

我国核心通货膨胀的实证比较研究

龙革生 曾令华 黄山

内容提要:本文对比研究了 5 种度量方法下的核心通货膨胀序列,发现不对称截尾法、中位数法得出的序列受食品类权重过大的影响,不适合作为我国的核通货膨胀指标;对不对称截尾法、剔除法、共同趋势法和结构向量自回归法产生的序列的进一步研究中,发现它们都与 CPI 序列一样是一阶平稳的,虽然它们与 CPI 的相关系数很大,除了 30% 比率截尾平均法外,与 CPI 不存在协整关系;因果检验表明,除共同趋势法的序列是 CPI 的原因外,其余序列的因果关系不是很明确,但是都能在一定程度上预测 CPI。

关键词:核心通货膨胀;货币政策;实证研究

中图分类号:F222 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-4565(2008)03-0020-07

An Empirical Study on China's Core Inflation

Long Gesheng Zeng Linghua Huang Shan

Abstract: This paper analyses the series of core inflation measured by five methods and finds that CPI excluding food and energy, weighted median and symmetrically trimmed mean aren't fit for the index of core inflation because of oversize weights of food; inflations measured by Common trend, SVAR and non-symmetrically trimming are, correspondingly, accordant to the criterion suggested by Bryan, Cecchetti and Wynne.

Key words: Core inflation; Monetary policy; Empirical study

一、引言

最近在关于货币政策目标的讨论中,维持物价稳定成为一个比较有竞争力的选项,接下来的问题就是用什么指标来衡量物价水平。由于物价指数受到许多短期因素的影响,笔者认为它不能作为物价水平的最好代表。如何从物价指数当中消除短期扰动的影响,用通货膨胀的长期变动规律和趋势作为货币政策的依据成为问题的关键。然而在计算通货膨胀的长期趋势(核心通货膨胀)时,不同方法得出的序列的特性是不同的。Carlos Robalo Marques, Pedro Duarte Neves, Afonso Gonçalves da Silva(2002)就建议中央银行不应该采用剔除法下的核心通货膨胀。因此,应该根据不同的情况、不同的目的进行甄别,选取符合本国实际情况的核心通货膨胀度量方法和序列,为政策的制定提供良好的决策依据。

二、核心通货膨胀主要度量方法简介

常见的度量方法主要有两类:统计法,包括加权截尾平均法(trimmed mean)、加权中位数法(weighted

median),本文把剔除法(exclusion method,又称行为法)也纳入其中;建模法,包括结构向量自回归法(SVAR)、共同趋势法(common trend)和动态因素指数法(dynamic factor index,DFI)。统计法主要是从统计的角度出发,将物价指数中容易波动(短期)的成分剔除掉,把剩下的部分作为长期物价水平的代表。这类方法简单、易行,但在剔除成分(比例)的选择上存在很大的主观性。虽然能够被公众很好地理解,但是缺乏理论的支持;建模法与统计法刚好相反,在获得了理论支持的同时,却很难向公众进行解释。下面本文对各种方法进行简单的介绍。

1. 剔除法,就是从物价指数中将容易波动的成分剔除掉,而将剩下的部分作为核心通货膨胀的指标。由于简单易行,目前被大多数国家采用并定期公布,剔除成分的选择根据各个国家的不同情况而不同。例如,加拿大编制核心物价指数时,剔除食物、能源以及间接税对物价的影响,而美国则只剔除食物和能源价格的影响。泰国剔除生鲜食品及能源价格的影响,英国和新西兰只剔除利息支出项。秘

鲁的剔除项目多达 9 项,占到 CPI 的 21.2%,包括食品、水果、蔬菜、市内交通等。只有智利采取的是统计法,剔除价格下跌最大的 20%商品及上涨最大的 8%商品项目后,再行编制核心物价指数。

2. 加权中位数法,将构成物价指数的商品按价格的波动幅度排序,计算商品的累积消费权重,当累积的权重等于、大于 50%时,把对应的商品价格作为核心通货膨胀。Bryan and Pike (1991)、Mankiw (1992) 等人发现商品价格的波动在分布上是有偏的,因此建议计算中位价格作为核心通货膨胀。在他们研究的基础上,Bryan and Cecchet (1993) 建立了一个定价模型,假定存在两类定价行为,一类因为调价的菜单成本较低,当冲击来临时可以很快进行价格调整;另外一类,则因为较高的菜单成本不能每次都以价格调整的方式应对冲击,只有当价格调整能够弥补成本的时候,才会采取行动。因此,第一类的价格会经常的发生改变,形成了物价的短期波动;第二类由于不能经常以改变价格的方式应付冲击,在价格的制定上必须考虑未来价格的走向,因此有价格的合理预期。当经济平稳增长时,这一合理的预期就是货币的增长率。从价格指数构成的商品中剔除掉第一种方式定价的商品价格(短期行为),那么剩下的部分反映了物价水平的长期趋势。因此,他们建议采用加权截尾平均法。

3. 加权截尾平均法,在构成物价指数的商品中按价格的波动幅度排序,计算商品的累积消费权重,将处于分布两端一定比例的商品去掉,对剩余部分重新加权平均得出核心通货膨胀。加权截尾平均法和中位数法可用一个统一的公式表示:

$$\bar{x} = \frac{\sum w_i x_i}{\sum w_i} \quad (1)$$

其中, $I = \left\{ i: \frac{1}{100} < w_i < 1 - \frac{1}{100} \right\}$, w_i 是价格波动 x_i 排序后对应的权重。是要确定截去的比例,当 α 等于 0 时,公式为一般意义上的加权平均;当 α 等于 50 时则表示中位数。需要说明的是,截尾不一定是对称的,可以根据情况对两尾采取不同的比例。

4. 结构向量自回归是一种建模方法。模型的理论基础是货币的长期中性理论,即在一个较长期的时间维度上货币对产出没有影响。在自回归系统中,通过对长期影响因子施加限制,Quah and Vahey

(1995) 将它运用到核心通货膨胀的度量上。基本模型如下:

一个考虑产出 (y_t) 和通货膨胀 π_t 的两变量结构模型有如下的 VMA 形式:

$$X_t = D(L) u_t \quad (2)$$

其中, $X_t = (y_t, \pi_t)$, $D(L)$ 是一个滞后多项式算子, u_t 是结构新息。限制条件一般施加在 D_1 上。对应简化式的 VMA 为:

$$X_t = C(L) \varepsilon_t \quad (3)$$

$C(L)$ 是一个滞后多项式算子, ε_t 是简化式的冲击向量,没有结构意义。能够识别的是式 (3),而不是式 (2)。但是可以根据它们之间如下的关系,间接地识别式 (2):

$$C_i D_0 = D_i \quad \varepsilon_t = D_0 u_t \quad (4)$$

令 $u_t = (u_{1t}, u_{2t})$, 其中, u_{1t} 、 u_{2t} 分别代表真实冲击和名义冲击。我们就可以得到通货膨胀方程:

$$\pi_t = \sum_k d_{21}(k) u_{1t-k} + \sum_k d_{22}(k) u_{2t-k} \quad (5)$$

式 (5) 中的 $\sum_k d_{22}(k) u_{2t-k}$ 就是所谓核心通货膨胀的变化, d_{21} 、 d_{22} 分别是矩阵 D 的第 2 行的元素。通过核心通货膨胀的累积变化,并确定一个适当的起始值,就可以算出核心通货膨胀序列。

5. 共同趋势法。共同趋势法其实是 SVAR 的一个延伸,它考虑了经济变量间的协整关系。由于宏观经济变量间通常都存在这种协整关系,因此共同趋势法可以纳入许多相关的变量,充分利用变量包含的信息,得出的结果也更加符合实际,体现出许多短期特性。与 SVAR 一样,模型也采用了向量自回归的手段;与 SVAR 不同的是,如果系统包含 n 个变量,且又存在 k 个协整关系的话,就必须将 n 个简化式的冲击向量转化为 $n - k$ 个结构新息,故需要估计一个 $n \times (n - k)$ 的矩阵。Warne (1993) 对此模型与识别方法有详细的介绍。

6. 动态因素指数法。伯莱阳和塞切提 (Bryan and Cecchetti; 1997) 认为核心通货膨胀就是价格变动中包含的共同变动趋势,但这种共同变动趋势不能够直接观测。在 Stock & Watson (1991) 研究的基础上,他们借助一个动态因素指数 (DFI) 模型估计核心通货膨胀。DFI 模型一般写成如下形式:

$$\begin{cases} p_t = p_{t-1} + x_t \\ (L)p_t = p_{t-1} + x_t \\ (L)x_t = \varepsilon_t \end{cases} \quad (6)$$

模型表明, N 项分类商品价格指数序列 $p_t = [p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}]$ 由两类变动构成, 一是所有价格变动中的共同变动趋势(即核心通货膨胀), 记作状态向量 p_t , 二是相对价格变动的随机扰动序列 $x_t = [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}]$, 且 p_t 满足与相对价格扰动不相关的条件; 假设滞后算子 L 的矩阵多项式为: $(L)p_t = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2$ 和 $(L)x_t = 1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2$. 为未知常数, ε_t 和 η_t 为向量白噪声。将上述 DFI 模型改写成状态空间形式, 可利用卡尔曼滤子进行估计。

在所有的衡量方法中, DFI 法是唯一同时考察价格指数变动的横截面数据和时间序列数据的方法。目前, 西方众多中央银行也开始尝试采用这种方法估算核心通胀率, 但由于对数据的要求较高, 在发展中国家的运用还较少。

三、实证检验

为了兼顾各种方法, 使各种方法下的结论具有可比性, 本文在数据的选取上受到很大的限制。SVAR 和共同趋势法对数据的要求相对较高, 并且还需要物价指数以外的其他数据, 比如国内生产总值(GDP)、货币供应量以及外部因素。经综合考虑之后, 本文选取月度频率的数据, 尽可能地扩展数据的长度以满足技术上的要求, 在这种选择下数据的长度达到 79 个(来源于国家统计局), 基本能满足各种方法的要求。但是 DFI 要用到状态空间和卡尔曼滤波, 需要同时估计的参数太多, 我们能得到的数据仍然不能满足要求, 因此本文没有进行 DFI 的实证检验。由于 GDP 没有月度数据, 根据短时期里消费是收入的一个固定比率, 本文用社会零售商品总额(Retail)作为 GDP 的替代, 通货膨胀以消费价格指数(CPI)作为替代, 社会零售总额和货币供给量(M_2)都经过季节调整。

(一) 估计过程说明

1. 权重的计算。统计年鉴有城镇和农村上年的消费支出构成。假定每年的权重固定不变, 本文用第五次人口普查的城乡人口比率, 来调整各类商品

在消费支出中的平均权重, 结果见表 1。从表 1 中可以看出, 我国的食物类消费所占的比重远大于其他商品, 而其他国家, 比如秘鲁, 食品、水果、蔬菜等项目加起来也只有 21.2%; 美国食品和饮料类权重只占 15.4%。我国现行 CPI 可能被低估。

表 1 我国消费支出权重构成 %

年份	食品	杂项商品与服务	衣着	家庭设备用品及服务	医疗保健	交通通信	教育文化娱乐服务	居住
2001	44.17	4.00	7.26	5.81	5.88	7.17	11.76	13.96
2002	43.15	3.18	7.20	5.13	6.20	8.23	12.73	14.18
2003	42.52	2.60	7.16	4.96	6.45	9.35	12.93	14.01
2004	43.79	2.62	6.97	4.66	6.48	9.88	12.43	13.16
2005	42.3	2.63	7.36	4.82	6.93	10.66	12.38	12.93

2. 关于剔除成分的说明。从表 2 可以看出, 食品成为多数国家的选项; 秘鲁的剔除更是多达 9 项, 即使这样也只占到 CPI 的 21.2%。我国由于食品占的权重非常大, 如果选择与秘鲁、加拿大等国相同的剔除成分, 那么余下部分的代表性将受到质疑。从近几年的情况看, 城乡加权后的食品权重虽有所下降, 但仍在 40% 以上。经综合考虑, 本文决定把食品、交通和通信两项作为剔除的成份, 即使这样剩下的部分总的权重也只有 50% 左右。

表 2 各国剔除项目的构成

加拿大	CPI 剔除食品、能源、间接税
泰国	CPI 剔除生鲜食品、能源(23%)
澳大利亚	财政部基准的 CPI
新西兰	CPI 剔除利息支出
新加坡	CPI 剔除私人交通和住宿费用
日本	CPI 剔除生鲜食品
秘鲁	CPI 剔除 9 个不稳定项目(食品、水果、蔬菜、市内交通等, 21.2%)
美国	CPI 剔除食品、能源
英国	零售价格指数剔除抵押贷款利息支出
智利	CPI 剔除 20% 跌幅最大和 8% 涨幅最大项目
哥伦比亚	CPI 剔除农产品、公共服务、交通费用
德国	CPI 剔除间接税
西班牙	CPI 剔除能源、未经加工的食品
荷兰	ULI 减去水果、蔬菜、能源
爱尔兰	CPI 剔除抵押贷款支出(MIPS); MIPS 减去能源、食品
葡萄牙	CPI 剔除未加工食品及能源

资料来源: <http://www.nscb.gov.ph/stats/cpi/primer/default.asp>。

3. 关于截尾平均法(CPITM)。在该方法中需要人为确定的是百分比, 以及是对称地截去还是不对称地截去。在百分比的选择上, 本文尝试了 10%、20%、30% 三种比率, 同时进行了对称和不对称两种截法。在对称截法中, 食品项比重过大的事实严重影响了整体价格水平的重心, 尤其是当食品价格波

动处于极端值时,对称截尾平均法得出的序列波动幅度反而大于 CPI 序列,不能满足对核心通货膨胀的稳定性要求,因此本文不再对它们进行讨论;在不对称截尾中,我们没有对两边赋予固定的值,而是将波动幅度绝对值较大的部分按比例截去,根据这一规则得出的通货膨胀序列有较好的稳定性。

以上两种方法,本应考虑物价指数成分商品的价格波动及其权重,由于数据难以得到,作为近似本文直接针对的是物价分类指数。另外,由于 2006、2007 年的消费支出构成指标没有公布,在计算剔除法、中位数法和截尾平均法的通货膨胀序列时,以 2005 年的权重作为代替。

(二)对所得序列的初步筛选

在整个考察期内极端价格的分布极不均匀(见表 3)。在正向的极端值中食品占了 36%,居住为 33.3%,教育文化娱乐服务为 27%;在负向的极端值中衣着占了 38.5%,家庭设备用品及服务 36%,教育文化娱乐服务 12.8%,交通通信为 12%。说明各类价格在极端价格上表现的机会不均等,在本文中剔除法下的序列更多地排除了价格上涨(食品)的因素,整个看起来比较平稳。

中位数法的计算是明确和唯一的,不像截尾平均法那样,可以根据情况消除或部分程度地消除食品权重过大的影响。换句话说,中位数法的序列完全被食品项的价格“绑架了”,更多地反映了食品类价格的“意图”,因而波动幅度(9.9%)反而大于 CPI 序列(6.9%,零截尾的加权平均)。除非大幅度降低食品所占权重,中位数法序列难以作为候选项。

表 3 极端价格的分布

极端值	食品	杂项商品与服务	衣着	家庭设备用品及服务	医疗保健	交通通信	教育文化娱乐服务	居住	合计
正向	28	2			1		21	26	78
负向	1		30	28		9	10		78

本文考虑了不对称截尾平均法的 3 种序列。从所得到的序列来看,为 10% 的序列波动幅度(7.6%)大于 CPI 序列,20% 比率截尾的序列基本上紧跟 CPI,从核心通货膨胀的相对平稳性要求来看,作为核心通货膨胀替代并不理想,究其原因还是食品项的权重过大造成的。当食品项为极端值时,扣除 10%、20% 后权重仍然是第一,对所得序列的影响仍然很大;而为 30% 可以使食品的权重在扣除后大致与其他项目的权重相当,所得序列稳定性(波

动幅度 4.98%)也好于 CPI 序列,可以作为核心通货膨胀的候选。

SVAR 和共同趋势法满足经济理论的要求和一般的认识,通过建模所得序列能够反映原始序列的一般变化趋势,也符合核心通货膨胀的稳定性要求(波动幅度分别为 5.33% 和 6.1%)。

通过上面的初步筛选,本文主要对比分析剔除法(CPIEX)、30% 比率截尾平均法(CPTIM30)、SVAR(CPISVAR)和共同趋势下(CPICT)的核心通货膨胀(如图 1)。

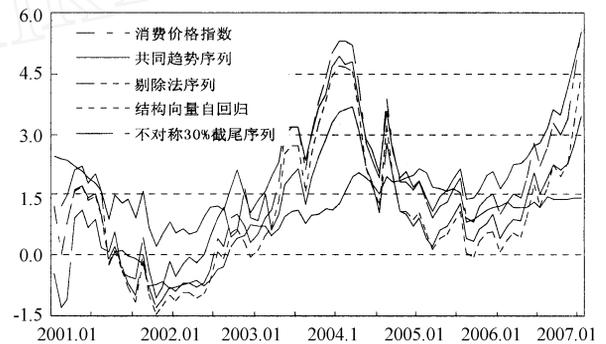


图 1 CPI、共同趋势序列(CPICT)、剔除法序列(CPIEX)、结构向量自回归(CPISVAR)和不对称 30% 截尾序列(CPTIM30)的图形

(三)所选序列的对比研究

Bryan and Cecchetti (1994) 和 Wynne(1999) 认为作为核心通货膨胀应该具备几个特点:首先,它的波动幅度应该小于观察到的通货膨胀;其次,应该有利于预测可观察的通货膨胀;第三,核心通货膨胀的度量应该建立在理论基础之上。鉴于目前剔除法被广泛使用,本文在考察所得序列的性质时抛开了理论基础这一要求。

1. 平稳性、相关性、协整关系。

表 4 序列的统计性质

序列	均值	最大值	最小值	波幅	标准差	非正态分布接受概率
CPI	1.57	5.60	-1.30	6.90	1.69	0.186
CPIEX	0.98	2.44	-0.83	3.27	0.92	0.041
CPICT	2.15	5.54	0.21	5.33	1.20	0.007
CPISVAR	1.04	4.69	-1.47	6.16	1.54	0.057
CPTIM30	1.06	3.68	-1.30	4.98	1.16	0.388

从图 1 看,30% 比率截尾平均法、SVAR 和共同趋势下的通货膨胀序列基本反映了 CPI 的走势,剔除法下的序列自 2003 年以来保持了一个稳定上升的趋势。4 个序列的统计性质见表 4。统计的标准差显示剔除法的稳定性最好,共同趋势序列第二,30% 比率截尾的序列紧随其后,稳定性最差的是

SVAR 序列;从波动幅度来看,稳定性最好的仍然是剔除法序列,30%比率截尾的序列排第二,共同趋势序列第三,SVAR 序列仍然是最差的。从序列的均值可以看到一个有趣的现象,除共同趋势序列外其余序列的均值都小于原始序列 CPI,只有共同趋势序列的均值大于 CPI 序列的均值,而且在整个考察期内都不小于 0。换句话说,共同趋势序列对经济的判断不同于其他序列(包括 CPI)。

平稳性检验,本文采用单位根法。不出意料,所有的序列都是非平稳的,同时也是 I(1)的,经过一次差分后都成为平稳的序列,这与 Freeman (1998)对剔除法、中位数法的考察结果一致。平稳性检验的目的是确定所得序列与 CPI 序列是不是同阶的,如果 CPI 是 I(1)的,那么所得序列也应该是 I(1)的,这样核心通货膨胀的定义才有意义。通货膨胀的平稳性是研究中的一个热点,随着考察的时间段不同、观察的频率不同,所得的结论也不相同。表 5 报告了所得序列平稳性、与 CPI 序列的相关性和协整关系的检验结果,除 CPIIM30 序列外,其他序列与 CPI 之间不存在协整关系。

表 5 平稳性、相关性、协整关系检验

平稳性检验										
差分次数	CPI		CPIEX		CPIIM30		CPIIC		CPIVAR	
	T 值	P 值	T 值	P 值	T 值	P 值	T 值	P 值	T 值	P 值
0	-0.79	0.82	-1.89	0.34	-2.13	0.23	-0.77	0.82	-1.04	0.74
1	-8.11	0	-8.37	0	-9.55	0	-8.35	0	-7.72	0
与 CPI 的相关性检验										
CPI	1		0.618		0.929		0.979		0.9923	
与 CPI 的协整关系检验(Trace)										
无协整关系			12.48 (0.14)		27.62 (0.0005)*		5.32 (0.77)		5.529 (0.75)	
至多 1 个协整关系			0.77 (0.38)		1.39 (0.24)		0.51 (0.48)		0.508 (0.48)	

注: * 表示在 5% 的水平下显著;括号内的值为原假设的接受概率。

2. 可预测性分析。

对核心通货膨胀的第二个要求是能够有助于预测可观察的通货膨胀, Freeman (1998) 对此问题研究依据的是序列与 CPI 之间的协整和因果关系。他的结论是,虽然协整关系存在,但利用核心通货膨胀序列对 CPI 进行预测的可能性为零。因为在 Freeman 看来,因果关系是判断序列是否具备预测 CPI 的能力的依据。固然,因果关系可以说明序列之间紧密和直接的联系,但是因为这种关系不存在而断定序列不具备预测的能力,这样的结论不免太片面了。

宏观经济变量之间的联系往往是错综复杂的,作为一种价格指数, CPI 受到的必然是一种复合的影响或冲击,而我们所求的核心通货膨胀序列则是对经济的一种模拟和抽象。期望仅凭一个核心通货膨胀序列来准确预测 CPI 是不现实的,至多只能将它视为一个可以利用的因子,也就是可能存在包含核心通货膨胀、CPI 等多变量的协整关系。Freeman 的做法存在一个明显的缺陷,就是没有考虑各种因子的组合。后来 Bihan and Sedillot (2000)、Cecchetti (2000)、Banerjee and Marcellino (2006) 等人综合考虑了各种因素的影响,在评价预测能力时也不依据因果关系,而是依据 RMSE (root mean square error)。

本文首先对所得序列与 CPI 之间的因果关系进行了考察,格兰杰因果检验的结果(滞后 1 期)见表 6。

表 6 格兰杰因果检验结果

零假设:	Obs	接受概率
CPIEX 不是 CPI 的原因 CPI 不是 CPIEX 的原因	77	0.2473 0.0231
CPICT 不是 CPI 的原因 CPI 不是 CPICT 的原因	77	0.1810 0.7560
CPIIM30 不是 CPI 的原因 CPI 不是 CPIIM30 的原因	77	0.3328 0.0053
CPIVAR 不是 CPI 的原因 CPI 不是 CPIVAR 的原因	77	0.1068 0.1445

从表 6 中可以看出,共同趋势序列与 CPI 之间存在较为明确的格兰杰因果关系:共同趋势序列是 CPI 的原因;30%比率截尾的序列与 CPI 也有一定的格兰杰因果关系,但是比较微弱,而且还是相反的因果关系。共同趋势法综合考虑了不同的因素,是对现实经济环境的抽象,由此得出的通货膨胀序列可以解释为对物价水平的长期预测 (Bagliano and Morana, 2003)。

对可预测性的进一步检验。Herve Le Bihan and Franck Sedillot (2000) 利用 CPI 的自回归模型作为参照,来衡量核心通货膨胀在预测通货膨胀的准确度。按照他们的思路,本文建立了两个简单的模型来对比各序列的预测效果。

一个是含 CPIX (X 代表 EX、TC、TM30 和 SVAR) 和 CPI 的向量自回归模型 (CPIX 和 CPI 都是 I(1)的,滞后项数根据 Akaike 信息准则确定为 1):

$$\begin{cases} cpi_t = \alpha_{10} + \alpha_{11} cpi_{t-1} + \alpha_{12} cpi_{t-1} + u_{1t} \\ cpi_{tX} = \alpha_{20} + \alpha_{21} cpi_{t-1} + \alpha_{22} cpi_{t-1} + u_{2t} \end{cases} \quad (7)$$

通货膨胀方程中 CPICT 系数显著性检验的 t 值

为 1.35; CPIEX 系数为 - 1.17; CPITM30 的系数为 - 0.98; CPISVAR 系数的显著性检验的 t 值为 - 1.63。在 10% 的水平下,只有 CRICT 和 CPISVAR 的系数通过了检验(临界值为 1.3),说明建模法得到的序列有助于 CPI 的预测。

另一个是 CPI 的自回归模型,滞后项根据 AIC 信息标准确定为 2,模型设定为:

$$cpi_t = \alpha_1 + \alpha_2 cpi_{t-1} + \alpha_3 cpi_{t-2} + u_t \quad (8)$$

判断预测结果好坏的标准,一般用预测误差的标准差来衡量。从表 7 中统计的标准差来看,建模法得到的序列的预测效果似乎要好于 CPI 的自回归模型的预测,而统计法得到的序列稍差一些;但是方差齐次性检验表明,预测的效果没有明显区别,因此还需做进一步的研究。非正态分布接受概率反映了预测误差的分布情况。总的来说,所得序列具有一定预测可观察通货膨胀的能力,相比较之下,共同趋势法的序列似乎更好一点。

表 7 样本内预测的误差统计分析结果

	均值	最大值	最小值	标准差	非正态分布接受概率	CPIX 与 CPI 预测方差一致性检验
CRICT	6.63e-17	2.05	- 1.43	0.61	0.45	F = 1.015 (0.9487)
CPI	1.96e-16	2.00	- 1.36	0.61	0.49	
CPIEX	- 3.42e-16	2.00	- 1.44	0.63	0.67	F = 1.04 (0.8597)
CPITM30	- 1.75e-17	1.91	- 1.50	0.63	0.72	F = 1.05 (0.8388)
CPISVAR	5.84e-17	1.91	- 1.40	0.60	0.54	F = 1.03 (0.899)

注:最后一列中括号内的值为零假设的接受概率。

3. 货币政策层面的考量。

作为货币政策的目标,既要能反映经济的运行情况,又不能过度地波动造成政策无所适从。剔除法下的序列虽然稳定,但是没有反映经济的现实。从序列的图形看,对 2004 年和 2006 年以来的经济扩张没有较好的反映,这可能使货币政策处于无作为的境地。而且由于食品项权重过大,剔除法序列也不能真实地反映现实;截尾平均法和 SVAR 法则有可能处于另一个极端,若以它们为目标,可能会使货币政策频繁变动,让公众无所适从,再加上时滞的影响,可能造成经济的更大波动。从统计的角度看,作为核心通货膨胀序列的波动分布尽可能地接近正态分布为好,即中间大、两头小。所得序列的累积分布图形(图 2—5)表明,共同趋势和 SVAR 法的序列接近正态分布;表 3 也拒绝了两者非正态分布的假设。相比之下,SVAR 的波动幅度更大些,由此看来共同趋势下的序列更适合作为核心通货膨胀的指标。

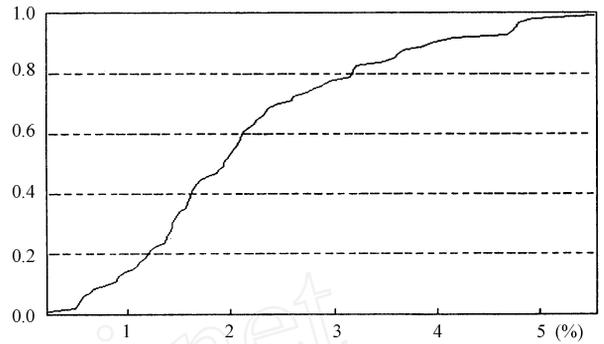


图 2 CRICT 的累积分布

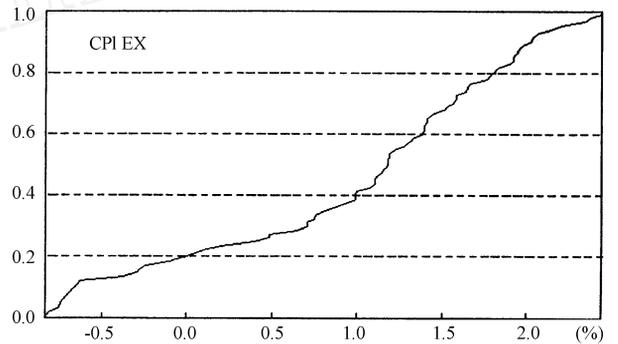


图 3 CPISVAR 的累积分布

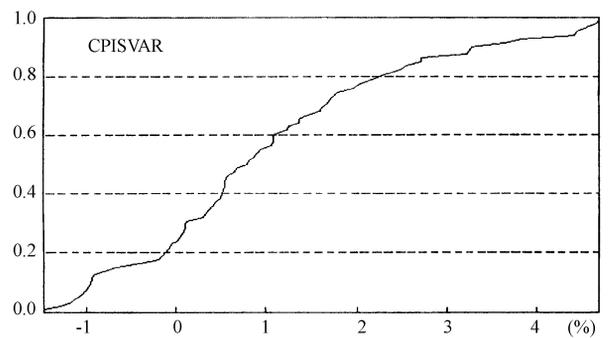


图 4 CPIEX 的累积分布

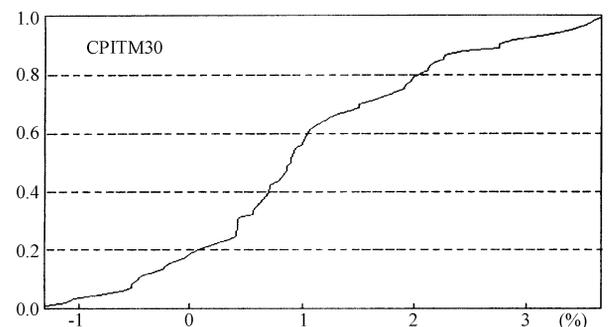


图 5 CPITM30 的累积分布

四、总结

本文首先介绍了度量核心通货膨胀的几种常用方法,随后利用我国的数据进行实证研究。发现截尾法中,对称地截尾产生的序列波动性反而大于CPI原始序列,这可能是食品类商品的权重过大造成的。我国的食品类权重大约占了42%左右,直接导致中位数法下的序列被食品类价格左右的事实,波动幅度被放大。可见,对称地截尾平均法和中位数法不适合我国的实际情况。

实证还发现,不对称截尾比率截尾产生的序列随着截尾比率的增加波动幅度逐步减小,本文考察的3个截尾序列都很好地反映了CPI的基本走势,但是10%、20%比率截尾序列与CPI差距较小,失去了核心通货膨胀的意义;30%比率截尾产生的序列表现出较好的稳定性,这主要是因为:食品类价格常常(36%)表现为极端价格,而30%比率截尾可以部分程度地消除食品类商品权重过大的影响。共同趋势法和SVAR下的序列是本文考察的两个通过建模方式产生的序列,能够反映CPI的基本走势,也表现出较好的稳定性。

经过初步地稳定性筛选后,本文对剔除法、30%截尾法、共同趋势法和向量自回归法下的通货膨胀序列进行了进一步分析。稳定性最好的是剔除法序列,共同趋势序列和30%截尾序列难分上下,SVAR序列稳定性稍差。但是剔除法序列的稳定是以牺牲对CPI的反映为代价的,以它为目标货币政策可能会无所作为。以核心通货膨胀的第二个可预测性要求看,除剔除法序列外,其余3个序列都与CPI有较高的相关系数,但从因果检验的结果看,只有共同趋势序列与CPI有较为明显的因果关系:共同趋势序列是CPI的原因。另外,预测能力的实证表明,建模法下的序列有增加边际预测能力的作用,但是不是能够显著地提高预测能力还有待于进一步研究。

从统计的角度看要求作为核心通货膨胀序列的分布能够符合或接近正态分布,检验的结果表明,只有共同趋势、SVAR和剔除法序列的价格分布符合

这一要求。

通过以上分析,笔者认为对称比率截尾平均法、中位数法、剔除法产生的序列不能作为我国核心通货膨胀的指标;在30%比率截尾法、共同趋势法和SVAR中,共同趋势法产生的序列稍胜一筹。当然,本文的研究还是初步的,还有待进一步的深入与拓展。

参考文献

- [1] Donald G. Freeman. Do core inflation measures help forecast inflation? [A]. *Economics letters*, 1998(58):143—147.
- [2] Fabio C. Bagliano, Claudio Morana. Measuring US core inflation: A common trends approach [J]. *Journal of Macroeconomics*. 2003(25): 197—212.
- [3] Herve Le Bihan, Franck Sedillot. Do core inflation measures help forecast inflation? Out-of-sample evidence from French data [A]. *Economics Letters*, 2000(69): 261—266.
- [4] James H. Stock, Mark W. Watson. Forecasting inflation [J]. *Journal of Monetary Economics*. 1999(44):293—335.
- [5] Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti. Measuring core inflation [A]. Working Paper 9304.
- [6] Quah, D., Vahey, S. P. Measuring core inflation [J]. *Economic Journal*. 1995(105): 1130—1144.
- [7] Stock, J. H., Watson, M. W. Testing for common trends [J]. *Journal of the American Statistical Association*. 1988(83):1097—1107.
- [8] Warne, A., 1993. A common trends model: Identification, estimation and inference [A]. IIES, Stockholm.

作者简介

龙革生,男,39岁,湖南省凤凰县人,2004年毕业于湘潭大学商学院,获经济学硕士学位,现为湘潭大学教师,湖南大学金融学院在读博士,研究方向为金融理论与货币政策。

曾令华,男,59岁,湖南省汉寿县人,1982年湘潭大学经济系毕业,获经济学硕士学位,现为湖南大学金融学院教授,博士生导师,研究方向为金融理论与货币政策。

黄山,男,35岁,湖南省芷江县人,1997年毕业于北京大学,获概率与统计硕士学位,现为湘潭大学数学与计算科学学院讲师,研究方向为概率与统计。

(责任编辑:吕忠伟)