

中国物价总指数变动中的相对价格调整及其宏观调控含义¹

彭兴韵(《财贸经济》2009年第6期)

内容提要:在对国外相对价格变动与通货膨胀关系研究的文献基础上,本文对2001年1月至2008年2月间的中国相对价格变动与整体通货膨胀之间的关系进行了实证分析,结果表明,在样本期内,它们之间存在显著的正相关关系,通胀率上升会伴随着相对价格较大地调整。然后研究了引起相对价格变动的机制,认为不同类别产品的需求收入弹性、需求冲击与供给冲击都可能引起相对价格的变化。本文最后分析了相对价格变动对宏观调控的意义。

关键词: 宏观调控 物价总指数 相对价格

一、国内外相关文献综述

物价总水平是宏观经济学研究的基本内容之一,中国的经济学者们对通货膨胀(紧缩)也进行了大量地研究。但人们对物价总水平波动中的相对价格变化却没有引起足够的重视。已有的文献中,王明舰(1999)、李敬辉和范志勇(2005)略有涉及,但没有进行系统地研究。虽然国内对相对价格的研究文献并不多见,但国外学者已对此进行了大量的研究,占主导的时间序列分析显示,通货膨胀与相对价格变化之间存在很强的正相关关系。米尔斯(Mills, 1927)和格莱汉(Graham, 1930),他们都发现,相对价格离差的变动随通货膨胀率的上升而增加。奥肯(Okun, 1971)利用17个OECD国家在1951-1968年通货膨胀的无条件标准差和通货膨胀均值研究了相对价格变动与通货膨胀之间的关系。魏宁(Vining)、伊维托斯基(Elwertowski, 1976)和帕克思(Parks, 1978)的研究证实了通货膨胀与相对价格变动之间正相关的关系。帕克思(1978)研究还认为,相对价格变动也随未预期到的通货膨胀率的绝对值的上升而增加;唐(Tang)和王(Wang, 1993)发现,相对价格离差不仅随未预期到的通货膨胀绝对值的上升而增加,而且也随预期通货膨胀率的变化而变动。格利尔(Grier)和派利(Perry, 1996)的研究则认为,RPV只随事前的通胀不确定性而增加。德里费尔(Driffill *et al*, 1990)和约瑟(Joyce, 1995)的研究显示,通货膨胀与条件通货膨胀标准差之间存在显著的正相关关系。塞切蒂(Cecchetti, 1986)、卡尔顿(Carlton, 1986)和凯西亚普(Kashyap, 1995)在研究通货膨胀与相对价格变

¹本文是笔者承担的中国社会科学院B类课题“中国物价总指数波动中的相对价格调整及其宏观调控含义”成果。

动的关系时发现，不同产品价格调整的频率和幅度是不同的，因而通货膨胀期间总是伴随着相对价格的调整。

研究不同类型的商品价格变化与通货膨胀率之间的关系，较早的研究以CPI作为通货膨胀的衡量指标，后来的一些研究者还研究了以生产者价格指数（PPI）为衡量指标的通胀与相对价格离差的相关性。在数据来源上，研究者也并不局限于某一个国家或地区的政府发布的统计数据，也有进行大量调查后进行实证分析。罗伯特（Robert A. Buckle）和约翰·卡尔逊（John A. Carlson）运用对新西兰企业调查得来的微观数据以及定序概率回归方法（ordered-probit regression）检验了厂商层面上的价格变动的不对称。罗伯特和约翰·卡尔逊的检验结果发现，价格对通货膨胀引起的成本及需求变化的反应存在明显的不对称性。

除了在产品层面研究相对价格变化与通货膨胀相关性外，也有一些研究者进行了拓展，研究样本地区的相对价格变动与总体通货膨胀之间的关系。帕斯里（Parsley, 1996）将美国不同城市 and 不同组别的商品相对价格变动与通货膨胀取对数后进行回归，结果表明，通货膨胀与相对价格离差之间存在正相关，但没有证据表明存在长期的正相关。盖·德贝利（Guy Debelle）和欧文·莱蒙特（Owen Lamont, 1997）通过对美国战后不同城市的相对价格变动与通货膨胀进行回归分析后发现，通胀与相对价格变动之间存在强烈的相关性，诸如货币因素之类的总量冲击并不是导致这种相关性的主要因素。大卫·费尔丁（David Fielding）和保罗·米振（Paul Mizen, 2000）选取了欧盟十个国家的十五组商品，同时研究了各个组别的价格在十个不同国家之间的相对价格离差和在每个国家内的各个组别的商品相对价格离差，他们的研究发现，在欧盟内，相对价格变动与通货膨胀之间的关系并不显著，对相对价格变动的冲击是临时的，通过市场力量在一年内就基本上消除了，货币政策能够集中于长期价格稳定的单一目标。

二、中国相对价格变化与通货膨胀关系的实证检验

（一）相对价格计量方法

相对价格，简单地讲就是各个产品之间的比价关系。以 p_{it} 和 p_{jt} 分别表示 i 类商品和 j 类商品在 t 时的价格水平，以 RP_{ijt} 表示这两类商品在 t 时的相对价格，则：

$$RP_{ijt} = \frac{p_{it}}{p_{jt}} \quad (1)$$

式（1）表示，在 t 时一个单位的 i 类商品可以换回的 j 类商品的数量。相对价格上升，表明一个单位的 i 类商品可以换回更多的 j 类商品。对（1）式取对数，然后对时间求导得：

$$\frac{1}{RP_{ji}} \frac{dRP_{ji}}{dt} = \frac{1}{p_{it}} \frac{dp_{it}}{dt} - \frac{1}{p_{jt}} \frac{dp_{jt}}{dt} \quad (2)$$

式(2)左端表示相对价格的变化率,右端的第一项表示*i*类商品的价格变化率,简写为 \dot{p}_i ,第二项表示*j*类商品的价格变化率,简写为 \dot{p}_j 。因此,两类商品的价格变化率的不同,会导致它们之间相对价格的变化,相对价格的变化率 $r\hat{p}$ 等于两类产品价格变化率之差:

$$r\hat{p} = \dot{p}_i - \dot{p}_j \quad (3)$$

国外的学者在研究相对价格变化时都运用了统计上的均值与方差或者标准差的办法,这样大大地简化了对相对价格变动的度量。若 \dot{p}_t 为*t*期的物价总指数, w_{it} 表示在*t*时支出中*i*类商品所占份额, RPV_t 表示*t*期的相对价格离差, RPV_t 为:

$$RPV_t = \sum_{i=1}^n w_{it} (\dot{p}_{it} - \dot{p}_t)^2 \quad (4)$$

本文在计算中国的相对价格离差时,可将 w_{it} 视为国家统计局在计算消费者价格指数中相应各大类消费品所占的权重,这样,*t*期的消费者价格总指数 \dot{p}_t 就是国家统计局公布的CPI,即

$$\dot{p}_t = \sum_{i=1}^n w_i \dot{p}_{it}。$$

除了以各类价格指数与物价总指数的加权离差平方和来计算相对价格变化外,卡洛斯·菲利普(1999)等则以 RPV 的平方根 $SRPV_t$ 来衡量相对价格的变化。本文采用 RPV_t 的平方根这一指标来加以分析,以 $SRPV_t$ 表示*t*期的相对价格离差的平方根,则:

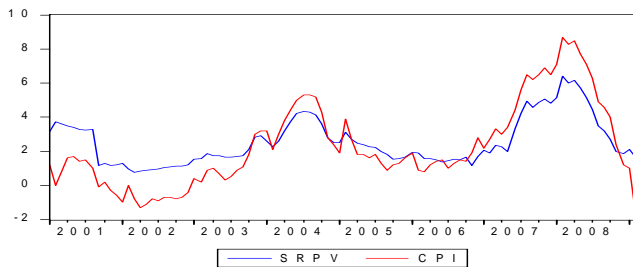
$$SRPV_t = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i (\dot{p}_{it} - \dot{p}_t)^2} \quad (5)$$

本文以消费者价格指数来衡量中国的通货膨胀率,因此,本文只是研究中国各大类消费品的相对价格变动与通货膨胀(CPI)之间的关系、及未预期到的通胀与未预期到的相对价格变化之间的关系。

(二) 数据处理及协整检验

本文以月度数据为基础研究中国相对价格变化与整体通货膨胀率之间的关系。由于国家统计

图1 中国月度SRPV与CPI的变动(2001/01—2009/02)



局网站公布的CPI月度分类价格指数的数据可得时间范围最早为2001年1月，本文月度研究的样本时间范围为2001年1月至2009年2月。在样本时间区间内，中国的消费者分类价格指数包括：食品类、

烟酒及其用品、衣着、家庭设备及服务用品、医疗保健及个人用品、交通和通讯、娱乐教育文化用品及服务、居住等八大类。本文计算的2001年1月至2009年2月中国相对价格离差的标准差(SRPV)时间序列与物价总指数(CPI)序列如图1所示。

以下对相对价格标准差与整体通货膨胀之间进行协整检验。对于两个或多个非平稳时间序列而言，如果它们的线性组合是平稳的，则它们之间存在协整关系。由于本文只是检验相对价格标准差与物价总指数这两个变量之间的协整关系，我们采用恩格尔(Engle)和格兰杰(Granger)的两步检验法，又简称为EG检验：即首先建立回归方程，然后对回归的残差进行单位检验。在进行EG协整检验之前，还应对序列进行平稳性检验。本文首先对物价总指数与相对价格变动之间进行协整分析，然后对未预期到的通货膨胀率与未预期到的相对价格变动进行协整检验。

我们首先对SRPV和CPI两个变量进行平稳性检验，即单位根检验。本文对SRPV和CPI进行ADF和PP单位根检验。对SRPV序列进行检验发现，它存在单位根，SRPV本身是一个非平稳序列，而SRPV的一阶差分是平稳序列，无论是ADF检验法和PP检验法，SRPV的一阶差分在1%的显著性水平上的t统计值均分别为-2.052133和-1.991967，大于相应ADF和PP检验法对应的t统计量-3.49910和-3.4991967，这表明SRPV的一阶差分不存在单位根，是一个平稳序列。同样地，CPI本身也存在单位根，它是一个非平稳序列，而CPI的一阶差分，无论是ADF检验还是PP检验结果都表明在1%的显著性水平上是一个平稳序列，CPI的一阶差分在1%的显著性水平上的t统计值分别为-1.429993和-1.60992，大于ADF-4.23573的t统计量和PP检验-4.615347的t统计量。由于SRPV与CPI的一阶差分序列都是平稳序列，因此，它们满足进行协整检验的前提。

在对SRPV和CPI进行单位检验后，建立如下回归方程：

$$SRPV_m = \beta_0 + \beta_1 CPI_m + \varepsilon_{tm}$$

采用最小二乘法，得到的估计结果如下：

$$SRPV_{im} = 1.399145 + 0.914761CPI_{im} + \hat{\varepsilon}_{im}$$

(17.51623) (21.21991)

$R^2 = 0.824267$ ，调整后 $R^2 = 0.822437$ ； $D.W = 0.343895$ ； F 统计值=450.2847， $p = 0$

SRPV与CPI的相关系数达到了0.914761，拟合效果较好，F统计值的相伴（收尾）概率为零，回归方程是显著的。

在对SRPV和CPI进行最小二乘估计后，再对残差进行单位根检验。我们同样对回归残差进行ADF检验和PP检验。两种检验法在1%的显著性水平上 t 统计值为-2.664327，而ADF检验PP检验的 t 统计量分别为-7.854857和-31.52745，这表明回归残差也是一个平稳序列。因此，SRPV与CPI之间确实存在协整关系，协整向量为（1，0.914761），中国的SRPV与CPI之间存在明显的正相关关系，相关系数达到了0.914761。由此可见，2001年1月至2009年2月间的中国月度相对价格标准差与总体价格上涨率之间存在明显的正相关关系，这说明，在此期间通货膨胀率上升时，相对价格标准差也会随之上升；反之，当总体通货膨胀率下降时，相对价格标准差会相应地下降。因此，中国物价总水平的变动中包含了更多的相对价格的调整，近几年来来的通货膨胀率的上升，都伴随着较大幅度的相对价格调整。

为了更深入地考查通货膨胀与相对价格变动之间的关系，我们还将总体通货膨胀和相对价格变动分解为预期到的通货膨胀与预期到的相对价格调整、未预期到的通胀与未预期到的相对价格变动。本文采用HP滤波方法来加以分解，将HP滤波中的趋势因素当作预期到的通货膨胀和预期到的相对价格变动，将其不规则的循环因素当作未预期到的物价总指数和相对价格标准差。

对未预期到的相对价格偏离物价总指数的标准差（以 $SRPV_u$ 表示）和未预期到的通货膨胀（以 CPI_u 表示）进行ADF带截距无趋势项的单位根检验，结果发现，它们都存在单位根，是非平稳序列，但是， $SRPV_u$ 一阶差分的ADF单位根检验的统计值为-6.842531，在1%的显著性水平上的 t 统计值为-2.972446，这表明未预期到的相对价格变动的一阶差分是一个平稳序列。 CPI_u 一阶差分的ADF单位根检验的统计值为-8.158215，在1%的显著性水平上的 t 统计值为-3.031437，表明未预期到的通货膨胀一阶差分同样是一个平稳序列。运用最小二乘法得到的协整方程为：

$$SRPV_u = -1.13527 + 1.06129CPI_u + \varepsilon$$

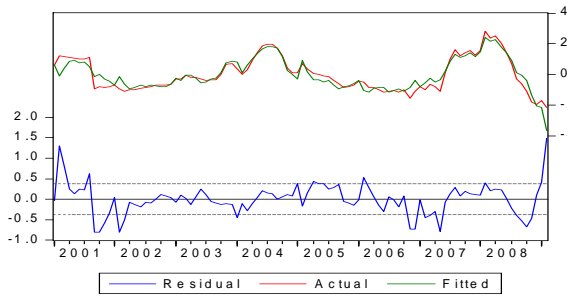
(-3.13747) (26.58459)

$R^2 = 0.880062$ ，调整后 $R^2 = 0.878813$ ； $D.W = 0.865646$ ； F 统计值=704.41400， $p = 0$

对回归方程的回归残差进行ADF检验和PP检验。两种检验法在1%的显著性水平上 t 统计值分别

为-3.255150和-3.307618，而ADF检验PP检验的 t 统计量分别为-7.563562和-30.72651，这表明回归残差是一个平稳序列。SRPV与CPI之间确实存在协整关系，协整向量为(1, 1.06129)，中国的未预期到的相对价格变动与未预期到的通货膨胀之间存在明显的正相关关系。回归方程的拟合

图2 未预期到通胀与未预期到相对价格变动标准差



值、实际值和残差序列如图2所示。从图2可以看出，拟合的效果非常好。而且，在未预期到的通胀率和未预期到的相对价格标准差处于上升时期，它们之间的似合效果明显优于它们均处于较低的时期的拟合效果。结果表明，2001年以来，中国未预期到的物价总指数的上升与未预期到的相对价格变动

之间存在较强的正相关关系，而预期到的通货膨胀与预期到的相对价格变动之间的相关性却较弱一些。

三、相对价格变动机制及其识别

(一) 相对价格变化的机制

根据卢卡斯和巴罗(1976)的模型，相对价格变动会随事前的通胀不确定性上升而增加，但在他们的模型里，实现的总需求冲击对相对价格变动没有影响，因为所有厂商都会对既定的总需求冲击做出相同的反应。但在赫科维茨(1981)和古基曼(1983)扩展的信号萃取模型里，由于不同的厂商的供给价格弹性是不同的，实现的总需求冲击会对相对价格变动有影响。在赫科维茨(1981)和古基曼(1983)的模型里，相对于那些供给价格弹性较低的厂商而言，供给价格弹性较高的厂商对未预期到的总需求冲击反应就要小一些。谢辛斯基和魏斯(1977)提出的菜单成本理论则可以推出相对价格变动与预期到的通货膨胀之间存在正相关关系，需求总击可能导致不同市场相对价格变化的差异，由于各个市场供给曲线的斜率并不一致，如果供给曲线的斜率较大，那么，正向的需求总击就将导致该市场的价格水平更大幅度地变动，较大的冲击会相应地导致各个市场相对价格变动的离差增加。在李敬辉和范志勇(2005)的分析框架里，引起相对价格变动的主要机制在于存货的变动，货币供应量和利率也是影响存货收益率，因而也会影响到大宗商品相对价格的变化。

为了更好地分析近几年来中国相对价格变动的机制，本文的简化模型则重点考察了收入、需求冲击与供给冲击是如何引起相对价格变动的。考虑一个简单的供给与需求模型。假定需求是价

格与收入的函数，同时还受到外生的需求冲击（如产品用途的改变）的影响。²以 D_i 表示 i 类产品的需求， p_i 表示 i 类产品的价格， b_i 表示对 i 类产品的需求价格弹性，且需求价格弹性小于零（这里不考虑炫耀性商品）， Y 表示收入， γ_i 表示对 i 类产品需求的需求收入弹性， ε_i^d 表示 i 类产品的需求冲击， α_i 表示需求对 i 类产品需求的反应弹性。为简化起见，假定各弹性系数为常数，且不考虑自发性需求，将 D_i 表示为：

$$D_i = p_i^{b_i} Y^{\gamma_i} \varepsilon_{id}^{\alpha_i} \quad (6)$$

以 S_i 表示对 i 类产品的供给，供给价格弹性以 β_i 表示，且供给价格弹性大于零， ε_{is} 表示供给冲击， λ_i 表示 i 类产品的供给对供给冲击的反应弹性，同样地，为了简便起见，假定各弹性系数为常数。将 S_i 表示为：

$$S_i = p_i^{\beta_i} \varepsilon_{is}^{\lambda_i} \quad (7)$$

均衡要求供给与需求相等，有：

$$p_i^{b_i} Y^{\gamma_i} \varepsilon_{id}^{\alpha_i} = p_i^{\beta_i} \varepsilon_{is}^{\lambda_i} \quad (8)$$

$$\text{于是，解得 } p_i = \left[\frac{Y^{\gamma_i} \varepsilon_{id}^{\alpha_i}}{\varepsilon_{is}^{\lambda_i}} \right]^{\frac{1}{\beta_i - b_i}} \quad (9)$$

进一步取对数得：

$$\ln p_i = \frac{1}{\beta_i - b_i} (\gamma_i \ln Y + \alpha_i \ln \varepsilon_{id} - \lambda_i \ln \varepsilon_{is}) \quad (10)$$

式（10）表明， i 类产品的均衡价格取决于收入、需求冲击和供给冲击。从（10）式可以看出，一个正向的需求冲击会导致其价格上升，需求冲击对均衡价格的影响程度取决于供给弹性、需求弹性和需求对需求冲击的反应弹性；一个正向的供给冲击会导致其价格下降，对价格的影响程度也要取决于供给冲击弹性、需求弹性和供给对供给冲击的反应弹性。

将（10）式对时间求导得：

$$\frac{1}{p_i} \frac{dp_i}{dt} = \frac{1}{\beta_i - b_i} \left(\gamma_i \frac{1}{Y} \frac{dY}{dt} + \alpha_i \frac{1}{\varepsilon_{id}} \frac{d\varepsilon_{id}}{dt} - \lambda_i \frac{1}{\varepsilon_{is}} \frac{d\varepsilon_{is}}{dt} \right) \quad (11)$$

²应当说，收入水平的变化导致的需求的变化也是需求冲击的一部分，但收入的变化与诸如产品用途改变之类的需求冲击的经济影响、政策含义可能是完全不同的，因此，本文将它们分开来处理。

以 \dot{y} 表示收入变化率, $\dot{\varepsilon}_{id}$ 表示 i 类产品需求冲击的变化率, $\dot{\varepsilon}_{is}$ 表示 i 类产品供给冲击的变化率, 则:

$$\dot{p}_i = \frac{1}{\beta_i - b_i} (\gamma_i \dot{y} + \alpha_i \dot{\varepsilon}_{id} - \lambda_i \dot{\varepsilon}_{is}) \quad (12)$$

假定 j 类产品与 i 类产品的需求函数和供给函数形式完全一样, 只不过相应的弹性系数是将上式中弹性系数的下标 i 改成 j 就可以了, 于是 j 类产品价格的变化率为:

$$\dot{p}_j = \frac{1}{\beta_j - b_j} (\gamma_j \dot{y} + \alpha_j \dot{\varepsilon}_{jd} - \lambda_j \dot{\varepsilon}_{js}) \quad (13)$$

将(12)和(13)代入(3), 于是得到这两类产品之间的相对价格变化为:

$$r\hat{p} = \dot{p}_i - \dot{p}_j = \frac{1}{\beta_i - b_i} (\gamma_i \dot{y} + \alpha_i \dot{\varepsilon}_{id} - \lambda_i \dot{\varepsilon}_{is}) - \frac{1}{\beta_j - b_j} (\gamma_j \dot{y} + \alpha_j \dot{\varepsilon}_{jd} - \lambda_j \dot{\varepsilon}_{js}) \quad (14)$$

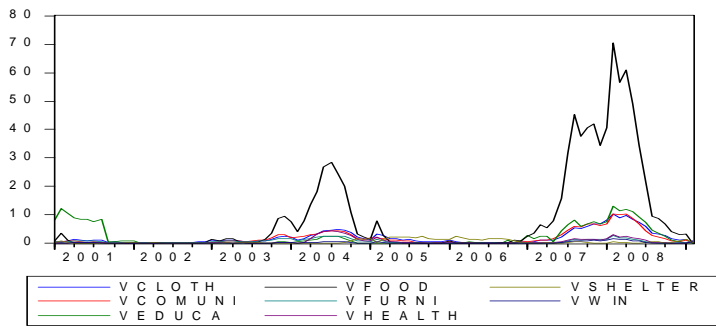
我们可以根据(14)式来考察各类因素对相对价格变动的的影响。若其它条件不变且两类产品的需求价格弹性相同、供给价格弹性也相同, 由于供给价格弹性大于零, 需求价格弹性小于零, 这样: (1) 当收入上升时, 即 $\dot{y} > 0$ 时, 那么, 两类商品之间的相对价格变化率的符号取决于各要取决于两类产品需求的收入弹性, 如果 $\gamma_i > \gamma_j$, 则, $r\hat{p}$ 会上升, 表明收入的增长会导致 i 类产品的价格上涨得更快, 反之则反是。(2) 若 i 类产品发生正向的需求冲击(如用途的扩大)会提高 i 类产品的相对价格, 反之则反是。在这种情况下, 相对价格的变化率取决于需求对需求冲击的反应弹性和需求冲击的强度。(3) i 类产品正向的供给(如技术变革导致 i 类产品生产效率的提高)会使其相对价格下降, 不利的供给冲击则会使 i 类产品的相对价格上升。供给冲击对相对价格的影响取决于供给对供给冲击的反应弹性和供给冲击的强度。

(二) 中国相对价格波动的识别及其冲击来源

下文就根据以上简要模型来分析中国相对价格变动的机制。过去几年里, 一些学者对中国价格总水平波动的冲击来源进行了识别和分析, 然而, 这些文献用来识别价格总水平波动的供给冲击和需求冲击的计量方法, 却不能用来识别相对价格变化的冲击来源。例如, 龚敏和李文溥(2007)认为供给冲击是长期的, 需求冲击是短期的, 将计量中的长期因素当作供给冲击来处理, 短期因素视为需求冲击。这种方法的问题在于, 无论是需求冲击还是供给冲击, 它们对相对价格的冲击既可能是短期的, 也可能是长期的, 而且, 某一次事件既可能形成需求冲击, 也可能形成供给冲击, 其对相对价格的影响取决于需求和供给对这种事件的反应。新技术的发明和广泛运用对供给

冲击的影响就是长期的，像自然灾害带来的供给冲击就可能是短期的；某种产品用途的改变带来的需求冲击就可能是长期的；禽流感之类的事件就会同时引起需求冲击和供给冲击，且对需求冲击的强度往往大于对供给冲击的强度。

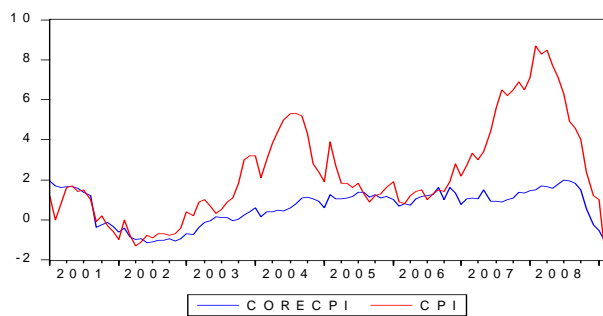
图3 各消费者分类价格指数对CPI的离差平方和



为了考察2001年以来中国物价总指数波动中的相对价格调整的冲击来源，我们还需要对相对价格波动进行识别。图3是2001年至2009年3月的各类消费品价格偏离CPI的标准差。我们看到，在物价总指数上升的时期，

相对价格标准差波动最大的是食品价格，居住类产品价格偏离总体通胀的标准差也相对较高，相对价格波动标准差最小的就是烟酒及用品、衣着等。在图3中，我们还看到，在我们考察的样本期内，相对价格标准差的波动大致为十八个月左右，2001年底至2003年第一季度，各类产品的相对

图4 中国CPI与核心CPI (corecpi) 的比较(%)



资料来源：CPI来自于国家统计局网站，核心CPI由作者计算。

对价格标准差都处于较低的水平，2003年第二季度至2004年底，是相对价格标准差较高的时期；在2005年至2006年第三季度，同样是相对价格标准差较低的时期，2006年第四季度开始又有所上升，2007年的波动标准差再进一步上升。为了进一步考察食品类价格对物价总指数的影响，我们还

分析了中国的核心CPI。由于核心CPI是扣除食品和能源后的CPI，因而考察核心CPI与总体CPI之间的关系，也可以分析食品和能源价格对总体通胀变化的影响。但是，中国国家统计局只对外公布了整体的CPI，没有公布核心CPI，我们需要根据消费者分类价格指数计算中国的核心CPI。在国家统计局公布的八大类消费者分类价格指数中，并没有能源一项，我们在计算核心CPI时只剔除了食品一项。由于剔除了食品项，我们还应当对计算核心CPI的剩余七类消费者分类价格指数的权重进行相应地调整，使七大类消费者价格指数的权重之和等于1，但并没有对剩余的七项消费者价格指数之间的相对权重进行调整。调整后的权重与国家统计局公布的对应价格指数的乘积之和，即得

到了核心CPI序列。计算的核心CPI显示在图4中，可以看出，中国剔除食品后的核心CPI一直较低，整体CPI却有着驼峰状的波动。图3和图4从两个不同的侧面表明了近几年来中国物价总指数的波动主要是由食品价格指数的变动引起的，整体通胀率的上升背后不过是食品类产品对其它产品的相对（交换）价格的上升的结果，或者意味着食品类的产品对其它消费品的贸易条件的改善。

上文指出，需求收入弹性的差异、需求冲击和供给冲击都可能导致相对价格的调整。由于食品的收入弹性较低，对食品的需求增长速度往往会落后于收入的增长率。根据恩格尔定律，随着收入水平的上升，人们用于食品类的支出在其总支出中所占的比重相应地下降，这表明对食品的需求增长率会低于收入的增长率，食品需求的收入弹性是小于1的。由此可以推断，近年来，在中国食品的相对价格有利的调整中，名义的收入增长并不是导致食品价格大幅上升的重要因素，食品价格的较快上涨并不是名义变量冲击的结果。这意味着，食品相对价格的有利调整可能来自于其它实质方面的需求冲击或者是供给冲击。在需求冲击方面，一些食品用途的改变导致食品价格大幅上涨，典型的莫过于作为替代能源的生物乙醇极大地增加了对粮食的需求。据统计：“美国20%的玉米和巴西50%的甘蔗被用于制造燃料乙醇，欧盟65%的菜籽油和东南亚30%的棕榈油被用于制造生物柴油。”³用途的改变导致的需求冲击引起的相对价格变化，最终还要取决于其替代产品价格的变化，由于食品与能源之间已具有较强的替代性，食品价格的走势最终与石油为代表的能源价格的变动息息相关。另一个形成食品价格冲击的主要来自于供给方面，如曾经CPI影响较大的猪肉价格的上涨就可能是来自于供给冲击，如果其相对价格能够较快地得到理顺，生产者对这种冲击的反应往往较快，其对价格总指数的影响的时间并不持续过长的时间。居住类产品相对价格的较大变化可能主要来自于居民对居住类产品需求的收入弹性较大的结果，即随着居民收入水平的提高和财富存量的增长，对居住类产品的需求出现了更大幅度地上涨；面对需求收入弹性较大的居住类产品需求较大的增长，供给能力在短期内又难以大幅提高，于是，居住类产品的相对价格较大幅度地上升也是必然的结果。过去几年里，中国居住类产品价格的大幅上涨，正是名义收入增长后消费需求结构升级的结果。

四、相对价格变动对宏观经济政策的含义

过去一段时间里，政府一直强调由“结构性”的价格上涨转变为“全面”的通货膨胀。结构性的价格上涨，即表明相对价格的调整；全面的通货膨胀，则似乎是指所有商品价格指数均按至少大致相当的速率上涨，相对价格调整效应较弱。如果所有商品价格（包括要素价格）均按大致相当的速度上升，且完全被公众所预期，即不存在货币幻觉，那么，全面的通货膨胀对产出和资

³ 《21世纪经济报道》2008年4月22日。

源的配置影响将是中性的。如果物价指数的上涨更多包含着相对价格的变动，即便这种价格上涨被预期到，它的影响将是非中性的，例如，它可能会吸引更多的资本流入到相对价格上涨较快的行业中去。此外，物价指数上涨中的相对价格变动还具有收入与财富再分配的效应，因而还会对整个社会的福利产生影响。在结构性的价格变动引起通胀率上升的情况下，政府为稳定价格指数而采取的宏观调控，应当充分注意到它对福利效应的影响。

货币政策的最终目标就是要保持物价水平的稳定，只有在非常紧急的时期，中央银行的货币政策操作才可能暂时地偏离物价稳定目标。如果没有其它剧烈的外部冲击，中央银行的货币政策就是要保持物价水平的稳定。、在政府的宏观调控中，要将表现为物价总指数上涨的通货膨胀率的方差降到最低，在通货膨胀率上升的时期，降低那些相对价格变动较大的商品的价格上涨率，似乎可以成为政府反通货膨胀的一条捷径。诚如上文分析表明的，中国的通货膨胀与相对价格变动之间存在明显的正相关关系，相对价格的变动对资源的配置恰恰具有真实效应，也与国民收入分配有着密的关系。改革开放以来，农民人均纯收入就与食品价格的上涨存在密切的正相关关系，历次物价总指数上涨较快的时期，恰恰也是农村居民收入增长较快的时期，在物价指数上涨较低的时期，也往往是食品价格上涨较慢和农村居民人均纯收入增长率极度缓慢的时期。如果食品价格上涨导致了农村居民收入水平的上升，那么，虽然它带动了物价总指数的上涨，但由于相对价格的变化会引起消费者的预算约束线的斜率发生相应的变化，同时也会使预算约束线向外移动，因而农村居民的效用无差异曲线也会向外移动，从而提高了整体的效用水平。这提醒我们，如果宏观调控（货币政策）不只是将物价指数这一“技术性”的“数字”最小化，而是同时关注其国民福利效应，那么，容忍适度的物价总指数上涨是否会更好的政策？

物价总指数与相对价格变动存在正相关关系的另一个政策含义是，政府在宏观调控中控制通货膨胀时应当对引起物价指数上涨的冲击来源加以更好地识别。只有在对引起相对价格冲击进行识别之后，才能在尽可能地不损害价格机制效率的前提下采取有针对性的宏观经济政策达到稳定物价水平的目的。如果物价总指数的上涨是由一些特定行业的需求冲击引起，并不是由货币供应量或信贷增加造成的，那么，为了稳定物价总指数而采取紧缩性的货币政策可能会收效甚微。由产品用途改变导致的需求增加引起相对价格的调整，在短期内可能无法恢复到一个稳态均衡的状态，因为它不仅取决于自身应对需求冲击的供给调整速度和能力，而且还要取决于其替代产品价格的变化。开放经济条件下，替代品的价格调控常常不是一国货币政策所能及的。而且，我们不无遗憾地看到，为了控制物价总指数的上涨，一些有违于市场化取向的所谓临时价格干预机制频频登上了中国宏观调控的舞台，这有损于相对价格调整对资源配置效率的改善。

主要参考文献:

- 李敬辉、范志勇:《利率调整和通货膨胀预期对大宗商品价格波动的影响》,《经济研究》2005年第6期。
- 王明舰:《中国地区通货膨胀研究》,北京大学中国经济研究中心论文,1995年。
- Benabou, Roland, “Search, Price Setting and Inflation”, *Rev. Econ. Studies*55 (July 1988): 353-76.
- Carlos Felipe Jaramillo, “Inflation and Relative Price Variability: Reinstating Parks’ Results”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1999, Vol. 31, No. 3, Part 1, pp. 375-385.
- Cecchetti, Stephen, “The Frequency of Price Adjustment: A Study of Newstand Prices of Magazines, 1953-1979”, *Journal of Econometrics*, 1986, Vol31, pp255-274.
- David Fielding, Paul Mizen, “Relative Price Variability and Inflation in Europe”, *Economica*, New Series, 2000, Vol. 67, No. , pp. 57-78.
- Grier, Kevin B., and Mark J. Perry, “Inflation, inflation uncertainty, and relative price dispersion: Evidence from bivariate GARCH-M models”, *Journal of Monetary Economics*, 1996, Vol 38, pp391-405.
- Guy Debelle and Owen Lamont, “Relative Price Variability and Inflation: Evidence from U.S. Cities”, *The Journal of Political Economy*, 1997, Vol. 105, No. 1, pp. 132-152.
- Mills, Frederic C., “*The behavior of price*”, New York: National Bureau of Economic Research, 1927.
- Parks, Richard W, “Inflation and Relative Price Variability”, *Journal of Political Economy*, 1978, Vol. 86, No. 1. 79-96.
- Parsley, D, “Inflation and relative price variability in the short and long run: new evidence from the United States”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1996, Vol. 28, No. 3, 323-41.
- Reinsdorf, M, “New evidence on the relationship between inflation and price dispersion,” *American Economic Review*, 1994, Vol. 84, No. 3. 720-31.
- Sheshinski, Eytan and Weiss, Yoram, “Inflation and the Costs of Price Adjustment”, *The Review of Economic Studies*, 1977, Vol. 44, No. 2., pp. 287-303.
- Tang, De-piao, and Ping Wang, “On relative price variability and hyperinflation”, *Economics Letters*, 1993, 42:pp209-14.
- Vining, D.R. and Elwertowski, T. C, “The relationship between relative prices and the general price level”, *American Economic Review*, 1976, Vol. 66, No. 4, pp. 699-708.