Feng  
(Xiamen University)

**Abstract:** The impact mechanism of energy price on China's general price level is one of the important issues needed to be studied in the process of reforming energy pricing mechanism. It is also important for the macroeconomic decision-making. This paper firstly applies input-output price impact model to simulate the variations of China's general price level caused by energy price increases in two scenarios: (i) energy price is controlled by, and (ii) is not controlled by the government. The results show that even assuming the increases of energy prices could be transmitted completely and smoothly into the general price level, the energy price increase has relatively weak impact on the general price level, if the effect of price expectation is not considered. Price control does have certain impact on the passing-through of the energy price into the general price level. Further, based on the recursive SVAR model, this paper also investigates the time-lags between the energy price increases and the rises of general price level. The results indicate that the increase in energy price has little impact on PPI in the first month but will cause PPI to increase significantly after six months. Because of the weak impact on CPI, the lag time from energy price increase to CPI could not be fully displayed. However, the increase in PPI will have a persistent impact on CPI, after a five months lag.

**Key Words:** Energy Price; General Price Level; Input-output Model; SVAR Model

**JEL Classification:** Q43, D57, C22

(责任编辑:晓 喻)(校对:梅 子)