

核心通货膨胀扣除食品的可行性检验^{*}

谭本艳 黄双超

内容提要: 对于广泛使用的通过扣除食品和能源来度量核心通货膨胀的方法,中国学者对其在中国的适用性提出了质疑。本文在分析核心通货膨胀的含义及其度量方法的基础上,根据 2001 年 1 月至 2013 年 5 月中国 CPI 消费价格分类指数数据,应用 Vahid 和 Engle(1993)提出的基于共同趋势和共同周期模型的时间序列长期成分和短期成分分解技术,对核心通货膨胀扣除食品的可行性进行了检验。检验结果表明,食品价格既是中国整体 CPI 的短期主导力,又是长期主导力。因此,通过扣除食品度量中国的核心通货膨胀并不符合核心通货膨胀的本质内涵。进一步,本文提出了关注 CPI 结构的建议。

关键词: 核心通货膨胀; 食品; 共同趋势; 共同周期; 长短期主导力

中图分类号: C812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-4565(2014)01-0042-07

Feasibility Test of Core Inflation Excluding Food

Tan Benyan & Huang Shuangchao

Abstract: Some Chinese scholars oppugn the scientificness for applying the widely used measure of core inflation by excluding food and energy to measure China's core inflation. Based on analyzing the definitions and measures of core inflation, this paper apply the technique to test permanent and transitory domain force in time series based on common trend and common cycle model proposed by Vahid and Engle (1993), making analysis on the feasibility for measure of core inflation by excluding food according to the monthly data of CPI by Category from 2001. 1 to 2013. 5 in China. The study turns out that the food price is not only the permanent domain force of CPI, but also the transitory domain force, so the measure of core inflation by excluding food don't accord with the connotation of core inflation.

Key words: Core Inflation; Food; Common Trend; Common Cycle; Permanent and Transitory Domain Force

一、引言

众所周知,《中国人民银行法》规定的中国货币

政策目标是“保持货币币值稳定,并以此促进经济增长”其中“保持货币币值稳定”的直观表述就是保持通货膨胀水平的稳定。那么,如何科学地看待

* 本文获国家自然科学基金项目(11CJY009)、教育部人文社会科学项目(10YJC790230)、三峡大学人才科研启动基金项目(KJ2011B045)的资助。

① 国家统计局原总经济师姚景源 2007 年 9 月 11 日接受中央电视台经济半小时栏目采访时的谈话。

[11]陈光慧,刘建平. 二维平衡单水平轮换设计及其广义组合估计方法研究[J]. 数理统计与管理, 2011, 30(4): 696-704.

[12]Y. S. Park, K. W. Kim, J. W. Choi. One-level rotation design balanced on time in monthly sample and in rotation group [J]. Journal of the American Statistical Association, 2001, 96: 1483-1496.

[13]U. S. Department of Labor, U. S. Department of Commerce. The Current Population Survey: Design and Methodology, Technical Paper 66 [M]. Washington: Government Printing Office, 2006.

[14]P. Duchesne. A Note on Jackknife Variance Estimation for the

General Regression Estimator [J]. Journal of Official Statistics, 2000, 16(2): 133-138.

作者简介

刘建平 男 62 岁,山西怀仁人,暨南大学经济学院教授,博士生导师。研究方向为统计调查与计量分析。

李绍泰 男 25 岁,浙江临海人,暨南大学经济学院统计学专业在读硕士研究生。研究方向为统计调查与数据分析。

(责任编辑:程 晞)

通货膨胀水平,这是社会公众、学术界和政府部门密切关注的问题。针对这个问题中国央行行长周小川曾经指出,“国际上判定通货膨胀,更重要的是要看核心CPI,所谓核心CPI是扣除食品和能源消费之后消费品和服务的价格上涨情况”^①。国家统计局也曾明确表示,“判断通货膨胀要看CPI,但是不能单纯看CPI的增长幅度,要看它的结构”,也就是要关注核心通货膨胀(Core Inflation)。所谓核心通货膨胀,通常的度量方法就是扣除食品和能源后的通货膨胀水平。值得注意的是,国家统计局在2013年1月开始官方发布扣除食品和能源的核心CPI数据。从国家统计局公布的核心CPI数据来看,2013年1月至5月的核心CPI分别为1.50、1.80、1.90、1.80和1.80,而同期的CPI为102.103.2、102.1、102.4和102.1,可见国家统计局发布的扣除食品和能源的核心CPI数据均小于CPI。针对判断通货膨胀的重心是关注核心通货膨胀的观点,社会各界有不同的声音。2007年第2季度《中国货币政策执行报告》认为,“从我国实际情况看,分析价格形势时,不应只关注剔除食品的核心CPI,对食品价格变动的的影响也须予以足够重视”。春来(2007)^[1]认为扣除食品和能源后的核心通货膨胀可能低估通货膨胀风险,掩盖了通货膨胀的真相。

那么,将扣除食品和能源的核心通货膨胀作为判断中国通货膨胀的重要指标是否科学,本文将对现有文献中有关核心通货膨胀的定义及其度量方法进行对比分析,揭示其本质含义,进而根据中国CPI篮子消费价格分类指数的统计数据,应用基于Vahid和Engle(1993)^[2]提出的共同趋势和共同周期模型的时间序列长期成分和短期成分分解技术,检验核心通货膨胀扣除食品的可行性,并为科学构建中国核心通货膨胀指标提出建议。

二、含义及度量方法

(一) 核心通货膨胀的含义

从现有的文献来看,核心通货膨胀的概念在20世纪70年代初就已出现,1972年的美国《总统经济报告》提出,扣除抵押利息和食品后的CPI具有特别的政策含义。但核心通货膨胀正式作为一个学术和实用的概念,是由Eckstein(1981)^[3]提出,Eckstein将核心通货膨胀率定义为“市场处于长期均衡时的通货膨胀率”,可以视为“总供给价格的增

长率趋势”。由此可见,Eckstein定义的核心通货膨胀为长期通货膨胀。

Eckstein之后,陆续有其他学者从不同的角度界定了核心通货膨胀。Bryan和Cecchetti(1994)^[4]将核心通货膨胀定义为,对若干年通货膨胀的预期与对应的价格变化相一致的成分。Blinder(1997)^[5]从货币政策的角度来界定核心通货膨胀,他们认为,为了更有效地制定并发挥货币政策的功效,中央银行应该将其注意力集中于通货膨胀中持久的、潜在的变动趋势,从货币政策的角度看,核心通货膨胀可以称为“中央银行的价格指数”,所反映的是CPI中与货币的增长量相关联的长期持久的成分。Quah和Vahey(1995)^[6]则从经济学理论定义核心通货膨胀,他们认为,通货膨胀是经济运行随时间波动的直接结果,而这些波动可以分为两类,一类是在长期中不影响真实产出的波动,即名义需求冲击,另一类波动则是在长期中影响真实产出的供给冲击。基于此,他们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”,即所谓产出中性通货膨胀。货币主义学派的代表人物弗里德曼(Friedman)认为,长期中经济可以实现充分就业,所以长期菲利普斯曲线是一条从自然失业率出发与横轴垂直的线。Quah和Vahey(1995)^[6]对核心通货膨胀的定义与弗里德曼的这一观点是一致的,即货币冲击对实际产出没有长期影响,但会影响通货膨胀。可见,Quah和Vahey(1995)^[6]所定义的核心通货膨胀的实质是通货膨胀中的长期成分。与之类似,Cristadoro等(2005)^[7]将核心通货膨胀界定为构成CPI的篮子中,各消费价格分类指数的长期共同成分,即各消费价格分类指数的时间序列数据中的长期成分。

由上述分析可知,尽管学术界界定核心通货膨胀内涵的文字表述并不完全一致,但均认为核心通货膨胀是剔除短期因素影响后通货膨胀的长期成分,反映了价格变动的长期趋势,是货币政策重点关注的对象。

(二) 核心通货膨胀的度量方法及原理

1. 核心通货膨胀的度量方法。

根据核心通货膨胀的上述属性,学术界和各国的统计机构主要使用统计方法来度量核心通货膨胀,其中最主要的统计方法有:①扣除法,即扣除CPI篮子中短期内价格波动较大的消费价格分类指

数后,重新分配各消费价格分类指数的权重所形成的数据即为核心通货膨胀。由于能源和食品通常表现出显著的短期波动,因此最为常见的扣除项目是能源和食品。美国劳工统计局所公布的核心通货膨胀即为扣除食品和能源价格后的CPI数据。②修剪均值法(Trimmed mean),Bryan和Cecchetti(1994)^[4]将CPI篮子中价格变动最大和最小的消费价格分类指数扣除,然后重新分配剩余消费价格分类指数的权数所产生的数据即为核心通货膨胀率。③加权中位数法(Weighted median CPI),即在观测期间内,计算CPI篮子中每个消费价格分类指数的价格变动,然后按其波动幅度大小排序,处于中位数的消费价格分类指数的价格变动率即为核心通货膨胀率。④平滑技术法(Smoothing),则是使用X11、X12等季节调整法,或者H-P滤波法,以消除(或至少减少)各消费价格分类指数的短期波动,从而使剩下的成份反映通货膨胀的长期变动,即核心通货膨胀。不难看出,以上统计方法度量核心通货膨胀的内在逻辑均是将CPI篮子中短期内价格波动较为频繁的消费价格分类指数扣除,使剩余消费价格分类指数的变动体现通货膨胀的长期趋势。因此这些统计测算方法和学术界普遍认可的核心通货膨胀为通货膨胀的长期成分,反映通货膨胀的长期趋势具有内在逻辑的一致性。除了使用统计方法度量核心通货膨胀外,Quah和Vahey(1995)^[6]使用结构向量自回归模型(SVAR)、Bagliano和Morana(2003)^[8]使用共同趋势模型、Cristadoro等(2005)^[7]使用动态因子模型等计量经济学模型度量了核心通货膨胀。范跃进和冯维江(2005)^[9]、龙革生等(2008)^[10]分别运用扣除法、加权中位数法、修剪均值法等统计方法,王少平和谭本艳(2009)^[11]应用Gonzalo-Granger分解技术,分别测度了中国的核心通货膨胀率。事实上,美国、日本、欧盟及中国等国家(地区)均采用不同的方法度量并公布了本国的核心通货膨胀率(见表1)。

从表1可以看出,现有公布核心通货膨胀率的国家(地区)基本上是使用扣除法来度量本国(地区)的核心通货膨胀率。从扣除的项目来看,尽管各国(地区)在扣除项目的选择上存在一定的差别,但最为常见的扣除项目是食品和能源,由于选择扣除食品和能源项目时间最长,范围也最广泛,因而“扣除食品和能源的CPI”成为人们通常所指的核心

表1 各国(地区)度量核心通货膨胀的方法

国家(地区)	度量核心通货膨胀的方法
中国	扣除食品和能源消费价格分类指数的CPI
美国	扣除食品和能源消费价格分类指数的CPI和PCE(消费支出价格指数)
欧盟	扣除未加工食品和能源的CPI
日本	扣除新鲜食品消费价格分类指数的CPI
英国	扣除抵押利息支付的零售价格指数(RPI)
澳大利亚	扣除抵押利息支付、政府控价项目和能源消费价格分类指数的CPI
比利时	扣除能源、土豆、水果和蔬菜消费价格分类指数的CPI
加拿大	扣除间接税、食品和能源消费价格分类指数的CPI
芬兰	扣除居住成本、间接税和政府补贴消费价格分类指数的CPI
希腊	扣除食品和燃料消费价格分类指数的CPI
以色列	扣除政府控价商品、居住、水果和蔬菜消费价格分类指数的CPI
荷兰	扣除蔬菜、水果和能源消费价格分类指数的CPI
新西兰	扣除政府控价项目、利息和信用卡费用支出的CPI
葡萄牙	10%修剪均值的CPI
西班牙	扣除抵押利息支付消费价格分类指数的CPI

注:资料来源:①2007年第2季度《中国货币政策执行报告》第37页;②Wind资讯数据库。

通货膨胀的代名词,中国国家统计局提到的核心CPI,也特别指明是指扣除食品和能源消费价格分类指数的CPI。

2. 核心通货膨胀扣除食品和能源的原理。

核心通货膨胀度量的是剔除短期因素影响后通货膨胀的长期成分,反映了价格变动的长期趋势,而食品、能源的价格变动通常是受供给冲击影响的,如OPEC经常通过减少石油的产量来抬高油价、不正常的天气影响农作物的供应等,这些冲击对短期价格水平有较大的影响,但对长期价格水平的影响却很小。也就是说,核心通货膨胀之所以要扣除食品和能源,是因为食品和能源的价格波动只是整体CPI波动的短期主导因素,而不是整体CPI波动的长期主导因素,因而不能反映价格变动的长期趋势。

三、研究假设与模型说明

(一) 研究假设

由于中国CPI的统计口径中,有食品的消费价格分类指数,但没有能源的消费价格分类指数,所以本文只研究核心通货膨胀扣除食品的可行性。基于核心通货膨胀扣除食品是因为食品价格只是整体CPI的短期主导因素,而不是长期主导因素的原理,我们的研究假设为:

研究假设 1: 如果食品价格是整体 CPI 的短期主导力,但不是长期主导力,扣除食品可行;

研究假设 2: 如果食品价格是整体 CPI 的长期主导力,但不是短期主导力,扣除食品不可行;

研究假设 3: 如果食品价格既是整体 CPI 的短期主导力,又是长期主导力,扣除食品不可行。

(二) 模型说明

根据本文的研究假设,检验核心通货膨胀扣除食品的可行性就在于检验食品价格是否是整体 CPI 的长期主导力和短期主导力。Pain 和 Thomas (1997)^[12]利用 Vahid 和 Engle(1993)^[2]提出的共同趋势和共同周期模型,检验得出德国的真实利率是德国、英国和法国三国利率波动的长期主导力。本文借鉴 Pain 和 Thomas(1997)^[12]的研究思路,检验食品价格是否是中国 CPI 篮子的长期主导力和短期主导力,从而判断核心通货膨胀扣除食品的可行性。

共同趋势的概念最早由 Stock 和 Watson (1988)^[13]提出,当多个存在随机趋势的非平稳变量经过线性组合后,随机趋势数量减少,这表明多个变量之间存在共同趋势,这也是协整理论的核心内容。Engle 和 Kozicki(1993)^[14]则提出了共同特征的概念,如果一组时间序列变量中的单个变量具有诸如序列相关、趋势、季节性、异方差、峰度、偏度等特征,但该组变量经过线性组合后原有的特征消失,表明这组变量之间存在共同特征。Vahid 和 Engle (1993)^[2]进一步将单个 I(1) 变量的一阶差分存在序列相关特征,但多个变量的线性组合不存在序列相关的共同特征称之为共同周期。如果说以共同趋势为核心的协整理论研究的是多个非平稳变量之间的长期均衡关系的话,那共同周期理论则是研究多个稳定变量之间的短期动态均衡关系。

假设 Y_t 是一个包含中国 CPI 篮子 8 个消费价格分类指数(分别是食品(SP)、烟酒及用品(YJ)、衣着(YZ)、家庭设备用品及服务(JF)、医疗保健及个人用品(YB)、交通通讯及服务(JT)、娱乐教育文化用品及服务(YF)以及居住(JZ))的向量,即:

$$Y_t = [SP_t, YJ_t, YZ_t, JF_t, YB_t, JT_t, YF_t, JZ_t]' \quad (1)$$

对于 Y_t , 如果其中每个消费价格分类指数均为单位根过程(I(1)),且这 8 个消费价格分类指数之间存在 r 个协整关系,协整关系对应的向量误差修正模型(VECM)为:

$$\Delta Y_t = -A(1)Y_{t-1} + A_1^* \Delta Y_{t-1} + \dots + A_k^* \Delta Y_{t-k+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中 $A(1) = \gamma\alpha'$, α' 为协整向量, γ 为调整因子。 Y_t 中的 8 个消费价格分类指数存在协整关系表明它们之间存在共同趋势。因为原本 8 个消费价格分类指数中存在 8 组趋势成分,存在的 r 个协整关系即可消除 r 组趋势成分,此时 8 个消费价格分类指数余下的 $(8-r)$ 组趋势即为共同趋势,这也就是共同趋势模型的核心内容,同时也是协整理论的核心内容。下面我们接着用式(2)来说明共同周期模型的核心内容。

由于式(2)中 ΔY_t 为差分形式,所以 ΔY_t 中不含趋势成分但存在序列相关,根据 Vahid 和 Engle (1993)^[2]的论述,一阶差分后的变量存在序列相关的特征就是周期特征。此时假设有一个线性组合可以使序列相关的特征消失,该线性组合表示为:

$$\tilde{\alpha}'A(1) = 0 \quad \text{以及} \quad \tilde{\alpha}'A_k^* = 0 \quad (3)$$

也就是说,通过向量 $\tilde{\alpha}'$ 进行线性组合后,式(2)变为 $\tilde{\alpha}'\Delta Y_t = \tilde{\alpha}'\varepsilon_t$,只剩下无序列相关的残差部分,因而原本具有周期特征的 ΔY_t 经过线性组合后,不再存在周期特征,这就表明中国 CPI 篮子的 8 个消费价格分类指数之间存在共同周期,也就是 8 个消费价格分类指数之间存在短期均衡关系。Vahid 和 Engle(1993)^[2]将可以消除变量间周期特征的向量 $\tilde{\alpha}'$ 定义为共特征向量。由于 $\tilde{\alpha}'Y_t$ 为 I(1) 变量,而 $\alpha'Y_t$ 为 I(0) 变量,因此在同一向量空间中 $\tilde{\alpha}'$ 与 α' 是线性独立的,也就是说,如果中国 CPI 篮子的 8 个消费价格分类指数之间存在 r 个协整向量,则最多存在 $8-r$ 个共特征向量。

进一步, Vahid 和 Engle(1993)^[2]证明了当协整向量数目(r)加上共特征向量数目(s)等于 Y_t 中的变量总数时,即 $r+s=8$ 时,可以将 Y_t 分解为趋势成分与周期成分。

$$Y_t = \tilde{\alpha}^{-1} \tilde{\alpha}'Y_t + \alpha^{-1} \alpha'Y_t = Trend + Cycle \quad (4)$$

式(4)中,趋势成分 $\tilde{\alpha}^{-1} \tilde{\alpha}'Y_t$ 就是中国消费价格分类指数的长期成分,周期成分 $\alpha^{-1} \alpha'Y_t$ 就是短期成分。可见,基于共同趋势和共同周期对 Y_t 进行长短期成分分解的关键就是估计协整向量 α' 和共特征向量 $\tilde{\alpha}'$ 。对于协整向量 α' 的估计, Johansen (1988)^[15]基于向量误差修正模型式(2),将 ΔY_t 和 Y_{t-1} 分别对 $(\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-k+1})$ 进行最小二乘辅助回归,分别产生残差 R_{0t} 和 R_{1t} ,由此得到残差乘积矩阵:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R'_{jt} \quad i, j = 0, 1 \quad (5)$$

我们知道,协整向量 α 的估计就是式(6)的特征值所对应的特征向量:

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0 \quad (6)$$

将式(6)的特征值排序为 $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_8$, 对应的 8 个特征向量为 $\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_8)$, 求解 $\hat{V}' S_{11} \hat{V} = I$ 就可以得到 r 个协整向量的极大似然估计量 $\hat{\alpha}' = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r)$ 。 $\hat{\alpha}'$ 估算出来后, 就可以估算出协整系统 Y_t 的短期成分 $\alpha' \alpha' Y_t$ 。

共特征向量 $\hat{\alpha}'$ 的估计则是通过典型相关的检验来实现的。首先将式(2)中的变量分为两组:

$$\Delta Y'_t = (\Delta Y_{1t}, \Delta Y_{2t}, \dots, \Delta Y_{8t})' \quad (7)$$

$$W'_t = (\Delta Y'_{t-1}, \dots, \Delta Y'_{t-k+1}, (\alpha' Y_{t-1})) \quad (8)$$

因为典型相关计算两组变量之间的相关, 所以如果典型相关系数为 0, 就表示 $\Delta Y'_t$ 和所有的线性组合项 W'_t 之间无相关, 也就是表示存在共特征向量。令 $\Delta Y'_t, W'_t$ 以及 $\Delta Y'_t$ 和 W'_t 之间的协方差阵分别为 $\Sigma_{yy}, \Sigma_{ww}, \Sigma_{yw}$, 计算 $\Sigma_{yy}^{-1} \Sigma_{yw} \Sigma_{ww}^{-1} \Sigma_{wy}$ 的特征值 ρ_i 。

进行假设检验时, 原假设为:

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0 (\rho_1^2 \geq \rho_2^2 \geq \dots \geq \rho_m^2)$, 其中 $m = \min(p, q)$, p 和 q 分别为 $\Delta Y'_t$ 和 W'_t 中包含的变量个数(本文中的 $p = 8, q = 15$, 因而 $m = 8$)。此假设表示当所有的特征值 ρ_i 为 0 时, 所有典型相关系数均为 0, 也就是检验是否存在 m 个共特征向量, 对应的检验统计量 T_1 为:

$$T_1 = - [(n-1) - \frac{1}{2}(p+q+1)] \ln \prod_{j=1}^8 (1 - \rho_j^2) \sim \chi^2(p \times q) \quad (9)$$

当检验结果拒绝 H_0 , 表示并非所有特征值为 0。因此需要进一步以 $H_0: \rho_i = \rho_{i+1} = \dots = \rho_m = 0$ 为原假设检验除了第 $i-1 (i = 2, \dots, 8)$ 个典型相关系数不为 0, 其他 $8 - (i-1)$ 个典型相关系数均为 0, 也就是检验是否存在 $8 - (i-1)$ 个共特征向量。此时对应的检验统计量为 T_i :

$$T_i = - [(n-i) - \frac{1}{2}(p+q+1)] \ln \prod_{j=i}^8 (1 - \rho_j^2) \sim \chi^2(p-i+1) \times (q-i+1) \quad i = 2, \dots, 8 \quad (10)$$

如前述, 典型相关系数为 0 对应的特征向量即为共特征向量 $\tilde{\alpha}'$, 当 8 个消费价格分类指数之间存在 s 个共特征向量时, 表示存在 $8 - s$ 个共同周期。

由式(4)可以看出, Y_t 的长期成分实际上由共特征向量 $\tilde{\alpha}'$ 产生, 而短期成分则由协整向量 α' 产生, 因此对特征向量 $\tilde{\alpha}'$ 和协整向量 α' 进行约束检验, 可以检验 Y_t 中的某个或某几个消费价格分类指数是否是 CPI 篮子变动的长期主导力和短期主导力, 检验的原理详见 Gonzalo 和 Granger(1995)^[16]、Pain 和 Thomas(1997)^[12] 的论述, 限于篇幅, 本文不详细论述。

四、实证研究结果

(一) 数据说明

为了检验核心通货膨胀扣除食品是否合理, 本文从 Wind 资讯数据库选取了 2001 年 1 月至 2013 年 5 月构成中国 CPI 篮子的 8 类消费价格分类指数的同比月度数据, 分别是食品(SP)、烟酒及用品(YJ)、衣着(YZ)、家庭设备用品及服务(JF)、医疗保健及个人用品(YB)、交通通讯及服务(JT)、娱乐教育文化用品及服务(YF)以及居住(JZ), 其描述性统计特征见表 2。

表 2 中国 8 类消费价格分类指数的描述性统计特征 (2001 年 1 月至 2013 年 5 月)

消费价格分类指数	最小值	最大值	极差	均值	标准差
SP	96.70	123.30	26.60	105.75	5.82
YJ	99.40	103.90	4.50	101.26	1.19
YZ	97.10	103.80	6.70	99.27	1.82
JF	97.10	103.40	6.30	100.19	1.95
YB	98.50	104.10	5.60	101.28	1.53
JT	97.00	101.00	4.00	99.02	0.98
YF	97.70	109.60	11.90	100.91	2.25
JZ	94.20	107.70	13.50	103.04	2.91

从表 2 可以看出, 食品消费价格指数具有最大的最大值、极差、均值和标准差, 可见食品消费价格指数在 8 类消费价格分类指数中具有最大的上涨幅度和波动幅度。

(二) 变量的单位根检验

由于共同趋势和共同周期模型中的变量都是 I(1) 过程, 所以我们首先采用 ADF 检验对中国 8 类消费价格分类指数进行单位根检验, 以确定其是否为 I(1) 过程, 检验结果见表 3。

表 3 的单位根检验结果表明中国 8 类消费价格指数的水平值均为 I(1) 过程, 对应的一阶差分为平稳过程进一步支持这一结论。

表 3 中国 8 类分类消费价格指数的单位根检验结果

变量	水平值单位根检验			一阶差分单位根检验		
	检验形式 (C, T, L)	ADF 统计量	P 值	检验形式 (C, T, L)	ADF 统计量	P 值
SP	(N, N, 12)	0.3019	0.7717	(N, N, 11)	-5.2710	0.0000
YJ	(N, N, 0)	1.0105	0.9174	(N, N, 0)	-10.7018	0.0000
YZ	(N, N, 0)	1.0105	0.9174	(N, N, 0)	-10.7018	0.0000
JF	(N, N, 2)	0.6250	0.8502	(N, N, 1)	-3.8658	0.0001
YB	(N, N, 1)	0.1523	0.7288	(N, N, 0)	-7.8173	0.0000
JT	(N, N, 0)	-0.1469	0.6314	(N, N, 1)	-14.1474	0.0000
YF	(N, N, 1)	-1.1007	0.2450	(N, N, 0)	-14.4730	0.0000
JZ	(N, N, 1)	-0.0272	0.6721	(N, N, 0)	-5.9431	0.0000

注: 检验形式中 C 和 T 分别表示截距项和趋势项 (N 表示无该项) L 表示滞后阶数 (滞后期根据 SIC 信息准则确定)。

(三) 协整向量个数 r 的检验

中国 8 个分类消费价格指数之间存在协整关系表明它们之间存在共同趋势, 如果 8 个分类消费价格指数之间存在的 r 个协整关系, 那么他们之间存在 $(8 - r)$ 组共同趋势。因此, 我们对 8 个分类消费价格指数进行协整检验, 以确定共同趋势的个数, 检验结果见表 4。

表 4 协整向量个数 r 的检验结果

原假设	迹统计量	5% 临界值	P 值	最大特征值统计量	5% 临界值	P 值
$r = 0$	1021.427	143.6691	0.0001	305.2616	48.8772	0.0001
$r \leq 1$	716.1652	111.7805	0.0001	200.8467	42.7722	0.0001
$r \leq 2$	515.3185	83.9371	0.0001	150.4078	36.6302	0.0000
$r \leq 3$	364.9108	60.0614	0.0001	131.1111	30.4396	0.0000
$r \leq 4$	233.7996	40.1749	0.0001	113.9769	24.1592	0.0000
$r \leq 5$	119.8227	24.2759	0.0000	71.0828	17.7973	0.0000
$r \leq 6$	48.7399	12.3209	0.0000	46.8506	11.2248	0.0000
$r \leq 7$	1.8893	4.1299	0.1993	1.8893	4.1299	0.1993

注: 根据数据特征, 本文选取的协整检验形式为变量和协整方程均不含截距和趋势项, 滞后期为 14。

从表 4 协整向量个数 r 的检验结果可以看出, Johansen 迹检验和最大特征值检验均在 1% 的显著性水平上拒绝至多存在 6 个协整向量的零假设, 且均接受至多存在 7 个协整向量的零假设, 因而可以确定 8 个细项之间存在 7 个协整关系。

(四) 共特征向量个数 s 的检验

中国 8 个分类消费价格指数之间存在共特征向量表明它们之间存在共同周期, 如果 8 个分类消费价格指数之间存在的 s 个协整关系, 那么他们之间存在 $(8 - s)$ 组共同趋势。因此, 我们对 8 个分类消费价格指数进行协整检验, 以确定共同趋势的个数, 检验结果见表 5。

从表 5 共特征向量个数 s 的检验结果可以看

表 5 特征向量个数 s 的检验结果

原假设	典型相关系数	统计量	自由度	P 值
所有典型相关系数均为 0, 即 $s = 8$	0.9735	889.3064	120	0.0000
除最大典型相关系数以外, 其他均为 0, 即 $s = 7$	0.8732	525.6736	98	0.0000
除前二大典型相关系数以外, 其他均为 0, 即 $s = 6$	0.7321	312.9297	78	0.0000
除前三大典型相关系数以外, 其他均为 0, 即 $s = 5$	0.6533	199.8309	60	0.0000
除前四大典型相关系数以外, 其他均为 0, 即 $s = 4$	0.5328	118.5871	44	0.0000
除前五大典型相关系数以外, 其他均为 0, 即 $s = 3$	0.4988	70.1797	30	0.0000
除前六大典型相关系数以外, 其他均为 0, 即 $s = 2$	0.4202	29.2061	18	0.0459
除前七大典型相关系数以外, 其他均为 0, 即 $s = 1$	0.1098	1.7042	8	0.9888

出, 在 5% 的显著性水平上拒绝存在 2 个及以上共同特征向量的原假设, 接受存在 1 个共同特征向量原假设。检验结果表明中国 CPI 的 8 个消费价格分类指数之间存在 7 个共同周期。

(五) 食品是否是中国整体 CPI 的长短期主导力的检验

由于 Y_t 的长期成分由共特征向量 $\tilde{\alpha}$ 产生, 而短期成分则由协整向量 α' 产生, 那么, 分别对 $\tilde{\alpha}$ 和 α' 进行约束, 可以检验食品是否是中国整体 CPI 的长期主导力和短期主导力, 检验结果见表 6^①。

表 6 食品是否是中国整体 CPI 的长短期主导力检验结果

H_0 : 食品不是中国整体 CPI 的长期主导力			H_0 : 食品不是中国整体 CPI 的短期主导力		
检验统计量	P 值	结论	检验统计量	P 值	结论
7.3778	0.0066	拒绝 H_0	24.5344	0.0000	拒绝 H_0

从表 6 对食品是否是中国整体 CPI 的长短期主导力的检验结果来看, 均在 1% 的显著性水平上拒绝食品不是中国整体 CPI 的长期主导力和短期主导力的原假设。也就是说, 食品价格既是中国整体 CPI 的短期主导力, 又是长期主导力。根据前文的研究假设, 检验结果符合研究假设 3, 即在度量中国的核心通货膨胀时, 扣除食品是不可行的。

① 长短期主导力检验结果基于作者编写的 Matlab 程序实现。

五、研究小结

本文根据中国消费价格分类指数的数据,利用基于共同趋势和共同周期模型的时间序列长期成分和短期成分分解技术,对中国通过扣除食品度量核心通货膨胀的可行性进行了分析,得出的主要结论为:①中国 8 类消费价格分类指数中,食品消费价格指数具有最大的最大值、极差、均值和标准差,因而食品消费价格指数在 8 类消费价格分类指数中具有最大的上涨幅度和波动幅度。②中国食品价格的波动既是中国整体 CPI 波动的短期决定因素,也是长期决定因素。因而,度量中国的核心通货膨胀时扣除食品是不科学的。本文的这一研究结论和 2007 年第 2 季度《中国货币政策执行报告》提到的“从我国实际情况看,分析价格形势时,不应只关注剔除食品的核心 CPI,对食品价格变动的影响也须予以足够重视”这一观点是一致的。我们认为产生该结论的主要原因与食品占中国 CPI 篮子中的权重较大(约为 1/3)有关。

事实上,所谓核心通货膨胀,其本质目的是货币政策当局不仅要关注整体 CPI,也要关注 CPI 的结构。因此中国统计部门在关注 CPI 的结构时,可以借鉴美国劳工部的做法,不仅公布扣除食品和能源的通货膨胀,也可以公布仅扣除食品的通货膨胀、仅扣除能源的通货膨胀、扣除居住的通货膨胀、扣除食品和居住的通货膨胀、扣除食品、居住和能源的通货膨胀、扣除食品、居住、能源及二手汽车和卡车的通货膨胀、扣除医疗的通货膨胀。

由于数据的可得性,本文只分析了核心通货膨胀扣除食品的可行性,因此,本文有待完善之处在于丰富数据,进一步分析核心通货膨胀扣除能源的可行性。

参考文献

[1] 春来. “核心通货膨胀”掩盖了真相[N]. 民营经济报, 2007 - 8 - 10(A03) .
 [2] Vahid , F. and Engle , R. F. Common Trends and Common Cycles [J]. Journal of Applied Economics ,1993(8) :341 - 360.
 [3] Eckstein , O. Core Inflation [M]. Englewood Cliffs , NJ: Prentice-Hall ,1981.

[4] Bryan , M. F. and Cecchetti S. G. Measuring Core Inflation [A]. in N. Gregory Mankiw , ed. , Studies in Business Cycles ,Vol. 29: Monetary Policy [C]. Chicago: University of Chicago Press ,1994: 195 - 215.
 [5] Blinder ,Alan S. Commentary on measuring short-run inflation for central bankers [EB/OL]. Review , Federal Reserve Bank of St. Louis ,1997.
 [6] Quah D. and Vahey S. P. Measure Core Inflation [J]. The Economic Journal ,1995(105) :1139 - 1144.
 [7] Cristadoro , R. , Forni , M. , Reichlin , L. , Veronese. A core inflation indicator for the euro area [J]. Journal of Money , Credit and Banking 2005 (3) : 539 - 560.
 [8] Bagliano F. C. and Morana C. Measuring US core inflation: A common trends approach [J]. Journal of Macroeconomics , 2003 (25) :197 - 212.
 [9] 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 [J]. 管理世界 , 2005 (5) : 6 - 13.
 [10] 龙革生 ,曾令华 ,黄山. 我国核心通货膨胀的实证比较研究 [J]. 统计研究 , 2008 (3) : 20 - 26.
 [11] 王少平 ,谭本艳. 中国的核心通货膨胀率及其动态调整行为 [J]. 世界经济 , 2009 (11) : 13 - 22.
 [12] Darren Pain and Ryland Thomas. Real Interest Rate Linkages: Testing for Common Trends and Cycles [EB/OL]. Working paper of Band of England ,1997 ,ISSN 1368 - 5562.
 [13] Stock J. H. and Watson M. W. Testing for common trends [J]. Journal of the American Statistical Association , 1988 (83) : 1097 - 1107.
 [14] Engle , R. F. and Kozicki , S. Testing for Common Feature [J]. Journal of Business & Economic Statistics ,1993 , 11 (4) : 369 - 395.
 [15] Johansen , S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors [J]. Journal of Economic Dynamics & Control ,1988 (12) : 231 - 254.
 [16] Gonzalo J. and Granger C. W. J. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems [J]. Journal of Business and Economic Statistics ,1995 (13) : 27 - 35.

作者简介

谭本艳,男,1975 年生,湖北宜昌人,2009 年毕业于华中科技大学经济学院,获经济学博士学位,现为三峡大学经济与管理学院副教授,硕士生导师。研究方向为计量经济学、金融学。

黄双超,女,1990 年生,湖北黄冈人,现为三峡大学经济与管理学院在读硕士研究生。研究方向为金融学。

(责任编辑:程 晔)