

# 中国城镇居民分层 CPI 估计与比较\*

陈立双,祝丹,周宇驰

(闽南师范大学 经济学院,福建 漳州 363000)

**摘要:**根据经济指数理论和消费者偏好差异,构造基于 GFT 直接效用函数的可变偏好生活成本指数,并编制和比较 1996—2011 年中国城镇地区七大收入阶层的分层 CPI,结果表明:2007 年前各分层 CPI 间的差异相对较小,而在 2007 年以后差异明显扩大;低收入居民的分层 CPI 高于高收入居民的分层 CPI;城镇居民 CPI 总指数近似反映了“中等偏上收入”阶层生活成本变化情况,而其他阶层居民则易对 CPI 总指数“感觉失真”,2007 年以来城镇地区 CPI 总指数的代表性逐渐降低。因此,针对不同收入阶层编制分层 CPI,既能更好地反映各阶层居民的通货膨胀压力,维护 CPI 的权威性,还能为政府科学决策提供更为准确的信息。

**关键词:**分层 CPI;标题 CPI;CPI 总指数;居民消费价格指数;经济指数理论;生活成本指数;消费者偏好差异;收入阶层

中图分类号:F222.34;C813

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2014)03-0081-09

## 一、引言

标题 CPI(居民消费价格指数)作为反映通货膨胀和居民生活成本变化总体水平的重要指标,被广泛应用于宏观经济管理和经济分析。但标题 CPI 作为一个极具综合性的统计平均数,在概括地表征基本数值特征以显示一般水平或分布集中趋势的同时,其缺陷也是不言而喻的——“一叶障目,不识泰山”。也即标题 CPI 难以反映现实经济的内部结构和差异,尤其是在总体各单位标志值分布较为离散的情况下,这一指标的代表性也相对较低。

从现实经济情况来看,美国次贷危机爆发后,

为应对国际金融危机的不利影响,中国先后实施了扩张性、适度宽松和适度紧缩的货币政策。然而由于受全球性宽松货币政策的影响,目前中国经济在开始趋稳的同时,通货膨胀也日益严重,具体数据见表 1。

由表 1 可知,2007、2008 及 2011 年中国均出现了相对严重的通货膨胀,通货膨胀压力呈递增之势,通货膨胀提高了居民,尤其是中低收入阶层居民的生活成本;与此同时,中国的基尼系数也居高不下,居民收入差距日益悬殊。而在居民内部收入差距较为显著的情况下,标题 CPI 不能客观反映居民真实生活成本的变化,尤其是中低收入阶层居民生活成本的

\* 收稿日期 2014-03-02;修回日期:2014-04-11

**基金项目:**国家社会科学基金重点项目(11ATJ002);教育部哲学社会科学重大课题攻关项目(11JZD019);福建省教育厅社科 A 类项目(JA13205S)

**作者简介:**陈立双(1976—),男,湖北监利人;讲师,博士,在闽南师范大学经济学院任教,主要从事统计理论与方法和宏观经济分析研究。

祝丹(1979—),女,湖北鄂州人;讲师,博士,在闽南师范大学经济学院任教,主要从事宏观经济分析和统计理论与方法研究。

变化,从而致使部分居民对CPI数据具有“失真感”。因此,编制分层CPI指数,有利于反映不同收入水平

居民的通胀压力,进而提高CPI的权威性,同时也为政府相关经济决策提供更为可靠的信息。

表1 2003—2012年中国的CPI及基尼系数

年份	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
CPI	1.2	3.9	1.8	1.5	4.8	5.9	-0.7	3.3	5.4	2.6
基尼系数	0.479	0.473	0.485	0.487	0.484	0.491	0.490	0.481	0.477	0.474

注:CPI数据来源于国家统计局网站,上年为100;基尼系数数据来源于中国新闻网文章《中国官方首次公布2003至2012年基尼系数》(2013-01-18)。

因此,从民间到学术界,不少人士呼吁针对不同收入阶层居民编制分层CPI。例如,张皎(2011)建议对于不同收入群体设立分层CPI<sup>①</sup>;王小鲁(2010)在国家统计局新闻吹风会上呼吁,居民消费价格指数应按照居民收入的不同水平分层编制,以减少该指数与居民对物价变动感受的差距<sup>②</sup>;孙允午(1995)分析了编制不同收入水平居民CPI的意义;李金华(1999)、胡晓辉(2000)、周丽晖(2006)、张权(2010)等也分别就分层CPI的编制问题进行了一系列研究。

国外关于这一方面的研究工作,肇始于20世纪50年代Kenneth针对特殊子群体编制CPI的开创性研究。之后,人们对分层CPI编制展开了更为广泛深入的研究。例如,Hollister等(1972)专门针对通胀对穷人的影响进行了研究;Hagemann(1982)对不同住户类型间通胀水平的差异性进行了研究;Garner等(1996)关于美国穷人通胀水平的研究表明,穷人住户的价格指数与整个城市居民的价格指数没有显著差异;Hobijn等(2005)基于美国不同人口特征居民的研究表明,老年人及小孩在18岁以下的家庭住户所遭受的通胀水平高于平均值,同时,当某一类住户某年所遭受的通胀水平高于平均值时,其下年所遭受的通胀水平将低于平均值;Artsev等(2006)对以色列不同收入分位数住户的研究表明,不同收入阶层间通胀水平的离散程度会随着中位数通胀水平的上升而上升;Murphy等(2004)通过编制爱尔兰低收入住户CPI认为,1996—2001年城市最低收入群体CPI较CPI总指数有更大的波动

性,而农村最低收入群体CPI与CPI总指数却较为接近;Oosthuizen(2007)则测算了南非1997—2006年不同收入水平居民的价格通胀;Hobijn等(2009)对美国不同收入阶层CPI分布特征和差异进行了研究。

比较而言,关于分层CPI的研究,国外的研究历史较长,同时也获得了丰硕的成果;国内则显得相对滞后和贫乏,而且有关研究多以简单的理论分析为主,在分层CPI的指数构造及其动态性差异方面的研究都是浅尝辄止。基于此,本文以经济指数理论为基础,在适当考虑各收入阶层消费偏好差异的情况下,构建相对合理的分层CPI,进而采用1996—2011年中国城镇地区的数据编制7大收入阶层的分层CPI,并进行系统性的对比分析,以期推进分层CPI的编制工作及相关政策的制定提供一定的参考。

## 二、分层CPI的理论构造

分层CPI的构造可基于固定篮子法,也可基于经济指数理论方法。考虑到中国不同收入阶层在消费结构和偏好上可能存在明显差异,使用固定篮子法不利于反映这一复杂现象,本文将基于经济指数理论构造分层CPI。

### 1. 一般性的可变消费偏好下生活成本指数的构造

Konüs(1924)提出的“真实生活成本指数”假设

<sup>①</sup> 成都商报. 应设计分层CPI不同收入群体单独测算[EB/OL], [http://e.chengdu.cn/html/2011-03/01/content\\_216233.htm](http://e.chengdu.cn/html/2011-03/01/content_216233.htm), 2013年3月1日.

<sup>②</sup> 新华网. 专家呼吁推出按居民收入分层编制CPI[EB/OL], [http://news.xinhuanet.com/fortune/2010-04/07/c\\_1221646.htm](http://news.xinhuanet.com/fortune/2010-04/07/c_1221646.htm), 2010年4月7日.

消费者偏好是不变的, 这一假设与经济现实不相符, 尤其是在研究不同收入阶层的消费情况时。因而, 本文假设不同收入阶层消费者的消费偏好是存在差异的, 并据此构造相应的真实生活成本指数。

为便于分析, 我们约定以下公式符号:

$C(p^t, u)$  表示第  $t$  期, 在某一商品价格组合  $p^t = (p_1^t, \dots, p_n^t)$  下, 消费者为了获得效用  $u$  所支付的最小消费成本; 其中,  $t=0, 1$ 。

$P_k(p^0, p^1, u)$  则表示在同一效用水平及不同价格水平条件下两期内消费者相应的最小支出之比, 也即 Konüs 真实生活成本指数:

$$P_{konus}^{1/0}(p^0, p^1, u) = \frac{C(p^1, u)}{C(p^0, u)} \quad (1)$$

由于上述指数中消费者偏好和效用函数是恒定不变的, Fisher 和 Shell (1968) 提出应将影响偏好结构的因素并入 Konüs 真实生活成本指数。根据这一建议, 可得如下成本指数:

$$P_{konus}^{1/0}(p^0, p^1, u, U(q; \theta)) = \frac{C(p^1, u, U(q; \theta))}{C(p^0, u, U(q; \theta))} \quad (2)$$

其中, 假设  $U(q; \theta)$  为消费者直接效用函数,  $q$  为消费者所消费商品的物量组合,  $\theta$  为所有可能影响消费偏好结构的因素。

上述表达式涉及两种基准期, 也即效应  $u$  的基准期和偏好结构  $\theta$  的基准期。其中, 若将偏好结构的基准期设定为第 0 期时, 则得到如下 Konüs 真实生活成本指数:

$$P_{konus}^{1/0}(p^0, p^1, u, U(q; \theta^0)) = \frac{C(p^1, u, U(q^1; \theta^0))}{C(p^0, u, U(q^0; \theta^0))} \quad (3)$$

若将当期设定为偏好结构  $\theta$  的基准期, 则可得如下 Konüs 真实生活成本指数:

$$P_{konus}^{1/0}(p^0, p^1, u, U(q; \theta^1)) = \frac{C(p^1, u, U(q^1; \theta^1))}{C(p^0, u, U(q^0; \theta^1))} \quad (4)$$

如果编制的是定基价格指数, 则上述两式主要区别在于: 式(3)的偏好结构固定为第 0 期, 它不随价格对比基期的变化而改变, 故可将其理解为固定偏好结构的 Konüs 真实生活成本指数; 而式(4)则由于始终选择当期的偏好结构为基准期, 它能随着当期的变化而改变, 因此可被理解为偏好结构变化的 Konüs 真实生活成本指数。但需要指出的是, 若

编制的是相邻两期价格对比的环比指数, 则式(3)和式(4)均能被当作反映偏好结构变化的 Konüs 真实生活成本指数。

## 2. 基于 GFT 直接效用函数的可变偏好生活成本指数

(1) 消费偏好改变的含义及 GFT 直接效用函数的特性

在应用直接效用函数推导相应的成本指数前, 有必要对“消费偏好改变”的经济含义进行适当阐述。

记一般直接效用函数为  $U(q; \theta)$ , 并假定该函数是关于  $q$  连续二阶偏导的;  $R_i^k(q; \theta)$  表示在点  $q$  处商品  $k$  对商品  $i$  的边际替代率 ( $i, k=1, 2, \dots, n$ ),  $\theta_j$  为有别于  $q$  的可观察到的偏好变量; 假设在  $q$  的预算限制定义域内, 该效用函数和它的所有一、二阶偏导数  $U_i$  和  $U_{ik}$  对可变参数  $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$  都至少是一阶可微的; 同时每一个边际替代率  $R_i^k(q; \theta)$  对每一类偏好结构参数都是一阶可微的。则根据 Ichimura (1951) 和 Tintner (1952) 的研究, 若式(5)成立, 则  $\theta_j$  可界定为  $U(q; \theta)$  关于商品(最优)组合  $q$  下偏好可变的变量:

$$\frac{\partial R_i^k(q; \theta)}{\partial \theta_j} \neq 0; \quad j=1, 2, \dots, m \quad (5)$$

下面借助 GFT (The Generalized Fechner-Thurstone) 函数具体分析偏好变化的经济含义。GFT 是学术界研究消费偏好变化经常使用的一类函数, 如 Basmann 等 (1983, 1985) 多次使用该函数进行消费偏好变化情况下的生活成本指数及消费需求变化等相关问题的研究。GFT 函数的一般形式为:

$$U(q; \theta, \gamma) = \prod_{i=1}^n (q_i - \gamma_i)^{\theta_i} \quad (6)$$

其中,  $i$  为正整数,  $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_m)$  为维持基本生活水平的基本需求消费向量;  $q_i > \max\{0, \gamma_i\}$ ,  $\theta = \theta(p, y, \varphi)$ ;  $p$  为消费品的相对价格;  $y$  为消费者的收入;  $\varphi$  为所有可能被包含的相关参数, 例如前期消费、滞后价格等。

上述效用函数的参数  $\theta_i$  和  $\gamma_i$  分别具有较为特殊的含义, 前者能够反映不同对比期消费者偏好的变化, 后者能体现消费者的非位似特征。当前者为一定固定常数、后者取值为零时, 该指数退化为柯布-

道格拉斯效用函数。

为讨论方便, 此处假设  $\gamma$  为零向量, 即  $\gamma=0$ , 则在点  $q$  处商品  $k$  对商品  $i$  的边际替代率 MRS 为:

$$R_i^k(q; \theta) = \frac{U_i}{U_k} = \frac{\theta_i / \theta_k}{q_i / q_k} \quad (7)$$

相应的, 上述边际替代率中当偏好  $\theta_j$  发生改变时, 商品  $k$  对商品  $i$  边际替代率的弹性为:

$$\sigma_{i, \theta_j}^k(q; \theta) = \frac{\partial \ln R_i^k}{\partial \ln \theta_j} = \frac{\theta_j}{U_i} \cdot \frac{\partial U_i}{\partial \theta_j} - \frac{\theta_j}{U_k} \cdot \frac{\partial U_k}{\partial \theta_j} \quad (8)$$

其中,  $U_k$  和  $U_i$  分别是消费者对商品  $k$  和  $i$  的边际效用。

根据 Basmann 等(1983)的研究结论, 我们选取对上述边际替代率能够产生二次效应影响 (Secondary utility effects) 和凡勃伦效应 (Veblen effects)<sup>①</sup>的消费者收入和相对价格作为影响消费者偏好变化的重要变量。若设  $\theta_j = y$ , 则商品  $k$  对商品  $i$  边际替代率的弹性, 即式(8)变为:

$$\sigma_{i, y}^k(q; \theta) = \delta_{i, y} - \delta_{k, y} \quad (9)$$

其中,  $\delta_{k, y}$ 、 $\delta_{i, y}$  分别为商品  $k$  和  $i$  边际效用的弹性。

同样地, 若设  $\theta_j = P_j$ , 式(8)则变为:

$$\sigma_{i, P_j}^k(q; \theta) = \delta_{i, P_j} - \delta_{k, P_j} \quad (10)$$

(2) 消费偏好变化下 GFT 直接效用函数的生活成本指数

当  $\gamma=0$  时, 应用高级微观经济学的有关理论, 借助拉格朗日法, 我们能够得到基于 GFT 直接效用函数下商品  $i$  的马歇尔需求函数为:

$$q_i(p, y) = \frac{\theta_i}{\sum_{i=1}^n \theta_i} \cdot \frac{y}{P_i} \quad (11)$$

若以第 0 期的偏好结构为效用基准期, 并且消费者偏好假设为  $\theta = \theta^0$ , 则可得出与式(3)相应的不变消费偏好下的 Konüs (定基) 真实生活成本指数:

$$GFT(P_{konus}^{1/0}) = \frac{C(p^1, u^0, U(q^1; \theta^0))}{C(p^0, u^0, U(q^0; \theta^0))} = \prod_{i=1}^n \left( \frac{P_i^1}{P_i^0} \right)^{\theta_i^0 / \theta^0} \quad (12)$$

其中:

① 由美国经济学家凡勃伦提出的一种基于居民消费行为特征的效应, 故称为凡勃伦效应; 其含义为: 商品价格定得越高销售量也越大; 它是指消费者对一种商品需求量随其价格的升高而增加, 反映了人们进行挥霍性消费的心理行为。

② 限于篇幅, 其推导过程没有给出, 后文有关地方也如此。

③ 考虑到数据可获得性方面的问题, 本文主要从收入的角度来反映不同阶层居民消费偏好的差异。

$$C(p^1, u^0, U(q^1; \theta^0)) = \prod_{i=1}^n \left( \frac{\theta_i^0}{\theta^0} \right)^{\theta_i^0 / \theta^0} \times \prod_{i=1}^n (p_i^1)^{\theta_i^0 / \theta^0} \times (u^0)^{1/\theta^0} \quad (13)$$

$$C(p^0, u^0, U(q^0; \theta^0)) = \prod_{i=1}^n \left( \frac{\theta_i^0}{\theta^0} \right)^{\theta_i^0 / \theta^0} \times \prod_{i=1}^n (p_i^0)^{\theta_i^0 / \theta^0} \times (u^0)^{1/\theta^0} \quad (14)$$

同理, 若将当期的偏好结构作为参考的效用基准, 并令  $\theta = \theta^1$ , 则可得出与式(4)对应的可变消费偏好下的 Konüs 真实生活成本指数:

$$GFT(P_{konus}^{1/0}) = \frac{C(p^1, u^0, U(q^1; \theta^1))}{C(p^0, u^0, U(q^0; \theta^1))} = \prod_{i=1}^n \left( \frac{P_i^1}{P_i^0} \right)^{\theta_i^1 / \theta^1} \quad (15)$$

下面考虑  $\theta$  的赋值情况。再次由 Basmann 等(1983)的研究结论可知, 不管  $\theta$  是何种形式的函数, 在 GFT 直接效用函数形式下, 当达到消费者均衡时, 第  $i$  种商品货币支出的边际效用比例  $\theta_i / \sum_{i=1}^n \theta_i$  应该等于花费在第  $i$  种商品上的支出比例  $y_i / y$ 。因此, 可分别用  $y_i^0 / y^0$  和  $y_i^1 / y^1$ <sup>③</sup> 等价地表示  $\theta_i^0 / \theta^0$  和  $\theta_i^1 / \theta^1$ , 于是式(12)和式(15)分别可变为:

$$GFT(P_k^{1/0}) = \prod_{i=1}^n \left( \frac{P_i^1}{P_i^0} \right)^{y_i^0 / y^0} \quad (16)$$

$$GFT(P_k^{1/0}) = \prod_{i=1}^n \left( \frac{P_i^1}{P_i^0} \right)^{y_i^1 / y^1} \quad (17)$$

由前面的说明可知, 在编制定基指数时, 式(16)和式(17)分别具有固定和可变消费偏好特征; 但在编制环比指数时, 两者均能够适时地以不同形式反映消费偏好变化。另外, 考虑到各收入阶层在不同种类商品消费支出上的显著差异, 上述两式均以消费支出比例为幂指数, 更能反映不同收入阶层消费结构上的差异。因此, 本文选择上述两式构造环比的分层 CPI, 不仅能够反映不同收入阶层在同

一时间上的消费偏好差异,还能体现每一阶层居民在不同年份的消费偏好差异。

### 三、中国城镇居民分层CPI的编制

#### 1. 中国城镇居民按照收入水平的分层

考虑到数据的可获得性,本文仅针对中国城镇居民编制分层CPI。其中收入等级的分类方法使用国家统计局网站公布的《按收入等级分城镇居民家庭平均每人全年消费性支出》中的居民收入水平分组法,将居民按收入水平分为:最低收入户(10%)、低收入户(10%)、中等偏下收入户(20%)、中等收入户(20%)、中等偏上收入户(20%)、高收入户(10%)、最高收入户(10%)七个层次。不过,编制

分层CPI时,基于数据来源的限制,还需要做以下假设<sup>①</sup>:(1)同一时期,不同收入阶层居民所购买的商品篮子是一致的;(2)同一时期,不同收入阶层居民购买同一商品的价格均是相同的。另外,本文编制分层CPI时,选取的是国家统计局公布的较高级别分类商品(八大类商品的支出权重和价格指数)的汇总数据。

#### 2. 中国城镇居民分层CPI的编制结果

通过计算,我们发现编制年度环比指数时,式(16)和式(17)指数值间的差异并不显著。限于篇幅,本文仅列出采用式(16)的编制结果(见表2)。

表2 1996—2011年中国城镇居民分层CPI和CPI总指数

年份	最低收入户 (CPI1)	低收入户 (CPI2)	中等偏下 收入户 (CPI3)	中等 收入户 (CPI4)	中等偏上 收入户 (CPI5)	高收入户 (CPI6)	最高 收入户 (CPI7)	总指数 (CPIZ)
1996	108.49	108.41	108.30	108.22	108.09	108.04	107.95	108.17
1997	101.95	101.92	102.01	102.05	102.15	101.29	102.39	102.11
1998	98.44	98.46	98.51	98.54	98.65	98.68	98.88	98.62
1999	97.41	97.37	97.46	97.51	97.65	97.79	97.97	97.62
2000	98.98	99.07	99.05	99.10	99.20	99.33	99.49	99.19
2001	100.59	100.57	100.54	100.46	100.39	100.38	100.38	100.35
2002	99.18	99.14	99.12	99.02	98.93	98.96	98.93	99.01
2003	101.47	101.21	100.98	100.95	100.81	100.71	100.66	100.88
2004	103.51	103.13	103.81	103.51	103.26	103.06	102.67	103.33
2005	99.68	99.75	99.86	99.98	100.03	100.18	100.40	100.06
2006	101.79	101.64	101.55	101.46	101.34	101.39	101.10	101.40
2007	105.39	105.11	103.80	103.57	103.30	103.10	103.52	103.35
2008	107.12	106.52	106.18	105.82	105.47	103.93	103.11	105.42
2009	99.52	99.51	99.46	99.41	99.37	99.25	99.09	99.34
2010	103.97	103.76	103.50	103.31	103.08	102.83	102.48	103.12
2011	107.04	105.89	106.56	106.74	106.03	105.22	103.71	105.56

注:表中数据均为年度环比数据,上年指数均设为100。

<sup>①</sup> 尽管假设存在一定的偏误,但目前世界各国在编制CPI时基本上都认同这些假设,同时,其也不失为一种较具操作性的处理方法。

#### 四、中国城镇居民分层 CPI 的系统性比较

##### 1. 各分层 CPI 序列间差值的动态特征与比较

为了比较各分层 CPI 时间序列的差异, 本文分别计算了七类分层 CPI 间的任何一对差值, 并将方

差最大的几组差值列于图 1。另外, 为了进一步研究各分层 CPI 与 CPI 总指数(CPIZ)间的差异, 本文还计算了各分层 CPI 与 CPIZ 的差值, 并将差值列于图 2。结合图 1 和图 2 及实际计算结果, 我们可以进一步分析各分层 CPI 间的差异以及各分层 CPI 与 CPI 总指数间的差异。

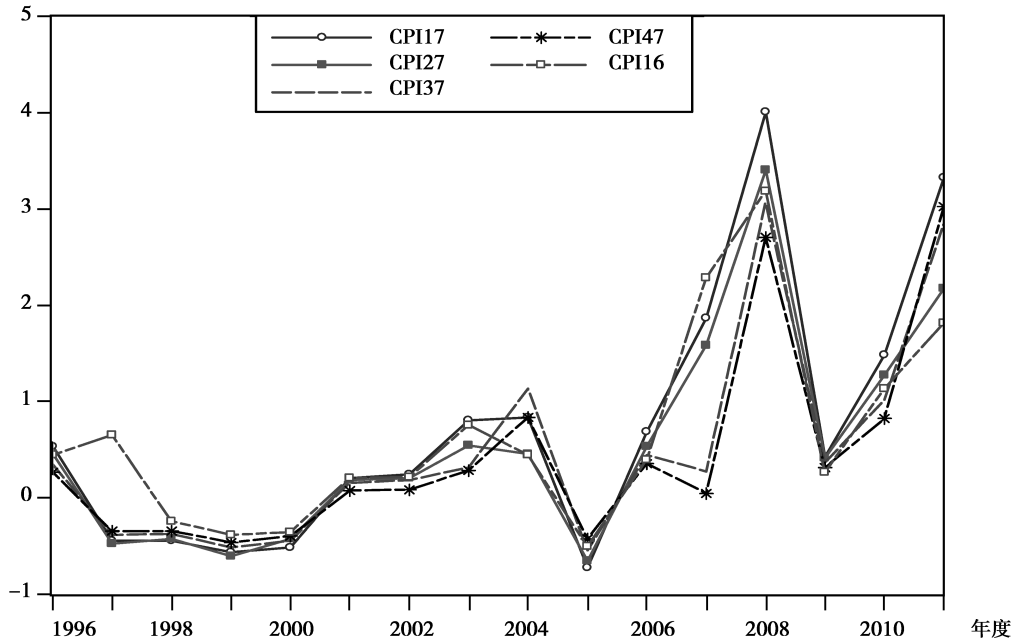


图 1 CPI17、CPI27、CPI37、CPI47、CPI16 的时间序列走势图

注: CPI17 表示 CPI1 与 CPI7 之差, 也即:  $CPI17 = CPI1 - CPI7$ , 其他及后文的表示均与此类似。

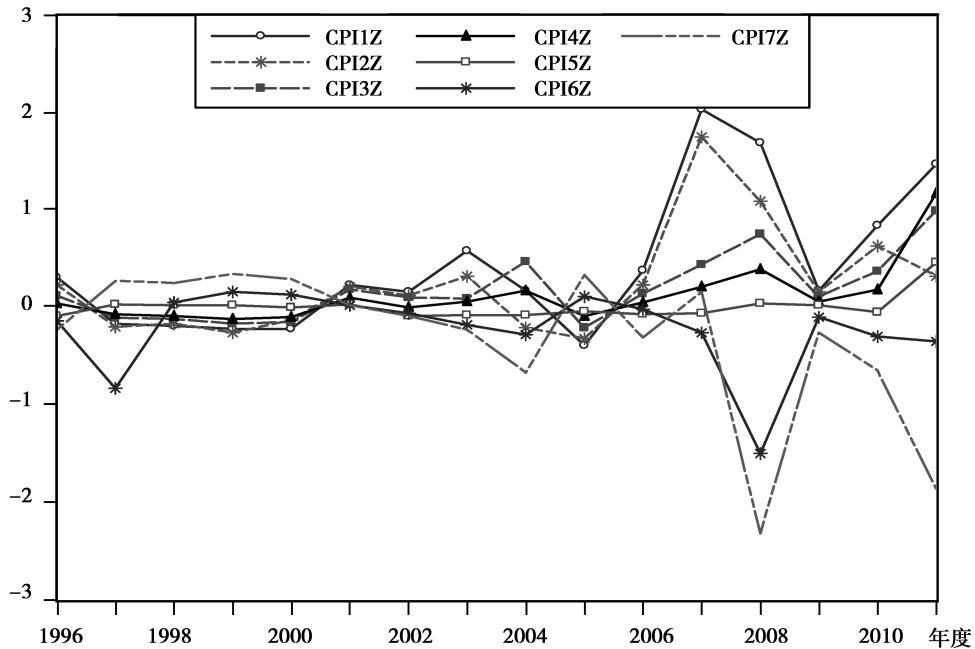


图 2 各分层 CPI 与 CPIZ 差值的时间序列变化情况

### (1) 各分层 CPI 间的差异

1996—2006 年, 图 1 的各曲线几乎都在零附近波动, 各分层 CPI 并无显著差异。而从 2007 年开始到 2011 年, 各分层 CPI 的差值开始出现大幅波动, 其中 2008 年和 2011 年的波动幅度更为明显。而各种差值中, CPI17 最为明显, 其次是 CPI27 和 CPI37。上述现象说明, 从 2007 年开始, 最低收入阶层的 CPI 指数开始明显高于最高收入阶层, 其中 CPI17 于 2008 年达到最大(差值为 4.01 个百分点)。事实上, 从实际计算结果来看, 这段时间内各分层 CPI 间都出现了较为明显的差异。

由此可见, 1996—2006 年中国城镇各阶层居民的 CPI 差异相对较小, 其变化相对平稳; 而从 2007 年开始, 不同阶层居民间的 CPI 开始出现较为严重的分化现象, 低收入阶层居民的 CPI 要明显高于高收入阶层居民的 CPI。

### (2) 各分层 CPI 与 CPI 总指数间的差异

从图 2 来看, 1996—2006 年, 各阶层居民 CPI 与 CPIZ 的差异较小; 而从 2007 年开始, 除了 CPI5 与 CPIZ 仍然极为接近外, CPI1、CPI2 和 CPI6、CPI7 指数均与 CPIZ 存在明显的偏离, 其中前两者的偏

离方向为正, 而后两者的偏离方向则为负。

由此可知, 1996—2011 年中国城镇居民 CPI 总指数与收入水平处于较高层次居民(中等偏上收入户)的 CPI5 基本一致, 但与其他层次居民的 CPI 存在明显差异, 这也是近些年来中国大多数居民对 CPI 总指数感觉“失真”的主要原因。而且从上述分析我们不难发现, 近年来城镇各阶层居民分层 CPI 的差异出现扩大化趋势, CPI 总指数的代表性也在随之下降。这也说明, 在目前中国通货膨胀压力趋于上升的情况下, 编制分层 CPI 具有现实经济意义和紧迫性。

## 2. 各分层 CPI 的描述性统计与比较

### (1) 各分层 CPI 时间序列数据特征的比较

为了进一步了解各分层 CPI 时间序列的差异性, 有必要进一步计算描述各分层 CPI 时间序列分布特征的平均值和标准差, 以便进行更为详细的比较。由表 3 可知, 随着收入水平的不断提高, 各分层 CPI 序列的均值呈明显的递减趋势, 各分层 CPI 的波动性也在下降。由此可见, 相对于高收入阶层, 低收入阶层面临着更大的通货膨胀压力和风险。

表 3 各分层 CPI 时间序列的描述性统计指标

	CPI1	CPI2	CPI3	CPI4	CPI5	CPI6	CPI7
均值	102.16	101.97	101.92	101.85	101.73	101.51	101.42
标准差	3.42	3.22	3.17	3.12	2.96	2.72	2.52

### (2) 各年度分层 CPI 截面数据特征的比较

由表 4 可知, 总体来看, 1996—2011 年中国城镇居民分层 CPI 的差异性呈现先下降(1996—2001 年)后增加(2002—2011 年)的趋势, 尤其是近年来

增加的幅度较为显著; 与此同时, 各年度分层 CPI 的均值也出现了较为类似的变化特征。这充分说明, 随着通货膨胀的加剧, 各分层 CPI 间的差异也在随之扩大。

表 4 1996—2011 年中国城镇居民分层 CPI 截面数据的统计描述

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
均值	108.21	101.97	95.59	97.59	99.17	100.47	99.04	100.97
标准差	0.20	0.34	0.15	0.22	0.18	0.09	0.11	0.29
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
均值	103.28	99.98	101.47	103.97	105.45	99.37	103.28	105.88
标准差	0.37	0.25	0.22	0.90	1.44	0.16	0.52	1.13

## 五、研究结论及政策建议

本文基于价格指数理论探讨了编制分层CPI的方法,据此编制了1996—2011年中国城镇居民七类不同收入阶层的分层CPI及CPI总指数,并进行了一系列比较,得出以下几点结论:

第一,城镇居民各分层CPI间的差异具有两阶段特征:1996—2006年各分层CPI并无显著差异,走势均比较平稳;而2007—2011年各分层CPI间的差异变得较为明显,尤其是最低收入阶层与最高收入阶层的差异最为显著。根据前面分析可知,通货膨胀水平越高,各分层CPI间的分化程度也越大。

第二,1996—2006年各阶层居民的分层CPI与总体CPI的差异较小,但从2007年开始,除了CPI5与总体CPI仍然极为接近外,其他分层CPI均与总体CPI存在明显的偏离。这表明目前我国城镇居民的CPI总指数反映了收入相对较高居民(中等偏上收入户)生活成本的相对变化,而其他阶层居民则易对CPI总指数“感觉失真”。

第三,整个样本期内,低收入居民的分层CPI比高收入居民的分层CPI更高,表明我国低收入居民比高收入居民遭受的价格波动压力更为严重,并面临着更高的通货膨胀风险。

第四,由于近些年我国城镇各阶层居民分层CPI的差异性呈现拉大之势,分层CPI的方差也随之增加,因而,2007年以后我国城镇居民CPI总指数的代表性在逐渐下降。相应的,针对不同收入阶层居民编制分层CPI的作用和意义也更为突出。

基于上述结论及中国目前的现实经济情况,统计官方有必要针对不同收入阶层,尤其是低收入阶层或者贫困地区的居民,逐步开展分层CPI的编制工作。这样,一方面可以适当体现不同收入水平居民对物价变动感受的差异,同时也可由政府制定相关政策提供更为准确的信息和依据。

### 参考文献:

- 陈立双,祝丹.2013.中国CPI编制方法与国际《CPI手册》及美国之比较分析[J].统计研究(11):30-37.
- 胡晓辉.2000.对我国现行城镇居民消费价格指数编制方法的探讨[J].商业研究(7):37-38.

- 李金华.1999.对改革我国现行物价指数编制方法的思考[J].统计与决策(1):6-7.
- 孙允午.1995.关于编制城市居民消费价格指数的若干问题[J].上海统计(8):8-10.
- 张权.2010.对不同收入群体编制分层消费价格指数的探讨[J].统计与决策(13):22-24.
- 周丽晖.2006.中国居民消费价格指数的有关问题研究[D].成都:西南财经大学.
- ARTSEV Y, ROSHAL V, FINKEL Y. 2006. Consumer Price Indices-Measuring Across Households[R]. Paper presented at Ninth Ottawa Group Meeting on Prices, 14-16 May 2006, London, United Kingdom.
- CRAWFORD I, SMITH Z. 2002. Distributional Aspects of Inflation [R]. Commentary No. 90, Institute for Fiscal Studies, London.
- GARNER T I, JOHNSON D S, KOKOSKI M F. 1996. An Experimental Consumer Price Index for the Poor[J]. Monthly Labor Review(9):32-42.
- Hagemann R P. 1982. The Variability of Inflation Rates across Household Types [J]. Journal of Money, Credit and Banking, (4): 494-510.
- HOBijn B, LAGAKOS D. 2005. Inflation Inequality in the United States [J]. Review of Income and Wealth (4): 581-606.
- HOBijn B, MAYER K, STENNIS C, et al. 2009. Household Inflation Experiences in the US: a Comprehensive Approach [R]. Unpublished paper, Federal Reserve Bank of New York.
- HOLLISTER, et al. 1972. The Impact of Inflation on the Poor [M]. California: Wadsworth, Publishing Company: 240-270.
- ICHIMURA. 1951. Critical note on the definition of related goods [J]. Review of Economic Studies, 18: 179-183.
- KONÜS. 1939. The problem of the true index of the cost of living [J]. Econometrica(7): 10-29.
- LIEU P T, CHANG C, MIZZI P. 2013. Estimating the True Cost of Living for Households with Different Incomes Using Data from Taiwan [J]. Applied Economics, 21: 3011-3023.
- MCKAY A, SOWA H K. 2005. Does Inflation in Ghana Hit the Poor Harder? [R]. Paper presented at the Half Century Conference, Accra: Centre for Policy Analysis.
- MURPHY E, GARVEY E A. 2004. Consumer Price Index for Low-Income Households in Ireland (1989—2001) [R]. Combat Poverty Agency Working Paper, No. 04/03.
- OOSTHUIZEN M. 2007. Consumer Price Inflation across the Income Distribution in South Africa [R]. Development Policy



- Research Unit DPRU Working Paper 07/129. Population[J]. Analytical Series, 13. Statistics Canada.  
TAKTEK N. 1998. Comparative Study of Analytical Consumer Tintiner. 1952. Complementarity and shifts in demand [J].  
Price Indexes (CPI) for Different Subgroups of the Reference Metroeconomica(4):1-4.

## Stratified CPI Estimations for China's Urban Residents and Their Systematic Comparison

CHEN Li-shuang, ZHU Dan, ZHOU Yu-chi

(School of Economics, Minnan Normal University, Fujian Zhangzhou 363000, China)

**Abstract:** According to economic index theory and consumers preference difference, this paper constructs changeable preference living cost index based on GFT direct utility function, works out and compares stratified CPI in seven income stratified classes in China's urban residents during 1996-2011, and the results show that there is relatively small difference between each stratified CPI before 2007, however, the difference is significantly enlarged after 2007, that the stratified CPI in the residents with low income is higher than the stratified CPI in the residents with high income, that overall index of CPI of urban residents approximately reflects the situation of living cost change in the stratified classes with "the income a little more than middle class", however, other stratified residents usually have "distorted sentiment" to overall index of CPI, as a result, the representation of overall index of CPI in urban areas is reduced, thus, the composition of stratified CPI based on different income classes can not only reflect inflation pressure of each stratified class of the residents to keep the authority of CPI but also provide accurate information for governmental scientific decision-making.

**Key words:** stratified CPI; headline CPI; CPI all items index; residents consuming price index; economic index theory; living cost index; consumer preference difference; income strata

CLC number: F222.34; C813

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2014)03-0081-09

(编辑:夏冬)