

# 中国价格指数间的关系研究

何新华\*

**内容提要** 本文首先对不同价格指数间的关系进行了分析。2004年以来原材料价格不断上涨但消费者价格指数却相对滞后,且升幅较小。很多学者认为中国的价格传导机制可能发生了变化,通过对价格指数图形间的简单对比以及经济计量分析,本文证实价格传导机制未发生明显变化。

**关键词** 价格机制 经济计量 预测

价格指数的变化是制定宏观经济政策的重要参考依据,物价的相对稳定是经济健康发展的前提。2004年,面对原材料价格的不断攀升,而消费者价格指数的变动不仅滞后而且升幅相对较小的局面,不少人指出,价格传导机制可能发生了变化。那么事实上价格传导机制是否真的发生变化了呢?本文试图为这一问题找出答案。第一部分通过对价格指数分类的回顾说明不同价格指数有其适用范围;第二部分通过对不同频率价格指数间的转换关系进行分析后指出,目前公布的价格指数还无法满足宏观经济分析的需要;第三部分通过对不同价格指数间的关系进行计量分析并指出,中国价格传导机制未发生统计意义上的显著改变;本文还利用 China\_QEM 模型<sup>①</sup>对未来价格走势进行了分析。

## 一 价格指数分类

价格指数按计算方式的不同可分为拉氏指数、派氏指数和费雪指数。其中,拉氏指数是以基期物量为权数的物价指数;派氏指数是以计算期物量为权数的物价指数;费雪指数为拉氏与派氏指数的几何平均数。由于基期权数资料比计算期权数资料容易取得,一般以拉氏指数较为常用(胡代光、高鸿业,1996)。

根据观察角度的不同,价格指数又被分为原材料价格指数、生产价格指数和消费价格指数等。在国家统计局出版的《中国经济景气月报》中的相应价格指数为:原材料购进价格指数、工业品出厂价格指数

\* 何新华:中国社会科学院世界经济与政治研究所 北京建国门内大街5号 100732 电话:85195775 电子信箱:Xinhuahe@vip.sina.com。

本研究分别得到了国家自然科学基金(项目编号70273059)和中国社会科学院世界经济统计重点学科建设经费的资助。

① China\_QEM 是由中国社会科学院世界经济与政治研究所统计分析研究室研制开发的一个中国宏观经济季度模型。该模型采用了协整分析技术并强调了各项估计参数的时不变性,模型的设计主要以政策分析为目的。该模型已被成功用于外部冲击对中国宏观经济影响的分析之中(何新华等,2005)。

和居民消费价格指数。其中,原材料价格指数又细分为燃料动力、黑色金属、有色金属、化工原料、木材及纸浆、建筑材料、其他工业原材料及半成品、农副产品、纺织原料等价格指数。工业品出厂价格指数又被分为生产资料和生活资料价格指数,生产资料价格指数进一步给出了采掘业、原材料工业、加工工业等价格指数,生活资料价格指数进一步给出了食品类、衣着类、一般日用品、耐用消费品等价格指数。居民消费价格指数又细分为食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及维修服务、医疗保健和个人用品、交通和通信、娱乐教育文化用品及服务、居住等价格指数。在将这些细类的价格指数加总为大类的价格指数时,需要为各细类价格指数分配一定的权重,并且权重在不断的进行调整。遗憾的是,统计部门却并不公布权重这一影响各大类价格指数的重要指标。

根据统计时间段的不同,价格指数可以分为月度价格指数、季度价格指数、半年期价格指数和年度价格指数。各价格指数以相应期内平均价格为基础进行计算。根据对基期选择的不同,价格指数又可分为环比价格指数、同比价格指数和定基价格指数。在中国公开发表的统计资料中,1999年以前仅有年度价格数据。从2000年5月起才正式公开发行的《中国经济景气月报》,只提供了1999年1月以来的月度价格数据。遗憾的是,其所公布的价格指数多为月同比、累计月同比,而仅对居民消费价格指数从2001年起开始公布月环比价格指数。

以2004年的数据为例,从月环比价格指数看,第二季度居民消费价格已在回落,但月同比价格指数及累计月同比价格指数却仍在上升;第三季度的情况则是月环比价格指数在上升,月同比价格指数却稳定在高水平上,而累计月同比仅有微弱上升。形成这种状况的原因在于,月同比价格指数的高低受上一年度价格变动的影响较大。即使报告期价格未发生大的变化,但基期价格曾出现过大的波动,同比价格指数和累计同比价格指数也会有大的起伏。因此,仅公布同比价格指数的做法不利于对宏观经济的分析研究。

## 二 不同频率价格指数间的转换

假定以  $n$  种物品的价格计算价格指数  $p_t$ ,且计算所用的各类物品的物量在基期为  $Q_i$ ,其在计算期的月平均价格为  $P_{t,i}$ ,基期的年平均价格为  $P_{0,i}$ ,则各种口径的拉氏价格指数定义如下:

$$\text{月同比价格指数: } P_t^{\text{月同比}} = \frac{\sum_{i=1}^n P_{t,i} Q_i}{\sum_{i=1}^n P_{t-12,i} Q_i} \quad (1)$$

$$\text{月环比价格指数: } P_t^{\text{月环比}} = \frac{\sum_{i=1}^n P_{t,i} Q_i}{\sum_{i=1}^n P_{t-1,i} Q_i} \quad (2)$$

$$\text{月定基比价格指数: } P_t^{\text{月定基比}} = \frac{\sum_{i=1}^n P_{t,i} Q_i}{\sum_{i=1}^n P_{0,i} Q_i} \quad (3)$$

$$\text{季同比价格指数: } P_t^{\text{季同比}} = \frac{\sum_{i=1}^n (P_{t,i} + P_{t-1,i} + P_{t-2,i}) Q_i}{\sum_{i=1}^n (P_{t-12,i} + P_{t-13,i} + P_{t-14,i}) Q_i} \quad (4)$$

$$\text{季环比价格指数: } P_t^{\text{季环比}} = \frac{\sum_{i=1}^n (P_{t,i} + P_{t-1,i} + P_{t-2,i}) Q_i}{\sum_{i=1}^n (P_{t-3,i} + P_{t-4,i} + P_{t-5,i}) Q_i} \quad (5)$$

$$P_i^{\text{季定基比}} = \frac{\sum_{i=1}^n (P_{t,i} + P_{t-1,i} + P_{t-2,i}) Q_i}{3 \sum_{i=1}^n P_{0,i} Q_i} \quad (6)$$

$$P_i^{\text{年同比}} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^{11} P_{t-j,i} Q_i}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^{11} P_{t-12-j,i} Q_i} \quad (7)$$

$$P_i^{\text{年定基比}} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^{11} P_{t-j,i} Q_i}{12 \sum_{i=1}^n P_{0,i} Q_i} \quad (8)$$

### (一) 同频率价格指数间的转换

在假定基期到计算期内不同产品间的物量关系未发生变化,即采用拉氏价格指数可准确测定这一期间的价格波动的前提下,<sup>①</sup>对于月度价格指数,我们可以实现月定基比价格指数到月同比价格指数和月环比价格指数的转换,我们也可以实现月环比价格指数到月同比价格指数的转换(式(9)、(10)),但我们无法实现月同比价格指数到月环比价格指数或月定基比价格指数的转换,同时我们也无法实现月环比价格指数到月定基比价格指数的转换。

$$P_i^{\text{月同比}} = \frac{P_i^{\text{月定基比}}}{P_{t-12}^{\text{月定基比}}} = \prod_{j=0}^{11} P_{t-j}^{\text{月环比}} \quad (9)$$

$$P_i^{\text{月环比}} = \frac{P_i^{\text{月定基比}}}{P_{t-1}^{\text{月定基比}}} \quad (10)$$

在同样的假设前提下,各季度价格指数间的关系与月度价格指数间的关系类似,即仅能实现季定基比价格指数到季同比价格指数和季环比价格指数的转换,以及季环比价格指数到季同比价格指数的转换(式(11)、(12)),无法实现其余的转换。

$$P_i^{\text{季同比}} = \frac{P_i^{\text{季定基比}}}{P_{t-4}^{\text{季定基比}}} = \prod_{j=0}^3 P_{t-j}^{\text{季环比}} \quad (11)$$

$$P_i^{\text{季环比}} = \frac{P_i^{\text{季定基比}}}{P_{t-1}^{\text{季定基比}}} \quad (12)$$

对于年度价格指数,我们可以实现年同比价格指数与年定基比价格指数的互换:

$$P_i^{\text{年同比}} = \frac{P_i^{\text{年定基比}}}{P_{t-12}^{\text{年定基比}}} \quad (13)$$

### (二) 以月度价格指数合成季度价格指数(具体推导过程略)

由于许多经济总量指标最多只有季度数据,而统计局公布的价格指数仅为月度价格指数和年度价格指数,所以需要将月度价格指数合成到季度价格指数。式(14)~(16)给出了以月度价格指数合成季度价格指数的公式。由于月同比指数可由月环比指数或月定基比指数合成,从式(14)~(16)给出的公式可以看出,要想由月度价格指数合成季度价格指数,月环比指数或月定基比指数是必不可少的,即仅有月同比指数是不够的。

<sup>①</sup> 在各种产品的价格未发生变化但产品间的物量关系发生变化的情况下,总体价格水平也会发生变化。在这种情况下,虽然拉氏价格指数未发生变化,但拉氏物量指数已发生变化。由于环比拉氏价格指数可不断对基期进行调整,因而可反映出上述变化(邱东等,2002)。

$$P_i^{\text{季同比}} = \frac{P_i^{\text{月同比}} P_{i-12}^{\text{月环比}} + P_{i-1}^{\text{月同比}} + \frac{1}{P_{i-13}^{\text{月环比}}}}{P_{i-12}^{\text{月环比}} + 1 + \frac{1}{P_{i-13}^{\text{月环比}}}} \quad (14)$$

$$P_i^{\text{季环比}} = \frac{(P_i^{\text{月环比}} P_{i-1}^{\text{月环比}} + P_{i-1}^{\text{月环比}} + 1) P_{i-2}^{\text{月环比}} P_{i-3}^{\text{月环比}} P_{i-4}^{\text{月环比}}}{P_{i-3}^{\text{月环比}} P_{i-4}^{\text{月环比}} + P_{i-4}^{\text{月环比}} + 1} \quad (15)$$

$$P_i^{\text{季定基比}} = \frac{1}{3} (P_i^{\text{月定基比}} + P_{i-1}^{\text{月定基比}} + P_{i-2}^{\text{月定基比}}) \quad (16)$$

需要指出的是,上述价格指数间的转换公式仅适用于单一价格指数间的转换。在相应权重未做调整的情况下,也适用于综合指数的转换(如月环比、月同比、季环比、季同比消费者价格指数间的转换)。但如在相应计算期内,用于合成综合指数的权重曾进行过调整,则上述公式将不再适用。

由于在对许多问题的研究中都要涉及到对相关变量从现价到不变价的转换,因而目前公布的价格指数尚远远满足不了学术研究和政策分析的需要。

### 三 不同价格指数间的关系研究

根据《中国经济景气月报》,自2002年11月起原材料购进价格和生产资料出厂价格持续不断上涨,月同比增幅最高的2004年10月分别达到14.2%和10.9%。紧随其后,自2002年12月起,工业品出厂价格也结束了长达20个月的同比下降态势,开始了新一轮上涨的历程。随后,自2003年1月起,消费者价格也摆脱了长达一年多的同比持续下降开始上涨,2004年7~8月同比增幅曾高达5.3%。尽管2003年因受到“非典”的冲击,价格上涨的势头曾有所减缓,但自2004年起三种价格指数重又恢复了高速增长态势,并且增幅均超过了2003年的水平。

为了全面反映物价的波动情况,中国习惯上以涉及面较广的消费者价格指数计算通货膨胀率,并且中央银行也把该通货膨胀率作为调整货币政策的主要参考指标。但从1999年以来的月同比价格指数看,消费者价格指数不仅在时间上滞后于原材料购进价格指数、生产资料价格指数和工业品出厂价格指数,而且其上涨的幅度也远低于后三者。2004年在观测到原材料购进价格指数、生产资料出厂价格指数和工业品出厂价格指数高速增长,而消费者价格指数增长缓慢的现象后,不少专家学者断言价格传导机制发生了变化(杜鹏,2004;冷淑莲等,2004;国家发改委价格监测中心,2004;李兴平、严先溥,2004;夏斌,2004)。

上面我们曾经提到,目前公布的价格指数多为月同比价格指数,而月同比价格指数的波动受到基期价格波动的影响,无法准确地反映出近期物价的波动。尤其是在对不同类别的价格指数进行比较时(如对原材料购进价格指数和消费者价格指数进行比较),由于各自的波动并不同步,需要对价格指数所反映的现象进行认真分析。

何新华(2005)给出了各种价格指数及其构成的变化情况,从中可以看出,2003年下半年和2004年前三个季度食品价格指数的变化对消费者价格指数的变化起到了主导作用。根据国家统计局的有关介绍(邱晓华、郑京平,2003),计算消费者价格指数所采用的权重大概依据各项居民消费支出所占的比重,而2003~2004年间食品消费在居民总消费中所占比重在30%至40%之间,因而可以断定食品价格指数在消费者价格指数合成中占约30%的权重。另外,食品类出厂价格指数对生活资料出厂价格指数的波动也有非常大的影响,尤其是2004年其对生活资料出厂价格指数的波动起到了主导作用。同时,消费价

格指数与生活资料出厂价格指数的长期波动趋势基本一致。

关于上游价格向下游传导的问题,我们从何新华(2005)给出的价格指数图中也可以找到部分答案。2003年上半年,燃料、动力价格曾大幅度上涨,这一涨幅随即体现在原材料购进价格指数上,原料工业生产资料出厂价格指数也迅速做出调整,并且与采掘业价格指数一同推动生产资料出厂价格指数大幅上涨,最终工业品出厂价格指数做出了及时的回应。2004年年末,因燃料、动力价格的上涨,同样导致了同期工业品出厂价格指数的上涨。黑色金属、有色金属、其他工业原材料及半成品在2004年价格的上涨,对原材料购进价格指数的影响虽远小于燃料、动力价格指数,但也对原材料购进价格指数的上涨起到了推动作用,最终也体现在了工业品出厂价格指数的上扬中。尽管近年来采掘业价格出现了几次大的波动,但根据2000年投入产出表,采掘业在全部中间投入中所占比重尚不足4%,因而其价格波动对生产资料出厂价格指数的影响是非常小的。也就是说,通过仔细观察各价格指数的变化情况,我们并未发现其总的变化规律有了明显的改变。

以下我们采用2000~2003年的月度数据就原材料购进价格指数对工业品出厂价格指数的影响进行了经济计量分析<sup>①</sup>(拟合结果<sup>②</sup>见式(17)),结果发现工业品出厂价格指数与原材料购进价格指数间的长期弹性系数为0.6,短期弹性系数为0.46。从递归分析图<sup>③</sup>(图1)来看,各项估计参数均具有较好的时不变性,但2003年之前长期均衡项的调节系数之绝对值略小些,表明当工业品出厂价格指数偏离由原材料购进价格指数所决定的均衡水平时,系统的调节速度近年来明显加快。但断点Chow检验及预测Chow检验均表明工业品出厂价格指数与原材料购进价格指数间的关系并未发生统计意义上的显著性改变。采用式(17)及2004年实际原材料购进价格指数对2004年以来的工业品出厂价格指数进行预测(图2)的结果也表明,公式(17)可以较好的对工业品出厂价格做出预测。

$$\Delta \ln(\text{IndPI}) = 0.434 * \Delta \ln(\text{IndPI}_{-1}) + 0.4812 + 0.4595 \Delta \ln(\text{RPurPI}) - 0.2622 \text{ECM}_{-1} \quad (17)$$

$\sigma = 0.00327254, R^2 = 0.819234, DW = 1.68$ , 无自相关:  $F(4, 40) = 1.4257 [0.2432]$ , 无条件异方差:  $F(4, 36) = 1.3477 [0.2713]$ , 正态分布:  $\chi^2(2) = 1.3950 [0.4978]$ , 各变量的单位根检验结果见表1。

式中,  $\text{ECM} = \ln(\text{IndPI}) - 0.6 \ln(\text{RPurPI})$ ,  $\text{IndPI}$  为月同比工业品出厂价格指数,  $\text{RPurPI}$  为月同比原材料购进价格指数, 样本期为2000年1月至2003年12月, 括号内的数据为相应估计参数的标准差。

表1 扩展的迪基-福勒(ADF)单位根检验(1999年4月~2004年12月)

变量	$\ln(\text{IndPI})$	$\Delta \ln(\text{IndPI})$	$\ln(\text{RPurPI})$	$\Delta \ln(\text{RPurPI})$	$\text{ECM}$
t-ADF	-1.774	-3.957	-1.285	-4.143	-3.469
5% 临界值	-2.90	-1.95	-2.90	-1.95	-1.95

说明:所有变量采用了一阶滞后并包括了常数项( $\Delta \ln(\text{IndPI})$ 和 $\Delta \ln(\text{RPurPI})$ 未包括常数项)。

① 原材料购进价格指数反映的是最初投入品的价格变化,而工业品出厂价格指数则反映了产成品的价格变化,通过研究原材料购进价格对工业品出厂价格的影响可以发现上游价格向下游价格的传导规律是否发生了变化。

② 本文采用了Hendry(2001)所倡导的动态建模理论,在最初形成的12阶向量自回归分布滞后模型的基础上,严格遵循“检验、检验、再检验”、“从一般到特殊”的约化原则,采用PcGive软件(Hendry and Doornik, 2001)得到了估计方程。

③ PcGive软件所提供的递归分析图(recursive graphics)是用于对各估计参数进行时不变性检验的一种图形输出。通过该图可清楚地看到当所选取的样本区间不同时,各估计参数取值的变化情况。

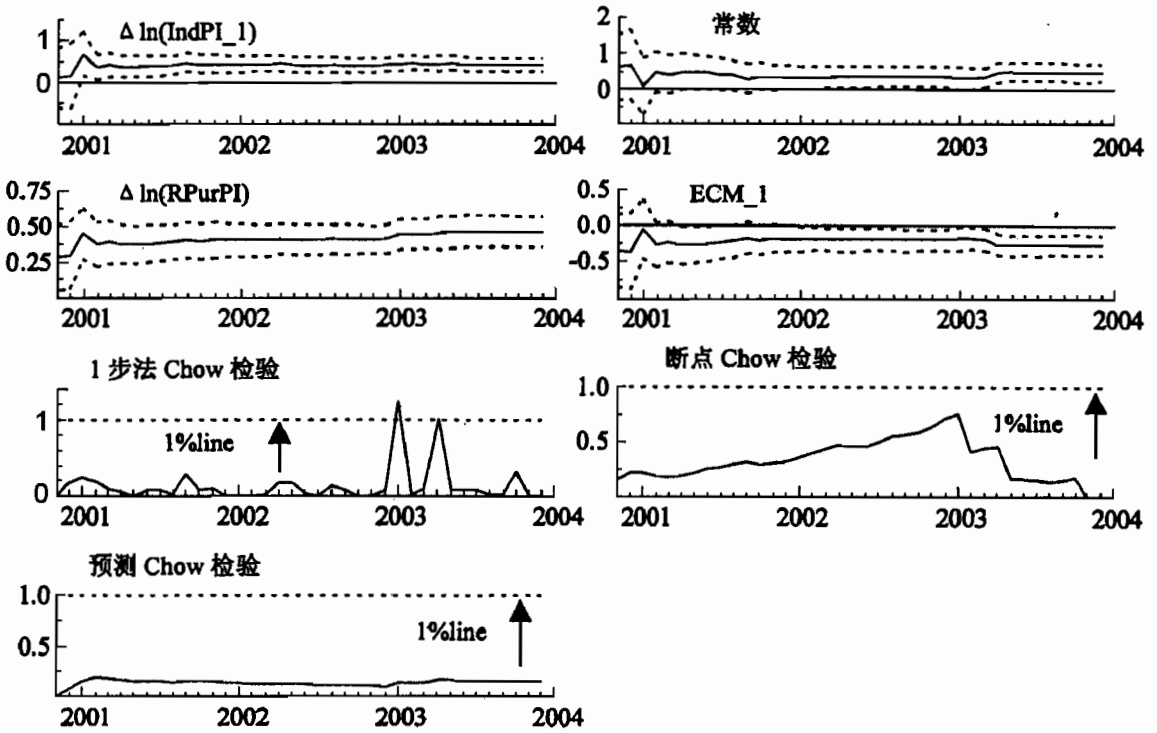


图1 方程式(17)递归分析

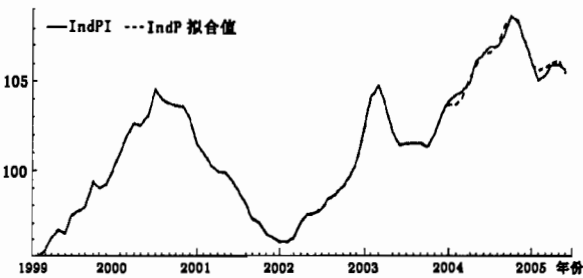


图2 采用方程式(17)对2004年以来月同比工业品出厂价格指数的拟合结果

在 China\_QEM 模型中,我们曾采用 1992 年第三季度到 2003 年第四季度的季度数据对消费者价格指数进行了建模(何新华等,2005)。从相应的递归分析图看,方程及各项估计参数均具有较好的时不变性。2001 年以来,并未发现消费者价格指数与工业品出厂价格指数间的关系具有统计意义上的显著性改变。因此,无论从直观上还是从经济计量的角度看,尚不足以得出价格传导机制已经发生了变化的结论。

参考文献:

杜鹏(2004):《对价格传导机制变异的解析》,《价格理论与实践》第11期。  
 国家发改委价格监测中心(2004):《当前价格传导特点分析》,《瞭望新闻周刊》7月19日第29期。  
 何新华、吴海英、曹永福、刘睿(2005):《中国宏观经济季度模型 China\_QEM》,社会科学文献出版社。  
 何新华(2005):《中国价格形成机制及未来走势分析》,载于内部刊物《世界经济统计研究》第1期。  
 胡代光、高鸿业主编(1996):《现代西方经济学辞典》,中国社会科学文献出版社,12月。  
 冷淑莲、江野军、冷崇总(2004):《价格传导机制的分析》,《价格与市场》第12期。  
 李兴平、严先溥(2004):《重新审视价格传导机制》,《金融与经济》第5期。  
 邱东、蒋萍、杨仲山主编(2002):《国民经济核算》,经济科学出版社,8月。  
 邱晓华、郑京平主编(2003):《解读中国经济指标》,中国经济出版社,10月。  
 夏斌(2004):《客观分析价格传导机制灵活把握金融调控方法》,《中国金融》第8期。  
 Hendry, D. F. and Doornik, J. A. *Empirical Econometric Modeling Using PcGive*, Timberlake Consultants LTD., 2001.  
 Hendry, D. F. *Dynamic Economics*. Oxford: Oxford University Press, 2001.

(截稿:2005年4月 责任编辑:杜亚平)