

# 中国 CPI 偏差的估计<sup>\*</sup>

杨 灿 郑正喜

**内容提要:** 经济理论研究认为, CPI 存在替代偏差、质量变化偏差、新产品偏差和商户偏差, 一般情形会高估真实生活成本指数。本文分析则表明, 除上述偏差之外, 还存在偏好变化偏差, 且其偏差方向与上述四种偏差恰好相反。本文基于偏好可变的假设, 从似理想需求系统(AIDS)出发, 修改 Hamilton/Costa 方法中的 CPI 偏差估算模型, 利用我国 36 个城市 2002 - 2012 年住户支出调查数据, 采用滚动和加权回归方法, 重新估算 CPI 偏差。结果显示, CPI 年均偏差(高估)幅度明显减小, 由 2.93% 降为 0.95%。实证结果验证了偏好变化的存在使得 CPI 倾向于低估真实生活成本指数, 各种因素相互交织或冲抵, 故而在总体上 CPI 并不总是高估真实生活成本指数。

**关键词:** 偏好变化; AIDS 模型; Hamilton/Costa 方法; CPI 偏差

**中图分类号:** C812      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1002 - 4565(2013)12 - 0031 - 10

## Estimating China's CPI Bias

Yang Can & Zheng Zhengxi

**Abstract:** Theoretical studies by Economists suggest that the existence of substitution bias, quality change bias, new product bias and outlet bias in CPI causes overestimates of the real cost of living index. In addition to these biases above, our analyses suggest that there exists another kind of bias caused by changing preference, and the bias direction is different from the others. Based on the assumption of the changeability of preference and the modified AIDS model, this article, using the household expenditure survey (HES) data in 36 cities from 2002 to 2012, revises Hamilton/Costa method to re-estimates China's CPI bias via methods of rolling regression and weighted regression. The results show that after considering changeable preference, the yearly CPI bias (overestimation) significantly reduced from 2.93% to 0.95%. This proves that the existence of changeable preference, unlike the other existed bias makes CPI tend to underestimate the true cost of living index, that means CPI is not always overestimate the true cost of living index in general.

**Key words:** Changeable Preference; AIDS Model; Hamilton/Costa Method; CPI Bias

### 一、引言

消费者价格指数(CPI)通常用以衡量人们日常消费的一篮子货物与服务平均价格的变动,是反映人们在不同时期为维持特定生活水平所需消费支出相对数(即真实生活成本指数)的一个近似指标。《消费者价格指数手册——理论与实践》中将 CPI 偏差定义为实际估计的 CPI 与真实生活成本指数的差别<sup>①</sup>。鉴于现实经济中的真实生活成本指数尚未可知,如何准确衡量 CPI 以反映消费者真实生活成本变化一直是统计学界关注的课题,而其中关于 CPI 究竟是高估还是低估真实生活成本指数的问题更是焦点所在。

在一个动态的市场经济体中, CPI 的编制本身

就是一项庞大且复杂的工程,更遑论测度与衡量 CPI 偏差大小的难度了。但这一问题仍然得到国内外政府、经济学界、行业研究群体和消费者的普遍关注。1995 年,美国参议员财政委员会曾任命 Boskin 等人成立顾问委员会专门研究消费者价格指数问题, Boskin 委员会在提交的终期报表中将 CPI 偏差总结为四个方面:替代偏差、商户偏差、质量变化偏

<sup>\*</sup> 本文获教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“中国居民消费价格指数(CPI)的理论与实践研究”(11JZD019)和国家社会科学基金重点项目“中国产业关联特征及支柱产业研究”(11ATZ002)的资助。

<sup>①</sup> 原文为“消费者价格指数误差界定为消费者价格指数增长率与生活费用指数增长率之差”,见《消费者价格指数手册——理论与实践》第 200 页,第 11.33 段。

差及新产品引进偏差。他们认为美国劳工局编制的CPI每年大约高估了真实生活成本指数1.1个百分点,其中质量变化产生的偏差为0.6%。随后,Diewert提出了一套详细的估算方法,运用不同的公式分别对这四个方面的偏差进行估算,但各种偏差是否满足可加性却无从验证。尽管其他文献也分别给出了对这四个方面的偏差幅度的估算,但由于缺乏坚实的论据与有效的分析手段,实际处理时难以合理界定各种来源所导致的偏差幅度。

近年来,我国多种商品价格出现的异常波动被媒体放大,相较于消费者的主观感受,官方公布的CPI明显偏低。在CPI备受质疑时,国家统计局试图通过多种渠道为公众解释CPI的编制过程、方法和局限性。同时,国内一些学者引进国外四种偏差及Diewert的偏差估算公式,逐渐丰富了关于我国CPI偏差的学术讨论;部分学者研究认为,CPI虽然存在结构性问题,但总体偏差很小,并且四种偏差造成的CPI高估真实生活成本指数,与由居住类别的计算口径导致权重分配问题造成CPI的低估恰好中和。相反,部分研究者则推测CPI存在严重的低估问题。如南方基金研究员万晓西在2006年的一篇公开讨论稿分析认为:中国1978-2005年间CPI年均低估约9.5%;中国社科院徐奇渊在2010年发表的一份名为《统计数据 and 主观感受: CPI是风动还是帆动?》的报告中认为:2006-2010年CPI被系统性低估超过7%。总体来说,国内各方面关于CPI是被高估、低估抑或无偏差各执一词。一方面,学术界较为认可的CPI四类偏差被认为存在辩护之嫌,一直难以被广泛接受;另一方面,部分学者认为CPI被低估的观点也受到政府统计部门专家的反驳<sup>①</sup>。

应该说,从CPI编制角度和点估计理论出发估算CPI偏差,仍有许多难点尚待研究。由于缺乏可观测的真实生活成本指数或其他理想的目标指数,本文借鉴前人的研究经验,结合Konüs经济指数,试图从家庭实际消费数据和一般统计规律的角度来探讨和量化可能存在的CPI偏差。

## 二、文献综述

理论学家通过假设效用(偏好)的函数形式与其他条件不变,考察消费者面对两期的价格信息下的最优化行为,计算真实生活成本指数的大小,以测

算CPI在衡量真实生活成本指数方面的偏误。由于不同收入、地域、习俗和偏好的个人对于消费同一项货物或服务的评价不同,导致其隐含的个人效用函数差异性较大。同时,现实中效用函数的形式难以观测并获知,需要借助一些假设条件且估计参数较多,因此部分学者反对通过效用函数的形式来衡量真实生活成本指数。

尽管存在质疑,仍有许多国外学者对这一领域进行了深入的研究,提出了丰富的理论模型。这些模型大部分试图在消费理论的基础上,运用适当的数学推导及近似技术,发现消费需求的一些特征,并结合经验数据统计规律(如恩格尔定律),不断提高近似估算技术和精度。在数据覆盖面及数据质量得到长足改善的今天,研究者们似乎找到了一些通过估算真实生活成本指数测度CPI偏差的方法,并借助真实生活成本指数缩减名义宏观指标序列,重新解释经济现实与经济福利性问题。

Samuelson和Swamy(1974)<sup>[1]</sup>利用线性齐次的支出函数假设,对Konüs经济指数进行编制尝试;Theil(1975)<sup>[2]</sup>假设对数线性形式的效用函数,提出一种可一阶近似于任意效用函数的Rotterdam模型;Christensen、Jorgenson和Lau(1975)<sup>[3]</sup>给出一类具体的超越对数(Ttranslog)支出函数形式,它可二阶近似于任意支出函数;Deaton和Muellbauer(1980)<sup>[4]</sup>在一组PIGLOG(Price Independent Generalized Logarithmic)偏好假设下,从消费者成本函数出发,提出了性质优良的似理想需求系统(Almost Ideal Demand System, AIDS),AIDS所描述的恰好是线性恩格尔曲线的表述形式,这在很大程度上拓展了对消费者的需求分析;Blundell、Pashardes和Weber(1993)<sup>[5]</sup>基于对英国消费支出数据的分析认为,二次的似理想需求系统(QAIDS)更有助于解释观测到的个人消费模式。

美国1970年代停滞的真实收入水平也引起了经济学家和政府的广泛关注,Nakamura(1995)<sup>[6]</sup>注意到这个阶段的食物支出份额(恩格尔系数)持续下跌,而且经过CPI缩减后的实际收入(和消费支出)水平却在减少(而不是增加),这与恩格尔定律存在明显冲突。Nakamura认为,那个阶段的实际收

<sup>①</sup> 例如,国家统计局专家庞晓林2010年撰文认为徐奇渊的模型存在缺陷,且不能把模型无法解释的因素归咎于人为调整。

入水平应该是增长了,但现有的方法没能捕捉到经济增长的迹象。因此引发了 CPI 高估真实生活成本指数的猜测。

Hamilton(2001)<sup>[7]</sup>和 Costa(2001)<sup>[8]</sup>通过类似的对比研究也发现,官方统计数据显示美国消费者1930年代的食品支出份额低于1920年代,而同期(1920年代-1930年代)经CPI缩减后的消费支出总额也出现了异于常理的下降<sup>①</sup>。联系到1970年代实际收入和价格变动的滞涨现象,Costa和Hamilton把这些不一致的现象也归因于CPI的偏差,并在AIDS的基础上对CPI偏差进行了理论推导和实际估算。他们利用美国住户支出调查数据进行实证分析,都发现这两个时期的CPI存在显著高估,且平均每年高估1.1个百分点。(两位研究者之间的差别主要在于数据时期跨度和模型控制变量的选择有所不同)。

在过去十几年,由于其估算的简便性以及结果的直观性,Hamilton/Costa的方法得到了相当广泛的应用。许多学者借鉴他们的方法估算相关国家或地区的CPI偏差,调整其实际收入增长速度(如Brzozowski 2006; Almås和Johnsen, 2010;等)。

Hamilton/Costa方法估算的是多种来源的综合性偏差,而不是将各种来源分别估算。综合估算的好处在于可以避免分别估算所面临的加性难以成立的困扰,但其自身也存在不足。对此,部分学者提出了改进的方法。

Banks、Blundell和Lewbel(1997)<sup>[9]</sup>认为在不同收入水平上某些商品可能在必需品与奢侈品之间转变,并利用包含收入对数二次项的恩格尔曲线刻画这个消费特征。他们用QAIDS模型对英国的住户支出调查数据进行实证分析,结果发现不考虑恩格尔曲线曲率的模型存在估计偏差。Denton、Mountain和Spencer(1999)<sup>[10]</sup>在QAIDS模型的基础上考虑了年龄、婴儿潮和趋势效应等控制变量,统计检验表明这三个变量对模型的影响是显著的。

Logan(2009)<sup>[11]</sup>认为家庭规模对需求的影响会随着时间而改变,而Hamilton/Costa方法忽略了家庭规模对消费支出的影响,采用Hamilton/Costa方法估算的偏差会出现来自人口结构变动造成的偏误。Logan进一步利用改进后的恩格尔曲线进行实证分析,结果发现人口结构因素可以解释25%~50%的偏差。Logan的方法与结果间接说明,影响

CPI偏差的因素不限于现有所考虑的范围,CPI偏差的来源可能不只Boskin委员会总结的四个方面。更重要的是,尚未被考虑的偏差来源可能不同于已有的四个来源,会抵消CPI的高估幅度。这一发现,对众多学者长期以来认为的“CPI总是高估真实生活成本指数”的论断提出了某种挑战。本文正是基于这样的观点,对CPI的偏差问题进行重新认识和进一步探讨。

另一方面,近期有些学者认为恩格尔曲线并不是一成不变的,恩格尔系数未必总是随着真实收入水平的提高而下降,在不同收入水平上的斜率也会发生变化,忽略恩格尔曲线的变动是导致估计偏差的一大诱因。还有一些学者认为,Hamilton/Costa方法只是针对特定时期单一住户的真实生活成本指数,但偏好模式在不同的收入上并不是维持不变的。例如,贫穷和富裕的家庭有不同的消费篮子,他们应该能够感受到真实生活成本的不同变化。这正如Banks、Blundell和Lewbel(1997)<sup>[9]</sup>所解释的,当处于不同的收入水平时,一些商品可能由奢侈品转化为必需品。所以有学者认为,将不同收入水平的家庭综合起来的真实生活成本指数对任何一类家庭都不可比。但是,CPI作为综合指标,要根据它的设计目标确定它所包含的群体范围和项目内容,从而限制了CPI对不同消费阶层、不同经济区域以及不同消费行为群体的分析能力。应该说,这些方面的问题只有通过适当区分并编制不同消费阶层、不同经济区域或者不同消费行为群体的特型CPI才能得到妥善解决。

在我国,从消费者行为的经济理论假设出发,通过衡量真实生活成本指数分析我国CPI的偏差的研究相对较少。刘建平(1995)<sup>[12]</sup>从线性支出系统假设出发考察了真实生活成本指数的编制问题;陈龙(2010)<sup>[13]</sup>利用二次似理想需求系统(QAIDS)的支出函数假设,结合优良指数Tönquist公式,提出真实生活成本指数的编制方法,并测算中国城镇居民真实生活成本指数,实证显示CPI夸大了消费者的真实生活成本。

鉴于经济理论指数研究的最新进展以及国内研

① 根据恩格尔定律,随着收入水平的提高,居民的消费支出(包括食品支出)也会增加,但食品支出在消费总支出中所占的比重(恩格尔系数)却会降低。因此,倘若实际观察到恩格尔系数降低(而食品支出并未减少),可以推测实际的消费支出和收入水平应该增加而不是相反。

究应用的不足,本文试图从代表性家庭的经济行为出发,综合考虑各类消费品的价格信息以外的影响家庭效用函数形式和效用水平的因素,重新构建理论框架,围绕偏好的变化着重探讨四类偏差之外产生其他偏差来源的可能性,并据以重新评估和测度CPI偏差的方向和大小。

### 三、偏好变化条件下的 AIDS 模型

#### (一) 偏好变化的原因及其偏差方向

PIGLOG 偏好形式十分灵活,据此得到的 AIDS 模型是基于偏好稳定的前提。一个值得考虑的问题是,在市场上货物与服务相对价格不断变化,新旧产品交替,产品质量发生变化的环境下,消费者的偏好是否仍然保持稳定?

Boskin 等(1998)<sup>[14]</sup>认为,由于技术进步或者其他影响成本和质量的因素,不同货物与服务间相对价格的频繁变动可能导致消费者改变其消费模式。以不同的经济周期为例,经济繁荣时,家庭的可支配收入增加,为追求更高质量的生活,代表性家庭通常会在无形中改变消费习惯,从而形成一种新的消费偏好和模式;而一旦发生经济衰退,代表性家庭实际收入减少,但对于新的消费习惯却存在一定的依赖性。对于这种现象,一个看似合理的说法是,消费者的偏好形式没有发生改变,消费模式的转变只是消费者在既定的偏好模式下对偏好水平和相对价格变动的调整。但这一说法忽略了家庭低收入时摒弃而高收入时保持的现有生活模式。因此,更为合理的情况应该是家庭消费既有偏好内的调整,也存在潜移默化的偏好转变。

另一种可能引起家庭偏好发生变化的因素是 Logan(2009)<sup>[11]</sup>提到的人口结构。基于住户支出的调查数据是从家庭角度出发,均以家庭为单位;效用函数也是以代表性家庭为起点,故不应该忽略家庭人口及其就业人数变动对家庭消费支出模式及效用函数形式的影响。据统计,近二十年来,我国每户家庭的平均人数从1991年的3.42人一直下降到2012年的2.84人,而家庭就业结构虽然在2005年附近有所起伏,总体上也呈下降的态势。因此,在衡量我国的真实生活成本指数时,忽略家庭人口与就业结构等因素带来的偏好改变可能导致 Hamilton/Costa 方法产生估计偏差。

此外,陈龙(2010)<sup>[13]</sup>的结论中涉及一个容易被

忽略的观点:在通过效用函数衡量两期的生活费用相对数时,不同效用水平可能影响真实生活成本指数。一般情况下,效用函数被假定满足一定的性质,在固定的效用水平下经过最优化行为的推导,真实生活成本指数公式只含有价格因素。但现实中效用函数要复杂许多,而且也有可能发生变化。一方面,代表性家庭的效用水平会随着收入水平上升而提高;另一方面,为了获得不同的效用水平,代表性家庭在不同类别商品之间的最优分配权重发生变化,这就使得真实生活成本指数会发生除商品间替代效应和收入效应之外的偏差。我国36个城市的家庭年度平均实际消费支出(经CPI折算后)存在上升趋势。因此,如果不考虑因收入水平提高带来的效用水平变化,随着时间的推移,现期的收入水平相比于基期有了很大的提升,家庭在现期可获得的效用水平显著高于基期。利用基期的效用水平对真实生活成本指数进行估计,将因偏离现有效用值而逐渐丧失代表性,因此不可避免地产生估计偏差。

综合上述分析,本文认为,偏好稳定的假设并不适用,消费习惯、人口结构、家庭就业结构变化等因素均可能导致代表性家庭偏好发生转变。尽管消费者的偏好变化最终体现在对商品篮子的选择行为上,然而传统方法(包括 Hamilton/Costa 方法)均没有考虑到偏好变化的影响,忽略了这一部分偏好变化产生的替代偏差,故传统方法对CPI偏差的估算存在偏误。为了区别于替代偏差和其他偏差,将这种偏差称为偏好变化偏差。

在偏差方向上,偏好变化偏差亦有别于其他偏差。消费者的偏好变化意味着消费篮子的重新选择和商品间的替代。被替代的商品由于消费者的偏好转移导致需求下降,价格因此下跌;替代品则由于受消费者青睐,需求上升,导致价格相应上涨。因此,不同于替代效应,偏好变化使得消费者倾向于价格更高的商品(可以是质量方面或者潮流、新的消费观念产生的原因)。如果在编制CPI时,未注意到替代品间这一方面的调整,替代品的消费权重没有得到适当反映,则CPI将倾向于低估真实生活成本指数。

基于上述分析,本文试图通过建立包含偏好变化的需求分析系统,同时兼顾不同时期效用水平不一致的情况,修改 Hamilton/Costa 提出的估计程序,使用住户支出调查数据,重新估算中国CPI偏差。

(二) 偏好变化下 AIDS 及 QAIDS 模型的 CPI 偏差

Kontüs 提出代表性家庭的真实生活成本指数可以写成如下形式:

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

其中,  $C(u, p^1)$  是代表性家庭在相对价格水平为  $p^1 = (p_1^1, p_2^1, \dots, p_n^1)$  的条件下获得效用值为  $u$  的成本函数。

我们沿用 Deaton 和 Muellbauer (1980) [4] 在 AIDS 模型中的偏好形式, 即如下的 PIGLOG 成本函数形式:

$$\log [C(u, p^1)] = \log [a(p^1)] + u^* \log [b(p^1)] \quad (1)$$

在对上式右边两项确定具体函数形式时, 为使  $C(u, p^1)$  可以二阶近似于任意支出函数, 假设  $\log [a(p^1)]$  具有超越对数形式,  $\log [b(p^1)]$  具有 Cobb-Douglas 形式, 即:

$$\begin{aligned} \log [a(p^1)] &= a_0' + \sum_k a_k' \log p_k^1 \\ &+ \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}' \log p_k^1 \log p_j^1 \end{aligned} \quad (2)$$

$$\log [b(p^1)] = \prod_k p_k^{\beta_k'} \quad (3)$$

将式(2)、式(3)代入式(1), 那么成本函数可写为:

$$\begin{aligned} \log [C(u, p^1)] &= a_0' + \sum_k a_k' \log p_k^1 \\ &+ \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}' \log p_k^1 \log p_j^1 + u \sum_k p_k^{\beta_k'} \end{aligned} \quad (4)$$

区别于一般的 AIDS, 本文假定偏好形式逐年发生变化, 这意味着成本函数中各期的参数是可变的, 但各期成本函数仍需满足关于价格的线性齐次条件, 即:

$$\sum_k a_k' = 1, \sum_j \gamma_{kj}' = \sum_k \gamma_{kj}' = 0, \sum_j \beta_j' = 0 \quad (5)$$

那么, 需求函数可以根据谢泼德 (Shephard) 引理推出。谢泼德引理的公式表述形式为:  $\partial C(u, p^1) / \partial p_i^1 = q_i^1$ , 两边同乘  $p_i^1 / C(u, p^1)$ , 则有:

$$\frac{\partial \log c(u, p^1)}{\partial \log p_i^1} = \frac{p_i^1 q_i^1}{c(u, p^1)} = w_i^1 \quad (6)$$

其中,  $w_i$  是第  $i$  类商品的预算支出份额,  $p_i^1, q_i^1$  分别是其价格和数量。对成本函数进行  $\log p_i^1$  微分, 得到支出份额关于价格的函数:

$$w_i^1 = a_i^1 + \sum_j \eta_{ij}^1 \log p_j^1 + \beta_i^1 u \prod_k p_k^{\beta_k'} \quad (7)$$

这里,  $\eta_{ij}^1 = (\gamma_{ij}^1 + \gamma_{ji}^1) / 2$

代表性家庭效用最大化时, 其消费支出等于成本预算  $x^1 = C(u, p^1)$ , 等式可以转换为  $u$  关于  $x^1$  和  $p^1$  的函数, 即间接效用函数。Deaton 和 Muellbauer (1980) [4] 假定间接效用函数与折算后的真实消费支出呈线性关系。但 Bank, Blundell 和 Lewbel (1997) [9] 对英国消费支出数据的实证结果显示, 线性形式忽略了恩格尔曲线的曲率而不足以全面刻画消费行为, 运用非参数方法分析表明恩格尔曲线需要实际消费支出对数的二次项。故本文分别在一次和二次的效用函数形式下, 推导偏差估算的理论公式, 进而根据中国的数据特征进行实证分析。

1. AIDS 模型的偏差。

将一次形式的间接效用函数代入支出份额函数式(7) 得到一次的恩格尔曲线方程如下:

$$w_i^1 = a_i^1 + \sum_j \eta_{ij}^1 \log p_j^1 + \beta^1 \log(x^1 / P^{1/0}) \quad (8)$$

其中,  $P^{1/0}$  是一种价格指数。Deaton 和 Muellbauer (1980) [8] 将  $P^{1/0}$  定义具有形如  $\prod_k p_k^{\beta_k}$  的指数公式, 但是以对数形式呈现的。

对于式(8) 的模型, 由于近似替代会影响到常数项  $a_i$ , 其参数约束条件为:

$$\sum_i \eta_{ij}^1 = \sum_j \eta_{ij}^1 = 0$$

加入时期的偏差因素, 用  $P^{t/0} = (1 + \prod^t) (1 + E^t)$ ,  $p_j^t = (1 + \prod_j^t) (1 + E_j^t)$  代入上式,  $E^t$  和  $E_j^t$  分别表示 CPI 总偏差和第  $j$  类商品的偏差。据此, 得到我们需要估计的模型如下:

$$\begin{aligned} w_{Fh}^t &= \phi_{Fh}^t + \sum_j \log(1 + \prod_j^t) + \beta^t \log(x_h^t / (1 \\ &+ \prod^t)) + \sum_{t=1}^T \delta_t D_t + \varepsilon_h^t \end{aligned} \quad (9)$$

$$\delta_t = \sum_j \eta_{Fj}^t \log(1 + E_j^t) - \beta^t \log(1 + E^t) \quad (10)$$

其中, 下标  $t$  表示年份,  $F$  表示 CPI 中的食品类,  $h$  表示家庭,  $w_{Fh}^t$  表示家庭  $h$  在年份  $t$  用于食品的支出份额,  $x_h^t$  是家庭  $h$  的总消费支出,  $D_t$  是时间虚拟变量。

可将式(9) 改写, 则偏差为:

$$E^t = \exp\left(-\frac{\delta_t - \sum_j \eta_{Fj}^t \log(1 + E_j^t)}{\beta^t}\right) - 1 \quad (11)$$

假设 CPI 各大类每年的偏差方向和大小相同,

结合约束条件  $\sum_j \eta_{ij}^t = 0$ , 可得偏差的近似估计式:

$$E^t = \exp\left(-\frac{\delta_t}{\beta^t}\right) - 1 \tag{12}$$

2. QAIDS 模型下的偏差。

引入与真实消费支出呈二次多项式关系的间接效用函数, 并将这种间接效用函数代入支出份额函数式(7), 得到 AIDS 模型下二次形式的恩格尔曲线, 即 QAIDS:

$$w_i^t = a_i^t + \sum_j \eta_{ij}^t \log p_j^t + \beta_{1i}^t \log(x^t / P^{t/0}) + \beta_{2i}^t [\log(x^t / P^{t/0})]^2 \tag{13}$$

加入时期的偏差因素, 得到我们需要估计的模型如下:

$$w_{Fh}^t = \varphi_F^t + \sum_j \eta_{Fj}^t \log(1 + \Pi_j^t) + \beta_1^t \tilde{x}_h^t + \beta_2^t \tilde{x}_h^{t2} - 2\beta_2^t \log(1 + E^t) \tilde{x}_h^t + \sum_{t=1}^T \delta_t D_t + \varepsilon_h^t \tag{14}$$

其中,

$$\begin{aligned} \tilde{x}_h^t &= \log(x_h^t / (1 + \Pi^t)) \\ \delta_t &= \sum_j \eta_{Fj}^t \log(1 + E_j^t) - \beta_1^t \log(1 + E^t) + \beta_2^t [\log(1 + E^t)]^2 \end{aligned}$$

偏差项同时出现在式(14)中两处地方, 为了规避在估计总偏差时需要假设分类指数的偏差方向和大小都完全一致的局限性, 可以构造时间虚拟变量与实际消费支出的乘积项估计总偏差  $E^t$ , 此时回归方程如下:

$$w_{Fh}^t = \varphi_F^t + \sum_j \eta_{Fj}^t \log(1 + \Pi_j^t) + \beta_1^t \tilde{x}_h^t + \beta_2^t \tilde{x}_h^{t2} + \sum_{t=1}^T \lambda_t D_t \otimes \tilde{x}_h^t + \sum_{t=1}^T \delta_t D_t + \varepsilon_h^t \tag{15}$$

其中,  $\lambda_t = -2\beta_2^t \log(1 + E^t)$ , 则时期  $t$  的偏差:

$$E^t = \exp\left(\frac{\lambda_t}{-2\beta_2^t}\right) - 1 \tag{16}$$

从以上两个模型的推导可见, QAIDS 模型的估计要比 AIDS 复杂, 而且前者模型中需要处理的变量要多于后者。同时, Bank, Blundell 和 Lewbel (1997)<sup>[9]</sup> 的实证结果也显示, AIDS 和 QAIDS 二者的适用范围有所差异。结合中国的消费支出资料, 本文着重分析我国 CPI 八大类中食品支出的恩格尔曲线。恩格尔系数与实际消费支出的对数之间不存在直观的二次关系; 另一方面, 回归分析显示恩格尔曲线中消费支出对数的二次项也不显著。因此, 下文的实证分析将围绕 AIDS 模型展开。

## 四、实证分析

### (一) 模型设定

#### 1. 数据来源。

①总消费支出: 指调查户用于满足家庭日常生活消费需要的全部支出, 包括食品、衣着、居住家庭设备用品及服务、医疗保健、交通和通信、娱乐教育文化服务、其他食品和服务等八大类。与 CPI 涵盖范围基本一致, 但分类上稍有差别;

②食品消费支出: 总消费支出下的食品项目的支出, 指居民为摄取身体所需要的营养和满足某种嗜好而购买的各种消费品, 包括在商店、集市、工作单位食堂和饮食业购买的主食、副食、烟草、酒、饮料以及干鲜瓜果、糖果、糕点、奶制品等;

③家庭人口数: 指居住在一起, 经济上合在一起共同生活的家庭成员;

④家庭就业人数: 家庭成员中就业人数;

⑤CPI: 各省的城镇 CPI、CPI 及其八大类的分类指数;

⑥城市人口数: 调查区域内的常住人口。

本文计算以上指标的时期跨度为 2002 - 2012 年。其中, 前四个指标是基于 36 个城市的住户支出调查<sup>①</sup> 数据来自中国经济数据库(CEIC), 取 36 个城市各自的年度平均值。其中, 每户家庭人口数和就业人数缺拉萨的数据, 用 36 个城市平均值代替; 36 个城市家庭就业人数缺 2012 年的数据, 用 2011 年的数据替代。

城镇 CPI 初始数据为月度同比值, 各省的 CPI 及其八大类指数的初始数据为月度环比值, 数据来自 wind 数据库。本文以 2002 年为基期用相应的月度同比和环比指数推算各省的城镇定基 CPI、全省定基 CPI 和分类定基指数。

为了体现各城市相对重要性, 本文以各城市人口数占 36 个城市市总人口数的比重作为权重指标。

① 注: 中国城镇住户调查建立于 1955 年, 之后曾一度中止, 1980 年恢复调查。随着我国核算体系的国际化, 1992 年城镇住户支出调查也逐渐与国际接轨, 采用了联合国住户调查方案的分类标准。2002 年开始借鉴国际住户调查方法的先进经验, 采用住宅框选调查, 进一步完善了我国的住户调查方案。为了更加真实客观地衡量居民生活消费状况, 国家统计局于 2006 年和 2007 年分别对城镇住户统计报表制度进行修订, 调整部分调查项目的内容, 使得修订前后的住户调查内容和统计口径略有不同。最新的一次调整发生在 2011 年, 主要修订住户支出调查中住房这一项的统计口径。

2012 年城市人口数据不全,以 2011 年的人口数替代。数据来自中国经济数据库(CEIC)。

2. 变量说明。

本文在模型中引入省份虚拟变量用以衡量省际差异,基础模型如下(变量说明见表 1):

$$w_{Fh} = \varphi_F + \eta^* rp + \beta \log(x / (1 + \Pi)) + \sum_{i=1}^T \delta_i D_i + \sum_{r=1}^R \theta_r D_{region} + \sum_{i=1}^P \chi_i X_i + \varepsilon \quad (17)$$

表 1 模型变量及其说明

变量记号	变量说明
$w_{Fh}$	食品支出份额
$rp$ (relative price)	本文将相对价格区分为食品价格和非食品价格。具体处理上,食品价格用食品类指数表示;非食品价格用 CPI 和食品类指数推算,公式为 $CPI_{nf} = (CPI - w_{Fh} * CPI_{food}) / (1 - w_{Fh})$ 。由于存在 $\sum_j \eta_{ij}^i = 0$ 的关系,在式(17)中可以将两个变量归并为 $rp = \log(CPI_{food} / CPI_{nf})$
$\log(x / (1 + \Pi))$	经定基 CPI① 折算后的实际消费支出
$D_i$	时间虚拟变量
$D_{adj}$	调整虚拟变量(2007 年以后取值为 1,其余年份取值为 0)
$D_{region}$	省份虚拟变量
$X$	其他影响因素,如家庭规模、家庭就业人数变量等
$pop$	各城市人口占 36 个城市总人口的千分比

(二) 回归模型和结果分析

1. 偏好稳定假设下回归模型及其结果分析。

在不考虑偏好转变的前提下,引进每户家庭人口规模和就业人数作为控制变量;同时 2007 年的调查方案口径调整导致恩格尔系数发生结构性突变,引入调整变量  $D_{adj}$  用于测量其影响。本文运用国家统计局 2002 - 2012 年的住户支出调查数据以及公布的 CPI、分类 CPI 数据按基础模型式(17)式进行回归分析,本文采用各城市的人口数占 36 个城市人口总和的千分比作为权数进行加权回归,如北京的人口占比维持在 65 个千分点左右,意味着每年在全国选取 1000 个代表性家庭有 65 个来自北京的样本,以体现其相对重要性,回归结果见表 2。

从回归结果来看,正如恩格尔定律所揭示的,恩格尔系数与实际消费支出是一种负相关的关系,且该系数在统计意义上十分显著。同时,实际消费支出增长一个百分点会导致食品支出份额下降 0.1548 个百分点,与 Almås 和 Johnsen(2010)<sup>[15]</sup> 的实证结果(0.16)相近;相对价格系数也显著为正,

表 2 偏好稳定假设下回归结果汇总

解释变量	回归系数	t 值	解释变量	回归系数	t 值
实际消费支出对数	-0.1548 ***	(-77.96)	上海	0.0885 ***	(38.51)
D2003	-0.0115 ***	(-15.24)	江苏	0.0530 ***	(24.96)
D2004	-0.0092 ***	(-10.55)	浙江	0.0780 ***	(36.20)
D2005	-0.0102 ***	(-10.67)	安徽	0.0347 ***	(17.21)
D2006	-0.0199 ***	(-16.77)	福建	0.0845 ***	(39.60)
D2007	-	-	江西	0.0356 ***	(18.23)
D2008	0.0064 ***	(8.61)	山东	0.0293 ***	(15.09)
D2009	-0.0012	(-1.34)	河南	-0.0401 ***	(-19.46)
D2010	-0.0173 ***	(-15.42)	湖北	0.0452 ***	(22.72)
D2011	-0.0247 ***	(-16.66)	湖南	0.0194 ***	(9.40)
D2012	-0.0216 ***	(-13.05)	广东	0.1122 ***	(43.75)
$D_{adj}$	-0.0395 ***	(-22.40)	广西	0.0161 ***	(8.08)
相对价格	0.2088 ***	(54.10)	海南	0.0806 ***	(26.36)
每户家庭人口	-0.0300 ***	(-9.95)	重庆	0.0221 ***	(11.61)
每户就业人口	0.0123 ***	(5.74)	四川	0.0395 ***	(20.88)
北京	0.0375 ***	(16.75)	贵州	0.0096 ***	(4.26)
天津	0.0374 ***	(18.76)	云南	0.0466 ***	(22.11)
河北	-0.0241 ***	(-13.03)	陕西	0.1293 ***	(23.38)
山西	-0.0509 ***	(-23.68)	甘肃	0.0046 *	(2.31)
内蒙古	-0.0213 ***	(-9.01)	青海	0.0054 *	(2.55)
辽宁	0.0441 ***	(23.40)	宁夏	-0.0027	(-1.06)
吉林	0.0073 ***	(3.80)	新疆	-0.0168 ***	(-6.39)
黑龙江	0.003	(1.62)	常数项	1.7904 ***	(97.79)

说明食品的相对价格上涨会增加食品的支出份额,意味着食品是一种缺乏需求弹性的商品;大部分省份的虚拟变量系数都十分显著(西藏的虚拟变量系数设为 0),体现了恩格尔曲线在省际差异比较明显;调整项系数  $D_{adj}$  衡量的是口径调整影响与 2007 年的偏差之和,该系数通过 1% 的显著水平,说明上述两个因素的合力影响是显著的。

根据式(12)的偏差公式,可以计算出从 2002 - 2006 年 4 年累计偏差为 -12.06%,这期间的年度平均偏差为 -3.16%,说明相对于 2002 年的消费水平 2006 年 CPI 累计高估真实生活成本指数 12.06 个百分点,2002 - 2006 年平均每年高估 3.16 个百分点;而从 2007 - 2012 年累计偏差为 -13.02%,这期间的年度平均偏差为 -2.75%。综合而言,在不考虑偏好转变的前提下,2002 - 2012 年 CPI 平均每年存在 2.93% 的高估。

2. 偏好变化下的滚动 AIDS 模型及其结果分析。

为了反映偏好变化的影响,本文采用逐期变动的变系数模型进行分析。由于参数是可变的,变参数的 AIDS 模型如果用普通回归方法将导致自由度

① 由于本文使用的是城市消费数据,故此处的定基 CPI 为城镇定基 CPI。

表 3 滚动回归模型主要系数结果

滚动年	实际消费支出对数( $\beta_t$ )	当年虚拟变量系数( $\delta_t$ )	下一年虚拟变量系数( $\delta_{t+1}$ )	相对价格( $\eta_t$ )
2003	-0.1747***(-47.25)	0.0029*(2.17)	0.0138*** (6.81)	0.0577*** (3.88)
2004	-0.1510***(-40.83)	0.0134*** (15.35)	0.0151*** (13.73)	-0.0333* (-2.48)
2005	-0.1458***(-42.58)	-0.0004(-0.65)	-0.0025(-1.67)	0.0967*** (5.60)
2006	-0.1477***(-42.44)	-0.0062***(-6.12)	-0.0159***(-5.47)	0.1635*** (13.27)
2007	-0.1377***(-35.68)	-0.0108***(-6.29)	-0.0008(-0.36)	0.1691*** (17.24)
2008	-0.0932***(-20.32)	0.0112*** (13.43)	0.0028(1.85)	0.1260*** (10.61)
2009	-0.0652***(-9.17)	-0.0098***(-8.63)	-0.0225***(-9.59)	0.1056*** (7.47)
2010	-0.0229***(-3.34)	-0.0277***(-14.83)	-0.0421***(-11.48)	0.2623*** (11.73)
2011	-0.1006***(-13.11)	-0.0136***(-5.65)	-0.0135***(-4.19)	0.3290*** (10.94)
2012	-0.1173***(-13.87)	0.0147*** (13.90)	-	-0.2176***(-5.97)

注:未列出各滚动年回归结果的常数项和省际虚拟变量系数。

的损失,而且可获得的数据只有省际年平均而非截面数据,会对估计造成一定的困难。因此,本文沿用滚动回归的思想:在估算当年的偏差时,使用包括前后两个相邻年份和本年的数据并逐年滚动。这样的处理方法有两个好处:其一,有足够多的数据用于模型的拟合;其二,三个连续年的偏好可以保持较高的可比性,使得估计出来的恩格尔曲线可以较好地体现当年的偏好模式和效用水平。

在滚动回归模型中,忽略相对价格和实际收入以外的其他控制变量,如家庭规模、人口结构、教育程度等因素,这些因素被认为属于偏好影响因素。同时考虑到不同省份的收入水平、消费习惯差异等因素,用省际虚拟变量反映省际差异,并用城市人口数作为权重进行加权回归。

根据基础模型式(17),进行滚动回归的模型可写为式(18),结果见表3。

$$w_{Fh} = \varphi_F^t + \eta_t^* rp + \beta_t \log [x / (1 + \Pi)] + \delta_t D_t + \delta_{t+1} D_{t+1} + \sum_r \theta_r^t D_{region} + \varepsilon_h^t \quad (18)$$

通过回归系数并结合偏差估算式(12),可以计算得到逐年的相对偏差和累计偏差见表4。从表中累计偏差项可以看出,直到2006年CPI都存在一定程度的低估(累计偏差大于1说明定基真实生活成本指数要高于定基CPI)。但在2010年,年度偏差的估计值达到极不合理的程度。究其根本原因,是2010年的滚动回归结果中实际消费支出项的系数发生了很大的落差, $\beta_t$ 从2007年的-0.1377直接升到2010年的-0.0229。这种结果是否意味着人们消费习惯的显著变化导致了偏好发生较大转变?其实不然。在2010年前后,恩格尔系数仍稳定保持在30%~40%之间的水平,且实际消费水平也维持在相当的水平,尚未观察到明显的证据显示这种偏好的落差。事实上,各城市2010年前后的实际消费

水平和恩格尔系数水平变化较小,此时扰动项将凸显造成恩格尔曲线的斜率无法得到准确刻画;另一方面,虽然实际消费支出对数的系数 $\beta_t$ 都达到了1%的显著水平,但其标准差在2008年之后明显增大,由0.004附近增至0.007,可见 $\beta_t$ 的变异性亦在增大。因此需要对 $\beta_t$ 进行人为调整,保证模型对恩格尔曲线拟合的真实程度。

表 4 滚动回归模型下的年度偏差及累计偏差

年份	偏差( $E_t$ )	年度偏差( $1 + E_t$ )	累计偏差 [ $\prod (1 + E_t)$ ]
2003	0.0167	1.0167	1.0167
2004	0.0928	1.0928	1.1111
2005	-0.0027	0.9973	1.1080
2006	-0.0411	0.9589	1.0625
2007	-0.0754	0.9246	0.9823
2008	0.1277	1.1277	1.1078
2009	-0.1396	0.8604	0.9532
2010	-0.7017	0.2983	0.2843
2011	-0.1264	0.8736	0.2484
2012	0.1335	1.1335	0.2816

注:累计偏差栏对应基期为2002年。

虽然偏好不再被假设为稳定的,但有理由认为偏好是一个连续渐变的过程。为了避免恩格尔曲线的斜率项即 $\beta_t$ 发生突变,考虑到偏好的连续性,本文采用区间最优值的方法,选择上一年的系数为初始值并限定 $\beta_t$ 系数变动范围(以初始值为中心、长度为0.015的区间),在这一范围内寻找最优估计。0.015的区间长度是为了保证各年系数 $\beta_t$ 的95%(或两倍标准差)置信区间与前后年份均有交集,以体现其连续性。

具体步骤如下:

(1) 设定初始值。第一年初始值采用不考虑偏好变化的回归结果,同时第一年度的系数变动区间扩大两倍到0.03。

(2) 在系数范围内,通过限定 $\beta_t$ 进行回归并计算加权残差平方和,进而比较加权残差平方和选取

最优值。

(3) 以上一年的最优值为初始值,在限定的变动范围内按步骤(2)寻找最优值,搜索步长为 0.0001。

在进行以上步骤时,每个滚动年的 CPI 均重新确定基期。以偏好稳定假设下实际消费支出的系数 -0.1548 为初始值,得到的最优  $\beta_t$  见表 5。采用表 5 中的最优值,再次进行滚动回归,得到回归结果见表 6 和表 7。

表 5 各年度最优  $\beta_t$

年份	2003	2004	2005	2006	2007
optional $\beta_t$	-0.1698	-0.1624	-0.155	-0.1478	-0.1404
年份	2008	2009	2010	2011	2012
optional $\beta_t$	-0.133	-0.1256	-0.1182	-0.1108	-0.1173

表 6 最优  $\beta_t$  下滚动回归模型的主要系数结果

滚动年	当年虚拟变量系数( $\delta_t$ )	下一年虚拟变量系数( $\delta_{t+1}$ )	相对价格( $\eta_t$ )
2003	0.0027* (2.00)	0.0132*** (6.69)	0.0572*** (3.85)
2004	0.0141*** (16.72)	0.0167*** (17.18)	-0.0310* (-2.31)
2005	0.0003 (0.43)	-0.0014 (-0.95)	0.1010*** (5.86)
2006	-0.0062*** (-6.36)	-0.0159*** (-5.60)	0.1635*** (13.27)
2007	-0.0105*** (-6.37)	-0.0003 (-0.13)	0.1684*** (17.26)
2008	0.0140*** (18.20)	0.0101*** (7.78)	0.1083*** (9.14)
2009	-0.0036*** (-4.08)	-0.0103*** (-5.49)	0.0867*** (6.14)
2010	-0.0199*** (-10.81)	-0.0272*** (-7.52)	0.2518*** (10.92)
2011	-0.0130*** (-5.50)	-0.0124*** (-3.98)	0.3299*** (10.97)
2012	0.0147*** (14.56)	-	-0.2177*** (-6.07)

表 7 最优  $\beta_t$  下通过滚动回归模型给出的 CPI 年度偏差和累计偏差

年份	偏差( $E_t$ )	年度偏差( $1 + E_t$ )	累计偏差 [ $\prod(1 + E_j)$ ]
2003	0.0160	1.0160	1.0160
2004	0.0907	1.0907	1.1082
2005	0.0019	1.0019	1.1103
2006	-0.0411	0.9589	1.0647
2007	-0.0721	0.9279	0.9880
2008	0.1110	1.1110	1.0977
2009	-0.0283	0.9717	1.0667
2010	-0.1549	0.8451	0.9014
2011	-0.1107	0.8893	0.8016
2012	0.1335	1.1335	0.9086

注: 累计偏差栏对应基期为 2002 年。

通过实施系数控制,每增加 1% 的实际消费支出,各年度的食品支出份额大约下降 0.1108% ~ 0.1698%  $\beta_t$  的绝对值存在下降的趋势说明随着收入水平的提高,其对恩格尔系数的负向影响趋势在减缓;食品相对价格系数总体为正,这说明食品大体上呈现出需求价格缺乏弹性的性质,但各年的需求价格弹性会随着相对价格变化而变化。2004 年和 2012 年的相对价格系数为负有其自身的原因。相比其他年份,2004 年和 2012 年附近相对价格变化较为缓和甚至下降,说明这两个年份非食品价格的增长速度与食品价格增速相当,家庭的支出结构向食品调整,使得相对价格对恩格尔系数存在微弱的负向影响。

从偏差方面来看,考虑偏好变化连续性后的各年度偏差均处于相对合理的水平上,没有出现异常年度偏差。调整后的滚动回归结果显示,2006 - 2007 年及 2009 - 2011 年 CPI 高估了我国的真实生活成本指数,其余年份的 CPI 不同程度上低估了我国的真实生活成本指数。这说明在考虑偏好变化后,CPI 并不总是高估真实生活成本指数。整体上看,2002 - 2012 年 CPI 累计高估 9.14%,平均每年高估 0.95%,幅度要明显低于未考虑偏好变化的 2.93%。

## 五、结论

本文在考虑偏好连续变化的似理想需求系统(AIDS)的理论框架下,发展了 Hamilton/Costa 的偏差估计方法,对偏好变化产生的 CPI 偏差进行探讨,利用我国 36 个城市从 2002 - 2012 年的历史数据,用城市人口数作为权重考虑各城市的相对重要性,进行实证分析。本文的主要研究结论如下:

第一,本文实证结果显示,每年食品恩格尔曲线中变量的系数均有所变动。这说明代表性家庭在面临相对价格、收入水平、家庭人口数量等关系家庭生活消费质量的因素的变化时,会在一定程度上调整其偏好。

第二,通过实证结果的对比,我们发现在考虑偏好变化的影响后,我国 CPI 在 2002 - 2012 年期间年均高估 0.95%,明显低于未考虑偏好变化的结果(高估 2.93%)。这验证了除替代偏差、商户偏差、质量变化偏差和新产品偏差这四类经常受关注的偏差外,客观上还存在着偏好变化偏差。

第三 结合 Hamilton/Costa 的偏差估计方法, 偏好变化偏差在 2002 - 2012 年期间对 CPI 有低估的倾向, 各种因素相互交织或冲抵, 使得总体上 CPI 偏差并非总是高估真实生活成本指数。本文的实证结果显示, 部分年度的 CPI 低估了真实生活成本指数, 说明传统观念对 CPI 偏差的认识存在误区, 造成 CPI 总是高估真实生活成本指数的误解。对比考虑偏好变化前后的年度 CPI 偏差发现, 偏好变化偏差可以抵消 70% 左右的未考虑偏好变化的偏差, 说明传统的偏差测算方法实际上夸大了 CPI 的偏差。

需要说明的是, 由于家庭实际消费水平在不断提高, 其获取的效用也会相应提升。但本文的建模过程中, 未对这种效用变化做出调整, 所以实际上模型所计算的 CPI 偏差包含了对效用水平变化的调整。而在 CPI 的实际编制过程中, 并未对效用水平变化所引起的消费结构调整细加考量。CPI 权重更新包含了这种调整, 因此, 就长期比较而言, CPI 并非总是在固定效用水平下的一种测量, 与真实生活成本指数保持固定基期效用水平的设计理念有所差异。正如前文提及的, 这种情况会产生效用水平变化偏差。这类偏差无法通过本文的实证来衡量。另一方面, 由于数据获取上的困难, 本文使用平均处理之后的各城市年度数据量十分有限。如果可以获得各城市住户支出调查的年度截面数据, 将会显著改善数据量的充裕度, 据此可以进行更为细致深入的理论建模和实证分析。此类问题还有待进一步探讨和解决。

#### 参考文献

- [1] Samuelson P. A. , Swamy S. Invariant economic index numbers and canonical duality: survey and synthesis [J]. The American Economic Review , 1974 , 64(4) : 566 - 593.
- [2] Theil H. Theory and measurement of consumer demand [M]. Amsterdam: North-Holland Publishing Company , 1975.
- [3] Christensen L. R. , Jorgenson D. W. , Lau L. J. Transcendental logarithmic utility functions [J]. The American Economic Review , 1975 , 65(3) : 367 - 383.
- [4] Deaton A. , Muellbauer J. An almost ideal demand system [J]. The American economic review , 1980 , 70(3) : 312 - 326.
- [5] Blundell R. , Pashardes P. , Weber G. What do we learn about consumer demand patterns from micro data [J]. The American Economic Review , 1993: 570 - 597.
- [6] Nakamura L. I. Is US economic performance really that bad? [R]. 1995.
- [7] Hamilton B. W. Using Engel's Law to estimate CPI bias [J]. The American Economic Review , 2001 , 91(3) : 619 - 630.
- [8] Costa D. L. Estimating real income in the United States from 1888 to 1994: Correcting CPI bias using Engel curves [J]. Journal of political economy , 2001 , 109(6) : 1288 - 1310.
- [9] Banks J. , Blundell R. , Lewbel A. Quadratic Engel curves and consumer demand [J]. Review of Economics and Statistics , 1997 , 79(4) : 527 - 539.
- [10] Denton F. T. , Mountain D. C. , Spencer B. G. Age , trend , and cohort effects in a macro model of Canadian expenditure patterns [J]. Journal of Business & Economic Statistics , 1999 , 17(4) : 430 - 443.
- [11] Logan T. D. Are Engel Curve Estimates of CPI Bias Biased [J]. Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History , 2009 , 42(3) : 97 - 110.
- [12] 刘建平. 利用线性支出系统(LES)编制居民生活费用价格指数的研究 [J]. 数量经济技术经济研究 , 1995 (11) : 61 - 63.
- [13] 陈龙. 真实生活成本指数的估计——基于一类非线性齐次支出函数的研究 [J]. 数量经济技术经济研究 , 2010 (8) : 33 - 46.
- [14] Boskin M. J. , Dulberger E. R. , Gordon R. J. , et al. Consumer prices , the consumer price index , and the cost of living [J]. Journal of Economic Perspectives , 1998 , 12: 3 - 26.
- [15] Almås I. , Johnsen A. A. Chinas Growth Miracle—Still Awaiting the Real Great Leap Forward [R]. Mimeo , Norwegian School of Economics and Business Administration , Bergen , Norway , 2010.

#### 作者简介

杨灿,男,1957年生,湖南长沙人,1994年获厦门大学经济学博士学位,现为厦门大学经济学院教授、博士生导师,受聘为厦门大学教学科研重要岗位特聘教授,担任厦门大学国民经济与核算研究所所长、福建省统计科学重点实验室联合主任。研究方向为统计理论方法、国民经济核算和宏观经济分析。

郑正喜,男,1987年生,福建莆田人,2010年毕业于吉林大学数学与应用数学专业,获理学学士学位,现为厦门大学经济学院统计学专业2012级博士研究生。研究方向为统计理论方法和国民经济核算。

(责任编辑:曹麦)