

# 基于预测视角的中国核心通货膨胀测算：以惯性为权重

范志勇 张鹏龙

(中国人民大学经济学院 100872)

内容提要: 本文从货币政策和对标题通货膨胀预测的角度构建了中国基于价格上涨惯性权重的核心通货膨胀指标。与国内现有计算通货膨胀惯性的研究不同, 本文通过环比价格增长率计算其惯性, 从而避免了同比增长率指标可能对惯性的高估。通过与传统的剔除法核心通货膨胀以及与标题通货膨胀进行对比, 本文发现基于惯性权重的核心通货膨胀是标题通货膨胀的领先指标, 对短期标题通货膨胀的变换有较强的预测能力, 因而具有较高的政策参考意义。根据我们模型的预测结果, 2010年10月将是价格指数环比增长率的低点, 11月份之后将会上升; 如果考虑到美联储第二轮量化宽松货币政策所造成的热钱流入, 中国所面临的通货膨胀压力更加严峻。

## 一、问题提出

自2009年以来, 在多种因素的作用下, 中国多种商品价格出现了较大的涨幅, 先是大蒜, 然后是绿豆, 近期鲜菜、鸡蛋等产品价格都出现了较快增长。面临这种形式, 货币政策当局究竟该如何决策? 政策当局是否应该通过货币政策来应对这些商品的快速增长? 事实上无论是否明确实施所谓的“通货膨胀目标制”, 保持价格水平稳定都是各国货币政策的主要目标之一。然而在具体实践中, 许多中央银行都重点关注核心通货膨胀率而非总体通货膨胀率, 并且往往将食品和能源价格排除在政策关注目标之外。例如美联储所特别关注的“个人消费支出”价格指数中不包含食品和能源的价格; 欧洲中央银行所计算的核心通货膨胀中则是剔除了食品原材料和能源价格<sup>①</sup>。政策当局关注核心通胀的原因在于“总体价格水平变化中包含了较多的短期噪音”。<sup>②</sup>因此货币政策是否该对大蒜、绿豆等食品价格进行响应的政策选择背后所隐含的理论问题是, 货币政策应该对标题通货膨胀(总量通货膨胀)还是对核心通货膨胀进行反应。

中央银行为什么要关注“核心通货膨胀”, 并且往往将食品和能源价格排除在外呢? Roger (1998) 指出理论上核心通货膨胀特别强调标题通货膨胀两个方面的特征, 一是标题通货膨胀中的持续性部分(persistent component); 另一个是标题通货膨胀中的具有普遍性的部分(generalised component), 其理论基础分别来自Friedman (1963) 和Okun (1970) 关

---

本文得到国家社会科学基金项目“中国通货膨胀中的需求拉动与成本推动因素研究及其政策选择”(08CJL010) 和国家社科基金重大招标项目“保持经济平稳较快发展、调整经济结构与管理通胀预期的关系研究”(09&ZD018) 课题资助。

<sup>①</sup> 米什金(2007)。

<sup>②</sup> Rich 和 Steindel (2007)。

于通货膨胀的定义。前任美联储副主席Blinder（1997）指出美联储将食品和能源价格排除在政策目标之外主要是央行对于控制此两大类商品价格无能为力，而非由于其波动性过大；核心通货膨胀和标题通货膨胀的区别还在于核心通货膨胀强调区分价格冲击中的暂时性因素和永久性因素，并在此基础上提出了计算核心通货膨胀的方法。米什金（2007）认为虽然货币政策可以在长期内控制标题通货膨胀，但对短期内由供给冲击造成的产品相对价格变化以及由此造成的总量通货膨胀上升却无能为力；由于核心通货膨胀剔除了某些价格变化幅度大的商品，因此能够更清晰地反映潜在通货膨胀的压力。Rich和Steindel（2007）指出由于货币政策存在滞后效应，区分永久性价格上升和暂时性价格上升具有重要的政策意义，计算核心通货膨胀的目的之一就是要将总体价格指数中暂时性价格变化部分予以剔除。如果价格上涨仅仅是暂时的，货币政策应避免过度调整，如果价格上涨具有较强的惯性，货币政策则需及时作出调整。米什金（2007）认为当标题通货膨胀中具有重大临时性因素时，重点关注核心通货膨胀指标有助于避免货币政策的失误，特别是当货币政策与经济活动之间存在比较长的时滞时。因此关注核心通货膨胀，不仅要关注价格波动较大的成分，还需要区分长期价格上涨和短期价格上涨。

核心通货膨胀概念最早出现于1970年代早期，通过剔除食品和能源价格来计算核心通货膨胀的方法最早由Gordon（1975）提出并广为采用。由于核心通货膨胀并没有固定的概念，因此不断有新的计算方法出现，Mankikar和Paisley（2002）将计算核心通货膨胀的方法分为基于统计的方法和基于模型的方法两大类。然而现有计算核心通货膨胀的方法在一定程度上忽略了对标题通货膨胀中持续性成分的研究，或者由于计算方法过度复杂导致实用性较低。Blinder（1997）从对未来通货膨胀预期的角度建议，根据通货膨胀各部分价格变化的持续性或者与整体通货膨胀的协方差重新分配权重并计算核心通货膨胀而非剔除部分产品。

本文试图借鉴Blinder（1997）对核心通货膨胀的定义，根据标题通货膨胀中各成分的持续性构建中国核心通货膨胀，从而为预期未来通货膨胀变化提供相应的借鉴。此外，与现有国内计算通货膨胀惯性的文章不同，本文通过环比通货膨胀率计算其惯性，从而避免了同比通货膨胀可能对惯性的高估。由于基于权重的方法本质上属于基于统计方法的核心通货膨胀计算方法，因此比基于模型的方法更加简便，实用性更强。下文分为四个部分。第二小节对现有计算核心通货膨胀的方法进行总结；第三小节基于近年对通货膨胀惯性研究的成果，通过两种方法计算标题通货膨胀中各项目环比增长率惯性，进一步由此计算核心通货膨胀中各项目的滚动权重；第四小节对基于惯性权重核心通货膨胀的统计特征进行描述，并比较其在标题通货膨胀预测方面相对于传统剔除法核心通货膨胀的优势；最后是论文的结论。

## 二、核心通货膨胀计算方法

Mankikar和Paisley（2002）将计算核心通货膨胀的方法分为基于统计的方法和基于模型的方法两大类。基于统计的方法实质上是根据核心通货膨胀的含义，对短期显著波动的细项予以扣除，即扣除CPI篮子中短期内价格波动较大的细项后，重新分配剩余各细项的权重从而形成核心通货膨胀。传统基于统计的方法测算核心通货膨胀时，往往将能源和食品等具有显著短期波动性的部分予以剔除。剔除法的好处在于操作方法直观透明，易于理解何进行重复检验，并且具有较强的适时性。除此之外，基于统计的方法还包括修剪均值法、加权中位数法和平滑技术法等。Bryan和Cecchetti（1994）采用加权中位数法(weighted median)，即将观测期间内CPI篮子中各细项价格变动波动幅度进行排序，将处于中位数细项的价格变动率即为核心通货膨胀。Dolmas（2005）所采取的修剪均值法(trimmed mean)是将CPI篮子中价格变动最大和最小的细项扣除，然后重新分配剩余细项的权数所产生的数据即为核心通货膨胀。Cogley（2002）讨论指数平滑法(exponential smoothing)，这类方法假设政府和私人部门

通过适应性 (adaptive) 方法来研究通胀均值的变化, 通过依次递减的权重对当前和过去通货膨胀进行加权平均从而得到核心通货膨胀。王少平、谭本燕 (2009) 指出对于基于统计的方法而言, 应用基于统计的方法度量核心通货膨胀一方面取决于具有短期波动的细项(如能源和食品)是否直接作为细项, 扣除后如何对剩余细项重新分配权重; 另一方面, 由于不同时期短期波动较大的细项不尽相同, 因此用扣除法计算核心通货膨胀, 将直接导致组成CPI篮子中的各细项不断变化, 这两个问题形成了统计扣除法的局限性。然而Rich和Steindel (2007) 同时也指出, 相对于基于模型的计算方法而言, 研究者对基于统计方法的核心通货膨胀计算方法分歧较小, 而且这类方法便于计算, 因此在实践中得到了更加广泛的应用。除了上述方法之外, Blinder (1997) 提出应该根据通货膨胀各部分价格变化的持续性或者对未来通货膨胀的预测能力重新分配权重计算核心通货膨胀而非剔除部分部分产品。Bilke和Stracca (2007) 认为货币政策应该更加关注中期目标, 因此在计算核心通货膨胀时, 持续期越短的部分给予的权重应该越低。根据通货膨胀惯性权重计算核心通货膨胀的研究尚处于起步阶段, Cutler (2001)、Bilke和 Stracca (2007) 分别计算了英国和欧元区基于惯性权重的核心通货膨胀。Cutler (2001) 发现就对未来通货膨胀的预测能力而言, 基于惯性权重构造的核心通货膨胀优于其他计算方法得到的核心通货膨胀和标题通货膨胀本身, 特别是对未来6个月和12个月的通货膨胀有较强的预测能力; 而被广泛采用的剔除食品和能源价格的核心通货膨胀对未来通货膨胀走势的预测能力最差。Bilke和Stracca (2007) 的研究发现欧元区基于惯性权重的核心通货膨胀具有以下特征, 首先, 在某些时期核心通货膨胀的波动程度可能高过标题通货膨胀; 其次, 基于惯性权重的核心通货膨胀是标题通货膨胀的领先或一致变量, 而通过其他方法得到的核心通货膨胀往往是标题通货膨胀的滞后变量; 最后基于惯性权重的核心通货膨胀与欧洲中央银行货币政策之间存在显著的相关性。这一研究结果体现出基于惯性权重的核心通货膨胀在预测未来标题通货膨胀和货币政策走势方面的优越性。

随着计量经济理论和方法的发展, 基于模型度量核心通货膨胀几年来也得到了较快的发展, 其中比较常用的方法包括基于结构向量自回归模型(SVAR)的度量方法和基于动态因子模型的方法等等。Quah 和 Vahey (1995) 将核心通货膨胀定义为“通货膨胀中对实际产出没有中长期影响的成分”, 但并不排除短期内对产出的影响; 而非核心通货膨胀则会对产出产生永久性影响。在此基础上, 作者建立了包括产出和价格指数两个变量的结构向量自回归模型, 由此估计通货膨胀的长期成分。Bryan and Cecchetti (1993)基于 Stock and Watson (1991) 的方法识别消费价格指数各组成部分中的共同趋势 (common trend), 并将该方法称为动态因子模型 (Dynamic Factor Index)。在该方法中, 各类商品价格假设由共同趋势部分和反映相对价格的异质性部分构成, 并且两部分互不相关。各类商品价格在核心通货膨胀中的权重由其对共同趋势的贡献决定。除了 Mankikar 和 Paisley (2002) 的分类方法, Roger (1998) 将计算核心通货膨胀的方法区分为基于通货膨胀组成部分持续性和普遍性两大类, 并评价了各种方法的优缺点及其在实际运用中问题。

国内近年来也对核心通货膨胀展开了一系列研究并取得了众多实证研究成果。范跃进和冯维江 (2005) 基于剔除法、加权中位数法和修剪均值法计算了 1995-2004 年中国核心通货膨胀, 并在此基础上讨论了中国核心通货膨胀与宏观经济状况的关系。简泽 (2005) 将核心通货膨胀定义为“从 RPI 或 CPI 观察到的一般价格水平变化中由货币冲击导致的成分”, 并通过结构向量自回归模型(SVAR)来测量中国 1954-2002 年的核心通货膨胀。赵昕东 (2008) 扩展了 Quah 和 Vahev (1995) 的两变量结构向量自回归模型, 建立了包括消费价格指数、食品价格指数与产出的三变量 SVAR 模型, 并通过变量施加基于经济理论的长期约束估训了 1986-2007 年中国的核心通货膨胀。王少平、谭本艳 (2009) 基于中国 8 大类消费品篮子, 运用 Gonzalo 和 Granger 有关协整——误差修正模型的调节系数矩阵正交分解技术度量了中国的核心通货膨胀率, 并揭示其动态调整行为及其惯性。

### 三、基于环比价格增长率的通货膨胀惯性测算及断点检验

#### (一) 计算通货膨胀惯性的方法总结

通货膨胀惯性 (persistence) 是指通货膨胀受到冲击后重新收敛到均衡水平的速度, 恢复均衡所需的时间越长, 通货膨胀的惯性越长。Cutler (2001)和Demarco (2004)通过AR(1)过程的系数来评估通货膨胀惯性。然而在专门研究通货膨胀惯性的文献中, 研究者提出了专门计算通货膨胀惯性的方法。Andrews和Chen (1994)指出理论上时间序列的长期惯性特征可以通过其脉冲响应函数反映, 而实践中通常使用自回归系数之和来衡量通货膨胀惯性。Dias and Robalo Marques (2005) 提出了计算通货膨胀惯性的不同思路, 平稳序列回归均值的频率越小表明其惯性越强。Gadzinski和Orlandi (2004) 提到计算通货膨胀惯性的两种方法。第一种方法采用通货膨胀自回归方程之后系数之和来反映通货膨胀惯性, 这种方法由于计算较为简便, 得到较广泛的应用。第二种方法采用所谓的半衰期方法 (half-life indicator) 计算通货膨胀惯性, 所谓半衰期是指暂时性冲击影响超出其最初影响一半的时期数。上述两种方法实质上都是通过时间序列脉冲响应函数方法来反映通货膨胀惯性。Bilke和Stracca (2007) 从标题通货膨胀各组成部分的领先特征角度来定义通货膨胀惯性的方法, 通过计算各分项与未来某一时间 (如一年之后) 标题通货膨胀的相关系数来确定各分项的惯性, 相关系数越大, 惯性越强。

国内关于通货膨胀惯性的研究尚处于起步阶段。张成思 (2008, 2009) 借鉴 Taylor (2000) 和 Willis (2003), 通过通货膨胀 AR 模型中的滞后项的系数之和来度量通货膨胀惯性。由于担心当 AR 模型滞后项系数之和接近 1 时最小二乘法可能存在的偏移, 作者在计量方法的选择了 Hansen (1999) 提出的“格点拔靴” (grid-bootstrap)。从计量结果来看, 张成思通过 1980 年到 2007 年季度同比数据发现, CPI 惯性系数最小二乘法估计值为 0.922; 格点拔靴致信区间中值为 0.940, 这一结果远高于西方国家的水平。导致这一差异的原因可能在于国内研究采用同比通货膨胀数据, 而国外的研究多采用环比数据。

#### (二) 基于环比价格增长率的通货膨胀惯性测算

##### 1、通货膨胀惯性测算方法

本文借鉴Gadzinski和Orlandi (2004) 的方法, 通货膨胀惯性的计算采取如下方程形式。

$$\pi_t = \mu_0 + \mu_1 D_t + \rho \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=k} \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$\pi_t$ 表示通货膨胀,  $D_t$ 是虚拟变量, 表示通货膨胀可能的结构变化, 参数 $\rho$ 反映通货膨胀惯性的大小,  $\rho$ 越大则表示通货膨胀的惯性越强。上述方法可以由通货膨胀自回归方程得到, 该方法已成为研究通货膨胀惯性的标准方法之一, 如 Taylor (2002) 和 Willis (2003)。通货膨胀自回归方程可以表示为

$$\pi_t = c + \alpha(L) \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中 $\alpha(L) = \alpha_1 + \alpha_2 L + \dots + \alpha_n L^{n-1}$ 为滞后算子 $L$ 的多项式。通货膨胀惯性反映的是受到冲击后通货膨胀重新回到其趋势值的时间, 因而可以通过累计脉冲响应函数 (CIRF) 来表示一单位随机冲击给通货膨胀率造成的累积影响。根据累计脉冲响应函数的定义和方程 (2) 可以得到

$$CIRF = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\partial \pi_{t+i}}{\partial \varepsilon_t} = \frac{1}{1-\alpha(1)} \quad (3)$$

$\alpha(1)$ 越接近于 1 表明随机冲击对于通货膨胀率的累计效果越强。因而自回归模型中滞后项系数的算术和一般被用来衡量通货膨胀的惯性水平。由于滞后项之间可能存在的共线性,因此如果直接对方程(2)进行回归可能会造成单个滞后项系数的标准差估计不精确,进而影响进一步的统计推断。将方程(2)重新系数化为方程(1)之后可以得到较为精确的通胀惯性系数的估计值和相应的标准差。可以证明方程(1)中 $\rho$ 等于方程(2)中的 $\alpha(1)$ ,即通货膨胀率自回归系数之和。在实际回归过程中根据从一般到特殊的原则,根据 AIC 指标判定具体的滞后阶数。张成思(2008)曾经对上述方法进行了较为详细的介绍,并且进一步指出最小二乘法对自回归模型的回归中 $\rho$ 的估计会发生向下偏倚,特别是当 $\rho$ 接近于 1 的时候统计偏倚尤为严重,建议可以通过 Hansen(1999)提出的“格点拔靴”方法(Grid-Bootstrap,下文简称为 GB)对上述结果进行修正。“格点拔靴”法利用拔靴技术对可能的 $\rho$ 模拟其最小二乘估计有限样本分布,然后格点搜索计算 $\rho$ 的置信区间。

针对本文的估计方程,GB方法具体过程可以概括为:首先,在以参数 $\rho$ 的 OLS 估计值为中心的某个邻域(比如左右各 5 个标准差)内均匀抽取 G 个点,分别用 $\rho_i$ 表示, $i=1 \dots G$ ;将虚拟假设“ $\rho=\rho_i$ ”所对应的检验统计量记作  $S_n(\rho)$ ,  $n$ 为数据样本个数。<sup>①</sup>第二步,对于某个选定的 $\rho_i$ ,通过 Bootstrap 方法模拟 B 次,计算每次模拟所得到的  $S_n(\rho)$ ,共得到 B 个  $S_n(\rho)$ 的取值并进行排序。第三步,根据给定的显著性水平确定  $S_n(\rho)$ 统计量临界值所对应的概率  $\theta_1=1-(1-\beta)/2$ 和 $\theta_2=(1-\beta)/2$ 以及这两个概率下的临界值  $q_n(\theta_1|\rho)$ 和 $q_n(\theta_2|\rho)$ ,使得  $S_n(\rho) > q_n(\theta_1|\rho)$ 和  $S_n(\rho) > q_n(\theta_2|\rho)$ 的概率分别为  $\theta_1$ 和 $\theta_2$ ,即  $P(q_n(\theta_1|\rho) < S_n(\rho) < q_n(\theta_2|\rho)) = (\theta_1 - \theta_2)$ 。第四步,对上述所有的 $\rho_i$ 重复上述过程,并通过方程(4)将 G 组离散临界值平滑成关于 $\rho$ 的连续函数,方程(4)中的  $K(\cdot)$ 为 Epanechnikov kernel 函数, $h$ 为进行格点搜索的区间长度。第五步,由于在本文的计算过程中我们取  $S_n(\rho)$ 为  $t$ 检验统计量,因此将平滑后的临界值函数与 OLS 方法得到的  $t$ 统计函数的交点投射到 $\rho$ 轴上就可以得到 GB 方法估计的参数置信度为 $(\theta_1 - \theta_2)$ 的置信区间。通过上述过程我们可以看出 GB 方法实际上是通过 Bootstrap 方法修正了参数统计值  $S_n(\rho)$ 的分布,从而避免了当 $\rho$ 接近 1 时 OLS 方法可能造成的有偏估计。与传统的 Bootstrap 方法不同,传统 Bootstrap 方法仅是在参数 $\rho$ 的 OLS 估计值处进行模拟,而 GB 方法则是在参数估计值的邻域内取 G 个点进行模拟后再进行平滑,扩大了参数的搜索范围。

$$q_n^*(\theta|\rho) = \frac{\sum_{j=1}^G K\left(\frac{\rho - \rho_j}{h}\right) \rho_n(\theta|\rho_j)}{\sum_{j=1}^G K\left(\frac{\rho - \rho_j}{h}\right)} \quad (4)$$

为了保证计量结果的稳健性,本文对于 $\rho$ 的估计采用 OLS 方法和 GB 方法,并与现有研究成果进行对比。<sup>②</sup> Hansen(1999)指出当 G 和 B 分别达到 25 和 399 时就可以得到比较精确的结果,在本文中我们抽取格点数  $G=100$ ,重复抽样次数  $B=999$ , $\theta_1$ 和 $\theta_2$ 分别为 95%和 5%,即最终获取的是参数 90%的置信区间,并采用 Hansen(1999)提供的软件包进行计算。

## 2、基于环比价格指数的中国消费者价格及其分项惯性测算

为了与现有国内研究结果比较,我们选取月度环比消费者价格及其分项指数作为研究对

<sup>①</sup> 在本文实际计算中我们取  $S_n(\rho)$ 为  $t$ 检验统计量,这也是为什么在 bootstrap 方法第五步当中为什么要取平滑后的临界值函数与  $t$ 检验函数交点的原因。Hansen(1999)原文中指出  $S_n(\rho)$ 并不局限于  $t$ 检验统计。

<sup>②</sup> 需要说明的是尽管上述研究方法被国内一些研究所采用,但在数据选择上存在较大差异。国外研究采用环比数据,国内研究多采用同比数据;由于前后相邻的两个同比数据中存在较多的重叠部分,例如两个前后相邻的月度同比增长率有 11 个月份相同,因此使用同比数据存在高估通货膨胀惯性的可能。

象。如无特别说明本文数据来源于《中国经济景气月报》。根据目前统计局所公布的数据，除“烟酒及用品”仅在2001年之后有数据外；其他各分项价格指数1999年之后的月度环比指数可以获得，月度同比数据则可以追溯到1994年。由于下文计算基于惯性的核心通货膨胀对数据量要求较多，同时为了与现有研究成果进行对比，本文选取的样本区间为1994年1月至2010年9月。我们首先通过环比数据和同比数据将全部价格指数换算成月度环比增长率，然后再进行季节调整。<sup>①</sup>我们首先对不含虚拟变量的方程（1）进行回归，然后就回归系数进行断点检验，搜寻可能存在的结构性变换。对于存在断点的分项价格指数，我们用包含虚拟变量的方程（1）重新进行回归，得到对通货膨胀惯性系数的估计值，见（表一），断点检验的结果详见（表二）。

（表一）中给出了本文根据不同方法计算的中国消费者价格及其分项月度环比增长率的惯性系数估计。由于下文中断点检验发现“医疗保健”、“交通通讯”和“娱乐教育”三个项目可能存在存在结构变化，因此这三个项目根据方程（1）进行惯性系数回归时包含了虚拟变量。在（表一）中 OLS 是根据方程（1）对通货膨胀惯性的估计；GB 方法基于 Hansen（1999）对通货膨胀惯性系数进行的“格点拔靴”估计；为了与现有实证研究成果进行对比，本文还节选了张成思（2009）部分结果。

（表一）消费者价格及其分类指数月度环比增长率惯性系数（1994年1月-2010月9月）<sup>②</sup>

	计算方法	总指数	食品	烟酒	衣着	家庭设备	医疗保健	交通通讯	娱乐教育	居住	
OLS 方法	$\rho$	0.794	0.643	0.647	0.852	0.900	0.844	0.339	0.605	0.691	
	标准误	0.059	0.086	0.071	0.035	0.027	0.053	0.093	0.097	0.059	
	Prob	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
	滞后阶数	3	3	0	3	2	3	2	3	2	
	AIC	1.042	2.816	-1.811	-0.304	-1.817	-0.227	0.334	1.337	0.758	
	R <sup>2</sup>	0.486	0.228	0.424	0.766	0.857	0.611	0.169	0.209	0.457	
GB 方法	区间中位数	0.824	0.668	0.669	0.866	0.913	0.901	0.371	0.668	0.709	
	置信区间	上限	0.930	0.817	0.790	0.926	0.962	1.013	0.528	0.840	0.807
		下限	0.717	0.526	0.547	0.805	0.865	0.793	0.216	0.498	0.608
张成思 (2009)	OLS 方法	0.970	0.946	0.944	0.940	0.955	0.900	0.842	0.896	0.934	
	GB 中位数	1.015	0.985	1.013	0.972	0.981	0.935	0.885	0.926	1.014	

根据 OLS 方法对通货膨胀惯性系数的估计，样本期间 CPI 总指数的惯性系数为 0.794，在 8 大类分项消费品中，惯性最大的项目是“家庭设备”，达到 0.900，其他随着惯性依次降低的项目是“衣着”、“医疗保健”、“居住”、“烟酒”、“食品”、“娱乐教育”和“交通通讯”，在标题通货膨胀中所占权重最大的“食品”在惯性系数显著的项目中属于惯性较小的项目。由于 GB 是针对 OLS 估计可能存在的向下偏倚开发的，因此我们发现根据 GB 方法所得到的惯性系数与通过 OLS 得到的惯性系数存在一定差异。GB 方法置信区间中位数不仅系统性高于 OLS 方法惯性估计值，而且按照中位数比较的惯性相对大小也出现了一定的变化。GB 方法置信区间中位数结果显示，CPI 总指数的惯性系数为 0.824，在 8 大类分项消费品中，惯性最大的项目是“家庭设备”，达到 0.913；其他随着惯性依次降低的项目是“医疗保健”、“衣着”、

<sup>①</sup> 在国外研究中，往往将通货膨胀年率作为计量对象，事实上并不会对除常数项之外的回归系数造成实质影响。

<sup>②</sup> 本表中由于篇幅有限，对消费者价格各分项采取简称；OLS 方法中的滞后阶数是指差分项的滞后阶数，GB 方法置信区间概率为 90%。作为对照的张成思（2009）样本区间为 2001 年 1 月至 2008 年 8 月，（表一）中仅保留了作者对通货膨胀惯性系数的 OLS 估计值和 GB 方法中值无偏估计，感兴趣的读者可以参考原文。



“居住”，“烟酒”、“食品”和“娱乐教育”三项置信区间中位数相近，但置信区间的范围一次扩大；最小的项目是“交通通讯”。

本文得到的结果与张成思（2009）的结论存在显著差异。从惯性系数的绝对值来看，基于环比增长率所计算的通货膨胀惯性要低于基于同比增长率计算得到的惯性系数，例如本文 OLS 方法计算总体消费者价格增长率惯性为 0.794，张成思（2009）计算结果为 0.970，其他分项惯性系数均呈现该特征；GB 方法得到的结果与此相同。导致上述实证结果存在较大差异的原因除了样本区间有所差异之外，很大程度上在于两个研究分别环比价格增长率和同比价格增长率作为研究对象。其次，各项目惯性系数相对大小存在较大差异，张成思（2009）发现惯性系数最大的分类项目是“家庭设备”，“食品”价格上涨惯性居第二位，而本文发现“食品”价格惯性系数相对较小。第三，将研究对象由同比价格增长率调整为环比价格增长率之后，无论是 OLS 方法还是 GB 方法得到的总体价格增长率惯性均介于各分项价格增长率惯性最大值和最小值之间，没有出现张成思（2009）所发现的总体价格增长率惯性高于所有各分项价格增长率惯性的情况。

### 3、断点检验

在利用惯性作为权重计算核心通货膨胀之前，我们需要通货膨胀惯性的稳定性问题。如果通货膨胀惯性发生了结构性突变，那么忽略这种突变所估计出来的惯性值是偏高的，因为惯性体现的是通货膨胀水平在受到冲击之后恢复到基准水平的速度，而结构性突变会被错误地识别为通胀水平恢复速度的缓慢，进而高估通货膨胀惯性（Perron, 1990）。Altissimo 等（2006）的研究也表明忽略结构性突变会使得长期里通货膨胀惯性水平接近于单位根，而剔除结构性突变因素后通胀惯性会相对较低。因此在估计通货膨胀惯性之前，需要对各个价格指数进行结构性突变检验。

为了与现有实证结果比较，我们借鉴 Andrews（1993）未知断点检验方法进行检验。其基本原理是将原假设为“在点  $k$  处自回归系数未发生结构性变化”的 Wald 统计量为  $F_n(k)$ ， $n$  为样本数，仅知  $k$  可能的范围为  $[k_1, k_2]$ 。将 Wald 统计量的最大值定义为  $T_n$ 。如果最大 Wald 统计量  $T_n$  在给定概率水平下显著，则其对应的时刻便是结构性变化的时刻。在实际应用中区间  $[k_1, k_2]$  一般应取总样本中间 70% 的范围。

$$T_n = \text{Sup}(F_n(k)) | k_1 \leq k \leq k_2 \quad (5)$$

为精确判断回归系数结构性变化检验对应的  $T_n$  统计量是否具有统计显著性，需要利用  $T_n$  的分布进行概率水平比较。Andrews（1993）虽然给出了  $T_n$  的分布特征，却没有给出  $T_n$  的概率水平表，Hansen（1997）给出了  $T_n$  分布的概率水平表，这种方法才得以完善。本文使用 Hansen（1997）的计算方法，对  $T_n$  进行概率检验。

（表二）归纳了各序列自回归系数未知断点检验的计算结果。根据相伴概率判断有三个项目在样本区间可能出现过结构变化，其中“医疗保健”、“交通通讯”和“娱乐教育”三项最大 Wald 统计量分别出现在 2002 年 10 月、2001 年 1 月和 2000 年 9 月，除此之外 CPI 其他各分项没有显著的结构变化。

（表二）消费者价格及其分类月度环比增长率惯性系数断点检验<sup>①</sup>

	$T_n$	相伴概率 $p$	可能断点
总指数	12.874	0.244	-
食品	8.452	0.694	-
烟酒	6.948	0.221	-
衣着	16.674	0.072	-

<sup>①</sup> 样本区间与（表一）相同。

家庭设备	2.428	1.000	-
医疗保健	18.391**	0.039	2002年10月
交通通讯	20.409*	0.010	2001年1月
娱乐教育	20.060**	0.021	2000年9月-
居住	5.116	0.924	-

#### 4、核心通货膨胀中各分类项目惯性权重的设定

在实际计算通货膨胀惯性权重时，权重应该随着各项目惯性变化改变调整，因此在实践中通常采用递归回归或者滚动 AR 模型。递归回归方法随着样本数据的增加不断修正惯性系数，从而实现调整惯性权重的目标，但在反映惯性系数变换方面存在一定的滞后性；滚动回归保持样本数目固定不变，但可能对样本数目要求较大（Laurent and Livio, 2007）。本文尝试采用滚动回归方法构建随时间调整的惯性权重。无论是递归回归还是滚动回归都会造成样本初始值损失。例如设定样本观察值长度为 48，利用  $t-48$  到  $t-1$  时刻的数据回归  $t$  时刻的通货膨胀惯性系数仅能得到 2005 年之后的惯性系数。本文分别尝试样本长度为 2 至 4 年，在样本自由度和结果稳健性之间进行权衡发现样本长度为 4 年时，结果比较稳定，同时基本可以满足 OLS 回归对样本数的要求。

令  $\rho_{iT}$  表示第  $i$  个分项价格增长率截止到  $T$  期的惯性估计值，在滚动回归过程中某些分项会出现不显著的负数估计值。我们借鉴 Cutler (2001)，对于回归系数为负值的惯性系数我们取为 0；此外为了防止核心通货膨胀的权重过于波动，作者还建议应当对通货膨胀惯性进行平滑后才能作为核心通胀的权重。Cutler (2001) 设定消费价格指数中第  $i$  个分项目  $T$  时刻的用于计算权重的平滑后惯性系数应该是

$$\tilde{\rho}_{iT} = x\rho_{iT} + (1-x)\rho_{i,T-1} \quad (6)$$

其中  $x=1/12$ ，使得惯性系数在一年内可以完成调整；进一步作者发现  $x$  的取值对结果的影响很小。为了保证上述方法在实践中的可操作性，Cutler (2001) 认为在计算惯性时只能运用已知数据，而不包含当期值。在此基础之上计算第  $i$  个分项目核心通货膨胀的惯性权重为

$$W_{i,T} = \tilde{\rho}_{iT} / \sum_{i=1}^8 \tilde{\rho}_{iT} \quad (7)$$

上述设定惯性权重的方法亦被 Bilke 和 Stracca (2007) 所采用，并且取得了较好的效果。由于每一期各分项权重都处于不断变化过程中，受篇幅限制我们没有给出各期具体的权重。但是为了比较基于价格上涨惯性权重和支出权重的区别，本文给出了 2005 年 1 月至 2010 年 9 月样本区间内各分项权重的平均值，见（表三）。<sup>①</sup>就权重的平均值而言，滚动 OLS 回归得到“家庭设备”的权重最大，达到 29%；“娱乐教育”的权重最小，仅为 0.4%；食品价格由于其惯性系数较小，平均权重排倒数第三位，仅为 7.7%。GB 方法得到的滚动权重平均值绝对值与 OLS 方法得到的结果在绝对数上略有不同，但相对大小不变，从而与 OLS 方法相互印证，表明两种方法结果的稳健性。（图一）给出了季节调整后的月度环比标题通货膨胀以及基于 OLS 和 GB 滚动惯性权重的核心通货膨胀。下文中我们将对比标题通货膨胀和核心通货膨胀的统计特征及其领先滞后关系。

<sup>①</sup> 核心通货膨胀样本区间选取 2005 年之后的原因在于“烟酒”项统计始于 2001 年，滚动样本长度 48 会造成最初 4 年数据损失。选取该样本会造成核心通货膨胀数据较短，影响核心通货膨胀统计特征分析结论的稳健性。为了增强结论的稳健性，我们通过除“烟酒”之外的 7 类项目合成 2005 年之前核心通货膨胀，从而增加样本观察值，以增强基于惯性权重核心通货膨胀统计特征结论的稳健性。



(表三) CPI 支出权重和惯性权重均值比较 (单位: %)

		食品	烟酒	衣着	家庭设备	医疗保健	交通通讯	娱乐教育	居住
支出权重		33.2	3.9	9.1	6.0	10.0	10.4	14.2	13.2
剔除法权重		-	5.8	13.6	9.0	15.0	15.6	21.3	19.8
滚动惯性权重均值	OLS	7.7	19.4	10.2	29.0	15.9	4.5	0.4	12.7
	GB	8.1	18.7	10.6	28.8	17.1	3.0	0.7	13.0

## 四、基于惯性权重的核心通货膨胀及其特征

构造惯性权重核心通货膨胀的目的在于增强对未来通货膨胀的预测能力,从而为货币政策调整提供指导依据。Bilke和Stracca(2007)发现基于惯性权重的欧元区核心通货膨胀在通货膨胀预测和货币政策方面具有良好的性质,基于惯性权重的核心通货膨胀是标题通货膨胀的领先或一致变量,而通过其他方法得到的核心通货膨胀往往是标题通货膨胀的滞后变量;此外基于惯性权重的核心通货膨胀与欧洲中央银行货币政策之间存在显著的相关性。这一研究结果体现出基于惯性权重的核心通货膨胀在预测未来标题通货膨胀和货币政策走势方面的优越性。我们考察一下基于惯性权重的核心通货膨胀与标题通货膨胀关系,我们发现基于惯性权重的核心通货膨胀是标题通货膨胀的领先指标,并且在Granger意义上是标题通货膨胀的原因。除此之外,我们还比较了基于惯性权重的核心通货膨胀与传统基于剔除法核心通货膨胀统计特征的比较。

尽管各国根据剔除法计算核心通货膨胀时具体剔除的项目有所不同,但基本上都包含“食品”和“能源”项目,尽管实证研究表明这两个项目并不一定是波动最大的项目(Blinder, 1997)。由于目前中国尚未公布单独的“能源”价格指数,考虑到能源价格变化可能会直接反映到交通成本的变化中,范跃进和冯维江(2005)剔除了标题通货膨胀中“食品”和“交通通讯”两个项目,并按照城镇和农村消费支出结构以及城镇和农村人口比例重新计算加权平均支出权重,后来研究者亦较多引用该研究。这一研究成果虽然可以得到按年度调整的支出权重,但是由于我国按户籍对城镇人口和农村人口的统计可能低估在城镇中进行消费的人口比重,更重要的是按照新的支出权重将剔除掉标题通货膨胀中50%左右的份额,导致所得到的核心通货膨胀对物价水平的代表意义急剧下降。在本文中我们简单地将“食品”价格予剔除后重新分配不变支出权重,得到剔除食品后所谓的剔除法核心通货膨胀,剔除前各项目权重见(表三)。

### 1、惯性权重核心通货膨胀的波动特征

尽管计算核心通货膨胀的方法各异,但是构造核心通货膨胀的目的之一就是要剔除标题通货膨胀短期内过度波动的部分。在此意义上,核心通货膨胀的波动性应该小于标题通货膨胀的波动性。(表四)报告了样本观察期间核心通货膨胀的波动特征,并与标题通货膨胀进行了比较。正如上文所指出的,2005年之前基于惯性权重的核心通货膨胀是根据除“烟酒”之外的7类项目合成,因此我们将总体样本以2005年为界进行划分。由于2001年之后才包含完整的8大类数据,因此剔除法核心通货膨胀在前一个子样本中仅包含2001年至2004年数据。由于1998年至2004年中间中国经历了相当一段时间的通货紧缩时期,因此该子样本显示惯性权重核心通货膨胀均值为负值,剔除食品核心通货膨胀接近0。比较前后两个子样本,我们还可以发现无论是通货膨胀标准差的绝对数还是标准差相对于均值的比例,标题通货膨胀均大于惯性权重核心通货膨胀;基于OLS惯性权重无论是标准差的绝对数还是标准差相对于均值的比例都小于基于GB方法得到的核心通货膨胀;在上述4个通货膨胀核算中,剔除法核心

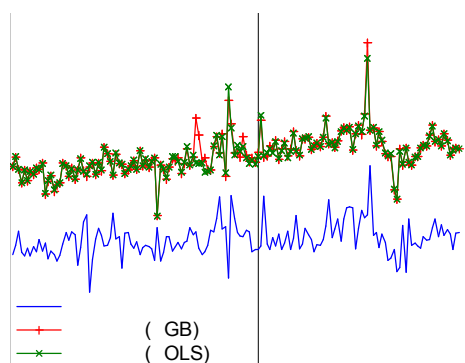
通货膨胀标准差的绝对值最小，但是相对于通货膨胀的均值来说比例却是最高的。

(表四) 季节调整后月度环比通货膨胀波动性比较

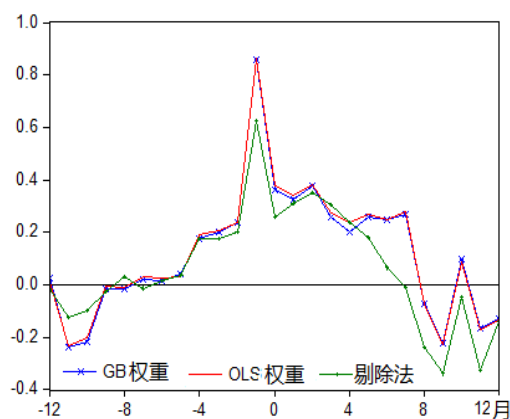
		1998年2月至2004年12月			2005年1月至2010年9月		
		均值	标准差	标准差/均值	均值	标准差	标准差/均值
标题通货膨胀		0.050	0.374	7.48	0.227	0.440	1.938
核心通货膨胀	OLS 惯性权重	-0.060	0.158	-2.633	0.150	0.181	1.207
	GB 惯性权重	-0.052	0.165	-3.173	0.156	0.193	1.237
	剔除法	0.006	0.146	24.333	0.063	0.164	2.603

## 2、核心通货膨胀与标题通货膨胀的动态关系

基于惯性权重核心通货膨胀的优势在于其对标题通货膨胀的预测能力。借鉴经济变量动态相关关系，我们可以对惯性核心通货膨胀和标题通货膨胀的动态关系进行研究。为了比较惯性权重核心通货膨胀与传统剔除法核心通货膨胀的区别，我们也将剔除法核心通货膨胀与标题通货膨胀的关系进行比较。我们分别计算了三种核心通货膨胀从滞后12个月到领先12个月期间与标题通货膨胀的动态相关系数，见（图二）。基于OLS惯性权重的核心通货膨胀在领先7个月与标题通货膨胀正相关，领先一期的相关系数最大达到0.86，同期相关系数为0.38；基于GB惯性权重的核心通货膨胀亦在领先7个月与标题通货膨胀正相关，领先一期的相关系数最大达约为0.86，同期相关系数为0.36，由此可见基于OLS惯性权重与基于GB惯性权重核心通货膨胀与标题通货膨胀的动态相关性非常类似；剔除法领先6个月与标题通货膨胀正相关，领先一期相关系数为0.62，同期相关系数为0.26；由此可见虽然三个核心通货膨胀均是标题通货膨胀的领先指标，但从相关性角度看，基于惯性权重的核心通货膨胀优于剔除法得到的核心通货膨胀。



(图一) 季节调整后月度环比通货膨胀 (%)<sup>①</sup>



(图二) 核心通货膨胀与标题通货膨胀动态相关系数<sup>②</sup>

## 3、基于惯性核心通货膨胀对通货膨胀的短期预测

格兰杰因果检验显示在滞后2阶的情况下，在1%的显著性水平上存在从核心通货膨胀指向标题通货膨胀的因果关系；在5%的显著性水平上存在标题通货膨胀指向两个惯性权重核心通货膨胀的因果关系。但是从标题通货膨胀指向核心通货膨胀的因果关系并不稳健，当滞后阶数改为1阶或3阶后因果关系随即消失。本文构建由核心通货膨胀和标题通货膨胀构成的向量自回归模型以及标题通货膨胀自回归模型，比较两种模型对标题通货膨胀的预测能力，

<sup>①</sup> 标题通货膨胀为左轴，核心通货膨胀为右轴；2005年1月之前的核心通货膨胀根据除“烟酒”之外的7项合成得到。

<sup>②</sup> 样本区间为2005年1月至2010年9月。

各类模型均根据AIC指标选择滞后阶数均为2阶，见（表五）。（表五）显示向量自回归模型的参数结构相似，在对标题通货膨胀的回归方程中，核心通货膨胀滞后1阶和2阶以及标题通货膨胀滞后1阶系数均显著；而标题通货膨胀自回归方程滞后各阶系数均不显著。从总体回归结果看，包含OLS惯性权重核心通货膨胀的VAR模型对标题通货膨胀预测效果最好，可决系数达到0.81；其次是包含GB惯性权重核心通货膨胀的VAR模型，可决系数达到0.79；标题通货膨胀最回归模型预测效果最差，可决系数仅为0.1，该结果表明在不增加其他外在信息的条件下，基于惯性权重的核心通货膨胀对标题通货膨胀有较强的预测能力，预测能力接近80%。

（表五）VAR模型和自回归模型对标题通货膨胀的预测（2005年1月至2010年9月）<sup>①</sup>

	被解释变量：标题CPI				
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五
GB权重核心CPI <sub>1</sub>	2.150 [14.490]			-	
GB权重核心CPI <sub>2</sub>	-0.910 [-3.250]			-	
OLS权重核心CPI <sub>1</sub>	-	2.366 [15.505]		-	2.343 [15.881]
OLS权重核心CPI <sub>2</sub>	-	-1.145 [-3.928]		-	-0.478 [-3.250]
剔除法核心CPI <sub>1</sub>	-		1.974 [6.659]	-	
剔除法核心CPI <sub>2</sub>	-		-1.018 [-2.865]	-	
标题CPI <sub>1</sub>	0.252 [2.173]	0.290 [2.586]	0.288 [2.451]	0.203 [1.690]	
标题CPI <sub>2</sub>	0.015 [0.242]	0.011 [0.185]	0.045 [0.465]	0.198 [1.653]	
常数	-0.023 [-0.667]	-0.023 [-0.669]	0.095 [2.008]	0.140 [2.333]	-0.049 [-1.125]
AR (1)					0.298[2.433]
R <sup>2</sup>	0.79	0.81	0.47	0.10	0.81
F统计量	60.380	68.877	14.235	3.803	91.656
对数似然函数	13.230	16.869	-18.742	-36.935	16.381
AIC信息条件	-0.239	-0.344	0.688	1.158	-0.359

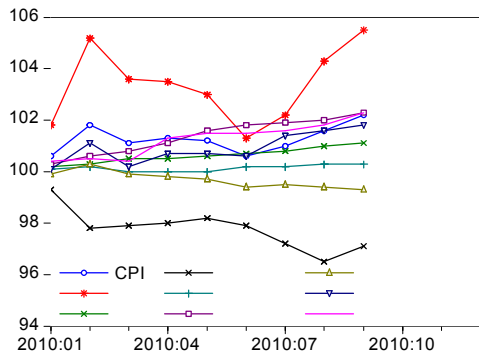
## 五、2010年以来通货膨胀分析

进入2010年下半年以来，通货膨胀问题日益引起社会各界的关注，特别是在年初政府提出全年通货膨胀目标要控制在3%以内的背景下。按照中国现行计算年度通货膨胀的方法，系将全年各月同比价格增长率进行平均，尽管9月份消费者价格同比增长已经达到3.6%，但截止到9月份各月平均增长率为2.9%，尚未突破全年3%的目标。造成这一结果的原因在于上半年同比价格增速相对于下半年水平较低。对照2010年以来消费者价格指数及其各分项目的同比增长率以及以2009年为100的价格指数，我们可以发现截止到2010年9月的新涨价因素中，除了食品上涨5.5%之外，其他种类上涨均在3%以内。

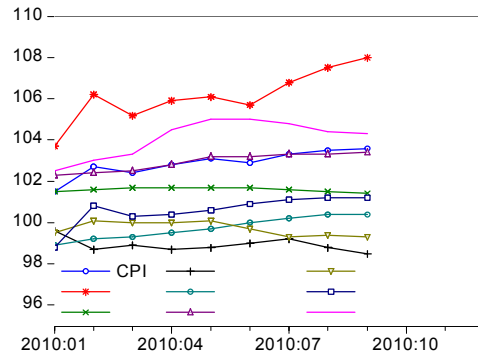
<sup>①</sup>模型一至五分别表示由GB、OLS、剔除法核心通货膨胀与标题通货膨胀组成的VAR，标题通货膨胀自回归模型以及标题通货膨胀对OLS权重核心通货膨胀的回归模型。由于篇幅所限，VAR模型仅列出了对标题通货膨胀回归的方程。表中CPI<sub>1</sub>和CPI<sub>2</sub>分别表示CPI滞后1期和2期值，[]内为t检验值。值得说明的是，本模型仅在展现惯性权重核心通货膨胀对标题通货膨胀的预测能力，而非对标题通货膨胀进行预测，因此并未在模型中增加其他变量。

(表七) 2010年9月消费者价格同比增长率及其价格指数<sup>①</sup>

	CPI	食品	烟酒	衣着	家庭设备	医疗保健	交通通讯	娱乐教育	居住
同比增长率	103.6	108	101.4	98.5	100.4	103.4	99.3	101.2	104.3
定基比价格指数	102.2	105.5	101.1	97.1	100.3	102.3	99.3	101.8	102.3



(图三) 消费者价格定基比指数 (2009年12月=100)



(图四) 消费者价格同比指数

未来通货膨胀的走势会如何? 根据(表五)的结果, 我们可以对未来标题通货膨胀的情况进行大概的推测。假设货币政策不发生变化, 或者货币供给冲击由于存在时滞尚不会对短期通货膨胀的变化造成直接影响, 我们通过外推法大概推测通货膨胀的变化。在以 1998 年 12 月为 100 的价格指数中, 2010 年 10 月消费者价格指数达到 121.8, 在分类消费者价格中上涨趋势最为明显的依然是食品和居住两大类, 其中食品价格 2010 年 10 月份为 156, 居住类价格指数达到 141。而从增长速度方面来看, 我们将各种价格指数三个月增长折算成年率, 多数消费品 8 月份价格增长开始提速, 2010 年 10 月份消费者价格三个月增长年率为 7.5%; 其中分类价格增长速度最快的依然是食品类, 截止 10 月份, 三个月增长年率达到 22.5%, 居住达到 4.4%; 令人比较意外的是, 医疗类最近也呈现价格增长加速的情况, 10 月份增长年率也达到 4.2%。

## 六、结论

本文在重新估计消费者分类价格环比增长率惯性的基础上, 以惯性为权重构建了中国核心消费者价格指数; 以惯性为权重构建核心通货膨胀在国内尚属首次尝试。在构建核心通货膨胀的过程中, 本研究主要有以下发现。

第一, 基于 OLS 方法和 GB 方法对消费者价格环比增长率惯性的实证结果与国内现有关于中国通货膨胀惯性实证研究的结果有较大差异; 造成这些差异的原因主要在于本文选取价格环比增长率作为研究对象, 而现有研究多采用同比数据为研究对象。主要差异表现在总体价格环比增长率惯性参数估计值低于同比增长率惯性, 相邻月份同比增长率由于包含部分重叠因素, 因此容易造成对通货膨胀惯性的高估。

第二, 基于惯性核心通货膨胀与支出权重标题通货膨胀中, 各分类项目的相对权重呈现较大变化。惯性权重核心通货膨胀各项目权重最大的是“家庭设备”, 最小的是“娱乐教育”; 在标题通货膨胀中占据较大份额, 并且在近年历次通货膨胀过程中价格上升速度较快的“居

<sup>①</sup> 定基比价格指数取 2009 年 12 月=100。

住”和“食品”项目的惯性权重分列第四位和第五位。

第三，本文比较了样本期间基于惯性权重的核心通货膨胀、剔除食品价格的核心通货膨胀与标题通货膨胀在均值和波动性方面的差异及其动态关系。在本文所考察的样本区间中，剔除法核心通货膨胀标准差仅比惯性权重核心通货膨胀稍小，但是剔除法核心通货膨胀的标准差和均值的比例最大，甚至超过了标题通货膨胀本身。根据动态相关系数，惯性权重和剔除法核心通货膨胀均为标题通货膨胀的领先指标，显示出核心通货膨胀对标题通货膨胀具有一定的预测能力。

第四，在没有包含其他信息的条件下，考察两种核心通货膨胀对标题通货膨胀的短期预测能力可以发现，由惯性权重核心通货膨胀与标题通货膨胀构成的向量自回归模型对标题通货膨胀的预测能力最强，滞后 2 期信息可以解释当期标题通货膨胀变化约 80%；通过惯性权重核心通货膨胀滞后 2 期值和 1 阶残差自回归项对标题通货膨胀的解释能力与上述自回归模型基本一致；由剔除法核心通货膨胀与标题通货膨胀构成的向量自回归模型对标题通货膨胀的解释能力为 47%；而标题通货膨胀自回归模型的预测能力最差，解释能力仅为 10%。此外在实际计算权重的过程中，本文通过滚动回归计算各分类项目的惯性和权重，可以灵活的反应给分类项目动态特征的新变化，更增强了惯性权重核心通货膨胀对标题通货膨胀的预测能力。

根据我们模型的预测结果，2010 年 10 月将是价格指数环比增长率的地点，11 月份之后将会上升；如果考虑到美联储第二轮量化宽松货币政策所造成的热钱流入，中国所面临的通货膨胀压力更加严峻。

## 参考文献：

- Altissimo, F., Bilke, L., Levin, A., Mathä, T., Mojon, B., 2006. "Sectoral and aggregate inflation dynamics in the euro area", *Journal of the European Economic Association* 4 (2 - 3), pp.585 - 593 (April - May).
- Andrews Donald, 1993, "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, pp. 821-856
- Andrews, D.W.K., Chen, H.-Y., 1994. "Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models". *Journal of Business and Economic Statistics* 12 (2), 187 - 204.
- Blinder, Alan S. "Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers: Commentary." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/June 1997, 79(3), pp. 157-60.
- Bryan, M, and S Cecchetti (1993), 'The Consumer Price Index as a measure of inflation', *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review* (4), pp. 15-24.
- Bryan, M, and S Cecchetti (1994), 'Measuring core inflation', Chapter 6 in N G Mankiw, ed., *Monetary Policy*, University of Chicago Press (Chicago), pp. 195-215.
- Cutler, J., 2001. "Core Inflation in the UK", *MPC Unit Discussion Paper*, vol. 3.
- Demarco, A., 2004. A new measure of core inflation for Malta. *Central Bank of Malta Quarterly Review* 2.
- Dias, D., RobaloMarques, C., 2005. "Using mean reversion as a measure of persistence". *ECB Working Paper Series*, vol. 450.
- Dolmas, J. 2005. "Trimmed Mean PCE Inflation." *Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper* no. 0506,

July.

Friedman, M (1963), *Inflation. Causes and consequences*, Asia Publishing House (New York).

Gadzinski Gregory and Orlandi Fabrice, 2004, "Inflation Persistence in the European Union, the Euro Area, and the United States", European central Bank Working Paper No.414.

Gordon, R. J. 1975. "The Impact of Aggregate Demand on Prices." *Brookings Papers on Economic Activity*, 1975, no. 3: 613-70.

Laurent, Bilke and Livio, Stracca, "A persistence-weighted measure of core inflation in the Euro area", *Economic Modelling*, 24 (2007), PP. 1032 - 1047

Mankikar, A., and J. Paisley. 2002. "What Do Measures of Core Inflation Really Tell Us?" *Bank of England Quarterly Bulletin*, winter: 373-83.

Okun, A (1970), 'Inflation: the problems and prospects before us', in A Okun, H Fowler and M Gilbert, eds., *Inflation: the problems it creates and the policies it requires*, New York University Press, (New York), pp. 3-53.

Perron, P., 1990. "Testing for a unit root in a time series with a changing mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 153 - 162.

Quah, D, and S Vahey (1995), "Measuring core inflation", *The Economic Journal*, vol. 105, pp. 1130-44.

Robert Rich and Charles Steindel, "A Comparison of Measures of Core Inflation", *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, December 2007, pp. 19-38.

Roger, Scott (1998), "Core inflation: Concepts, Uses and Measurement", *Reserve Bank of New Zealand*, G98/9.

Stock, J and M Watson (1991), "A probability model of the Coincident Economic Indicators", in K. Lahiri and G Moore (eds.) *Leading economic indicators: new approaches and forecasting records*, Cambridge University Press (Cambridge), pp.63-89.

范跃进、冯维江,《核心通货膨胀测量及宏观调控的有效性:对中国 1995-2004 的实证分析》,《管理世界》, 2005 年第 5 期。

弗雷德里克·米什金,《标题通货膨胀与核心通货膨胀》, 2007 年 10 月 20 日在加拿大蒙特利尔“经济周期、国际传导和宏观经济政策”会议上的演讲。转引自《中国金融》, 2008 年第 7 期。

简泽,《中国核心通货膨胀的估计》,《数量经济技术经济研究》, 2005 年第 11 期。

王少平、谭本艳,《中国的核心通货膨胀率及其动态调整行为》,《世界经济》, 2009 年第 11 期。

张成思, 2009,《中国CPI通货膨胀率子成分动态传导机制研究》,《世界经济》, 第11期。