

# 哪种核心通货膨胀最适于作为中国通货膨胀调控的中间目标？<sup>①</sup>

范志勇 张鹏龙 朱蕊

内容提要：由于消费者价格并非反映通货膨胀的理想指标，多数国家将核心通货膨胀作为政策调控的中间目标。我国目前尚无官方公布的核心通货膨胀指标，并且该指标在定义和测算方法上存在较大争议，究竟哪种方法得到的核心通货膨胀适合作为我国通货膨胀调控的中间目标？本文通过比较几种主要的核心通货膨胀计算方法，综合考虑核心通货膨胀的相对波动性、对通货膨胀趋势的反映及预测能力，发现修剪均值法和加权中位数法比传统的剔除法核心通货膨胀更适合作为政策调控的中间目标。

关键词：核心通货膨胀 通货膨胀趋势 通货膨胀预测

## 一、问题提出

2010年下半年以来在农产品、食品价格和居住类价格上涨的带动下，标题消费者价格指数出现了较快上升，通货膨胀成为各界关注的热点。一方面次贷危机造成的全球经济紧缩尚未完全消失，另一方面日益高涨的通货膨胀不断挑战政府的宏观调控目标。在这种情况下，货币政策是否需要调整以及如何调整再次成为理论和政策讨论的焦点。由于消费者价格指数仅反映特定产品篮子价格的变化情况，而且消费者价格指数上涨近期也主要是由占其权重超过30%的食品价格上涨造成的，除此之外，粮食价格的易变性也造成了消费者价格具有较强的波动性，因此消费者价格指数并不能很好的反应一般价格水平的上升。

事实上从世界各国货币政策的实践来看，无论是否明确实施所谓“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，许多国家中央银行都特别关注核心通货膨胀而非标题通货膨胀。选择核心通货膨胀作为中央银行调整货币政策重要参考依据的原因在于核心通货膨胀剔除了部分短期波动性较强的商品价格，更能反映一般价格水平而非相对价格的变化；此外核心通货膨胀可能更好地反应一般价格水平在未来一段时间的持续性变化。Roger(1998)认为核心通货膨胀突出强调了通货膨胀中的持续性部分(persistent component)和普遍性的部分(generalised component)，因而成为众多中央银行货币政策的中间目标选择。

虽然核心通货膨胀比基于消费者价格指数的通货膨胀更适合作为货币政策的目标，但遗憾的是无论在理论还是实证研究中并不存在核心通货膨胀的统一定义。核心通货膨胀的测算

---

<sup>①</sup>本研究得到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)课题资助。

方法由于定义和研究目的不同而千差万别。随着理论研究和实证研究方法的进步,不断有新的测算方法被提出来。在目前主要的核心通货膨胀测算方法中,哪一种方法更好呢?尽管有经济学家提出了好的核心通货膨胀测算方法一般应该具备的特征,如 Wynne(1999);但要回答上述问题,首先要根据核心通货膨胀指标的使用目的确定评价指标,然后再来评价各种核心通货膨胀测算方法的相对优劣。核心通货膨胀指标使用目的不同,评价指标不同,相对优劣自然也就不同。

近年来,国内对核心通货膨胀的研究日益深入,然而遗憾的是目前尚无官方公布的核心通货膨胀数据。对于中国来讲,在众多的核心通货膨胀计算方法中,哪种核心通货膨胀的计算方法是最理想的呢?由于货币政策将核心通货膨胀作为重要的参考指标,构建核心通货膨胀指标的初衷之一就是反映一般价格水平变化中持续性较强的部分,因而从政策应用的角度来看,核心通货膨胀应该对未来一般价格水平的变化趋势具有一定的预测能力。本文试图从对未来通货膨胀预测能力的角度着眼,对近年来国内外计算核心通货膨胀几种主要的方法进行比较,从而选出最适宜用作通货膨胀预测的核心通货膨胀测算方法。

下文分为4个部分。第二节对核心通货膨胀的相关定义及其主要的测算方法进行简要的总结和评价。第三小节通过几种主要的测算方法对中国核心通货膨胀进行测算。第四小节构建通货膨胀预测能力评价指标,并在此基础上对各核心通货膨胀测算方法进行比较,找到在通货膨胀预测方面具有相对优势的核心通货膨胀测算方法。最后是文章的结论。

## 二、核心通货膨胀的测算方法及其比较

根据不同的分类标准可以将核心通货膨胀测算方法划分为不同的体系。除了将核心通货膨胀测算方法区分为基于统计的方法和基于理论模型的方法,如Rich和Steindel(2007),还可以依据构建核心通货膨胀过程中所采用的信息集将其区分为基于同期分类横截面数据、时间序列数据以及面板数据的三大类方法。本文采用如此的分类方法。

### (一)基于同期截面数据(cross-sectional)的核心通货膨胀测算方法

基于同期截面数据的核心通货膨胀测算方法通过同期分类商品价格增长率来构建核心通货膨胀,在具体的计算过程中往往将短期波动较强或者暂时价格性波动较大的商品予以剔除后重新分配剩余分类商品的权重从而得到核心通货膨胀。

在实践中,基于同期截面数据的方法主要包括剔除法、修剪均值法和加权中位数法等。常用的剔除法是将能源和食品价格予以剔除后对剩余商品价格重新加权得到核心通货膨胀。Bryan和Cecchetti(1994)较早提出修剪均值法(trimmed mean)和加权中位数法(weighted median),其中修剪均值法是将CPI篮子中价格变动最大和最小的商品扣除,然后重新分配剩余商品的权重得到核心通货膨胀;而加权中位数法是将观测期间内CPI篮子中各分类产品按照价格变动波动幅度的大小进行排序,处于排序中位数的商品价格变动率即为核心通货膨胀。上述三种方法又被统称为有限影响估计法(limited influence estimators)。当分类商品价格增长率有偏时(skewed),简单的加权平均并不能很好的反应总体价格指数的变化。针对这种情况,剔除法实际上是剔除了潜在右偏最严重的两类商品,食品和能源;修剪均值法则是按照一定比例分别剔除了左偏和右偏最严重的商品;加权中位数法则更加极端,仅保留了价格增长率居中的商品。

基于同期截面数据的核心通货膨胀计算方法仅依赖于当期数据,具有时效性较强的优点;与其他计算核心通货膨胀的方法相比,这类方法得到的核心通货膨胀历史数据不受分类

商品价格增长率新增数据的影响；此外这类方法计算方法还有直观透明，易于理解和进行重复检验的优势。但是王少平和谭本燕(2009)也指出了这类方法可能存在的局限，一方面短期波动性较强的产品(如能源和食品)是否作为商品分类直接存在，以及剔除后如何对剩余产品重新分配权重<sup>①</sup>；另一方面，由于不同时期短期波动较大的商品不尽相同，因此用修剪均值法和加权中位数法计算核心通货膨胀时将直接导致组成核心通货膨胀篮子中具体的商品种类不断变化。但是总的来说，正如Rich和Steindel(2007)指出相对于其他的计算方法而言，研究者对基于同期截面数据计算核心通货膨胀方法的分歧较小，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。

## (二) 基于总量(aggregate)时间序列数据的核心通货膨胀测算方法

既然核心通货膨胀是要反映通货膨胀中的趋势部分，直接利用通货膨胀自身的时间序列数据也可以得到核心通货膨胀序列。除了常用的HP滤波和带通滤波可以用来得到通货膨胀的长期趋势之外，Cogley(2002)还提出了指数平滑法(exponential smoothing)。作者认为基于横截面数据的核心通货膨胀计算方法虽然在一定程度上克服了个别商品价格增长率偏倚的不利影响，但此类方法得到的核心通货膨胀不仅存在高频波动，不能预测通货膨胀的均值翻转现象，而且不能反映总体价格上涨中所包含的暂时性因素。指数平滑法通过采用依次递减的权重对当前和过去通货膨胀进行加权平均得到的核心通货膨胀不仅可以弥补上述方法的不足，甚至当货币当局政策规则发生变化时也能捕捉到通货膨胀突然和持续性的变化。

除此之外，通过时间序列数据估计核心通货膨胀的方法还包括结构向量自回归模型(SVAR)的度量方法。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”，短期内核心通货膨胀仍然可以对产出造成影响；非核心通货膨胀则会对产出造成永久性影响。以此为识别条件，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，由此估计通货膨胀中的对实际产出没有中长期影响的成分，即为核心通货膨胀。该方法被许多研究者扩展到多变量的情况，如Folkertsma和Hubrich(2000)。

## (三) 基于面板数据的核心通货膨胀测算方法

第三类计算核心通货膨胀的方法综合使用了各分类商品价格的时间序列数据，在此我们将其称为面板数据方法。具体来说，基于面板数据的核心通货膨胀计算方法有可以细分为两种类型，一种是根据某一具体标准重新分配各分类商品在核心通货膨胀商品篮子中的权重，在此基础之上重新加权平均得到核心通货膨胀率，重新分配权重的依据包括根据相对价格变化的标准差或者惯性指标；另一种则是将核心通货膨胀定义为各类商品价格增长率中的共同因素，通过各分类商品价格中所包含的共同因素来合成核心通货膨胀。

Dow(1994)和Diewert(1998)提出可以按照各分类商品价格增长率波动性的大小分配权重，权重的大小与价格增长率方差的倒数成正比。该方法也被称为埃奇沃思(Edgeworth)指数法，不仅避免了武断地剔除食品与能源等固定商品分类，并且可以实现权重的动态变化。Wynne(1997)和Vega和Wynne(2003)分别通过该方法研究了美国和欧洲地区的核心通货膨胀。Blinder(1997)提出在核心通货膨胀计算中应该根据产品篮子中各分类商品价格变化的惯性或者对未来通货膨胀的预测能力重新分配权重而非剔除部分产品。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。无论Cutler(2001)还是Bilke和Stracca(2007)的研究结果都表明，基于惯性权重构造的核心通货膨胀在对未来通货膨

<sup>①</sup> 例如在我国消费者价格指数中就不存在单独的能源价格增长率统计数据。

胀的预测方面具有潜在的优势。

Bryan和Cecchetti(1993)基于Stock和Watson(1991)的识别方法,将消费价格指数各组成部分中的共同趋势(common trend)定义为核心通货膨胀,并将该方法称为动态因子模型方法(dynamic factor)。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共同趋势的贡献决定。

### 三、中国核心通货膨胀测算

近年来国内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,并通过对变量施加基于经济理论的长期约束估计了1986-2007年中国的核心通货膨胀。王少平和谭本艳(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和惯性特征。从总体上看,国内关于核心通货膨胀的研究主要是基于年度数据或者同比消费者价格指数,由于原始数据自身的特点决定了在此基础上得到的核心通货膨胀不能及时的反映通货膨胀的变化趋势,因此政策含义有限

下文中我们将分别计算剔除法、加权中位数、修剪均值、指数平滑法、结构向量自回归(SVAR)、惯性权重、方差权重和共同趋势(common trend)共8种方法分别计算核心通货膨胀。如无特殊说明,原始数据均基于中国CPI及其分类价格环比增长率数据,由此增强核心通货膨胀数据的灵活性和政策意义,样本区间为2001年1月至2010年12月。

#### (一)剔除法

由于中国目前尚未公布单独的“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“交通和通讯”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。这一研究成果虽然可以得到按年度调整的支出权重,但是由于我国现行的城镇人口和农村人口统计制度可能低估在城镇中进行消费的人口比重,更重要的是该方法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。事实上,根据本文表1,交通消费和车用燃料仅占“交通和通讯”约1/3的比重,将“交通和通讯”全部剔除显然夸大了剔除的范围。本文中我们仅将“食品”价格予以剔除,然后重新分配支出权重,得到剔除食品后所谓的剔除法核心通货膨胀,本文剔除前各项目支出权重参见张成思(2008)。<sup>①</sup>

<sup>①</sup> 2011年国家统计局对消费者价格指数8大类商品的权重进行了调整,由于调整后权重变化不大,因此本文仍按照原有权重进行测算比较。

## (二)有限影响估计法——修剪均值和加权中位数法

Bryan, Cecchetti(1994)和 Bryan, Cecchetti, Wiggins(1997), 假设各分类商品增长率具有未知均值的对称分布, 通过将每期样本按照增长率的大小进行排序, 然后进行两侧截尾, 进而加权平均剩余样本得到一个估计值集合, 最后根据适当标准选取最优的估计值。修剪均值和加权中位数方法的基本步骤可以概括为: 首先将每期分类商品价格增长率按从小到大进行排序, 记作  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ , 对应支出权重分别为  $\{w_1, w_2, \dots, w_n\}$ , 且权重之和为 1; 根据事先所设定的双侧修剪比例  $\alpha$  选取样本, 将样本中增长率最小和最大的  $\alpha$  比例分别予以剔除; 剩余样本权重之和可以表示为  $W_i = \sum_{j=i}^n w_j$ , 而剩余样本表示为  $I_{(\alpha, \alpha)} = \{i: \alpha < W_i < 1 - \alpha\}$ , 那么该比例修剪均值核心通货膨胀为

$$\pi^\alpha = (1 - 2\alpha)^{-1} \sum_{i \in I(\alpha, \alpha)} (w_i x_i) \quad (1)$$

特别的, 当  $\alpha$  取 0 时得到的核心通货膨胀即为通常的支出权重通货膨胀; 而当  $\alpha$  取 50% 时得到的核心通货膨胀即为加权中位数核心通货膨胀。因此, 修剪均值法计算核心通货膨胀与  $\alpha$  的选取密切相关, Tahir(2003)提出了确定  $\alpha$  大小的 RMSE 准则, 按照均方根误差最小的原则选取  $\alpha$  的大小, 即  $\alpha = \text{argmin RMSE}(\alpha)$ , 其中  $\text{RMSE}(\alpha) = [\sum_{i=1}^n (\pi_i^\alpha - \pi_i^T)^2 / n]^{1/2}$ ,  $\pi_i^\alpha$  表示双侧修剪水平各位  $\alpha$  时的修剪均值核心通货膨胀,  $\pi_i^T$  表示趋势通货膨胀率, 一般用标题通货膨胀 12 个月移动平均或者各种滤波方法得到。除了上述的基本方法之外, 双侧修剪比例还可以是非对称的, Aidan(1999)提出综合考虑价格增长率的波动性和偏倚性来确定修剪非对称修剪比例, 计算不同偏倚水平和修剪水平组合下的修剪结果, 并通过与通货膨胀趋势值的拟合程度搜寻最优的偏倚水平和修剪水平。

本文借鉴 Jim Dolmas(2005), 设定样本增长率从小到大排序后左右两端修剪水平分别为  $\alpha$  和  $\beta$ , 那么剩余部分的权重之和为  $W_i = \sum_{j=i}^n w_j$ , 剩余样本表示为  $I_{(\alpha, \beta)} = \{i: \alpha < W_i < 1 - \beta\}$ , 且  $\alpha + \beta < 1$ , 那么  $(\alpha, \beta)$  比例修剪均值法所对应的核心通货膨胀为

$$\pi^{(\alpha, \beta)} = (1 - \alpha - \beta)^{-1} \sum_{i \in I(\alpha, \beta)} (w_i x_i) \quad (2)$$

$\alpha$  和  $\beta$  的取值按照 Tahir(2003)的方法来确定。

在实际应用中, 无论是加权中位数法还是修剪均值法都牵涉到各分类商品的权重问题, 而这正是中国官方统计部门没有公布的。借鉴已有对消费者价格指数篮子 8 大类产品权重的估计, 我们根据《中经网统计数据库》对 8 大类产品进一步细分为 32 种商品, 各项目支出权重参见张成思(2008), 通过最小二乘法估计各分类产品的最终权重, 见表 1。在此基础上本文采用夏春(2002)得到构成居民消费价格指数的 32 个分项价格指数 2001 年 1 月至 2010 年 12 月的季节调整月度环比增长率数据。

表 1 分类商品权重估计<sup>①</sup>

食品 (33.2%)	粮食(3.6%)	家庭设备用品及服务 (6.0%)	耐用消费品(4.8%)
	肉禽及其制品(8.2%)		家庭设备(0.5%)
	蛋类(0.6%)		家庭服务及加工维修服务(0.7%)
	水产品(3.4%)	衣着消费 (9.1%)	服装消费(8.5%)
	鲜菜(2.9%)	娱乐教育文化消费 (14.2%)	衣着材料消费(0.6%)
	鲜果(1.7%)		文娱用耐用消费品及服务(3.6%)
	在外用膳(12.6%)		教育(7.9%)
医疗保健和个人用品	医疗保健(4.5%)	交通和通信	文化娱乐用品(1.1%)
	医疗器具及用品(0.2%)		旅游及外出(1.5%)
	中药材及中成药(0.6%)		交通消费 (5.3%)

<sup>①</sup> 为了避免各商品价格增长率之间可能存在的多重共线性和各分类商品权重之和不为 1 的情况, 本文对除“家庭设备用品及服务”之外的分类商品权重估计采取以下形式:  $dx = \sum_{i=1}^{n-1} \alpha_i(dx_i) + (1 - \sum_{i=1}^{n-1} \alpha_i) dx_n$ , 其中  $\alpha_i$  为各分商品权重,  $x$  表示某类商品的同比价格指数,  $x_i$  表示第  $i$  种商品同比价格指数,  $dx_i$  表示价格指数的一阶差分,  $n$  为商品分类项目数。然而该方法将导致“家庭设备用品及服务”项目回归系数出现负数, 若采用  $x = \sum_{i=1}^n \alpha_i x_i$  将使回归系数之和小于 1, 本文采用第二种方法, 并按照相应的比例扩大各项系数使系数之和为 1。2011 年统计局公布了最新的消费者价格指数权重, 由于我们的研究样本截止到 2010 年, 所以未采用最新的权重, 这对本文的结论无实质影响。

(10.0%)	西药(0.9%)	(10.4%)	交通工具(0.2%)
	保健器具及用品 (0.1%)		车用燃料及零配件(0.01%)
	医疗保健服务(0.5%)		通信消费(4.9%)
	个人用品及服务(3.1%)		建房及装修材料消费(5.7%)
烟酒及用品(3.9%)	烟草(2.5%)	居住消费(13.2%)	租房消费(1.0%)
	酒(1.4%)		水电燃料消费(6.5%)

对于最优修剪水平的估计，本文将 $\alpha$ 和 $\beta$ 的取值范围分别设定为(0,1)，并且按照步长为0.01进行搜索，在搜索的过程中要求 $\alpha+\beta<1$ 。然后以12个月移动平均表示通货膨胀的趋势值，经过RMSE准则筛选，最终选取了最优的修剪水平为 $\alpha=0.44$ ， $\beta=0.27$ ，其对应的修剪均值估计便是本文得到的修剪均值法核心通货膨胀。另外，本文还计算了加权中位数法对核心通货膨胀的估计。

### (三) 指数平滑法

Cogley(2002)针对通货膨胀均值可能发生漂移提出核心通货膨胀指数平滑计算方法。该方法计算核心通货膨胀的方法可以表示为方程(3)。

$$\pi_t^c = g[1-(1-g)L]\pi_t = g\sum_{j=0}^{\infty}(1-g)^j\pi_{t-j} \quad (3)$$

其中 $\pi_t^c$ 为所计算的核心通货膨胀， $L$ 是滞后算子， $0<g<1$ 是固定参数。从上述计算方法中可以看出指数平滑法实际上是通过低频带通滤波 $[g(1-(1-g)L)^{-1}]$ 对通货膨胀 $\pi_t$ 进行滤波，而核心通货膨胀则由通货膨胀滞后值按递减指数权重进行加权平均得到。这一方法不仅计算简便，而且具有显著的优势：首先，该方法是单向滤波，仅取决于通货膨胀的滞后值，与Baxter和king(1995)以及Hodrick和Prescott(1997)等既取决于超前值又取决于滞后值的双向滤波相比具有可以及时计算的优势；此外该计算方法仅取决于外生参数 $g$ ，而且该参数不随新增数据发生改变，从而保证核心通货膨胀的历史估计值不随新增通货膨胀数据发生改变。参数 $g$ 具有经济学含义，其大小与公众对核心通货膨胀变化的认知速度有关，认知变化的半周期为 $\ln(2)/g$ ，但Cogley(2002)的研究表明该参数取值从0.075到0.2对滤波结果没有大的影响。为了对结果进行横向比较，本文借鉴Cogley(2002)，参数取值为0.125。

### (四) 结构向量自回归法(SVAR)

Quah和Vahey(1995)运用Blanchard和Quah(1989)提出的SVAR长期识别条件将SVAR方法用于估计核心通货膨胀。基于长期菲利普斯曲线垂直的假设，作者以中长期内是否能影响产出为标准将标题通货膨胀划分为核心通货膨胀和非核心通货膨胀两个相互独立的部分；其中核心通货膨胀对实际产出不存在中长期影响，而非核心通货膨胀则不受该约束限制。事实上除了Blanchard和Quah(1989)的长期识别条件之外，通过SVAR估计核心通货膨胀的方法还包括Gali(1992)提出的长期和当期(contemporaneous)识别条件，Warne(1993)提出的协整识别条件等。

假设产出增长和通货膨胀同时受到供给和需求因素的冲击，外生冲击对两个变量的影响用向量移动平均(VMA)形式表示为：<sup>①</sup>

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \sum_{k=0}^{\infty} \begin{bmatrix} c_{11}(k) & c_{12}(k) \\ c_{21}(k) & c_{22}(k) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-k}^d \\ \varepsilon_{t-k}^s \end{bmatrix} = \mu + \sum_{k=0}^{\infty} C(k)\varepsilon_{t-k} = \mu + \begin{bmatrix} g_{11}(L) & g_{12}(L) \\ g_{21}(L) & g_{22}(L) \end{bmatrix} \varepsilon_t \quad (3)$$

<sup>①</sup> 参照Folkertsma和Hubrich(2000)，本文将 $\Delta y_t$ 和 $\pi_t$ 作为分析对象，事前经过季节调整和平稳性检验。

其中 $\Delta y_t$ 是环比产出增长率，以月度工业增加值环比增长率表示， $\pi_t$ 是环比通货膨胀， $\varepsilon^d$ 和 $\varepsilon^s$ 是正交的需求冲击和供给冲击，并将其方差正规化为1。<sup>①</sup> $L$ 是滞后算子， $g_{ij}(L)$ 表示滞后算子的多项式，其中 $i,j=1,2$ ，使得 $g_{ij}(1)=\sum_{k=0}^{\infty} c_{ij}(k)$ 。

由于结构性冲击在现实中无法观察到，因此在实际估计过程中需要借助 $X_t$ 的向量自回归估计形势。基本过程如下：首先通过向量自回归方法得到 $X_t$ 的VAR估计残差 $e_t$ ；然后再将向量自回归(VAR)形式转化为无限阶向量移动平均(VMA)形式得到 $X_t=v+e_t+D(1)e_{t-1}+D(2)e_{t-2}+\dots$ ，其中 $\text{VAR}(e_t)=\Omega$ 。对照向量 $X_t$ 的结构方程和移动平均形式，可以发现结构冲击和向量自回归残差之间存在以下关系 $C(0)\varepsilon=e$ ，并且 $C(k)=D(k)C(0)$ ，其中 $C(0)$ 和 $C(k)$ 分别为结构方程中滞后各期的系数，如果能将 $C(0)$ 识别出来，则可以得到结构方程各阶参数 $C(k)$ 。借助参数之间的关系和SVAR的识别条件，我们可以将结构方程的参数识别出来。除了 $C(0)C(0)^T=\Omega$ 所提供的三个识别条件之外，根据Quah和Vahey(1995)对SVAR施加的约束条件，即假设需求冲击长期内对产出没有影响，可以得到额外的约束条件 $g_{11}(1)=0$ 。基于上述约束条件可以对结构方程进行识别，方程(3)中 $\mu_2+\sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k)\varepsilon^d_{t-k}$ 即为所要估计的核心通货膨胀。<sup>②</sup>

### (五) 惯性权重法

基于惯性权重的核心通货膨胀计算是由Blinder(1997)提出的，作者核心通货膨胀和标题通货膨胀的主要区别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。构建惯性权重核心通货膨胀首先要对消费者价格指数篮子中各分类商品的价格上涨惯性进行估计。本文借鉴Gadzinski和Orlandi(2004)的方法，采取方程(4)来计算通货膨胀惯性，并在此基础上计算基于惯性权重的核心通货膨胀。

$$\pi_t = \mu_0 + \mu_1 D_t + \rho \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 $\pi_t$ 表示通货膨胀， $D_t$ 是虚拟变量，表示通货膨胀序列中可能存在的结构变化，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大。对于方程(4)的估计，可以采取OLS方法，但当通货膨胀惯性较大，即 $\rho$ 接近1时，OLS得到的结果可能是有偏的。本文借鉴Hansen(1999)提出的Grid-Bootstrap(简称GB方法)估计通货膨胀惯性。

GB方法实质上是利用Bootstrap方法对可能的 $\rho$ 模拟其最小二乘估计有限样本分布，然后再利用格点搜索计算 $\rho$ 的置信区间。与传统Bootstrap方法相比，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，提高了估计的精确程度。Hansen(1999)指出在GB方法中，当格点个数(G)和模拟次数(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，模拟次数B=999，获取参数90%的置信区间并将该区间的中位数称为 $\rho$ 的中位无偏估计。表2显示了根据1994年1月到2010年12月OLS方法和GB方法得到的CPI各组成部分惯性系数的估计。<sup>③</sup>

表2 消费者价格及其分类指数月度环比增长率惯性系数

计算方法	CPI	食品	烟酒	衣着	家庭	医疗	交通	娱乐	居住
------	-----	----	----	----	----	----	----	----	----

<sup>①</sup> 由于我国目前不公布环比工业增加值数据，本文参照夏春(2002)先将同比工业增加值增长率转换为定基比工业增加值指数，然后再将其转化为工业增加值环比增长率。

<sup>②</sup> 本文估计得到的 $C(0)$ 为[0.0041 0.0123; -0.0038 0.0010]。

<sup>③</sup> 具体计算工具采用Hansen(1999)提供的Matlab程序；借鉴Andrews(1993)未知断点检验方法进行检验发现“医疗保健”、“交通通讯”和“娱乐教育”三项分别在2002年10月、2001年1月和2000年9月出现结构变化，除此之外CPI其他各分项没有显著的结构变化，因此上述三项与其他商品惯性回归方程不同。表中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%。“烟酒”数据始于2001年，其他数据为1994年1月至2010年12月。

						设备	保健	通讯	教育		
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	
	$R^2$	0.486	0.228	0.424	0.766	0.857	0.611	0.169	0.209	0.457	
GB 方法	区间无偏中值	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

在惯性权重核心通货膨胀的具体计算过程中，我们采用以下步骤：首先，以样本数为48的滚动回归形式估计通货膨胀惯性系数，并令 $\rho_{iT}$ 为第*i*个分类价格增长率截止到*T*期的惯性估计值；<sup>①</sup>第二步，为了防止核心通货膨胀的权重过于波动，借鉴Cutler(2001)对通货膨胀惯性进行平滑，平滑后用于计算权重的惯性系数为 $\psi_{iT}=x\rho_{iT}+(1-x)\rho_{iT-1}$ ，其中 $x=1/12$ ，使得惯性权重可以在一年内完成调整；第三步，将第*i*个种分类商品在核心通货膨胀中的惯性权重定义为 $W_{iT}=\psi_{iT}/(\sum_{i=1}^8\psi_{iT})$ ，通过该权重对各类商品价格环比增长率进行加权平均得到惯性权重核心通货膨胀。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。

本文选取了2001年1月至2010年12月的月度八大类价格指数分别利用OLS和GB方法得出的惯性结果对核心通货膨胀进行了估计，结果表明基于OLS和GB方法下的惯性权重核心通货膨胀结果几乎相同。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12月样本区间内各分项权重的平均值，见表3。<sup>②</sup>在对各种方法的核心通货膨胀进行比较时本文采取的是OLS方法下的惯性权重核心通货膨胀结果。

## (六) 方差权重法

核心通货膨胀的潜在含义之一是要提出各价格指数中波动加大的部分。Dow(1994)和Diewert(1998)提出按照各分类商品价格增长率波动性的大小分配权重，权重的大小与价格增长率方差的倒数成正比。在*t*时刻，第*i*种商品价格在核心通货膨胀指数中的权重为

$$w_{i,t}=(\sigma_{i,t}^2)^{-1}/[\sum_{i=1}^n(\sigma_{i,t}^2)^{-1}] \quad (5)$$

其中 $\sigma_{i,t}^2$ 用来刻画*t*时刻第*i*种商品价格指数的波动程度，通过此前 $\tau$ 个时期样本偏离当期核心通货膨胀的方差表示，其计算方法为 $\sigma_{i,t}^2=(1/\tau)[\sum_{s=t-\tau}^{t-1}(\pi_{i,s}-\pi_s^c)^2]$ 。根据上述权重对各类商品价格增长率进行加权平均即可得到核心通货膨胀。 $\sigma_{i,t}^2$ 是根据此前 $\tau$ 个样本观察值计算得到的，保证了计算通货膨胀权重的实时性。<sup>③</sup>为了与惯性权重核心通货膨胀的特征保持一致进而可以比较，本文选取 $\tau=48$ 。

<sup>①</sup> 在滚动回归过程中某些分项会出现不显著的负数估计值，对于这样的情况本文借鉴Cutler(2001)将其系数取为0。

<sup>②</sup> 惯性权重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年的数据损失。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。

<sup>③</sup> 对于核心通货膨胀的初始值可以通过各期各类商品价格增长率的简单算术平均得到，距离初始值越远，造成的误差越小。



## (七) 共同趋势法

Gonzalo 和 Granger(1995)提出了分解协整系统中多个时间序列长期成分与短期成分的方法,通过该方法亦可得到核心通货膨胀的估计值。Gonzalo 和 Granger(1995)的理论依据是任何一个协整系统可以被表示为几个非平稳过程与几个平稳过程之和,即对于任意一个  $p$  维协整系统  $X_t$ , 如果存在  $r$  个协整向量,那么有  $X_t = A f_t + \varepsilon_t$ , 其中  $X_t$  和  $\varepsilon_t$  为  $p$  维向量;  $f_t$  为  $(p-r)$  维向量; 且  $f_t$  为  $I(1)$  过程,  $\varepsilon_t$  为  $I(0)$  过程。那么  $f_t$  被称为协整系统  $X_t$  中的共同因子(common factors), 表示协整系统中各序列共同的长期成分;  $\varepsilon_t$  则表示协整系统中各序列分别对应的短期成分。假设  $X_t$  为协整过程, 且存在  $r$  个协整向量, 那么共同因子方法的估计过程可以简单概括为: 首先, 分别将  $X_t$  和  $\Delta X_t$  对  $(\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \dots, \Delta X_{t-q+1})$  进行回归, 得到残差矩阵  $R_{0t}$  和  $R_{1t}$ ; 第二步, 计算残差乘积矩阵  $S_{ij} = N^{-1} \sum_{t=1}^N R_{it} R_{jt}^T$ ,  $(i, j=0, 1)$ ; 第三步, 计算矩阵  $(S_{00}^{-1} S_{01} S_{11}^{-1} S_{10})$  的特征值, 并按从小到大的顺序排列, 得到  $(\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_p)$ ; 设  $(\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_{p-r})$  对应的特征向量为  $\gamma$ , 则长期成分的估计结果为  $f_t = \gamma^T X_t$ 。<sup>①</sup> 如果由居民消费价格指数八大类分项指数组成的系统具有协整关系, 那么共同因子代表的长期成分便可以表示为核心通货膨胀。因此要通过共同趋势法得到核心通货膨胀关键是要求得特征向量  $\gamma$ 。

由于该方法要求各分类价格增长率时间序列之间存在协整关系, 而本文的目的在于比较各种核心通货膨胀环比数据的相对优劣, 因此先将消费者价格 8 类环比增长率换算成定基比指数; 在平稳检验和协整检验的基础之上计算各定基比价格指数中的长期成分; 最后将定义比价格指数长期成分进行对数差分便得到核心通货膨胀。<sup>②</sup> 在样本区间内八大类商品月度定基比价格指数, 经过平稳和协整检验共发现 7 个协整向量, 因此只存在 1 个共同因子, 其对应的特征向量为  $(0.111, 0.040, -0.452, 0.042, 0.021, 0.324, 0.821, 0.032)$ 。<sup>③</sup> 通过上述系数向量和各期分类商品价格指数即可计算出基于共同因子方法的核心通货膨胀。

在上述 8 种计算核心通货膨胀的方法中, 剔除法、惯性权重法和方差权重法涉及到重新分配各分类项目权重的问题, 其中剔除法权重固定不变, 惯性权重和方差权重则是时变的, 表 3 总结了 2005 年 1 月至 2010 年 12 月内各类商品权重的平均值。从表 3 中我们发现, 无论是惯性权重还是波动方差权重, 食品类在核心通货膨胀中的权重都呈现明显下降, 其中惯性权重中约为 8%, 而方差权重不足 1%, 充分显示当货币政策当局考虑通货膨胀的持续性和波动性时必须降低对食品类的权重。在惯性权重中, 居住类比重变化不大, 但在波动权重中降至不足 2%, 反映出居住类价格兼具波动强和持续时间较长的特征, 值得货币当局重点关注。交通通讯和娱乐教育两类商品虽然价格波动较大, 但持续时间较短, 剩余的 4 大类商品虽然价格变化时间持续较长, 但都波动不大。

表 3 CPI 支出权重和各核心通货膨胀权重比较(单位: %)<sup>④</sup>

	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	
惯性权重均值	GB 方法	8.1	18.7	10.6	28.8	17.1	3.0	0.7	13.0
	OLS 方法	7.7	19.4	10.2	29.0	15.9	4.5	0.4	12.7
方差权重均值	0.5	21.9	28.1	41.0	9.4	3.7	2.2	1.9	

<sup>①</sup> 上标  $T$  表示转置。

<sup>②</sup> 另一个可行的方法是先通过同比价格增长率合成同比核心通货膨胀, 再将其转化为环比通货膨胀。王少平和谭本燕(2009)即通过共同趋势法估计了基于同比价格增长率的核心通货膨胀数据。

<sup>③</sup> 各参数对应的分类与表 2 中的顺序相同。

<sup>④</sup> 支出权重来自张成思(2008)。

## 四、基于通货膨胀预期和政策视角的核心通货膨胀比较

以上 8 种计算核心通货膨胀的方法各具特色,究竟哪一种方法更适合构建中国的核心通货膨胀?要回答这一问题首先要构建核心通货膨胀指标的评价体系,然后据此进行优劣对比。

### (一)核心膨胀测算方法评价指标

Rich和Steindel(2007)指出,如同核心通货膨胀没有统一的定义一样,评价核心通货膨胀测算方法也没有统一的标准,不同使用目的决定了对核心通货膨胀计算方法的评价标准也不同。Rogers(1998)指出核心通货膨胀测算方法应该具备时效性、稳健性、无偏性和可验证性,好的测算方法不应导致核心通货膨胀历史数据的频繁修订。Wynne(1999)提出了评价核心通货膨胀测算方法的6条标准,好的测算方法法不仅要求及时性、前瞻性,能够反映通货膨胀变化趋势,还要易于为公众所理解,新增数据不应导致历史计算结果发生改变,此外还要有理论基础;在此基础上作者对6种计算核心通货膨胀的方法进行了定性比较。<sup>①</sup>Smith(2007)指出同时满足上述6个标准并不容易,由于货币当局需要通过核心通货膨胀对未来通货膨胀进行预测,同时货币当局核心通货膨胀的计算方法可能会影响公众对未来通货膨胀和货币政策的预期,因此从政策当局角度来看,核心通货膨胀计算方法的及时性和公众可理解性最为重要。Marques,Neves和Sarmiento (2000)从核心通货膨胀与标题通货膨胀之间是否存在协整关系来评价核心通胀测算方法的优劣,核心通过膨胀不仅要与标题通货膨胀存在协整关系,并且长期内是标题通货膨胀的Granger原因。事实上由于环比通货膨胀率多为平稳数据,这种方法多适用于同比核心通货膨胀测算方法之间的比较。除了上述定性指标之外, Rich和Steindel(2007)还总结了检验核心通货膨胀前瞻性和反映通货膨胀趋势能力的定量指标,见表4。

表4 评价核心通货膨胀的主要定量指标<sup>②</sup>

评价内容	评价指标	评价方法
反映通货膨胀变化趋势	残差均方根 (RMSE)={[\sum_{t=1}^T(\pi_t^{TREND}-\pi_t^{CORE})^2]/T}^{1/2}	RMSE 越小越好
前瞻性	$\pi_{t+h}-\pi_t=\alpha_h+\beta_h(\pi_t-\pi_t^{CORE})+\varepsilon_{t+h}$	R <sup>2</sup> 越大越好

### (二)核心通货膨胀的波动特征比较

构造核心通货膨胀的目的之一是要剔除标题通货膨胀中短期波动较大的部分。从这个角度来看,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5报告了样本观察期间8种核心通货膨胀的波动特征,并与标题通货膨胀进行了比较。比较发现,8种核心通货膨胀无论均值还是标准差均低于标题通货膨胀。在8种核心通货膨胀中,波动性绝对水平(标准差)最小的是指数平滑法,最大的是共同趋势法;考虑到波动性大小可能与均值相关,本文将标准差与均值之比用以反映通货膨胀指标的相对波动程度,调整后发现修剪均值法和加权中位数法的相对波动性最小,SVAR方法得到的相对波动性最大,甚至超过了标题通货膨胀,传统上常用的剔除法在相对波动性方面甚至劣于标题通货膨胀。

<sup>①</sup> 作者定性比较的方法包括剔除法、移动平均法、修剪均值法、方差权重法、共同因素法和结构向量自回归方法六大类。

<sup>②</sup> 其中 $\pi_t^{TREND}$ 通货膨胀趋势值。

表5 季节调整后月度环比通货膨胀波动性比较

	标题通货膨胀	剔除法	修剪均值法	加权中位数法	指数平滑法	SVAR	惯性权重法	方差权重法	共同趋势法
均值	0.194	0.048	0.161	0.108	0.024	0.015	0.100	0.082	0.123
标准差	0.425	0.165	0.205	0.193	0.053	0.143	0.207	0.213	0.404
标准差/均值	2.195	3.458	1.271	1.788	2.195	9.406	2.075	2.590	3.274

### (三) 基于反映通货膨胀变化趋势的比较

核心通货膨胀拟合标题通货膨胀趋势的程度是评价核心通货膨胀优劣的重要指标,为了计算 8 种核心通货膨胀的残差均方根 (RMSE) 需要计算通货膨胀趋势值。现有文献中主要采用 HP 滤波和 12 月移动平均(MA)两种方法来表示通货膨胀趋势。表 6 给出了两种方法下计算出的 8 种核心通货膨胀的 RMSE 值。通过对比发现 HP 滤波和 MA 方法下计算的 RMSE 非常接近,表明结果比较稳健。其次,除了剔除法和直属平滑法之外,HP 滤波和移动平均趋势下各核心通货膨胀的残差平方根相对大小基本相同。RMSE 值最低的是修剪均值法和加权中位数法,最高的是共同趋势法和结构向量自回归方法。因此从反映标题通货膨胀的变化趋势上来看,修剪均值法和加权中位数法具有较大的优势,共同趋势法劣势明显。

表6 核心通货膨胀与标题通货膨胀的残差均方根(RMSE) 单位:  $10^{-2}$ 

趋势	剔除法	修剪均值法	加权中位数法	指数平滑法	SVAR	惯性权重法	方差权重法	共同趋势法
HP	0.218	0.165	0.180	0.198	0.271	0.196	0.236	0.418
MA	0.239	0.166	0.198	0.239	0.309	0.201	0.247	0.412

### (四) 基于通货膨胀预期视角的比较

核心通货膨胀的重要意义之一在于其对标题通货膨胀的预测能力。判断核心通货膨胀预测能力的依据是给定当前标题通货膨胀基础上,考察核心通货膨胀包含多少关于未来标题通货膨胀的信息。动态相关系数显示各种方法得到的核心通货膨胀均为标题通货膨胀的同期变量。为了进一步检验核心通货膨胀的预测能力,本文利用方程  $\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h(\pi_t - \pi_t^{core}) + \varepsilon_{t+h}$  来评价 8 种核心通货膨胀对未来标题通货膨胀的预测能力,其中  $R^2$  越大说明该方法的预测能力越强。表 8 选取从领先 1 期到 6 期,分别计算了各种核心通货膨胀对标题通货膨胀预测方程的  $R^2$  值。我们发现各核心通货膨胀预测的  $R^2$  峰值一般出现在 3-5 个月之间;无论预测期限为多久,共同趋势法和方差法的预测能力最差;其他方法得到的核心通货膨胀预测能力相差不大,修剪均值法、指数平滑法和加权中位数法核心通货膨胀的预测能力最强。如果以前 5 个月的  $R^2$  之和作为评价标准的话,仍然是修剪均值法、指数平滑法和加权中位数法预测能力最强,三者之间仅存在微小差别。<sup>①</sup>

表 7 标题通货膨胀预测方程的  $R^2$  比较

领先期数	剔除法	修剪均值法	加权中位数法	指数平滑法	SVAR	惯性权重法	方差权重法	共同趋势法
h=1	0.287	0.366	0.352	0.372	0.304	0.359	0.239	0.000
h=2	0.326	0.376	0.360	0.380	0.373	0.319	0.246	0.028
h=3	0.344	0.412	0.439	0.383	0.349	0.308	0.256	0.023
h=4	0.368	0.435	0.411	0.426	0.392	0.349	0.292	0.032

<sup>①</sup> 该标准的选取具有一定的主观性,主要依据是各种方法的  $R^2$  最大值均出现在前 5 期之内。

h=5	0.380	0.416	0.403	0.418	0.378	0.370	0.270	0.066
h=6	0.364	0.380	0.365	0.420	0.372	0.359	0.265	0.023

上文中，我们重点从相对波动性、对通货膨胀趋势的反映以及对通货膨胀的预测能力三个方面定量比较了各种核心通货膨胀计算方法的相对优劣。在实际运用中，哪种核心通货膨胀更适合作为政策当局的中间目标取决于政策制定者对核心通货膨胀各方面特征所赋予的不同权重。假设政策制定者同等重视核心通货膨胀在上述三方面的表现，我们可以分别按照每一种特征对各种核心通货膨胀的表现进行排序并以此进行评分，将三组评分进行加总得到各方法核心通货膨胀的总体表现。在这一评价体系下，样本区间内表现最好的最优核心通货膨胀估计方法是修剪均值法和加权中位数法；其次是指数平滑法和惯性权重法；共同趋势法、方差权重法和 SVAR 方法的结果较差。

## 五、结论

本文根据核心通货膨胀计算方法所依据的信息集对核心通货膨胀计算方法进行分类，然后通过 8 种方法计算了基于月度环比消费者价格指数的中国核心通货膨胀。和现有的研究相比，月度环比核心通货膨胀增强了该指标的时效性及其政策应用价值。在此基础上，本文根据相对波动性、对通货膨胀趋势的反应以及对未来通货膨胀的预测能力，对各种核心通货膨胀的计算方法的相对优劣进行了对比，得到以下结论：

第一、尽管各类核心通货膨胀的计算方法不同，各类核心通货膨胀都实现了降低通货膨胀率绝对波动水平的目的，但是考虑到较高的绝对波动水平可能与较高的通货膨胀均值相关，通过核心通货膨胀均值对其标准差进行调整后，部分核心通货膨胀计算方法的相对波动程度甚至超过标题通货膨胀，例如传统常用的剔除法核心通货膨胀。

第二、通过计算各类核心通货膨胀与标题通货膨胀趋势值的残差均方根，本文发现样本区间内残差均方根最低的是修剪均值法和加权中位数法核心通货膨胀，最高的是共同趋势法和结构向量自回归法核心通货膨胀。因此从反映标题通货膨胀的变化趋势上来看，修剪均值法和加权中位数法具有较大的优势，共同趋势法劣势明显，上述结论无论对于 HP 滤波还是移动平均得到的通货膨胀趋势值都是稳健的。

第三、通过检验核心通货膨胀对未来标题通货膨胀的预测能力，本文发现核心通货膨胀对未来 3 至 5 个月内的标题通货膨胀有较好的预测能力。在样本区间内，修剪均值法、指数平滑法和加权中位数法核心通货膨胀的预测能力最强，而共同趋势法和方差法的预测效果最差。

第四、在实际运用中，哪种核心通货膨胀更适合作为调控通货膨胀的中间目标取决于政策当局对核心通货膨胀各方面特征所赋予的不同权重。在同等重视核心通货膨胀上述三方面特征的假设下，样本区间内表现最优核心通货膨胀计算方法是修剪均值法和加权中位数法；其次是指数平滑法和惯性权重法；共同趋势法、方差权重法和 SVAR 方法的结果较差。

第五、在本文所研究的 8 中计算核心通货膨胀的方法中，除了 SVAR 和共同趋势法是基于模型的方法之外，其他 6 中方法都是基于统计的方法。从本文实证的结果来看，基于模型的方法虽然具有较好的理论基础，但是不太适合作为现实通货膨胀的监测目标使用。这反映了经济理论研究和经济政策研究对核心通货膨胀定义之间存在的差别。

本文首次对基于环比消费者价格指数的核心通货膨胀进行研究，在研究过程中尚存在进一步改进的空间。例如在 SVAR 方法和共同趋势方法中本文分别用到了环比工业增加值增长率和定基比分类消费者价格指数，这些数据目前尚没有官方数据，本文基于现有研究通过近似方法得到，可能对数据造成了一定的误差。此外增加消费者价格指数篮子及其权重的细分

数据将会进一步改善修剪均值法和加权中位数法的估计结果,这些都是在今后的研究中需要进一步改进的地方。

## 参考文献

范跃进、冯维江(2005):《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》第 5 期。

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

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

夏春(2002):《实际经济时间序列的计算、季节调整及相关经济含义》,《经济研究》第 3 期。

张成思(2008):《中国通胀惯性特征与货币政策启示》,《经济研究》第 2 期。

赵昕东(2008):《基于SVAR模型的中国核心通货膨胀的估计与应用》,《统计研究》第 7 期。

Aidan, Meyler. "A statistical measure of core inflation", MPRA Paper No. 11362, 1999.

Andrews Donald. "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, 1993, Vol. 61, No. 4, pp.821-856.

Baxter M. and King R.G. "Measuring Business-cycles: Approximate Band Pass Filters for Economic Time Series", NBER Working Paper No. 5022, 1995.

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

Blanchard, O. J. and Quah, D. "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances." *American Economic Review*, 1989, September, vol. 79, pp. 655-673.

Blinder, Alan S. "Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers: Commentary." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1997, May/June, 79(3), pp.157-160.

Bryan, M, and Cecchetti, S. "The Consumer Price Index as a measure of inflation", *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, 1993 (4), 15-124.

Bryan, M, and Cecchetti, S. "Measuring core inflation", Chapter 6 in N G Mankiw, ed., *Monetary Policy*, University of Chicago Press (Chicago), 1994, pp.195-215.

Bryan, M, and Cecchetti, S, and Wiggins, R. II. "Efficient Inflation Estimation," NBER Working Paper No. 6183, 1997.

Cogley, Timothy. "A Simple Adaptive Measure of Core Inflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 2002, 34(1), pp. 94-113.

Cutler, J. "Core Inflation in the UK", MPC Unit Discussion Paper, vol. 3, 2001.

Diewert, W. "Index number issues in the consumer price index", *The Journal of Economic Perspectives*, 1998, Vol.12, PP. 47-58.

Dolmas, Jim. "Trimmed mean PCE inflation", Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper, No.0506, 2005.

Dow, J. "Measuring inflation using multiple price indexes", mimeo Dept of Economics, University of California-Riverside, 1994.

Folkertsma, C.K. and Hubrich, K. "Performance of core inflation measures", De Nederlandsche Bank, Research Memorandum WO&E no. 639, 2000.

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

Galí, J. "How well does the IS-LM model fit postwar U.S. data?", *Quarterly Journal of Economics*, 1992, May, pp.819–840.

Gonzalo, Jesus and Granger, Clive. "Estimation of common long-memory components in cointegrated systems", *Journal of Business & Economic Statistics*, 1995, Vol.13, No.1, pp.27-35.

Hansen, Bruce. "The Grid Bootstrap and the Autoregressive Model", *Review of Economics and Statistics*, 1999, 81, pp.594-607.

Hodrick, R.J., Prescott, E.C. "Post-war US business cycles: An empirical investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1997, 29, pp.1–16.

Marques, C. R, Neves, P. D and Sarmiento, L. M. "Evaluating core inflation measures", Banco de Portugal Working Paper, No. 3–00, 2000.

Quah, D, and Vahey, S. "Measuring core inflation", *The Economic Journal*, 1995, vol. 105, pp.1130-1144.

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

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

Smith Julie, "Better Measures of Core Inflation?", <http://sites.lafayette.edu/smithjk/research/>, 2007.

Stock, J and Watson, M. "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), 1991, pp.63-89.

Tahir, S. "Core inflation measures for Pakistan," State bank of Pakistan, working paper, September, 2003.

Vega, Juan-Luis and Wynne, Mark, "A First Assessment of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area", *German Economic Review*, 2003, Volume 4, Issue 3, pp. 269–306.

Warne, A. "A common trends model: Identification, estimation and inference", IIES Working Paper, No. 555, 1993.

Wynne, M. "Commentary," *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, 1997, 79, pp. 161-167.

Wynne, M. "Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues." Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper no. 9903, June, 1999.