

吴翔 张小宇

国际大宗商品价格波动对我国物价水平非线性影响研究

——基于非线性 ST-SVAR 模型的实证分析

内容提要 :为了进一步探究国际大宗商品价格波动对我国宏观经济的影响及作用机制,本文选取国家发改委价格监测中心发布的国际市场商品现货价格指数,利用非线性 ST-SVAR 模型和广义脉冲响应函数分析了国际大宗商品价格变动与我国 PPI、CPI 价格指数的相互关系。实证结果表明,三者之间存在明显的非线性特征,国际大宗商品价格变动对我国 PPI 与 CPI 产生较为显著地正向影响,我国 PPI 对 CPI 不仅存在成本推动型影响,而且还存在从 CPI 到 PPI 的反向倒逼机制作用。

关键词 国际大宗商品价格 CPI PPI ST-SVAR 模型 非线性影响

我国是世界上最大的工业品加工国和第一大货物贸易国。在过去十年里,伴随着我国经济高速增长,以高投资率为特征的工业化和城镇化进程使得我国对国际大宗商品需求增长迅猛。我国消费了全球 50%的金属、22%的主要农作物和近 20%的不可再生能源,作为大宗商品的进口大国,国际大宗商品价格的波动势必对我国物价水平产生影响,影响我国物价的稳定。当前,国际大宗商品价格低位运行,2016 年第一季度,国际大宗商品价格触底后反弹,3 月纽约 WTI 原油价格为每桶 37.8 美元,环比上涨 23.5%,同期我国 PPI 环比上涨 0.5%,CPI 环比下降 0.4%。在此背景下,研究国际大宗商品价格波动对我国生产者价格指数与消费者价格指数的影响十分重要。因此,本文利用非线性 ST-SVAR 模型和广义脉冲响应函数,实证分析国际大宗商品价格、我国 PPI 与 CPI 价格指数之间相互关系,以缓解国际大宗商品价格波动对我国物价的冲击。

一、国际大宗商品价格波动对我国物价水平的非线性影响

(一) 国际大宗商品价格波动影响国内物价水平的传导路径

1. 国际大宗商品期货或现货价格的变动直接传导到国内大宗商品的期货或现货市场,进而直接影响到居民消费价格指数。广义上的大宗商品包括三个类别:能源产品、基础原材料和大宗农产品。由于不同大宗商品在商品特性上的差异性,三大类别的大宗商品对我国 PPI、CPI 传导渠道也不同。部分农产品和能源类大宗商品具有最终消费品的特性,其价格变动直接引起国内消费品价格的波动。由于食品类在我国 CPI 指数构成中占有的比例较大,达到 31.79%。农产品中食品类大宗商品价格的

波动会直接对我国 CPI 产生较大的影响。

2. 国际大宗商品价格波动传导路径先影响到我国 PPI 再溢出到 CPI。大部分能源、金属类大宗商品作为工业原材料处于产业链上游。这些商品对外依存度较高,2015 年石油消费的对外依存度突破 60%,而铁矿石的对外依存度也超过了 80%,同时大豆进口量也占到了消费需求的 80%。国际大宗商品价格的波动会沿着生产链进行传导。如果传导过程顺利,会导致我国上游原材料价格波动,进而影响到国内工业制成品价格 PPI 的波动,最终影响到居民消费价格指数。

3. 国际大宗商品价格波动间接地对国内商品价格产生影响。这主要体现在三个方面:一是价格预期作用。当国际大宗商品价格出现持续上涨或者下跌后,人们预期这种价格趋势会持续下去,在短期内出现拐点的概率很低。预期一旦形成,企业的套期保值行为会不断地强化这种价格趋势的持续期限;二是价格联动机制作用。国际大宗商品市场价格的波动会通过均值溢出效应和波动溢出效应直接影响到国内大宗商品市场价格;三是价格的扩散机制。大宗商品价格的波动会扩散到其他部门,引起社会相关部门产品价格的变动,从而间接引起 PPI 与 CPI 的变动。对上述三条传导途径的分析,说明国际大宗商品价格波动对国内物价影响机制的复杂性和非线性。

(二) 国际大宗商品价格波动影响物价水平的非线性作用机理

1. 宏观经济因素存在的周期性特征使得对大宗商品的需求具有周期性特点。具体表现为大宗商品价格走势的周期性与波动性。由于当前世界经济处于深度结构调整中,加之我国经济处于“三期叠加”的特定阶段,这些因素导致国际大宗商品持续十多年的“超级繁荣周

期”出现拐点。自 2014 年下半年开始,国际大宗商品价格进入下跌周期,到 2015 年 12 月,主要大宗商品价格指数已经低于 2008-2009 年全球金融危机时的水平,达到 11 年以来的低点。2016 年一季度,由于货币宽松、美元加息预期减弱以及库存周期存货短缺的原因,大宗商品价格出现了大幅度反弹,一波三折的国际大宗商品价格走势势必对我国物价水平产生非线性影响。

2. 大宗商品供给的“猪循环”现象。由于绝大多数大宗商品供给缺乏弹性,并存在大量的固定成本,而且从发现到开采存在很长的时滞,这本身造成了大宗商品供给的“猪循环”现象,具体表现为大宗商品价格走势的宽幅震荡以及周期性循环的非线性特征。如 WTI 原油价格在 2014 年上半年以前一直维持每桶 100 美元左右,但是在 2016 年 1 月却下跌到每桶 30 美元,主要原因在于美国“页岩气革命”导致原油产量出现过剩所致。

3. 国际期货市场等金融市场对国际大宗商品尤其是生产类金属商品价格的影响导致线性模型难以拟合大宗商品价格的波动。近年来,随着商品指数基金的不断发展,国际大宗商品金融化进程不断加深,金融市场上的投机行为和价格操纵导致金融化大宗商品价格剧烈波动和实际供需的扭曲,美元与人民币的跨境套利、国际资本的投机以及利率变动,这些金融因素与供需因素相互作用使得部分金融化大宗商品价格形成机制更为复杂,表现出非线性和动态性特征。

二、国际大宗商品价格波动对我国物价水平非线性影响实证研究

国际大宗商品价格波动对我国物价指数的动态冲击必然会引起国内相应宏观政策的反应,国际因素与国内因素相互交织作用在一起,加之国际大宗商品价格波动对国内物价影响传导路径的复杂性,使得传统的线性模型不能较好地刻画大宗商品价格波动对国内物价的影响。以往文献多在线性框架下,分析大宗商品价格波动对物价水平的影响,较少考虑大宗商品价格波动对我国 PPI、CPI 作用关系的非线性特征。鉴于此,本文尝试研究以下三个问题:(1)在一定时间区间内国际大宗商品价格与我国 PPI、CPI 之间是否存在非线性影响及影响程度如何?(2)大宗商品价格、我国 PPI、CPI 三者之间的非线性影响是否存在显著的非对称性变化?(3)随着市场供需条件的变化,大宗商品价格、PPI 与 CPI 传导机制在不同时期如何动态演变。本文将在 Weise(1999)提出的平滑迁移向量自回归模型(STVAR)的基础上,构造非线性平滑迁移结构向量自回归模型(ST-SVAR)识别非线性动态关系。从非线性的研究视角对三者之间的作用关系进行研究,以期得出具有启发意义的结论。

(一) 大宗商品价格指数的引入与变量选取

目前研究采用较多的大宗商品价格指数有 CRB 指

数、高盛商品指数、罗杰斯国际商品指数等。考虑到我国大宗商品进口贸易大国的地位以及进口贸易的现实状况,且采用现货价格指数在准确性上要优于期货价格指数。基于上述原因,本文选取国家发改委价格监测中心编制的国际市场商品价格的现货价格指数——中价国际 A 指数,数据来源于中国价格信息网。

消费者价格指数 CPI 和生产者价格指数 PPI 的数据均为月度同比数据,数据来源于 Wind 资讯。选取 2005 年 1 月至 2015 年 1 月的月度数据作为样本区间。国家发改委公布的中价国际 A 指数是以 2002 年为基期的定基月度指数,本文利用 X-12 方法进行季节调整后换算成月度同比数据。

(二) ST-SVAR 模型的构建

为准确刻画国际大宗商品价格波动与我国 PPI、CPI 之间的关系,首先构造 k 阶三元 VAR 模型,由于 VAR 模型没有考虑三个变量之间的当期影响,为此将 VAR 模型扩展为结构 VAR 模型(SVAR)。在 SVAR 模型中,设定 CPI 月度指数受当期 PPI 与大宗商品价格指数的影响,而 PPI 指数与大宗商品价格指数不受其它变量当期值的影响。为进一步反映三者之间的非线性关系,在 SVAR 模型的基础上构建 ST-SVAR 模型,模型如方程(1)-(3)所示:

$$zjn_t = (\alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} zjn_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} ppi_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{3i} cpi_{t-i}) [1 - F(s_{t-1}; \gamma_1, c_1)] + (\alpha_0^* + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i}^* zjn_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i}^* ppi_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{3i}^* cpi_{t-i}) F(s_{t-1}; \gamma_1, c_1) + \mu_{1t} \quad (1)$$

$$ppi_t = (\beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} zjn_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} ppi_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} cpi_{t-i}) [1 - F(s_{2,t-1}; \gamma_2, c_2)] + (\beta_0^* + \sum_{i=1}^k \beta_{1i}^* zjn_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i}^* ppi_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i}^* cpi_{t-i}) F(s_{2,t-1}; \gamma_2, c_2) + \mu_{2t} \quad (2)$$

$$cpi_t = (\phi_0 + \sum_{i=0}^k \phi_{1i} zjn_{t-i} + \sum_{i=0}^k \phi_{2i} ppi_{t-i} + \sum_{i=0}^k \phi_{3i} cpi_{t-i}) [1 - F(s_{3,t-1}; \gamma_3, c_3)] + (\phi_0^* + \sum_{i=0}^k \phi_{1i}^* zjn_{t-i} + \sum_{i=0}^k \phi_{2i}^* ppi_{t-i} + \sum_{i=0}^k \phi_{3i}^* cpi_{t-i}) F(s_{3,t-1}; \gamma_3, c_3) + \mu_{3t} \quad (3)$$

其中 zjn_t 代表国际大宗商品价格月度同比指数增长率, ppi_t 表示工业品出厂价格月度同比指数增长率, cpi_t 表示消费者价格指数月度同比增长率。 $F(s_{t-1}; \gamma, c)$ 为转移函数, s_{t-1} 为转移变量, l 为滞后参数, γ 为斜率参数, 测度变量由一个区制向另一个区制转换的平滑程度, 参数 γ 越大, 表明区制转换速度越快。尤其是, 当 $\gamma \rightarrow +\infty$ 时, 不同区制可以实现“跳跃式”转换。 c 为位置参数, 测度转移变量在不同区制转换的门槛值。转移函数 $F(s_{t-1}; \gamma, c)$ 可设定为逻辑转移函数和指数转移函数的形式。

具体函数形式的选择与参数描述以及对方程(1)-(3)所示的 ST-SVAR 模型非线性检验及转移变量的选择问题, 可参见 Teräsvirta 和 Anderson(1992)。本文采用二阶泰勒近似展开对每个方程进行非线性检验。为了使线性检验效果更具有稳健性, 本文给出标准 LM 检验、异方差稳健检验以及奇异值稳健检验三种检验结果。

(三) 线性检验与转移变量的选择

首先估计 VAR 模型, 采用 AIC 与 SC 信息准则, 将模

型的最优滞后阶数设定为2阶。然后把方程(1)-(3)中包含的解释变量作为转移变量,进行线性检验。检验结果表明,对于 zjn_t 方程,仅异方差稳健检验未发现存在非线性的证据,其余两个检验均表明存在非线性;对于 ppi_t 方程,三种检验均发现非线性特征;对于 cpi_t 方程,对于标准线性LM检验和异方差稳健检验,均未发现模型存在非线性的证据,而奇异值稳健检验表明存在非线性。

鉴于上述检验结果,对于 zjn_t 方程,当选取 ppi_{t-1} 作为转移变量时,标准LM线性检验与奇异值稳健检验均拒绝模型为线性的假设,故选取 ppi_{t-1} 作为 zjn_t 方程的转移变量;对于 ppi_t 方程,当选取 zjn_{t-2} 作为转移变量时,三种检验均拒绝模型为线性的假设,故选取 zjn_{t-2} 作为 ppi_t 方程的转移变量;对于 cpi_t 方程,当 ppi_t 作为转移变量时,标准LM线性检验和奇异值稳健检验均拒绝模型为线性的假设,故选取 ppi_t 作为 cpi_t 方程的转移变量。限于篇幅,具体检验步骤与结果不一列出。

(四) ST-SVAR模型转移函数的选择与参数估计

确定模型的转移变量后,按照Teräsvirta和Anderson(1992)给出的模型设定检验程序选择转移函数形式。其中 zjn_t 和 ppi_t 方程转移函数选择指数函数的形式, cpi_t 方程转移函数选择逻辑函数的形式。确定转移变量和转移函数后,平滑迁移向量自回归模型一般采用非线性最小二乘法进行参数估计,但是由于考虑到本文所构造的各个方程之间存在的关联性,因此,采用全信息极大似然法(FIML)来估计模型的参数。由于不同初始值的设定对非线性模型估计结果影响很大,采用格点搜索的方法确定斜率参数 γ 与位置参数 c 的初始值。通过计算两个参数的不同组合对应的转移函数F,并将其作为样本数据带入到非线性模型ST-SVAR的(1)、(2)、(3)的式子中,可以将非线性模型转化为线性模型,之后估计和比

表1 ST-VAR模型的估计结果

变量	cpi_t 方程		zjn_t 方程		ppi_t 方程	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
int	-3.855	3.339	0.122	0.1151	0.3794	0.6923
cpi_{t-1}	0.954	0.3018	-0.0025	0.0086	-0.0539	0.0396
cpi_{t-2}	-0.8842	0.3221	0.0054	0.0084	0.1148	0.043
zjn_t	3.60	1.5706	—	—	—	—
zjn_{t-1}	-3.5514	3.5683	1.6303	0.0844	0.7010	0.2338
zjn_{t-2}	3.8369	2.3137	-0.6697	0.0665	-0.9689	0.2362
ppi_t	5.7175	1.5025	—	—	—	—
ppi_{t-1}	2.0629	1.5865	0.3110	0.1034	0.0874	0.2426
ppi_{t-2}	-4.4822	1.5716	-0.3400	0.1075	0.5495	0.1994
int	-1.3649	2.0819	1.0179	0.6487	0.6188	0.2296
cpi_{t-1}	0.1411	0.0883	0.0460	0.0236	-0.0049	0.0106
cpi_{t-2}	0.0835	0.0835	-0.0395	0.0263	-0.0108	0.0117
zjn_t	5.3702	1.0974	—	—	—	—
zjn_{t-1}	-1.9181	2.0011	1.7018	0.2087	0.0586	0.1127
zjn_{t-2}	-0.4223	1.1782	-1.0394	0.1668	-0.1325	0.0915
ppi_t	-0.3351	1.2219	—	—	—	—
ppi_{t-1}	0.9321	1.5515	-0.0162	0.1715	1.0295	0.1079
ppi_{t-2}	-0.0080	1.1258	0.1650	0.1982	0.0024	0.1073
γ	500		500		4.2383	
c	2.4495		5.3955		0.0901	

注 int表示截距项,区制0中变量系数估计值为转移函数取0时对应变量的估计值,即模型中变量 $X(1-F(\cdot))$ 对应的参数估计值,区制1中变量系数估计值为转移函数取1时对应变量的估计值,即模型中变量 $XF(\cdot)$ 对应的系数估计值。

较各个方程的残差平方和,并将取得最小残差平方和的参数作为FIML估计的初始值。估计结果如表1所示。

由表1可知,对于 cpi_t 方程,斜率参数 γ 的估计值很大,表明在位置参数附近区制转换速度很快,近似“跳跃式”转换。由于 cpi_t 方程的转移变量是 ppi_t ,其在 cpi_t 方程中的系数在不同区制上存在明显差异,这说明PPI对 cpi_t 的波动溢出效应具有非对称性;与 cpi_t 方程相同, zjn_t 方程中参数 γ 的估计值也很大,同样说明了 ppi_{t-1} 对 zjn_t 具有非对称性;而对于 ppi_t 方程,斜率参数 $\gamma=5.4$,数值较小,在位置参数附近区制转换速度平缓。 zjn_{t-2} 作为 ppi_t 方程的转移变量,在不同的区制上系数存在明显的差异。上述分析说明国际大宗商品价格波动无论对我国PPI还是CPI均产生冲击,但是在不同的区制上冲击响应应具有非对称性。这为我们密切跟踪国际大宗商品价格的走势,针对价格波动特征相机选择不同的调控措施提出了新的要求。

(五) 大宗商品价格波动对我国CPI、PPI冲击响应分析

在对上述三个变量采用ST-SVAR模型进行参数估计的基础上,我们采用广义脉冲响应函数测度大宗商品价格变动以及我国生产者价格指数(PPI)对我国消费者价格指数(CPI)的影响。在广义脉冲响应函数图形中,横轴表示冲击发生的时间间隔,我们选取的冲击响应函数的滞后期数为10个月,纵轴表示变量变动的百分点,虚线表示1倍标准差的置信范围。图1与图2分别给出大宗商品价格指数对我国PPI与CPI变动冲击响应结果。图3与图4给出我国PPI与CPI之间相互影响的广义脉冲响应结果。

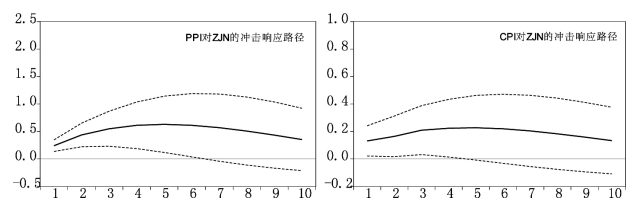


图1 PPI对ZJN的冲击响应路径 图2 CPI对ZJN的冲击响应路径

在图1中,当出现1个百分点的大宗商品价格指数变动冲击后,我国PPI价格指数在滞后第1个月就出现了较为明显的扩张反应,其扩张作用在滞后第5个月时达到最大程度,导致该价格指数提高0.63个百分点,之后缓慢下降,在滞后第10个月时其扩张作用基本处于最初的扩张水平位置。同时,明显可以看出PPI对ZJN的冲击在第6期以后开始不再显著,这意味着国际大宗商品价格的冲击对我国生产者价格指数变动具有较强的即时影响。

在图2中,当出现1个百分点的大宗商品价格指数变动冲击后,我国CPI价格指数在滞后第1个月就出现

了扩张反应,其扩张作用在滞后第5个月时达到最大程度,导致该价格指数提高0.23个百分点,之后缓慢下降。这意味着国际大宗商品价格的冲击对我国消费者价格指数变动具有一定的即时影响,但是其影响力度仅是图1的1/3左右。

图3与图4表示的是PPI与CPI相互影响的广义脉冲响应函数。在图3中,当出现1个百分点的CPI冲击后,我国PPI指数在滞后第1个月就出现了明显的扩张反应,其扩张作用在滞后第6个月时达到最大,导致该价格指数提高0.91个百分点,之后缓慢下降。图3表示的脉冲响应函数路径说明我国CPI价格指数的冲击对PPI价格指数具有较为强烈的即时影响。这意味着在我国存在着下游消费价格向上游生产价格传导的“反向倒逼机制”,并且这种反向倒逼机制目前作用较为明显。

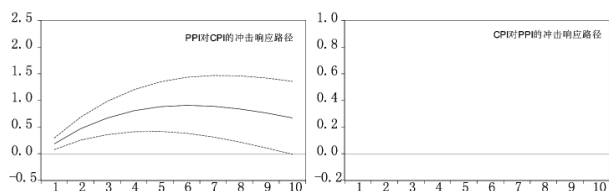


图3 PPI对CPI的冲击响应路径

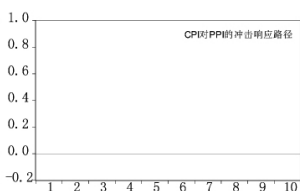


图4 CPI对PPI的冲击响应路径

图4刻画了我国PPI对CPI的广义冲击反应路径。当出现1个百分点的PPI冲击后,我国CPI指数在滞后第1个月就出现了较为明显的扩张反应,其扩张作用在滞后第5个月时达到最大,导致该价格指数提高0.47个百分点,之后下降趋势。图4的脉冲响应函数路径表明在我国上游生产要素价格的上升通过生产环节向下游消费价格进行正向传导,具有典型的“成本推动型通胀”的特征。但是这种成本推动型的作用弱于反向倒逼机制的作用,这种现象值得进一步研究。

三、结论与政策建议

本文通过构建非线性ST-SVAR模型和广义脉冲响应函数分析了国际大宗商品价格变动对我国生产者价格指数(PPI)与消费者价格指数(CPI)的影响。主要结论如下:首先,国际大宗商品价格、我国PPI与CPI三个变量之间存在明显的非线性特征,说明三个变量之间的相互影响与动态调整存在非线性,利用线性VAR模型不能较好地刻画上述三个变量之间的相互作用过程;其次,国际大宗商品价格波动无论对我国PPI还是对CPI都产生较为显著的正向影响。同时,其对PPI的影响明显强于对CPI的影响,最后,广义脉冲响应函数表明,在我国目前不仅存在上游生产要素价格变动通过生产环节对下游消费价格指数产生成本推动型影响,而且还存在更为显著的下游消费价格向上游生产价格传导的倒逼机制。由此可见,PPI与CPI之间的影响关系不是单向

的而是双向的。

依据上述结论,本文提出如下政策建议:

1.国际大宗商品价格波动在不同的区制上对我国CPI和PPI影响程度迥异。因此,我们应及时跟踪和把握大宗商品价格走势和波动特征,针对不同价格冲击特点采取差异化的物价调控措施,以缓冲大宗商品价格波动对我国物价所造成的冲击。当前我国货币政策宽松,截至2016年4月末,我国广义货币(M2)同比增长12.8%,同时由于美元指数高位回落以及周期性补库存需求,钢铁、石油和有色金属等多种大宗商品价格有所回升。但是目前世界经济复苏基础不稳,大宗商品价格长期上升缺乏有力支撑,未来价格走势会出现反复震荡态势,应及时关注价格波动在不同价格区制上对我国生产者价格指数的影响。

2.国际大宗商品价格波动沿着生产链传导路径产生的影响显著地强于其他传导路径对我国PPI与CPI的影响。因此,当国际大宗商品尤其是能源和工业金属类价格出现异常波动时,加强对我国生产链上游大宗商品价格的预测、调控和风险规避,有利于减缓国际大宗商品价格波动对我国消费者价格指数的影响。2016年一季度,大宗商品价格从低谷快速回升,能源和金属类大宗商品产品涨幅最为明显,其中纽约期货原油价格比低谷上涨了58%,铁矿石中国口岸最大单日涨幅为65%,因此,对这些大宗商品价格波动的调控和风险规避将有利于缓解对我国物价水平的冲击。

3.我国生产者价格指数与消费者价格指数之间的影响作用是双向的。因此,在我国价格调控既要考虑需求侧调节,又要顾及供给侧调节,要依据目前我国宏观经济环境和通胀驱动机制的具体情境审慎地选择宏观调控政策。2016年主要大宗商品仍面临着去库存、去产能的压力。因此,在考虑需求侧调节时更应该注重供给侧调节。

参考文献:

- [1]肖争艳、安德燕、易娅莉.国际大宗商品价格会影响我国CPI吗[J].经济理论与经济管理,2009(8).
- [2]陈玉才.国际大宗商品价格波动与国内通货膨胀:基于中国数据的实证分析[J].金融评论,2011(5).
- [3]张小宇、刘金全、刘慧悦.货币政策与股票收益率的非线性影响机制研究[J].金融研究,2013(1).
- [4]张天顶.国际大宗商品价格冲击、机制转换与中国的通货膨胀动态[J].金融监管研究,2013(8).
- [5]吴崇宇、周建涛.国际大宗商品价格传导机制的结构特征与路径特征[J].经济动态,2014(4).
- [6]曹国华、魏坤、李磊.国际大宗商品价格波动对我国CPI影响研究——基于FAVAR模型的实证分析[J].价格理论与实践,2015(12).
- [7]常清.从黑色系商品价格上涨看我国经济运行走势[J].价格理论与实践,2016(3).

(作者单位:吴翔,东北电力大学经济管理学院;张小宇,吉林大学商学院)