

煤炭价格波动的宏观经济影响分析

陈占明 郭琰

摘要

为了对能源产品价格形成机制的市场化改革可能造成的潜在经济冲击进行预测，并为相关政策的制定提供建议，本研究采用向量自回归模型对 1998-2012 年煤炭价格波动的宏观经济影响进行分析，分别考虑了是否存在结构变化的两种情景下煤价波动与通货膨胀以及经济增长之间的定量关系。根据本研究的结果，煤炭价格波动是造成宏观经济波动的格兰杰原因，但其对居民消费物价指数的影响较大而对工业增加值的影响并不显著，因此可以预期放开能源市场的政府价格管制对实体经济所造成的冲击是可以承受的。从这个角度看，如果能够匹配严格的环境保护法规和绿色财税体制以管制能源产品生产消费所引起的外部性问题，当前能源价格相对较低的背景为推行能源产品价格形成机制的市场化改革提供了合适的机会。

一、引言

三十多年的改革开放历程对商品市场而言是放开政府管制、充分发挥市场力量在商品定价中的决定性地位的过程。通过这些年的市场化改革，一般商品服务领域的市场化程度已经显著提升，使得市场供需力量在普通商品服务的定价中起到了决定性作用。然而，在以煤炭、石油、天然气、电力等为主体的能源领域，其价格形成机制仍然是以政府管制为主导，财税手段的应用和市场力量的体现相对不足。因此，如何对能源产品的价格形成机制进行改革，降低其中的政府管制程度并提高市场化程度，将成为下一步深化改革的重要内容（夏晓华，2014）。

但是，价格形成机制的改革必须建立在对改革成本的评估基础上，过高的改革成本不但降低了改革的可获利性，甚至会形成对改革的阻碍。对于能源产品而言，政府价格管制的好处体现在两个方面：一是对外部性的纠正，避免了资源的过度开采和环境的过度破坏；二是为能源价格波动的市场传导过程提供缓冲，减少价格波动对经济的影响（Chen, 2014）。因此，对能源产品的价格形成机制进行市场化改革的代价是会使得政府失去上述两个方面的能力。在进一步深化改革的进程中，我国的环境保护政策法规的健全和相应的绿色财税体制的建立能够从制度层面解决能源产品生产消费导致的外部性问题；因此，在未来对能源产品价格形成机制的市场化改革过程中需要特别关注的就是失去政策缓冲的情况下能源价格波动对经济可能造成的经济影响会有多大。

煤炭作为我国最主要的商品能源，近年来一直占我国一次能源消费总量的三分之二左右，而其供需两端的结构相比于油气和电力更加接近完全竞争，因此其价格形成机制的市场化程度也更高。基于这样的背景，对煤炭价格波动的经济影响进行分析，可以帮助我们预测我国其他能源产品实现价格形成机制的市场化改革后可能对经济造成的冲击，从而为我国进一步的市场化价格形成机制改革的政策制定提供建议。

在能源价格波动的经济影响研究方面，考虑到石油在大多数国家都是主要的能源品种，以石油为案例的研究相对较多。Berument 和 Tasci（2002）通过建立一个投入产出模型研究了土耳其原油价格波动的通货膨胀效应，他们的结果显示，如果工资、利润、利息和租金针对油价波动具有一定的弹性，油价上升可能在某些情况下导致恶性通货膨胀。Cunado 和 de Gracia（2003, 2005）以十五个欧洲国家和六个亚洲国家为案例分析

了油价变动的影 响，他们的主要结果显示油价波动对于一般物价水平和经济活动都有显著影响。Doroodian 和 Boyd (2003) 则采用可计算一般均衡模型来检验油价冲击分别在两个不同情况和三个技术性场景下对英国造成的通货膨胀效应，他们的结果显示，即使外部冲击对能源商品有相当强烈的效果，物价总水平的变动也会随着时间消失。考虑到煤炭是中国最重要的能源品种这一现实，Chen (2014) 重点分析了煤炭价格波动对中国一般物价水平造成的影响，其研究结果发现 2007 至 2011 年间的煤价上升对实际居民消费物价指数和生产者物价指数增长的贡献分别约为 5%和 25%。

尽管过去的研究采用了不同的模型，其研究结论也并不完全一致，但是，大多数的研究都认可主要能源产品的价格波动会造成一定程度的经济影响。综上所述，本报告将采用向量自回归 (Vector Autoregression, VAR) 模型对煤价与通货膨胀以及经济规模之间的关系进行讨论，分析煤价波动对宏观经济的影响，从而为其它资源性产品的价格形成机制改革后可能造成的冲击进行预测，为相关的政策制定提供建议。

二、模型构建

VAR 模型通常被运用于预测时间序列系统和分析残差序列对变量系统产生的动态影响，并适用于多个经济变量的预测。由于 VAR 模型的建立是从时间序列数据的统计性质出发的，它将每一个内生变量的滞后变量作为系统内所有变量的自变量 (内生变量的滞后值函数) 进行建模，因此该模型不依赖于变量之间的经济学逻辑关联。通常 VAR 模型可以通过以下方程表示：

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + B_1 x_t + \dots + B_{q+1} x_{t-q} + e_t$$

在该模型中， y_t 是 m 维内生列向量， x_t 是 n 维外生列向量； $A_1 \dots A_p$ ， $B_1 \dots B_{q+1}$ 是待估计的参数矩阵。模型中的内生变量有 p 阶的滞后期，外生变量有 $q-1$ 阶的滞后期；变量的滞后阶数根据信息准则来确定。 e_t 为模型的随机扰动项。由于模型中内生变量的滞后期数为 p 阶，所以该模型又被称为 VAR(p) 模型。

考虑多个变量的 VAR(p) 系统，模型可写为：

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= \beta_{10} + \beta_{11} y_{1,t-1} + \dots + \beta_{1p} y_{1,t-p} + \gamma_{11} y_{2,t-1} + \dots + \gamma_{1p} y_{2,t-p} + \dots + \varepsilon_{1t} \\ y_{2,t} &= \beta_{20} + \beta_{21} y_{1,t-1} + \dots + \beta_{2p} y_{1,t-p} + \gamma_{21} y_{2,t-1} + \dots + \gamma_{2p} y_{2,t-p} + \dots + \varepsilon_{2t} \\ y_{l,t} &= \beta_{l0} + \beta_{l1} y_{1,t-1} + \dots + \beta_{lp} y_{1,t-p} + \gamma_{l1} y_{2,t-1} + \dots + \gamma_{lp} y_{2,t-p} + \dots + \varepsilon_{lt} \end{aligned}$$

为了讨论能源价格、通货膨胀和经济规模之间的关系，本报告以煤价作为能源价格的指标，以居民消费物价指数作为通货膨胀的指标，以工业增加值作为经济规模的指标，建立三个 VAR 回归模型：模型 (1) 包含煤价和居民消费物价指数；模型 (2) 包含煤价和工业增加值；模型 (3) 则同时包含了煤价、居民消费物价指数和工业增加值。由于 VAR 模型要求各个变量是 (弱) 平稳序列，因此模型中采用上述三个变量的一阶对数差分。

模型 (1)：煤价和居民消费物价指数

$$\begin{aligned}
D.\log_coalprice_t &= \alpha_0 + \alpha_1 D.\log_coalprice_{t-1} + \dots + \alpha_p D.\log_coalprice_{t-p} \\
&+ \beta_1 D.\log_CPI_{t-1} + \dots + \beta_q D.\log_CPI_{t-q} + \varepsilon_1 \\
D.\log_CPI_t &= \alpha_0' + \alpha_1' D.\log_coalprice_{t-1} + \dots + \alpha_p' D.\log_coalprice_{t-p} \\
&+ \beta_1' D.\log_CPI_{t-1} + \dots + \beta_q' D.\log_CPI_{t-q} + \varepsilon_1'
\end{aligned}$$

模型 (2): 煤价和工业增加值

$$\begin{aligned}
D.\log_coalprice_t &= \alpha_0 + \alpha_1 D.\log_coalprice_{t-1} + \dots + \alpha_p D.\log_coalprice_{t-p} \\
&+ \gamma_1 D.\log_industry_{t-1} + \dots + \gamma_q D.\log_industry_{t-q} + \varepsilon_1 \\
D.\log_industry_t &= \alpha_0' + \alpha_1' D.\log_coalprice_{t-1} + \dots + \alpha_p' D.\log_coalprice_{t-p} \\
&+ \gamma_1' D.\log_industry_{t-1} + \dots + \gamma_q' D.\log_industry_{t-q} + \varepsilon_1'
\end{aligned}$$

模型 (3): 煤价、居民消费物价指数和工业增加值

$$\begin{aligned}
D.\log_coalprice_t &= \alpha_0 + \alpha_1 D.\log_coalprice_{t-1} + \dots + \alpha_p D.\log_coalprice_{t-p} \\
&+ \beta_1 D.\log_CPI_{t-1} + \dots + \beta_q D.\log_CPI_{t-q} \\
&+ \gamma_1 D.\log_industry_{t-1} + \dots + \gamma_m D.\log_industry_{t-m} + \varepsilon_1 \\
D.\log_CPI_t &= \alpha_0' + \alpha_1' D.\log_coalprice_{t-1} + \dots + \alpha_p' D.\log_coalprice_{t-p} \\
&+ \beta_1' D.\log_CPI_{t-1} + \dots + \beta_q' D.\log_CPI_{t-q} \\
&+ \gamma_1' D.\log_industry_{t-1} + \dots + \gamma_m' D.\log_industry_{t-m} + \varepsilon_1' \\
D.\log_industry_t &= \alpha_0'' + \alpha_1'' D.\log_coalprice_{t-1} + \dots + \alpha_p'' D.\log_coalprice_{t-p} \\
&+ \beta_1'' D.\log_CPI_{t-1} + \dots + \beta_q'' D.\log_CPI_{t-q} \\
&+ \gamma_1'' D.\log_industry_{t-1} + \dots + \gamma_m'' D.\log_industry_{t-m} + \varepsilon_1''
\end{aligned}$$

本研究采用协整检验判断煤价、居民消费物价指数和工业增加值之间是否存在长期的均衡关系。由于实际煤价、居民消费物价指数和实际工业增加值的对数值都是一阶单根过程 I(1)，可以建立回归模型进行 Johansen 协整检验。对应地，我们分别检验煤价和居民消费物价指数，煤价和工业增加值，以及煤价、居民消费物价指数和工业增加值之间的协整关系。

考虑到长期中发生结构性变化的可能，我们估计结构性变化发生的时间和不同时期内煤价、居民消费物价指数和工业增加值之间的短期和长期关系。一般地，存在结构性变化的回归模型表示如下，其中 T_1 为结构性变化发生的时点。

$$\begin{aligned}
Y_t &= \beta_0 + X_t \beta_1 + \mu_t, t = 1, \dots, T_1 \\
Y_t &= \beta_0' + X_t \beta_1' + \mu_t, t = T_1 + 1, \dots, T
\end{aligned}$$

估计结构性变化发生时点的两种常用方法分别是 Global Minimum of Residual Sum of Squares 和 Gregory and Hansen (1996) 方法，本报告将会分别采用这两种分析方法来估计结果变化发生的时间。

三、数据描述

本报告采用全国尺度 1998 年 6 月至 2012 年 7 月的月度数据进行时间序列分析。煤价以秦皇岛动力煤的月末价格来衡量。由于秦皇岛煤炭交易市场是我国最大的煤炭交易

市场，其市场交易信息公布及时、准确，能较真实的反映我国煤炭市场的价格变化形势，因此，秦皇岛煤炭交易市场的煤炭价格变动可以充分反映出我国煤炭价格平均水平的变动。物价水平的变化以居民消费价格指数（CPI）来衡量，数据来自于国家统计局数据库。此外，考虑到能源消费对经济的最直接影响体现在工业生产方面，本研究采用月度工业增加值来刻画经济规模，数据来自于国家统计局数据库。对原始数据进行调整，将居民消费物价指数调整为以1998年1月为基期（CPI=100）的居民消费物价指数序列；煤价和工业增加值根据该居民消费物价指数序列调整为实际煤价和实际工业增加值。各个变量均采用其对数形式进行分析。

表-1 变量的描述性统计特征

变量	含义	单位	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
coal price	名义煤价	元/吨	170	452.16	214.74	215.00	1000
CPI	CPI	1998年1月=100	170	107.29	10.27	95.40	129.23
industry	名义工业增加值	亿元	170	6826.29	4818.78	1282.00	19691.53
log_coal price	对数实际煤价		170	5.94	0.38	5.39	6.75
log_CPI	对数 CPI		170	4.67	0.09	4.56	4.86
log_industry	对数实际工业增加值		170	8.49	0.69	7.17	9.64

为分析实际煤价、居民消费物价指数和实际工业增加值的时间趋势，我们做出各个对数变量的时间趋势图，并对其自相关和偏自相关性进行分析。

(1) 实际煤价

如下图所示，1998年下半年以来，我国煤炭价格总体上呈现波动上涨的趋势，在2008年5月份更是到达了煤价的最高峰，但在2008年9月份开始大幅下降，随后煤炭价格小幅回升震荡，并在2012年重新呈现了下降的趋势。从自相关上看，煤价的自相关性随时间推移逐渐衰减，衰减速度较慢；从偏自相关上看，可以认为当期煤价仅与其滞后一期的煤价之间存在偏相关关系。

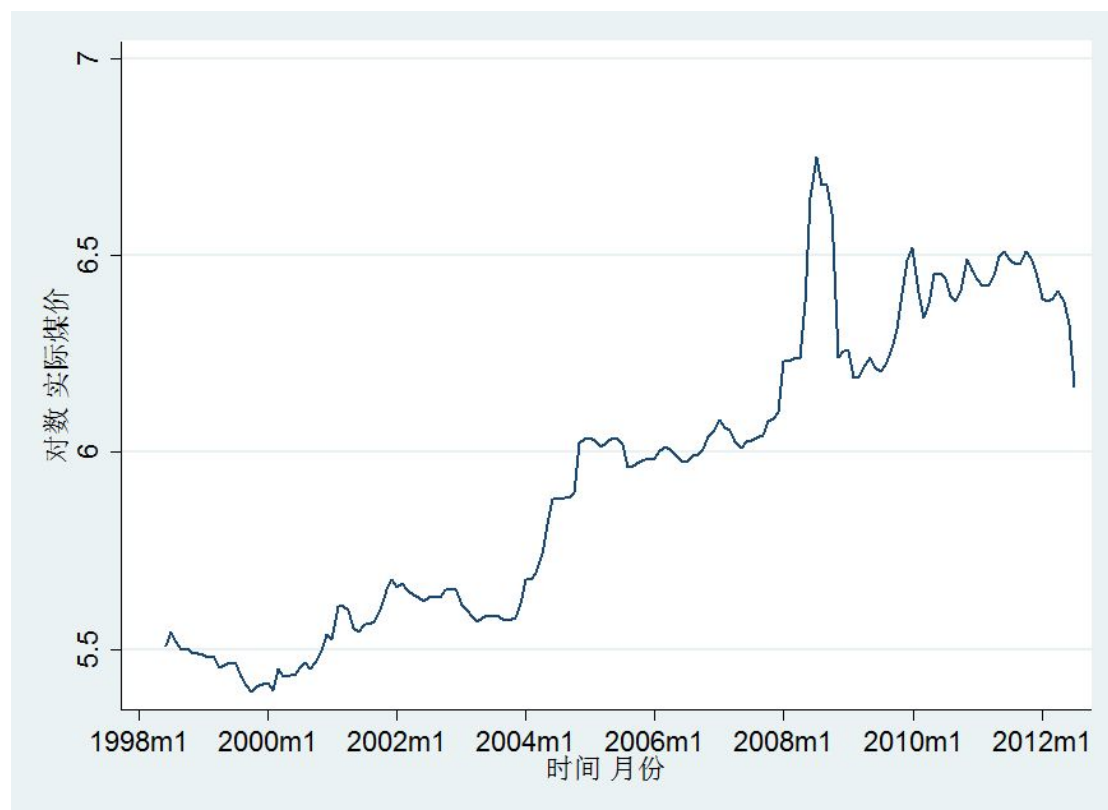


图-1 实际煤价（对数）的时间趋势图

(2) 居民消费物价指数

1998年下半年以来，我国居民消费物价指数呈波动上升的趋势，并且在2004年初和2008年初的涨幅较大。各期居民消费物价指数之间存在随时间逐渐衰减的自相关关系，而当期居民消费物价指数仅与其滞后一期的居民消费物价指数之间存在偏相关关系。

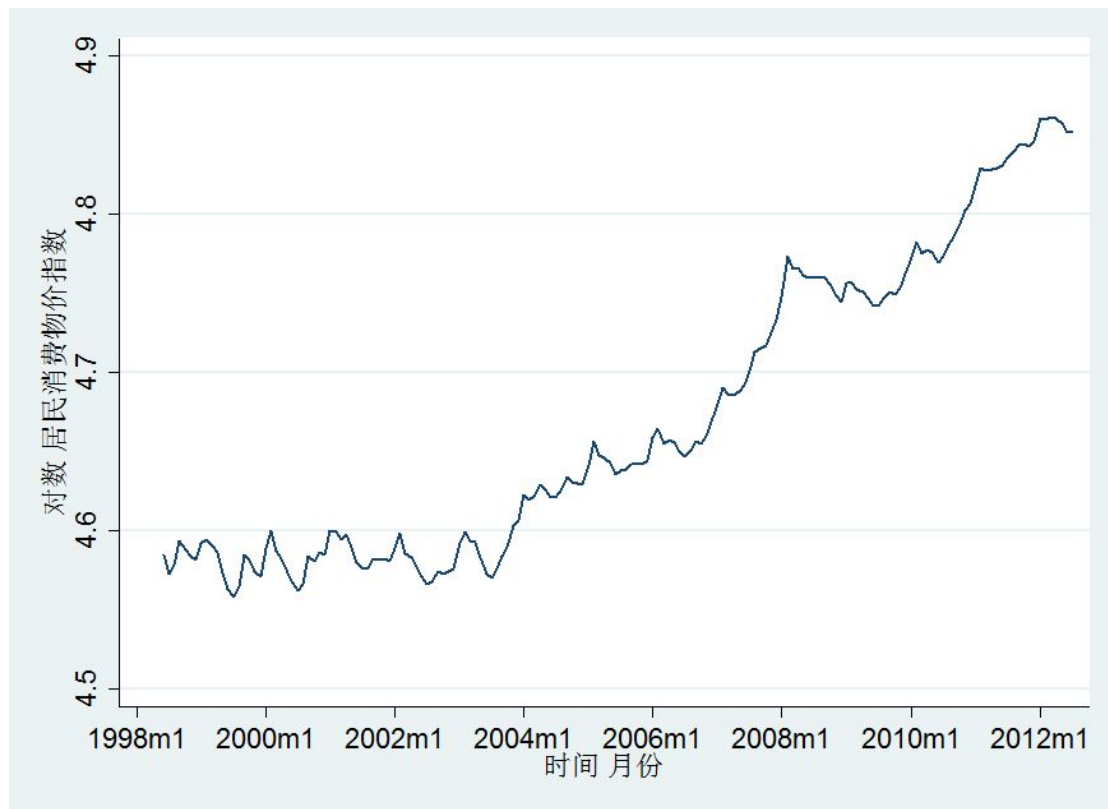


图-2 居民消费物价指数（对数）的时间趋势图

(3) 实际工业增加值

实际工业增加值呈现出周期性地波浪式上升，造成该波浪应该是由我国在传统节日春节期间工业经济活动放缓所导致的。该变量的自相关和偏自相关性质与上述两个变量类似，各期实际工业增加值之间存在递减的自相关性，偏相关性仅存在于当期实际工业增加值与其滞后一期的实际工业增加值之间。

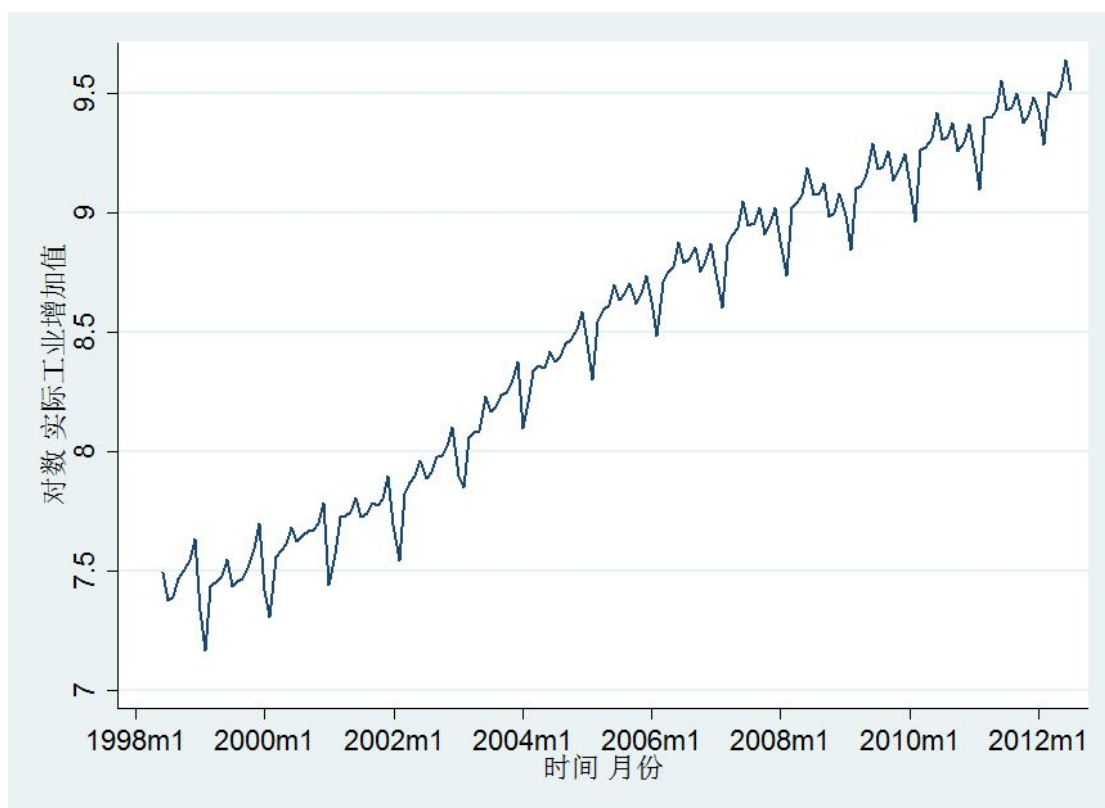


图-3 实际工业增加值（对数）的时间趋势图

通过对变量特征的描述，我们认为以上三个变量可能是非平稳时间序列，有必要对其进行单位根检验。ADF 单位根检验结果表明，实际煤价、居民消费价格指数和实际工业增加值的对数值均为 $I(1)$ 过程；各个变量的对数一阶差分均为平稳时间序列。因此，在分析中，煤炭价格的波动采用实际煤价的一阶对数差分表示；通货膨胀率以居民消费价格指数的一阶对数差分来衡量；实际月度工业增加值的一阶对数差分刻画了经济规模。

四、模型结果

我们首先在不考虑结构性变化的情形下依次对上述三个模型进行估计，并做出相应的格兰杰因果检验、脉冲响应分析和协整检验。

模型（1）：

模型（1）考虑了煤价和居民消费价格指数之间的关系，依据信息准则 AIC 选取滞后阶数，为 VAR（1）模型。估计结果列入下表。从表中可以看出，煤价对居民消费价格指数，以及居民消费价格指数对煤价均没有显著的影响。

表-1 模型（1）的估计结果

VARIABLES	D. log_coalpr ice	D. log_CPI
L. D. log_coalprice	0.33*** (0.075)	0.019 (0.011)
L. D. log_CPI	0.24 (0.52)	0.23** (0.074)
Constant	0.0017	0.0012*

(0.0039) (0.00055)

Observations	168	168
Adj. R-squared	0.1012	0.0709

Standard errors in parentheses, *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

对煤价和居民消费物价指数进行格兰杰因果检验，以判断是由煤价的波动引起了通货膨胀率的变化，还是通货膨胀率的变化引起了煤价的波动。我们发现，在10%的显著性水平上，煤价波动是居民消费物价指数变化的格兰杰原因，即煤价的变化将引起居民消费物价指数的变动；反之则不成立。检验结果如下：

表-2 煤价和居民消费物价指数的格兰杰因果检验

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
D.log_coalprice	D.log_CPI	0.22	1	0.64
	ALL	0.22	1	0.64
D.log_CPI	D.log_coalprice	3.05	1	0.081
	ALL	3.05	1	0.081

在短期中，脉冲响应分析表明来自于煤炭价格波动的冲击未能对居民消费物价指数产生较大的影响，而来自通货膨胀的冲击则会在第一期给煤炭价格带来相对较大的影响，影响随后逐渐衰弱。

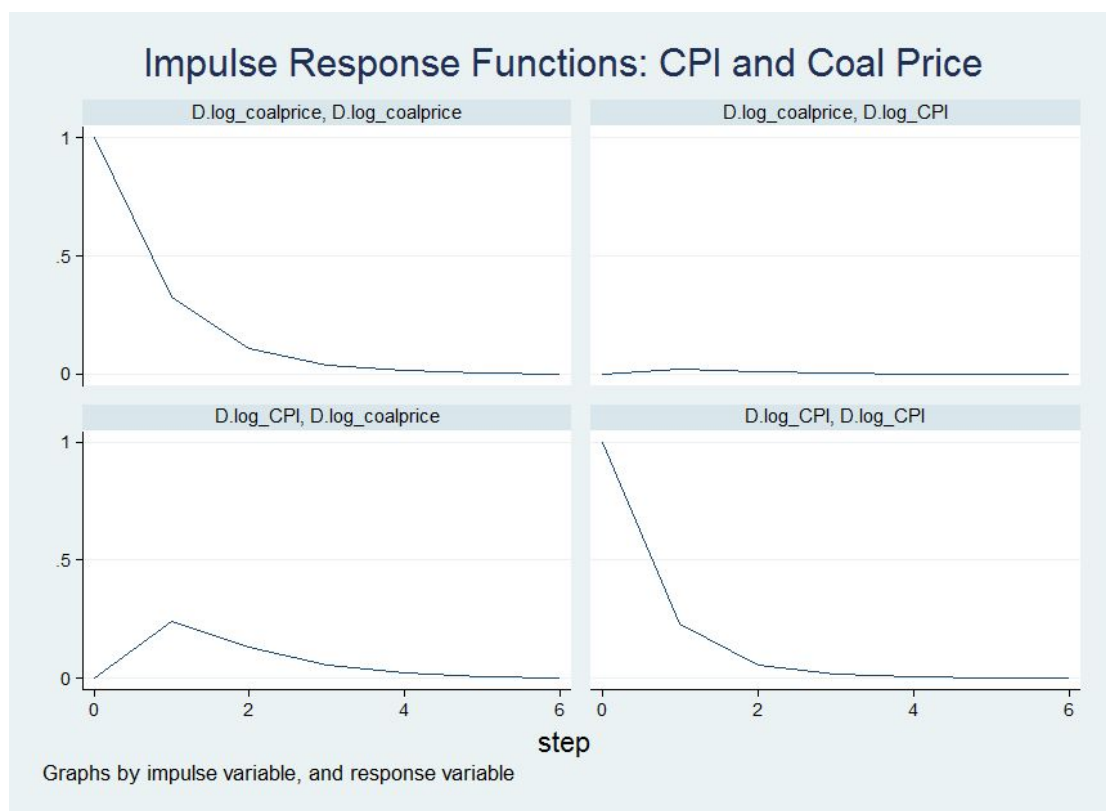


图-1 煤价和居民消费物价指数的脉冲响应分析

从长期来看，通过协整检验来分析煤价和居民消费物价指数之间是否存在长期稳定的均衡关系。协整检验(Johansen tests)结果表明，煤价和居民消费物价指数之间不存在长期稳定的协整关系。

表-3 煤价和居民消费物价指数的协整检验

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
--------------	-------	----	------------	-----------------	-------------------

0	2	856.81		5.08*	15.41
1	5	859.34	0.030	0.0054	3.76
2	6	859.35	0.00003		

模型 (2)

模型 (2) 考虑了煤价和工业增加值之间的关系, 依据信息准则 AIC 选取滞后阶数, 为 VAR (5) 模型。估计结果列入下表。从表中可以看出, 煤价对工业增加值, 以及工业增加值对煤价均没有显著的影响。

表-4 模型 (2) 的估计结果

VARIABLES		D. log_coalpr ice	D. log_indust ry
D. log_coalprice			
	L1.	0.37*** (0.081)	-0.074 (0.15)
	L2.	-0.15 (0.086)	0.062 (0.16)
	L3.	0.10 (0.087)	-0.038 (0.16)
	L4.	-0.093 (0.085)	-0.071 (0.16)
	L5.	-0.069 (0.081)	0.058 (0.15)
D. log_industry			
	L1.	0.022 (0.041)	-0.32*** (0.077)
	L2.	0.012 (0.040)	-0.59*** (0.075)
	L3.	-0.017 (0.047)	-0.13 (0.088)
	L4.	-0.036 (0.040)	-0.43*** (0.075)
	L5.	-0.047 (0.041)	-0.21** (0.079)
	Constant	0.0042 (0.0042)	0.033 (0.0078)
Observations		164	164
Adj. R-squared		0.1492	0.3995

Standard errors in parentheses, *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

对煤价和工业增加值进行格兰杰因果检验, 以判断是由煤价的波动引起了工业增加值的变化, 还是工业增加值的变化引起了煤价的波动。我们发现, 煤价波动不是工业增加值变化的格兰杰原因; 反之, 工业增加值的变化也不是煤价波动的格兰杰原因。检验结果如下:

表-5 煤价和工业增加值的格兰杰因果检验

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
----------	----------	------	----	------------

D. log_coalprice	D. log_industry	2.69	5	0.75
	ALL	2.69	5	0.75
D. log_industry	D. log_coalprice	0.75	5	0.98
	ALL	0.75	5	0.98

在短期中，脉冲响应分析表明来自于煤炭价格波动的冲击未对工业增加值产生较大的影响，影响的方向和强度也没有明显的变化趋势。同样，来自工业增加值变化的冲击对煤价波动几乎没有影响。

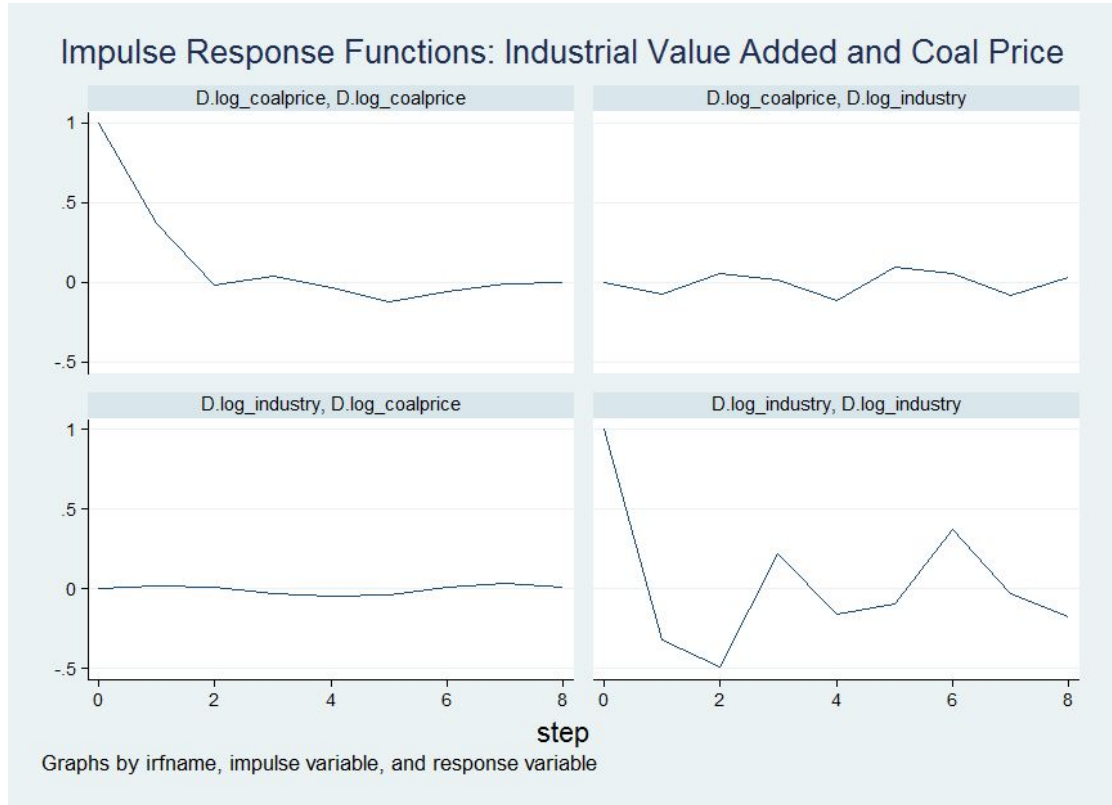


图-2 煤价和工业增加值的脉冲响应分析

从长期来看，通过协整检验来分析煤价和工业增加值之间是否存在长期稳定的均衡关系。协整检验(Johansen tests)结果表明，煤价和工业增加值之间不存在长期稳定的协整关系。

表-6 煤价和工业增加值的协整检验

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	18	429.80		11.27*	15.41
1	21	435.38	0.065	0.11	3.76
2	22	435.43	0.00066		

模型（3）

模型（3）考虑了煤价、居民消费物价指数和工业增加值之间的关系，依据信息准则 AIC 选取滞后阶数，为 VAR（7）模型。估计结果列入下表。可以看出，煤价和工业增加值的变化对居民消费物价指数有显著的影响；居民消费物价指数对工业增加值有明显影响，而煤价波动对工业增加值没有影响；居民消费物价指数和工业增加值对煤价都没有明显的影响。

表-7 模型（3）的估计结果

VARIABLES	D. log_coalprice	D. log_CPI	D. log_industry
-----------	------------------	------------	-----------------

D. log_coalprice

L1.	0.31*** (0.082)	0.021* (0.00979)	-0.079 (0.13)
L2.	-0.20* (0.087)	-0.021* (0.010)	-0.039 (0.14)
L3.	0.061 (0.088)	0.027* (0.011)	-0.083 (0.14)
L4.	-0.15 (0.089)	-0.019 (0.011)	-0.15 (0.14)
L5.	-0.10 (0.090)	-0.0047 (0.011)	0.022 (0.14)
L6.	0.026 (0.088)	0.0083 (0.011)	-0.12 (0.14)
L7.	0.029 (0.083)	0.010 (0.0099)	-0.18 (0.13)

D. log_CPI

L1.	0.71 (0.76)	0.42*** (0.091)	-2.83* (1.19)
L2.	0.49 (0.77)	0.033 (0.092)	-1.22 (1.20)
L3.	1.42 (0.75)	-0.087 (0.089)	4.16*** (1.17)
L4.	0.50 (0.76)	0.031 (0.091)	1.01 (1.19)
L5.	0.71 (0.73)	0.27** (0.087)	-4.68*** (1.14)
L6.	0.14 (0.77)	-0.33*** (0.092)	2.85* (1.20)
L7.	0.66 (0.76)	-0.10 (0.091)	4.33*** (1.19)

D. log_industry

L1.	0.059 (0.056)	0.018** (0.0068)	-0.44*** (0.088)
L2.	0.092 (0.057)	0.0083 (0.0068)	-0.45*** (0.089)
L3.	0.10 (0.063)	0.011 (0.0075)	-0.031 (0.098)
L4.	0.064 (0.062)	0.026*** (0.0074)	-0.32** (0.097)
L5.	0.064 (0.064)	0.031*** (0.0076)	-0.39*** (0.10)
L6.	0.088 (0.059)	-0.0029 (0.0070)	0.19* (0.092)
L7.	0.071	-0.013	0.058

	(0.057)	(0.0068)	(0.089)
Constant	-0.010	0.00017	0.028**
	(0.0058)	(0.00069)	(0.0090)
Observations	162	162	162
Adj. R-squared	0.2121	0.3966	0.5962

Standard errors in parentheses, *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

对煤价、居民消费物价指数和工业增加值进行格兰杰因果检验。我们发现，煤价波动和工业增加值的变动是居民消费物价指数变化的格兰杰原因，即煤价的变化和工业增加值的高低将引起居民消费物价指数的变动；此外，居民消费物价指数的变化也是工业增加值变化的格兰杰原因。但是，居民消费物价指数和工业增加值的变化都不是煤价波动的格兰杰原因。检验结果如下：

表-8 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的格兰杰因果检验

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
D. log_coalprice	D. log_CPI	10.39	7	0.17
	D. log_industry	6.50	7	0.48
	ALL	14.72	14	0.40
D. log_CPI	D. log_industry	57.94	7	0.000
	D. log_coalprice	15.91	7	0.026
	ALL	79.16	14	0.000
D. log_industry	D. log_CPI	66.31	7	0.000
	D. log_coalprice	6.06	7	0.53
	ALL	68.66	14	0.000

在短期中，脉冲响应分析表明来自于煤炭价格波动的冲击未能对居民消费物价指数和工业增加值产生较大的影响；来自通货膨胀的冲击则会给煤炭价格和工业增加值带来较大的影响；来自工业增加值的冲击不会对煤炭价格和居民消费物价指数产生较大影响。具体来看，居民消费物价指数发生变化时，煤炭价格在五期之内反应明显，冲击作用随后开始衰减；而对工业增加值的冲击作用并未呈现出单一方向的、随时间推移逐渐衰减的趋势，而是表现为冲击的振幅逐渐减小。

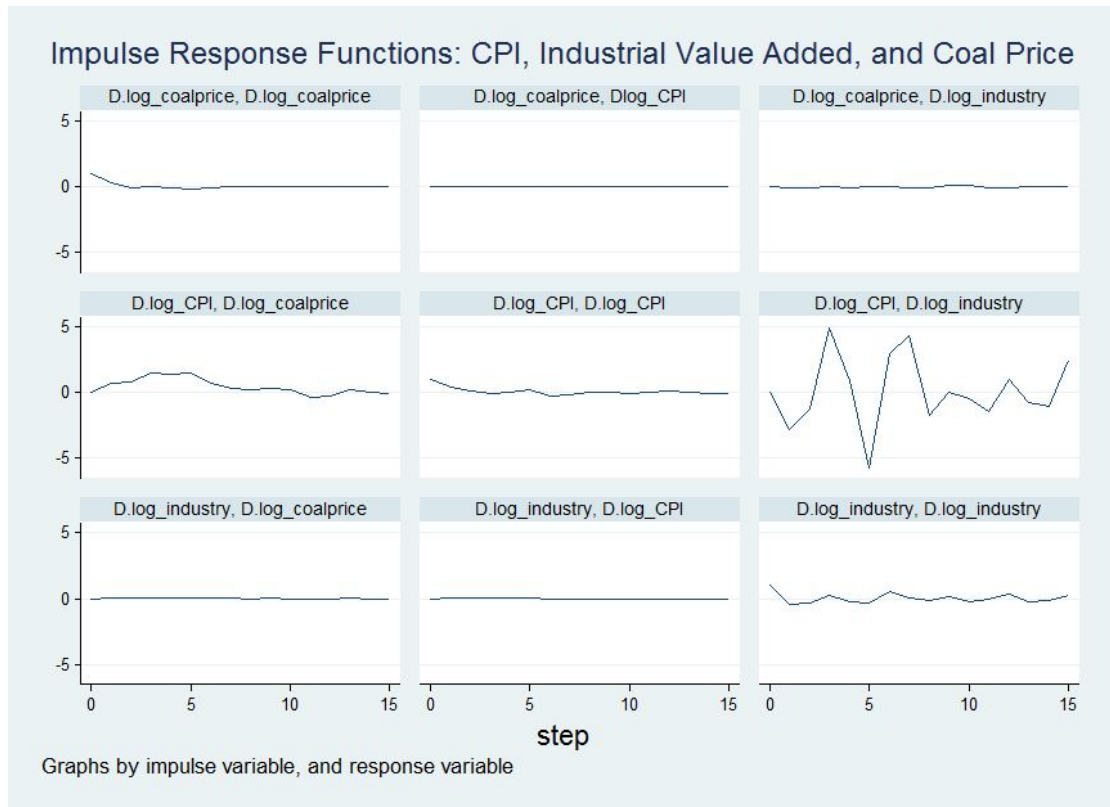


图-3 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的脉冲响应分析

从长期来看，通过协整检验来分析煤价、居民消费物价指数和工业增加值三者之间是否存在长期稳定的均衡关系。协整检验 (Johansen tests) 结果表明，三者之间不存在长期和稳定的协整关系。

表-9 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的协整检验

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	12	1033.77	.	28.10*	29.68
1	17	1044.08	0.12	7.47	15.41
2	20	1047.55	0.040	0.53	3.76
3	21	1047.82	0.0032		

考虑发生结构性变化的情况，我们首先使用 Global Minimum of Residual Sum of Squares 方法估计出的结构性变化时间为 2006 年 12 月。在 2006 年 12 月前后两个期间内，对煤价、居民消费物价指数和工业增加值进行 VAR 估计和格兰杰因果检验。下表省略 VAR 的估计结果，仅报告格兰杰因果检验的结果。在 2006 年 12 月之前，居民消费物价指数和工业增加值的变化可以认为是煤价波动的格兰杰原因；相反，煤价波动也是居民消费物价指数和工业增加值的变化的格兰杰原因。在 2006 年 12 月之后，煤价和居民消费物价指数互为格兰杰原因。

表-10 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的格兰杰因果检验

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
1998 年 11 月-2006 年 12 月				
D. log_coalprice	D. log_CPI	12.32	4	0.015
	D. log_industry	8.29	4	0.081
	ALL	14.91	8	0.061
D. log_CPI	D. log_industry	13.85	4	0.008

	D. log_coalprice	15.52	4	0.004
	ALL	31.92	8	0.000
D. log_industry	D. log_CPI	33.70	4	0.000
	D. log_coalprice	9.12	4	0.058
	ALL	46.34	8	0.000
2007年1月-2012年7月				
D. log_coalprice	D. log_CPI	10.37	4	0.035
	D. log_industry	4.44	4	0.349
	ALL	13.80	8	0.087
D. log_CPI	D. log_industry	5.54	4	0.236
	D. log_coalprice	18.08	4	0.001
	ALL	25.77	8	0.001
D. log_industry	D. log_CPI	41.95	4	0.000
	D. log_coalprice	7.55	4	0.109
	ALL	45.80	8	0.000

考虑两段时期中煤价、居民消费物价指数和工业增加值三者之间的协整关系。在1998年8月-2006年12月期间，煤价、居民消费物价指数和工业增加值至少存在两个协整关系；在2007年1月-2012年7月期间，煤价、居民消费物价指数和工业增加值至少存在一个协整关系。

表-11 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的协整检验（含结构性变化）

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
1998年8月-2006年12月					
0	12	684.22		34.85	29.68
1	17	693.71	0.17	15.87	15.41
2	20	701.42	0.14	0.45*	3.76
3	21	701.65	0.0044		
2007年1月-2012年7月					
0	12	399.06		32.03	29.68
1	17	410.09	0.28	9.97*	15.41
2	20	415.07	0.14	0.017	3.76
3	21	415.08	0.00026		

在确定煤价、居民消费物价指数和工业增加值三者之间至少存在一种协整关系的基础上，采用协整模型对三者进行估计。估计结果表明，在1998年11月-2006年12月期间，滞后2-4期的煤价水平对居民消费物价指数的影响在10%的显著性水平下显著，估计系数分别为0.055，0.057和-0.051；表明短期内煤价的上升将推动居民消费物价指数上涨，但在第四期后，该效果发生逆转。滞后4期的煤价水平对工业增加值有明显的推动作用，其系数为0.97，且在1%的显著性水平上显著。在2007年1月-2012年7月期间，煤价波动对居民消费物价指数的影响在滞后1-3期显著，但影响方向不定，估计系数分别为0.030，-0.029和0.032；在第四期后，煤价波动对居民消费物价指数的影响不显著。滞后4期的煤价水平对工业增加值有明显的抑制作用，其系数为-0.30，且在10%的显著性水平上显著。

用Gregory and Hansen (1996)方法估计出的结构性变化时间为2005年5月。在2005年5月前后两个期间内，对煤价、居民消费物价指数和工业增加值进行VAR估计和

格兰杰因果检验。下表省略 VAR 的估计结果，仅报告格兰杰因果检验的结果。在 2005 年 5 月之前，CPI 的变化可以认为是煤价波动的格兰杰原因；同时，煤价波动也是 CPI 和工业增加值变化的格兰杰原因。在 2005 年 5 月之后，煤价和通货膨胀互为格兰杰原因，同时，煤价波动也可以视为工业增加值变化的格兰杰原因。

表-12 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的格兰杰因果检验

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
1998 年 11 月-2005 年 5 月				
D. log_coalprice	D. log_CPI	10.21	4	0.037
	D. log_industry	7.78	4	0.10
	ALL	12.37	8	0.14
D. log_CPI	D. log_industry	14.10	4	0.007
	D. log_coalprice	14.49	4	0.006
	ALL	31.20	8	0.000
D. log_industry	D. log_CPI	35.88	4	0.000
	D. log_coalprice	8.23	4	0.084
	ALL	50.88	8	0.000
2005 年 6 月-2012 年 7 月				
D. log_coalprice	D. log_CPI	9.60	4	0.048
	D. log_industry	4.69	4	0.32
	ALL	12.81	8	0.12
D. log_CPI	D. log_industry	4.36	4	0.36
	D. log_coalprice	17.54	4	0.002
	ALL	23.73	8	0.003
D. log_industry	D. log_CPI	54.91	4	0.000
	D. log_coalprice	7.79	4	0.099
	ALL	59.33	8	0.000

考虑两段时期中煤价、居民消费物价指数和工业增加值三者之间的协整关系。在 1998 年 8 月-2005 年 5 月期间，煤价、居民消费物价指数和工业增加值至少存在一个协整关系；在 2005 年 6 月-2012 年 7 月期间，煤价、居民消费物价指数和工业增加值至少存在一个协整关系。

表-13 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的协整检验（含结构性变化）

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
1998 年 8 月-2005 年 5 月					
0	12	545.64		35.53	29.68
1	17	555.96	0.22	14.89*	15.41
2	20	563.11	0.16	0.58	3.76
3	21	563.41	0.0071		
2005 年 6 月-2012 年 7 月					
0	12	524.65		38.98	29.68
1	17	539.36	0.29	9.56*	15.41
2	20	544.12	0.10	0.039	3.76
3	21	544.14	0.00045		

采用协整模型对煤价、居民消费物价指数和工业增加值进行协整估计。估计结果表

明, 在 1998 年 11 月-2005 年 5 月期间, 滞后 2-4 期的煤价水平对居民消费物价指数的影响在 10% 的显著性水平下显著, 估计系数分别为 0.057, 0.055 和 -0.068; 表明短期内煤价的上升将推动居民消费物价指数上涨, 但在第四期后, 该效果发生逆转。滞后 4 期的煤价水平对工业增加值有明显的推动作用, 其系数为 0.98, 且在 1% 的显著性水平上显著。滞后 2 期居民消费物价指数的变化在 10% 的显著性水平上推动了煤价水平的上涨, 其系数为 0.94。在 2005 年 6 月-2012 年 7 月期间, 煤价波动对居民消费物价指数的影响在滞后 1-3 期显著, 但影响方向不定, 估计系数分别为 0.030, -0.026 和 0.032; 在第四期后, 煤价波动对居民消费物价指数的影响不显著。滞后 4 期的煤价水平对工业增加值有明显的抑制作用, 其系数为 -0.26, 且在 10% 的显著性水平上显著。滞后 3 期 CPI 的变化在 10% 的显著性水平上推动了煤价水平的上涨, 其系数为 2.59。

五、结论与政策建议

本研究采用向量自回归模型对能源价格波动的经济影响进行讨论, 分别考虑了是否存在结构变化的两种情景下煤价波动与通货膨胀以及经济增长之间的定量关系, 从而为其它能源产品的价格机制改革提供建议。总的来看, 本研究发现煤炭价格波动是造成经济波动的格兰杰原因, 其对通货膨胀的影响程度较大但对经济规模的影响并不显著。

在不存在结构变化的情境下, 对比本研究采用的三个子模型, 模型 (3) 对煤价、居民消费物价指数和工业增加值的三者交互关系刻画最为符合现实, 这说明在煤炭价格向整体经济的传导过程中价格水平和生产活动受到的影响是相互关联的。潜在的影响机制可能是煤炭价格上升引起的各种消费品价格上升又使得人们生活成本上升, 从而减少了储蓄, 并间接地减少了投资和降低了经济增长率。

在考虑结构变化时, 我们采用的两种估计方法得出的结构变化节点均明显地将 2007 年以来的这一轮煤价快速波动时期与之前的平稳煤价阶段分割开来, 可见 2007 年以来的煤炭价格波动并不是一个短期冲击的结果, 而是由市场结构变化所引起的。同时, 我们的计量结果表明在两个阶段中煤价向整体经济的传导模式有所改变, 这说明了在不同经济结构或者市场行情时煤炭价格的传导机制具有差别, 然而由于数据样本的限制, 本研究未能提供更加详细的定量结果来对其进行说明。

从总体效果看, 由于煤炭价格的波动对通货膨胀的影响较大而对实际经济规模的影响并不显著, 可以预期放开能源市场的政府价格管制造成的实际经济冲击并不会十分大, 从这个角度看在当前能源价格相对较低的时候推行能源产品的市场化价格形成机制改革是合适的。当然, 为了使得市场化后的能源产品价格能够反应真实的社会成本, 相应的环境保护法规以及绿色财税体制的建立应当同时推行。

参考文献

- 夏晓华, 2014. 以资源税配套改革推动资源品价格市场化. 中国人民大学经济体制改革论坛(总第 3 期).
- Berument, H., Tasci, H., 2002. Inflationary effect of crude oil prices in Turkey. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 316, 568-580.
- Chen, Z.M., 2014. Inflationary effect of coal price change on the Chinese economy. *Applied Energy* 114, 301-309.
- Cunado, J., de Gracia, F.P., 2003. Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries. *Energy Economics* 25, 137-154.

- Cunado, J., de Gracia, F.P., 2005. Oil prices, economic activity and inflation: Evidence for some Asian countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 45, 65-83.
- Doroodian, K., Boyd, R., 2003. The linkage between oil price shocks and economic growth with inflation in the presence of the technological advances: A CGE model. *Energy Policy* 31, 989-1006.
- Gregory, A.W., Hansen, B.E., 1996. Residual based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics* 70, 99-126.