DOI:10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20260706.005

保基本民生视角下退休家庭的生活成本影响研究:需求系统与价格指数*

何　阳　顾佳康　宋　泽

内容提要:本文利用住户调查和细分消费价格数据,运用精确仿斯通需求系统,识别家庭退休前后生活成本的异质性变动,并通过情景模拟评估养老金上调对退休家庭消费福利的保障效应。研究发现,家庭粮食消费占比在全生命周期内保持平稳,而衣着、交通、医疗等消费结构在43岁后呈现明显的结构性趋势转变。2009年受国际金融危机持续蔓延影响,家庭消费替代行为显著分化,忽视商品间替代效应会产生明显的生活成本指数测算偏差,无法精确反映退休家庭真实福利水平。纳入替代效应后的测算结果显示,2019年以来,粮食、肉禽、蔬菜、瓜果等基础民生消费品价格大幅上涨,显著高于娱乐、交通等享受型消费价格涨幅,使得中低支出分位退休家庭面临明显的生活成本上行压力。养老金模拟结果表明,2017—2023年样本省市养老金年均上调1.56%~1.86%,即可有效对冲物价上涨冲击、覆盖退休家庭的基本消费需求。据此,基础养老金调整应锚定退休家庭实际生活成本变动,实施差异化、精准化上调机制,在兼顾财政可持续性的前提下,稳定退休群体消费福利,夯实民生保障底线。

关 键 词:退休生活成本　基本民生　需求系统　价格指数

作者简介:何　阳,中国社会科学院人口与劳动经济研究所助理研究员,100006;

顾佳康,南开大学经济学院硕士研究生,300071;

宋　泽(通讯作者),南开大学经济学院副教授,300071。

中图分类号:F20　**文献标识码**:A

文章编号:1002-8102(2026)07-0182-22

* 基金项目:国家自然科学基金专项项目"中国人口转变的独特性、经济影响及政策研究"(72141310);中国社会科学院青启计划"家庭多因素对儿童发展的综合影响及机制研究"(2026QQJH68)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。宋泽电子邮箱:benz1985@nankai.edu.cn。

一、引　言

当前财政收入增长压力加大，保障退休群体的基本消费需求成为保基本民生、稳定宏观经济的关键。截至2025年，我国企业退休人员基本养老金已实现连续21年上调。2008—2015年连续8年保持10%的较高涨幅，此后涨幅逐步回落，由2016年的6.5%降至2024年的3%（见图1）。《2025年国务院政府工作报告》提出，城乡居民基础养老金最低标准再提高20元，同时适当提高退休人员基本养老金。养老金作为退休群体最主要的收入来源，其调整幅度受GDP增速、职工工资增长及物价水平等因素的共同影响。

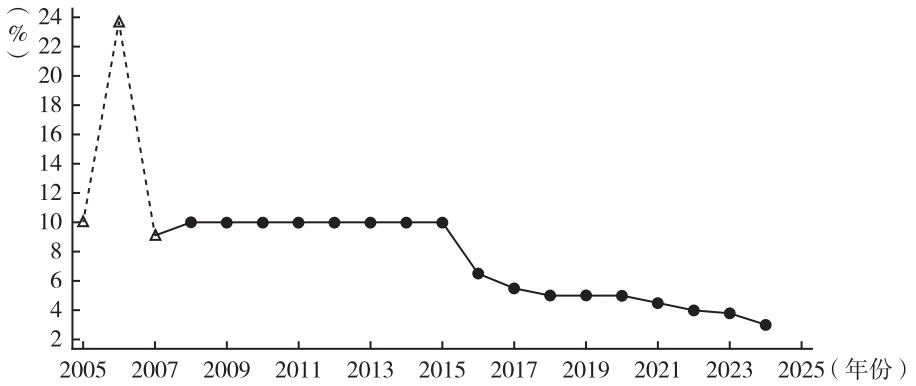


图1　2005—2025年全国退休人员基本养老金年增长率

资料来源：根据历年人力资源和社会保障部、财政部发布的《关于调整退休人员基本养老金的通知》和《关于调整企业退休人员基本养老金的通知》整理所得；2005—2007年无全国统一比例，数据来源于《企业退休人员养老金13连涨 比机关事业单位低一半》，人民网-中国经济周刊，2017年4月20日。

生命周期理论指出，退休后家庭消费结构会发生显著改变（Battistin 等，2009；Aguiar 和 Hurst，2013；邹红、喻开志，2015；李宏彬等，2015；都阳、王美艳，2020；黄炜等，2023）。经验证据表明，粮食支出份额在生命周期消费中波动较小。家庭教育支出份额随着子女出生、家庭规模扩大而上升。从43岁开始，随着子女教育的逐步完成，教育支出份额开始下降。衣着支出份额随着年龄增长逐渐下降，在退休时点55岁左右出现更为明显的下降。[①]同时，从50岁左右的退休时点开始，医疗支出份额开始快速上升，这与Banks等（2019）的发现一致：45岁以后个体健康状况随着年龄增长而下降，导致医疗费用快速上涨。[②]全国老龄工作委员会数据显示，人均医疗费用和年龄密切相关，60岁及以上年龄组的医疗费用是60岁以下年龄组的3~5

① 限于篇幅，生命周期消费分类曲线图未展示，详见线上附录。

② 本文利用年龄、时期和人口统计特征分别估计粮食、衣着、居住、教育和医疗保健占总支出的比重，通过测算不同年份的支出份额，以22岁为基期刻画消费分类的生命周期曲线。

倍。[①]医疗费用的快速上涨推动退休家庭消费结构发生根本性调整，进而引发家庭生活成本的结构性变化。万德（Wind）宏观数据显示，居民消费物价指数（CPI）环比涨幅从2020年1月的5.4%回落至2024年12月的0.20%，总体CPI持续下滑，但是鲜菜CPI在2020年1月高达17.1%，而在2024年1月为-12.7%。[②]消费结构和价格变化的异质性导致不同家庭面临的生活成本出现明显分化。

家庭生活成本的相关研究主要集中在两方面：一方面是分析外生政策冲击对家庭生活成本的影响（王备、钱学锋，2020；邹红等，2023a，2023b）；另一方面是探究影响家庭消费品价格的相关因素（姜婷凤等，2020；石晓婧、李小帆，2022；张昊、冯永晟，2022；孙浦阳、杨易擎，2023；Bao 等，2023），鲜有研究分析退休家庭生活成本的异质性。同时，《中国统计年鉴2024》显示，2023年底城镇职工和城乡居民养老保险领取人数分别高达14195.6万人和17268.3万人，养老金支出分别为63756.6亿元和4612.9亿元。在此背景下，《2025年国务院政府工作报告》提出要适当提高退休人员基本养老金，在财政可持续性与退休群体消费需求保障之间实现平衡，合理有效地调整上调比例。因此，分析退休家庭的生活成本有重要的理论价值和现实意义。

本文利用住户调查数据和消费分类价格数据，通过价格指数方法和需求系统模型分析退休家庭生活成本的结构性变动及其驱动因素。本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一，利用Lewbel 和 Pendakur（2009）消费需求系统的参数方法，估计消费的自价格弹性和生活成本指数，比较退休家庭生活成本指数的替代效应和支出分布的差异，进而评估养老金动态上调过程中退休群体的消费福利变化。本文发现忽略消费类型之间的替代效应会导致生活成本指数的估计偏误。同时，2018—2023年粮食、肉禽、蔬菜和瓜果价格相对涨幅更大，使得低支出分位退休家庭面临更高的生活成本。第二，不同于Kaplan 和 Schulhofer-Wohl（2017）的非参数测算框架，本文采用参数方法测算退休家庭和就业家庭的价格指数，比较两者2002—2016年家庭生活成本的差异。研究发现2009年退休家庭和就业家庭生活成本分布出现显著分化：多数退休家庭面临更高的生活成本，而约40%的就业家庭生活成本有所下降。两者差异的原因在于宏观经济负面冲击时，消费篮子结构不同，进而形成生活成本变动的异质性。第三，借鉴Baqaee 等（2024）通过跨期效用不变识别福利变化的研究思路，本文模拟养老金调整，从家庭生活成本角度评估消费福利的变化。结果显示，2017—2023年养老金年均上调1.56%~1.86%，即可基本对冲样本省市消费品价格上涨带来的生活成本压力，保障退休家庭的基本消费福利。

二、理论模型和计量策略

消费需求模型能够依据家庭消费结构的动态变化，测算并模拟家庭层面价格指数的演变特征，是分析家庭生活成本问题的主流参数方法（李连友等，2014；

① 数据来源：《国家应对人口老龄化战略研究总报告》，全国老龄工作委员会办公室，2014年。

② 限于篇幅，总体CPI和鲜菜CPI的动态变化情况未展示，详见线上附录。

Lluberas，2018；宋泽等，2020）。本文基于 Lewbel 和 Pendakur（2009）提出的精确仿斯通（Exact Affine Stone Index，EASI）需求系统，设定对数成本函数如下：

$$C(p,u,z,\varepsilon)=u+p'm(u,z)+p'\varepsilon \tag{1}$$

其中，z 为退休状态、户主性别、婚姻状况、受教育水平、未成年子女数量和成人数量六类家庭人口特征，p 为消费分类价格指数，u 为效用水平。ε 为 j 维不可观测偏好特征，满足 $i_j\varepsilon=0$，其中 i_j 为 j 维向量。

根据谢泼德引理，成本函数的希克斯需求为：

$$w=\nabla_p C(p,u)=\omega(p,u,z,\varepsilon)=m(u,z)+\varepsilon \tag{2}$$

其中，$m(u,z)$ 为加性可分 j 维价值方程，并且 $i_j m^j(u,z)=1$。

$$m^j(u,z)=\sum_{r=1}^{R}b_r^j u^r+\sum_{t=1}^{T}g_t^j z_t \tag{3}$$

根据 $m^j(u,z)$ 的矢量可以得到模型的恩格尔曲线。

EASI参数化的成本方程为：

$$C(p,u,z,\varepsilon)=u+p'(\sum_{r=1}^{R}b_r^j u^r+\sum_{t=1}^{T}g_t^j z_t)+p'\varepsilon \tag{4}$$

根据谢泼德引理，成本方程（4）的希克斯补偿预算份额方程为：

$$w^j=\sum_{r=1}^{R}b_r^j u^r+\sum_{t=1}^{T}g_t^j z_t+\sum_{k=1}^{K}\sum_{t=1}^{T}a_{jkt}z_t\ln p^k+\varepsilon_j \tag{5}$$

其中，j 为消费分类的数量。

利用对数 Stone（1954）价格指数对名义支出进行平减，从而得到对数实际支出：

$$y=u=g(w,p,x,z)=x-p'w \tag{6}$$

其中，y 为包含各种消费倾向的对数实际支出，是效用水平 u 的基数形式，也是名义支出 x 在基数效用上的映射。

将式（6）代入式（3）替换效用水平 u，得到本文基准回归的结构方程（间接马歇尔预算约束联立方程组）：

$$w^j=\sum_{r=1}^{R}b_r^j y^r+\sum_{t=1}^{T}g_t^j z_t+\sum_{k=1}^{K}\sum_{t=1}^{T}a_{jkt}z_t\ln p^k+\varepsilon_j \tag{7}$$

其中，w^j 为消费分类 j 的支出份额，对应相应的价格 k，r 为家庭人均支出多项式的阶数，p^k 为消费分类 k 的价格指数。EASI需求系统可取的最高阶为总消费类型减1，本文共划分19类消费项目，即本文中最高阶为18。在 Lewbel 和 Pendakur（2009）的研究中，加拿大四省数据的消费类型为9类，最优阶为5；在 Li 等（2015）、宋泽等（2020）的研究中，中国数据的消费类型为八大类，最优阶为3和4。本文通过对最高阶 r 为3、4、5的方程组进行估计比较，以设定最优阶数。由于消费类型数量高达19种，数据维度过高，本文中价格和人口特征交互项 $\sum_{k=1}^{K}\sum_{t=1}^{T}a_{jkt}z_t\ln p^k$ 仅保留退休状态这一维度的交互形式，同时省略价格与支出多项式、人口特征与支出多项式两类交互项。b_r^j、g_t^j 和 a_{jkt} 均为模型待估参数，分别对应支出多项式、人口特征、价格及交互

项的系数。

联立结构方程(7)存在内生性问题,主要来源分为三方面:首先,真实支出 y 由名义支出 x 减去 Stone(1954) 价格指数 $p'w$ 做仿射变换得到,而预算份额 w 包含误差项 $\varepsilon\left[w = m(y,z) + \nabla_p T(p,z) + \nabla_p S(p,z)y + \varepsilon\right]$,使得 y 与 ε 直接关联;其次,消费偏好、风险态度等不可观测个体特征会同时影响总支出 x 和消费需求结构 w,造成扰动项 ε 与总支出 x、价格 p 等核心变量存在遗漏变量偏误;最后,若商品价格 p 不满足外生性假设,供给侧冲击会与需求侧偏好冲击产生关联,进一步导致价格与扰动项 ε 相关。

针对模型存在的内生性、参数非线性以及 ε_j 异方差问题,本文沿用 Lewbel 和 Pendakur(2009)的估计框架,设定 q 为 M 维向量的变量,该向量与扰动项 ε 相互独立。在条件期望 $E\left(\varepsilon|x,p,z\right) = 0_j$ 成立的前提下,q 可选取为 x、p、z 构成的有界函数。设 θ 代表式(7)的全部待估参数向量,基于正交条件 $E(\dot{\varepsilon}q_m) = 0_j$,以 q 作为工具变量,采用三阶段最小二乘法进行估计,得到参数估计量 $\hat{\theta} = \Theta_n(y_1,\cdots,y_n)$,$n$ 为样本数量。对于第 i 个样本,将参数估计值代入表达式可得 $\hat{y}_i = g(w_i,p_i,x_i,z_i,\hat{\theta})$。具体迭代步骤如下:首先设定参数 $\hat{\theta}$ 的初始值,其次将初始参数代入函数 g,计算得到 $\hat{y}_1,\cdots,\hat{y}_n$;再以拟合值 $\hat{y}$ 作为新的样本数据重新估计参数,得到更新后的参数向量 $\vec{\theta} = \Theta_n\left(\hat{y}_1,\cdots,\widehat{y_n}\right)$;然后重复这一过程,直到迭代收敛为止。循环执行上述步骤直至迭代收敛,本文将收敛阈值设定为 10^{-7}。Lewbel 和 Pendakur(2009)的实证结果表明,该迭代估计方法能够有效弱化内生性对消费需求系统估计结果的干扰。

在需求系统分析框架下,可通过计算价格对应的补偿性支出份额半弹性、补偿性自支出弹性与斯勒茨基项(Slutsky 项),识别价格效应。由式(7)可推导出支出份额对对数价格的补偿性半弹性表达式为:

$$\Psi = \frac{\partial w^j(p,y,z,\varepsilon)}{\partial \ln p^k} = \sum_{t=1}^{T} a_{jkt} z_t \tag{8}$$

定义斯勒茨基项 Γ(补偿性数量衍生项):

$$\Gamma = \mathrm{W}^{-1}(\Psi + ww') \tag{9}$$

其中,$\mathrm{W} = \mathrm{diag}(w)$。

进一步得到补偿性需求弹性 S:

$$\mathrm{S} = \Psi + ww' - \mathrm{W} \tag{10}$$

设 $e_{c,h}$ 为等效用支出,其经济含义为在不同价格体系下维持效用水平不变所对应的支出,满足如下效用等价条件:

$$u\left(p_c, x_{c,h}\right) = u\left(p_r, e_{c,h}\right) \tag{11}$$

其中,$u(\cdot)$ 为间接效用方程,p_r 代表基期价格向量,p_c 代表对比期价格向量,$x_{c,h}$ 为家庭 h 的人均名义支出。

对间接效用函数进行变换,可得等效用支出的函数形式:

$$e_{c,h} = e(p_r, p_c, x_{c,h}) \tag{12}$$

上式表明，$e_{c,h}$ 表示家庭 h 在对比期 c 面对价格水平 p_c 与人均名义支出 $x_{c,h}$ 时，对应基期价格 p_r 的等效用支出。

本文基于已完成效用基数化处理的式(2)($y = u$)，刻画既定效用水平下价格变动带来的调整关系：

$$m^j(u,z) = w^j(p,u,z) - \sum_{j=1}^{J} a_{jk}\ln p^k - \sum_{j=1}^{J} b_{jk}\ln p^k u \tag{13}$$

将式(13)代入对数形式的成本方程(1)，整理得到：

$$\ln C(p,u,z) = u\left(1 - \sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} b^{jk}\ln p^j \ln p^k\right) + \sum_{j=1}^{J}\left[w^j(p,y,z,t,s) - \sum_{k=1}^{K} a^{jk}(z)\ln p^k\right]\ln p^j + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} a^{jk}(z)\ln p^j \ln p^k \tag{14}$$

据此求解固定效用水平：

$$\bar{u} = \frac{\ln x_{c,h} - \sum_{j=1}^{J} w^j \ln p_c^j + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} a^{jk}(z)\ln p_c^j \ln p_c^k}{1 - \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} a^{jk}(z)\ln p_c^j \ln p_c^k} \tag{15}$$

结合基期价格 p_r，构建等效用对数成本方程：

$$\ln C(p_r,u,z) = \ln e_{c,h} = \bar{u}\left[1 - \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} b^{jk}(z)\ln p_c^j \ln p_c^k\right] + \sum_{j=1}^{J}\left[w^j(p_r,u,z) - \sum_{k=1}^{K} a^{jk}(z)\ln p_r^k\right]\ln p_r^j + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} a^{jk}(z)\ln p_r^j \ln p_r^k \tag{16}$$

将式(14)、式(15)代入式(16)，最终推导出等效用支出表达式：

$$e_{c,h} = \exp\left[\ln x_{c,h} + \sum_{j=1}^{J} w^j \ln p_c^j - \sum_{j=1}^{J} w^j \ln p_r^j + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} a^{jk}(z)\ln p_c^j \ln p_c^k - \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} a^{jk}(z)\ln p_r^j \ln p_r^k\right] \tag{17}$$

基于上述推导，定义总生活成本指数(TCLI)：

$$P(p_c,p_r,\bar{u},z,\varepsilon) = \exp\left[\sum_{j=1}^{J} w^j(\ln p_c^j - \ln p_r^j) + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} a^{jk}(z)(\ln p_c^j \ln p_c^k - \ln p_r^j \ln p_r^k)\right] \tag{18}$$

式(18)包含两层经济含义。第一项 $\sum_{j=1}^{J} w^j(\ln p_c^j - \ln p_r^j)$ 为一阶效应，在消费份额保持不变的前提下，由各类商品价格变动引发的家庭生活成本变化，即家庭通胀水平。第二项 $\frac{1}{2}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} a^{jk}(z)(\ln p_c^j \ln p_c^k - \ln p_r^j \ln p_r^k)$ 为二阶效应，用于捕捉商品间的替代

效应。该项取值与家庭人口特征、需求系统估计参数及实际支出水平相关:取值为负代表商品间替代关系较强,取值为零代表无替代关系,取值为正则代表替代关系较弱。该替代效应与式(8)的预算份额价格半弹性紧密关联。某一类商品价格发生变动时,会通过替代关系改变全体消费品的支出份额,进而在一阶效应的基础上,放大或收窄整体生活成本指数的变动幅度。

三、数据来源与说明

本文数据来源于国家统计局采集的城镇住户调查数据(UHS)。该数据采用分层随机抽样的方法选取了中国全部省(区、市)的住户样本,系统采集家庭人口特征、收入、消费等多维信息(黄炜等,2023;邹红等,2023b)。本文使用了UHS中2002—2016年辽宁、上海、四川和广东四省市的数据,选取户主年龄在20~80岁的家庭样本,消费数据选取粮食、肉禽、蔬菜、瓜果、烟酒、其他食品、衣着、居住、家庭设备、教育、娱乐商品、娱乐服务、交通商品、交通服务、通信商品、通信服务、医疗保健、其他商品、其他服务19种消费分类家庭支出,剔除了消费支出和人口特征缺失的样本,同时在每个横截面数据中进行1%双侧缩尾处理,剔除极端异常值。

价格数据取自历年《中国统计年鉴》,匹配上述四省市2002—2023年对应19类消费品价格指数。[①]全周期内,蔬菜、肉禽和瓜果三类消费品年均价格涨幅位居前三,分别为6.56%、6.19%和5.65%;通信商品价格降幅最为显著,年均下降11.27%;娱乐商品次之,年均下降0.66%。分阶段对比可见,2016—2023年各类消费品年均价格涨幅较2002—2016年明显回落:蔬菜年均涨幅由8.40%降至2.12%,肉禽由7.30%降至3.18%,瓜果由6.30%降至3.48%。上述结果表明,我国城镇消费品价格走势存在明显的时段异质性,食品类价格上行、通信商品价格下行的特征尤为突出。这一格局一方面源于人口增长带来的食品消费需求,另一方面得益于信息技术进步带来的生产效率提升,后者显著降低了通信产品的边际成本,从而推动了价格下行与加速普及。

本文参照Lewbel和Pendakur(2009)、Li等(2015)的通行做法,以2002年全国居民消费价格指数为基期,对2002—2016年价格指数进行统一换算。模型纳入六类家庭特征变量:退休状态、户主性别、婚姻状况、受教育水平、未成年子女数量、成年成员数量。参考邹红和喻开志(2015)、李宏彬等(2015)的界定标准,将户主已退休的家庭划为退休家庭,户主未退休的划为就业家庭。本文对虚拟变量做如下设定:户主退休、户主为女性、家庭处于已婚状态、户主受教育水平为高中及以上时,对应变量取值为1;其余情形取值为0。未成年子女数量、成年成员数量分为0人、1人、2人和3人及以上。主要变量的描述性统计见表1。[②]

① 限于篇幅,消费品类与价格指数的对应关系,以及2002—2023年城镇各类消费品价格指数的变动趋势未展示,详见线上附录。

② 限于篇幅,消费分类与价格分类的映射关系未展示,详见线上附录。

表1 描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
消费支出份额					
粮食	107391	0.037	0.026	0	0.394
肉禽	107391	0.091	0.055	0.001	0.752
蔬菜	107391	0.046	0.027	0	0.308
瓜果	107391	0.035	0.020	0	0.241
烟酒	107391	0.041	0.038	0	0.479
其他食品	107391	0.171	0.071	0.008	0.784
衣着	107391	0.089	0.065	0	0.758
居住	107391	0.120	0.096	0	0.868
家庭设备	107391	0.056	0.054	0	0.800
教育	107391	0.052	0.084	0	0.806
娱乐商品	107391	0.023	0.042	0	0.601
娱乐服务	107391	0.030	0.051	0	0.661
交通商品	107391	0.019	0.059	0	0.929
交通服务	107391	0.028	0.031	0	0.671
通信商品	107391	0.008	0.020	0	0.533
通信服务	107391	0.050	0.032	0	0.405
医疗保健	107391	0.073	0.099	0	0.885
其他商品	107391	0.018	0.028	0	0.716
其他服务	107391	0.014	0.020	0	0.656
对数价格					
粮食	107391	0.505	0.281	−0.015	0.889
肉禽	107391	0.570	0.345	−0.011	1.044
蔬菜	107391	0.579	0.349	−0.132	1.203
瓜果	107391	0.407	0.289	−0.059	0.896
烟酒	107391	0.066	0.059	−0.045	0.183
其他食品	107391	0.305	0.197	−0.001	0.602
衣着	107391	−0.089	0.094	−0.274	0.065
居住	107391	0.217	0.126	−0.006	0.430
家庭设备	107391	0.064	0.084	−0.043	0.290
教育	107391	0.113	0.084	−0.033	0.318
娱乐商品	107391	−0.029	0.033	−0.114	0.058
娱乐服务	107391	0.108	0.113	−0.026	0.382
交通商品	107391	0.166	0.087	−0.008	0.322
交通服务	107391	0.119	0.088	−0.026	0.348
通信商品	107391	−1.553	1.078	−3.396	0.092
通信服务	107391	−0.020	0.022	−0.057	0.042
医疗保健	107391	0.110	0.078	−0.028	0.308
其他商品	107391	0.326	0.164	−0.005	0.608
其他服务	107391	0.140	0.155	−0.112	0.473

续表1

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
家庭人口学特征					
是否退休	107391	0.274	0.446	0	1
是否为女性	107391	0.310	0.462	0	1
是否已婚	107391	0.916	0.278	0	1
是否为高中及以上学历	107391	0.635	0.481	0	1
未成年子女数量	107391	0.349	0.514	0	3
成年成员数量	107391	2.394	0.582	1	3
支出对数	107391	10.320	0.750	6.851	12.9

本文梳理了退休家庭与就业家庭各类消费品支出份额的时序变动特征。[①]整体来看，退休家庭的食品、医疗类支出占比显著高于就业家庭。对比2002年与2016年数据可知，两类家庭的粮食支出份额均下降约1.5个百分点。对就业家庭而言，家庭设备、娱乐服务、交通商品、交通服务和通信商品的支出份额有所上升，其中娱乐服务涨幅最为突出；退休家庭在家庭设备、娱乐服务、交通商品和通信商品上的支出占比呈现增长态势。消费结构随时间发生动态调整，使得居民从就业阶段过渡至退休阶段时，所面临的生活成本存在明显的时序异质性。

四、实证分析

为分析退休对家庭生活成本的影响，本文开展三方面实证分析：一是基于消费需求系统完成模型拟合，确定最优模型形式并开展相关检验；二是对比退休家庭与就业家庭的恩格尔曲线、价格弹性差异，进一步测算并分解生活成本指数；三是依托需求系统开展情景模拟，分析消费品价格波动与养老金上调对退休家庭消费福利的作用效果。

（一）模型拟合

1.最优化设定和检验

需求系统的多项式阶数和异质性偏好之间存在权衡机制。提高多项式阶数能够更好地刻画家庭偏好差异，但会因待估参数增多引发模型收敛困难。本文依据式（7）分别估计三阶、四阶方程组，结果显示，在本文给定的家庭特征维度下，四阶模型无法实现收敛，因此将三阶方程组确定为基准模型。表2汇报了基准模型的回归结果。整体来看，实际支出y及其高次项、各类消费品价格对应的系数大多显著，表明模型整体拟合效果良好。组间对比发现，退休家庭的粮食、医疗保健支出份额较就业家庭分别高出0.009、0.054；而在教育、娱乐商品、交通商品、通信商品、通信服务品类上，支出份额依次低0.049、0.002、0.005、0.002、0.013。本文以退休年龄与

① 限于篇幅，2002年和2016年退休与就业群体消费支出比重的变动情况未展示，详见线上附录。

养老金领取状态界定退休分组。[①]上述结论与生命周期消费曲线特征相互印证，表明退休状态会显著改变家庭消费结构，进而引致生活成本发生变动。[②]

表2 总体需求系统回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	粮食	肉禽	蔬菜	瓜果	烟酒	其他食品
y	0.438***	0.994***	0.609***	0.223***	0.147***	−2.371***
	(0.024)	(0.052)	(0.025)	(0.023)	(0.044)	(0.081)
y^2	−0.050***	−0.096***	−0.063***	−0.021***	−0.012***	0.240***
	(0.002)	(0.005)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.008)
y^3	0.002***	0.003***	0.002***	0.001***	0.000**	−0.008***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
退休	0.009***	0.013***	0.008***	0.003***	0.000	0.003
	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.002)
变量	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	衣着	居住	家庭设备	教育	娱乐商品	娱乐服务
y	−0.122*	1.362***	−0.106*	−0.816***	−0.657***	−0.713***
	(0.072)	(0.099)	(0.061)	(0.092)	(0.047)	(0.057)
y^2	0.019***	−0.145***	0.012**	0.088***	0.069***	0.068***
	(0.007)	(0.010)	(0.006)	(0.009)	(0.005)	(0.006)
y^3	−0.001***	0.005***	0.000**	−0.003***	−0.002***	−0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
退休	−0.028***	0.006***	0.008***	−0.049***	−0.002**	0.002
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
变量	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	交通商品	交通服务	通信商品	通信服务	医疗保健	其他商品
y	2.022***	−0.247***	−0.100***	0.182***	−0.681***	−0.188***
	(0.063)	(0.035)	(0.024)	(0.036)	(0.110)	(0.035)
y^2	−0.219***	0.024***	0.011***	−0.013***	0.072***	0.019***
	(0.006)	(0.004)	(0.002)	(0.004)	(0.011)	(0.003)
y^3	0.008***	−0.001***	0.000***	0.000**	−0.002***	−0.001***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
退休	−0.005***	−0.001	−0.002***	−0.013***	0.054***	−0.004***
	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.002)	(0.001)

注：控制变量包括户主是否为女性、是否已婚、受教育水平是否为高中及以上、成年人数量、未成年子女数量、粮食价格、肉禽价格、蔬菜价格、瓜果价格、烟酒价格、其他食品价格、衣着价格、居住价格、家庭设备价格、教育价格、娱乐商品价格、娱乐服务价格、交通商品价格、交通服务价格、通信商品价格、通信服务价格、医疗保健价格、其他商品价格，以及退休和所有价格变量的交互项，上述变量的估计系数省略。*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。括号内为标准误。

① 限于篇幅，对应的稳健性检验结果未展示，详见线上附录。

② 因为电脑算力和内存限制，估计整体样本时使用2002年、2004年、2006年、2008年、2009年、2011年、2012年、2014年和2016年的样本拟合，使用2003年、2005年、2007年、2010年、2013年和2015年的样本进行验证。受算力存储限制，这里也使用对应年份进行整合，和上面全样本保持一致性。

在此基础上,本文使用三阶方程组分别对退休家庭和就业家庭进行拟合,并检验其最优化的设定。[①]成本函数满足严格单调性与凹性,是需求系统具备正则性、加总约束、齐次性、斯勒茨基对称性等良好性质的基本前提。EASI 需求系统估计与等价收入测算,均以成本函数凹性为基础;而海塞矩阵(Hessian Matrix)半负定是成本函数凹性成立的充要条件,对应要求价格斯勒茨基项取值全部为负。居住、家庭设备、教育、娱乐商品、通信服务的斯勒茨基项为正,就业家庭医疗保健品类的该项系数同样大于零。[②]Terrell(1996)、Ryan 和 Wales(2000)、Ogawa(2011)的分析中仅要求成本函数满足局部凹性即可。Ogawa(2011)指出,第二次世界大战后日本经济高速增长阶段地价大幅攀升,其成本函数便仅呈现局部凹性,这一特征与 2002—2016 年我国市场环境较为相似。因此,我们根据 Li 等(2015)开展局部凹性检验,结果表明,超过 90% 的样本点满足成本函数凹性要求。

2.需求和价格弹性

消费支出弹性与价格弹性是刻画家庭消费偏好的核心指标。本文测算了退休家庭与就业家庭的消费支出弹性。[③]两类家庭均表现出一致的结构特征:交通商品的支出弹性最高,对应系数分别为 2.425 与 2.330;粮食的支出弹性最低,对应系数分别为 0.429 与 0.415。退休家庭支出弹性均值为 1.153,就业家庭为 1.113。[④]相较而言,退休家庭整体支出弹性更高,意味着总支出变动会对其消费结构产生更为显著的影响。

本文对比了两组样本的自价格弹性与交叉价格弹性。[⑤]粮食品类的补偿性自半弹性在退休家庭中为 0.011,在就业家庭中为 0.021。该结果表明,在通过调整支出维持效用不变的前提下,粮食价格每上涨 10%,退休家庭的粮食支出份额将上升 0.11%,就业家庭则上升 0.21%。居住品类同样存在明显的组间差异,其补偿性自半弹性在就业家庭中为 0.223,在退休家庭中为 0.201,可见居住类价格波动对就业家庭的冲击更强。交叉价格弹性也进一步体现出两类群体的行为分化:家庭设备与衣着的补偿性交叉弹性,退休家庭取值为-0.039,就业家庭为-0.012,反映出两者在家庭设备消费上的偏好存在区别。教育与医疗保健的支出弹性差异最为突出,退休家庭两项系数分别为 1.381 和 1.324,就业家庭分别为 1.201 和 1.184,前者较后者依次高出 15% 和 12%。综合各项弹性结果可以看出,当遭遇收入与价格冲击时,退休家庭的消费结构调整幅度明显高于就业家庭。

(二)生活成本与福利分析

本部分基于消费需求系统的估计参数绘制恩格尔曲线,对比退休家庭与就业家庭的消费特征差异,测算两类家庭的生活成本指数并分解其中的替代效应;在此

① 限于篇幅,退休家庭与就业家庭的需求系统回归结果未展示,详见线上附录。

② 限于篇幅,成本方程的凹性检验结果未展示,详见线上附录。

③ 限于篇幅,退休家庭与就业家庭的消费支出弹性测算结果未展示,详见线上附录。

④ 限于篇幅,退休家庭与就业家庭的补偿性需求效应未展示,详见线上附录。

⑤ 限于篇幅,两组样本的自价格弹性与交叉价格弹性数值未展示,详见线上附录。

基础上，进一步探究2017年以来不同养老金上调幅度对退休家庭消费福利的影响。

1.恩格尔曲线

为考察不同支出分位下两类家庭的消费差异，本文分别绘制2009年（宏观冲击场景）、2016年（经济稳定场景）退休家庭和就业家庭总支出及各类消费支出对应的恩格尔曲线（见图2）。2009年的曲线结果显示，在5~20支出分位区间内，两组家庭曲线基本重合；自20分位往后，二者差距随支出分位提升逐步扩大。2009—2016年，两类家庭整体支出水平均出现明显增长；而在2016年样本中，支出分位达到3分位及以上时，退休家庭的消费支出水平持续低于就业家庭。

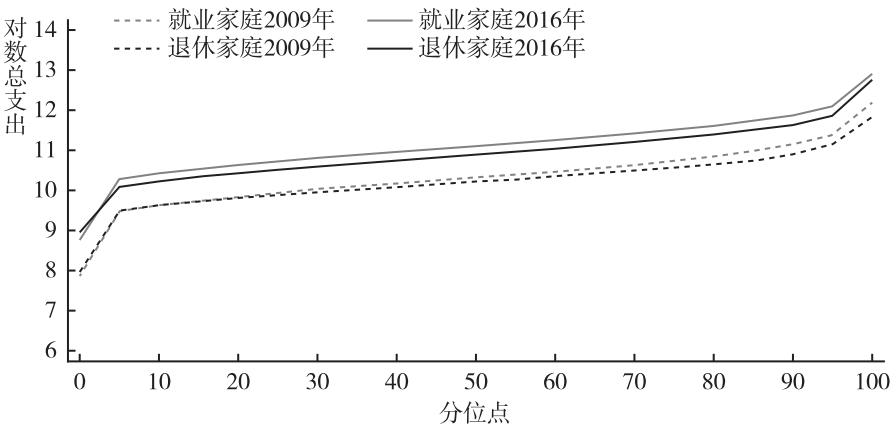
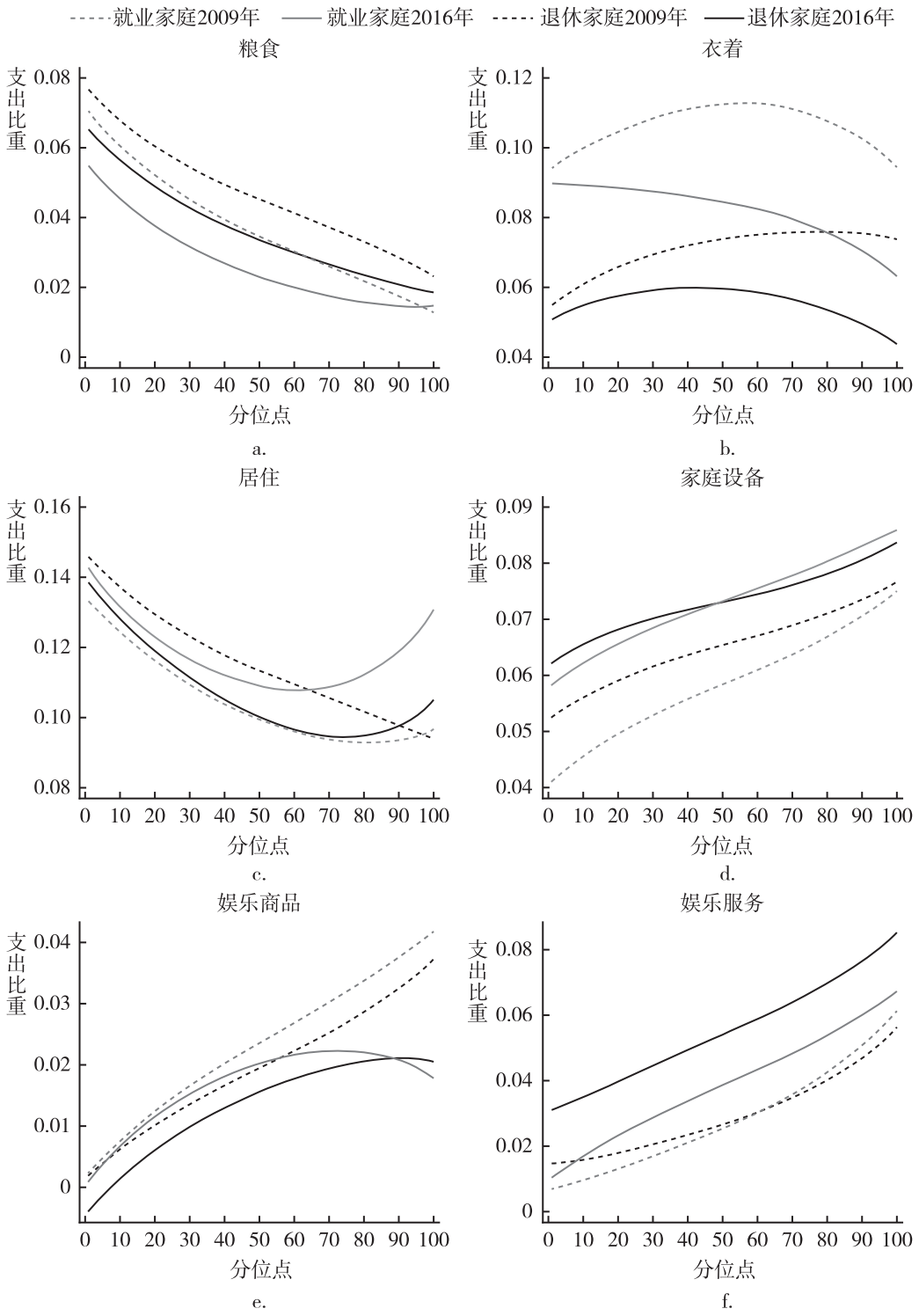


图2　总支出的恩格尔曲线

图3a为粮食消费对应的恩格尔曲线，两类家庭曲线均呈向下倾斜态势，变动趋势基本同步。随着总支出水平提高，粮食支出份额逐步回落，且在同一时期内，退休家庭的粮食支出份额始终高于就业家庭，平均高出约1个百分点。图3b显示，2009—2016年，中高支出区间内两类家庭的衣着支出份额均有所下降。在相同支出分位下，2016年退休家庭的衣着支出占比较就业家庭低2~3个百分点。图3c和图3d表明，2016年退休家庭的居住支出份额显著低于就业家庭。居住支出包含水、电、燃料等项目，退休群体可支配时间更充裕，能够通过优化消费行为压缩相关开支。从时序变化来看，2016年退休家庭的家庭设备支出份额明显高于2009年。本文界定的家庭设备主要涵盖洗衣机、冰箱、微波炉等饮食与卫生类耐用消费品，技术进步与家电下乡等政策有效推动了这类商品的普及与消费增长。图3e~图3j显示，退休家庭在娱乐商品、交通设备、通信设备、交通服务、通信服务上的支出占比普遍低于就业家庭；仅娱乐服务支出份额更高，这一特征在高支出分位群体中表现得尤为突出。图3l反映出，2009—2016年退休家庭医疗保健支出份额累计上升1个百分点；而就业家庭中94分位以上群体的医疗保健支出份额在2016年低于2009年水平。本文还拟合了2008年和2010年分别作为2009年（宏观冲击场景）和2016

年(经济稳定场景)的稳健性检验,恩格尔曲线走势分别与2009年和2016年基本一致。①



① 限于篇幅,总支出的恩格尔曲线以及不同消费分类的恩格尔曲线未展示,详见线上附录。

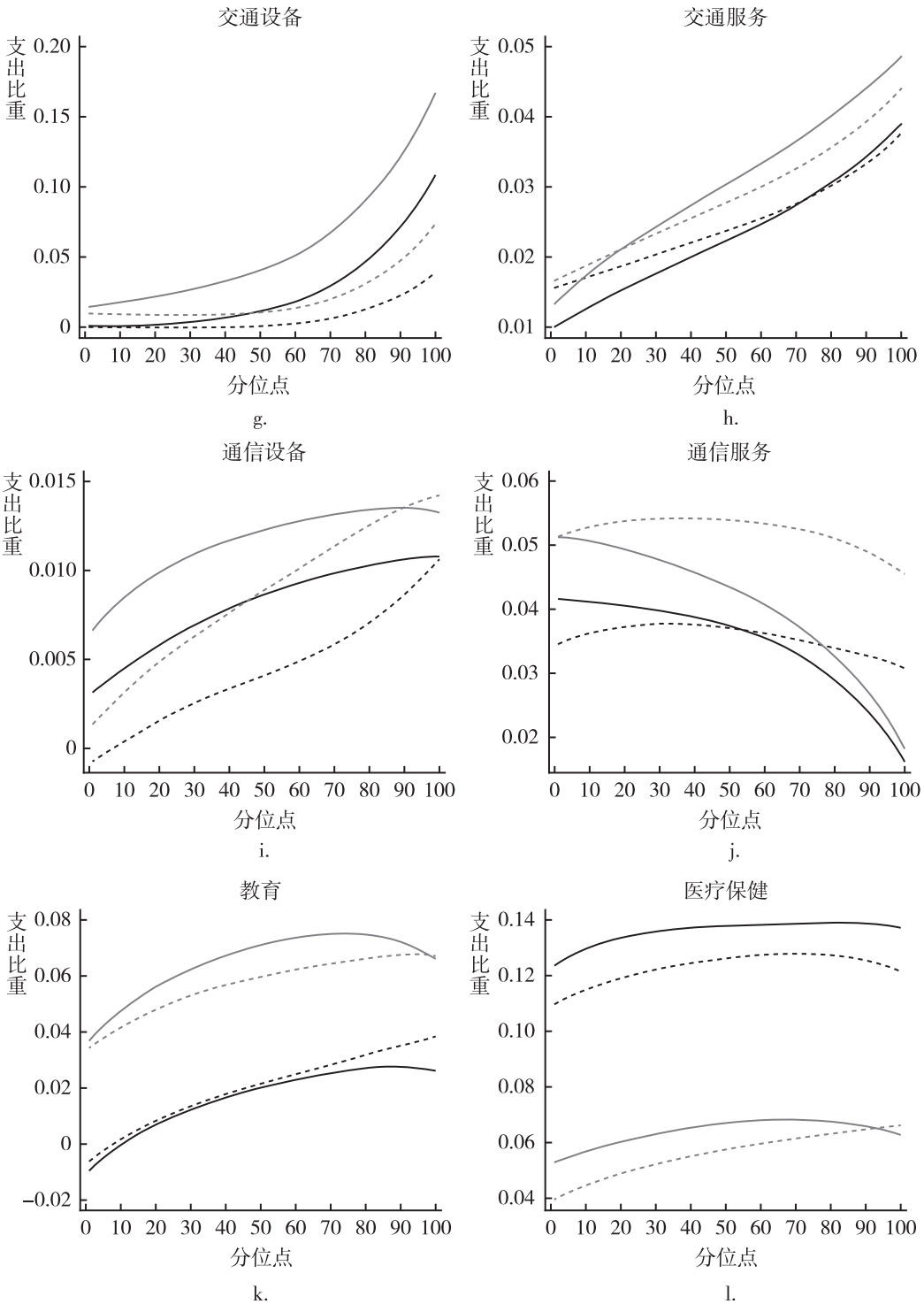


图3　恩格尔曲线(消费分类)

既有研究指出,退休会带来家庭总消费支出回落,降幅主要体现在食品及通勤、办公等与就业相关的消费项目上(邹红、喻开志,2015;李宏彬等,2015)。黄炜

等(2023)基于月度数据研究发现,退休后家庭食品、医疗保健、家庭设备的月均消费分别增加20~22元、11~25元、2~7元,男性户主家庭的月均娱乐支出亦增加18元。本文结果与以往文献的发现具有一致性:从消费结构来看,退休家庭食品支出占比抬升,根源在于娱乐商品、交通、通信等就业关联型消费份额下降,这与邹红和喻开志(2015)、李宏彬等(2015)的结论一致;而娱乐、医疗保健支出份额上行的特征也同黄炜等(2023)的研究发现相契合。综上,退休状态会重塑家庭消费结构,叠加各类消费品价格波动,最终造成退休前后家庭生活成本出现明显分化。

2.生活成本与替代效应

EASI模型测算的生活成本指数包含一阶效应与二阶效应。其中,一阶效应对应传统家庭价格指数,由消费品价格与支出份额共同决定,家庭不可观测异质性会通过改变支出份额,进一步作用于生活成本;二阶效应依托支出份额半弹性构建,用于捕捉商品间的替代效应。由此可见,本文测算的生活成本指数,同时纳入了家庭不可观测异质性与消费替代行为两类因素。传统需求模型仅考虑一阶效应,未纳入扰动项估计结果,无法识别不可观测的个体异质性。与之相比,EASI需求系统还可拟合复杂形式的恩格尔曲线,据此测算的福利变动结果也更为精准。需要说明的是,二阶效应的计算依据为支出份额半弹性,而非常规的需求价格弹性。正常商品的需求价格弹性通常为负,对应的替代弹性同样取负值,若仅采用该指标评估福利损失,会忽略商品间的替代行为,最终低估价格上涨引发的福利损失。而正常商品的支出份额半弹性可正可负,其对应的替代弹性也呈现双向特征,这一优势让EASI模型能够更细致地刻画差异化的替代行为。从作用机制来看,价格上涨时,替代效应增强,二阶效应表现为绝对值更小的负值;替代效应越弱,二阶效应则表现为绝对值越大的正值。据此可知,对于替代效应偏弱的家庭,忽略替代因素会低估价格上涨带来的福利损失;对于替代效应偏强的家庭,忽略替代因素则会高估福利损失。

表3汇报了全样本、退休家庭与就业家庭的平均生活成本指数及其一阶、二阶效应分解结果。若完全忽略替代效应,生活成本变动的测算误差区间为-0.20~0.43个百分点,对应实际支出偏差在2009年为-56.84元、2013年为188.03元。总体均值会掩盖退休家庭与就业家庭的群体差异,以及两类家庭内部消费替代行为的异质性,而上述差异本质上与各组的自价格弹性、交叉价格弹性直接相关,并最终体现为两类家庭生活成本的分化。

表3　2002—2016年退休和就业家庭的生活成本变化及其分解　单位:%

年份	总体			退休家庭			就业家庭		
	生活成本	家庭通胀	替代效应	生活成本	家庭通胀	替代效应	生活成本	家庭通胀	替代效应
2002	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2003	2.15	2.04	0.11	2.70	2.63	0.07	1.99	1.88	0.12

续表3

年份	总体			退休家庭			就业家庭		
	生活成本	家庭通胀	替代效应	生活成本	家庭通胀	替代效应	生活成本	家庭通胀	替代效应
2004	3.37	3.43	−0.06	3.74	3.78	−0.03	3.27	3.34	−0.06
2005	1.39	1.27	0.14	1.27	1.18	0.10	1.43	1.29	0.15
2006	1.68	1.61	0.08	1.73	1.68	0.06	1.67	1.59	0.09
2007	4.93	4.55	0.42	5.57	5.23	0.39	4.75	4.36	0.43
2008	4.08	4.17	−0.07	4.64	4.72	−0.05	3.91	4.01	−0.07
2009	−0.30	−0.16	−0.17	0.19	0.30	−0.13	−0.45	−0.29	−0.19
2010	2.80	2.54	0.31	2.99	2.89	0.13	2.74	2.44	0.37
2011	4.86	4.69	0.24	5.24	5.01	0.32	4.74	4.60	0.21
2012	2.45	2.36	0.14	2.47	2.40	0.11	2.44	2.34	0.15
2013	2.19	1.87	0.43	2.08	1.94	0.20	2.22	1.84	0.50
2014	1.19	1.36	−0.20	1.33	1.33	0.02	1.15	1.36	−0.26
2015	1.35	1.29	0.10	1.29	1.34	−0.06	1.37	1.27	0.14
2016	1.42	1.48	−0.06	1.55	1.50	0.08	1.38	1.48	−0.10

本文刻画了2002—2016年退休家庭与就业家庭生活成本及替代效应的逐年变动趋势。[①]2009—2010年，就业家庭的替代效应整体低于退休家庭。两类家庭的平均替代效应幅度虽相对有限，但样本内部存在显著异质性，且替代效应的离散程度随时间推移持续变化。本文还对比了2004年、2009年和2014年三个年份的替代效应分布，其形态与家庭层面通胀指数分布特征高度趋同。[②]整体规律为：宏观经济遭受冲击时，替代效应的离散程度明显扩大；冲击消退后，离散程度随之回落。2009年受国际金融危机持续蔓延影响，全球经济陷入深度衰退，我国经济亦受到冲击，表现为出口下滑、企业经营困难、就业压力加大、经济增速放缓。在此强冲击下，不同家庭间的替代效应差异显著拉大，根源在于消费篮子结构分化与品类价格走势迥异：当期通信类商品价格同比下降20.9%，蔬菜价格则上涨13.4%。各类消费品价格涨跌的高度分化，使得消费结构不同的家庭面临差异化的生活成本变动，进一步加剧了替代效应的组内离散程度。不难看出，替代效应差异既存在于不同群体之间，也广泛体现在同一群体内部。本文仍以2008年和2010年分别作为宏观冲击期与经济平稳期开展稳健性检验，结果显示，2008年替代效应离散程度显著高于2010年，基准结论稳健。[③]

本文还揭示了2009年与2016年两类家庭的替代效应分布特征。[④]2009年，就

① 限于篇幅，逐年变动趋势未展示，详见线上附录。

② 限于篇幅，特定年份替代效应分布情况未展示，详见线上附录。

③ 限于篇幅，2008年和2010年两类家庭替代效应分布情况未展示，详见线上附录。

④ 限于篇幅，2009年和2016年两类家庭替代效应分布情况未展示，详见线上附录。

业家庭与退休家庭的替代效应分布形态相近,取值整体趋于集中;2016年,替代效应的离散化特征同时来源于群体间差异与群体内部个体差异。数据显示,2009年52%的退休家庭替代效应为负,该比例在2016年降至14%。这意味着对绝大多数退休家庭而言,纳入替代效应后,其生活成本的上涨幅度有所收窄。

3.养老金调整与福利模拟

养老金是维持退休群体基本消费与生活水平的重要收入来源。我国社会养老保险体系主要分为城镇职工养老保险与城乡居民养老保险两大板块。2006年,城镇职工基本养老保险制度完成改革,明确基本养老金由基础养老金和个人账户养老金两部分构成。现阶段,我国基本养老金的调整幅度,主要参照在岗职工平均工资增速、物价涨幅与宏观经济发展形势确定,同时充分考量养老保险基金的可持续承载能力。

本文假定替代效应与消费结构保持稳定,按照支出水平将退休家庭划分为低支出组(10分位)、中等支出组(50分位)与高支出组(100分位),分2016—2018年、2018—2019年和2019—2023年三个时段,对比分析各组家庭生活成本的演变特征。①表4结果显示,2016—2018年,低支出组生活成本上涨3.0%,低于中等支出组(4.1%)与高支出组(4.8%)。2018—2019年、2019—2023年两个时段,这一格局出现明显反转:低、中等支出组生活成本分别上涨3.7%和5.1%、3.6%和5.4%,涨幅均显著高于同期高支出组的0.7%与4.7%。造成该差异的核心原因在于,低、中等支出退休家庭在粮食、肉禽、蔬菜、瓜果等基础食品上的支出占比更高;2019年起此类商品价格持续上行,推升了这部分群体的生活成本。

表4　不同分位组生活成本变化和消费价格贡献率　　单位:%

变量	支出份额			2016—2018			2018—2019			2019—2023		
	低	中	高	低	中	高	低	中	高	低	中	高
生活成本				3.0	4.1	4.8	3.7	3.6	0.7	5.1	5.4	4.7
粮食	5.9	3.6	0.9	3.0	1.7	0.4	1.3	0.8	0.9	6.2	2.9	0.6
肉禽	12.9	10.4	2.5	−2.3	1.5	1.1	58.7	45.2	49.8	8.5	7.4	2.2
蔬菜	6.8	4.8	1.2	1.6	−0.1	0.1	5.2	4.5	5.8	19.7	13.3	3.7
瓜果	4.3	4.2	1.2	12.3	8.9	1.7	8.4	8.4	12.6	9.2	8.5	2.2
烟酒	3.4	3.5	2.3	2.9	2.4	1.6	0.8	1.0	3.6	4.9	5.1	4.6
其他食品	16.1	17.4	9.5	19.3	15.4	7.2	9.5	11.4	34.6	34.5	34.9	22.4
衣着	6.1	5.2	4.0	2.8	1.0	0.0	3.5	3.4	15.1	0.1	0.5	1.3
居住	10.5	7.9	13.6	9.2	5.0	6.0	4.0	2.8	32.1	3.9	2.7	7.8

① 本文在2017—2023年福利模拟中保持退休家庭的消费偏好、价格弹性与替代效应不变,有以下原因。首先,生命周期消费理论与偏好稳定性假说表明,消费者的核心偏好与跨期选择模式在中长期内具有惯性,尤其是退休群体,其消费结构以必需品为主,受习惯形成与刚性需求约束,偏好更趋稳定。其次,需求系统分析的经典范式普遍采用“偏好不变”作为基准假设,Pollak(1977)和Schokkaert(1985)的研究指出,在缺乏显著制度变迁或消费技术革命的前提下,该假设的设定误差极小,不会对生活成本指数的估计产生实质性偏误。最后,本文聚焦基本消费需求,研究对象为退休家庭,其消费决策更依赖既有习惯,因此基于偏好不变的参数模拟具备合理性。

续表4

变量	支出份额			2016—2018			2018—2019			2019—2023		
	低	中	高	低	中	高	低	中	高	低	中	高
家庭设备	10.5	7.9	13.6	7.3	3.8	7.8	2.2	1.7	15.7	3.6	2.2	7.5
教育	0.0	1.6	2.1	0.0	3.7	4.5	0.0	1.1	10.0	0.0	2.3	4.5
娱乐商品	1.9	0.5	1.8	−3.0	−0.6	−2.0	−0.6	0.0	−2.2	−1.8	−0.2	−0.8
娱乐服务	3.7	6.8	6.4	1.3	1.9	2.0	1.3	4.3	21.5	3.8	5.7	6.3
交通商品	0.4	0.4	23.6	1.1	0.8	47.3	−0.5	−0.5	−153.5	0.3	0.2	18.5
交通服务	1.0	1.4	4.2	1.0	0.9	2.5	0.2	0.6	10.0	1.2	2.1	7.5
通信商品	0.8	0.4	0.7	−1.3	−0.2	0.7	−0.4	−0.3	−2.4	−0.1	−0.1	−0.3
通信服务	4.0	3.4	1.8	−1.2	−1.0	−0.6	−1.6	−0.9	−2.2	−0.9	−0.3	−0.3
医疗保健	10.1	17.9	7.5	43.4	52.5	17.3	7.0	13.9	30.6	5.2	8.2	3.8
其他商品	0.3	1.4	2.0	0.1	0.3	0.5	0.4	1.9	14.5	1.0	4.6	8.2
其他服务	1.2	1.4	1.3	2.5	2.1	1.6	0.6	0.7	3.5	0.7	0.1	0.0

注：2016—2018年、2018—2019年和2019—2023年分别以2016年、2018年和2019年为基期。

从分项贡献度来看，2019年肉禽价格上涨16.0%，分别对低、中等支出组3.7%和3.6%的生活成本涨幅贡献58.7%和45.2%。2019—2023年，低、中等支出组生活成本依次上涨5.1%和5.4%，同期蔬菜、瓜果价格分别上涨12.6%和8.6%，对两组生活成本的贡献度分别为19.7%和13.3%、9.2%和8.5%。①对高支出组而言，尽管食品类价格上涨同样带来生活成本压力，但由于相关品类支出占比偏低，整体冲击相对有限。与此同时，交通、通信类价格持续下行，对高支出组的生活成本形成明显对冲。此外，娱乐服务成为影响高支出组生活成本变动的重要品类，在2018—2019年、2019—2023年两个阶段的贡献度分别达到21.5%和6.3%。

本文基于式(18)开展情景模拟：以2016年退休家庭的平均生活成本、等效收入及替代效应为基准，代入2017—2023年19类消费品相对2016年的价格变动，并设定养老金相对2016年的年增速依次为0%、2%、3%、6%、10%，测算各年份等效收入与生活成本指数的变动情况。②当养老金增长率为0时，生活成本指数完全由价格变动主导，2017—2023年累计上涨11.96%，其中2019年涨幅最高，达2.89%。2023年成本抬升主要由瓜果价格拉动，当年全国瓜果价格上涨4.4%。《中国统计年鉴2024》显示，2023年我国家庭人均鲜果消费量为60.8公斤，较2013年增长60.8%。瓜果是老年群体补充膳食纤维的重要品类，在退休家庭消费结构中的占比达3.06%。分地区来看，2017—2023年上海退休家庭生活成本累计涨幅最高，为12.91%；四川涨幅最低，为10.83%。上述结论与宋泽等(2020)的研究相呼应，即国内区域间物价涨幅差异会造成生活成本分化，本文在此基础上，进一步结合生命周期视角下由就业转向退休带来的消费结构变化，对比分析了各地区退休群体生活成本的增长差异。

前文图1展示了2005—2024年我国基本养老金的调整幅度：2005—2015年养

① 价格数据来源于历年《中国统计年鉴》。

② 限于篇幅，退休群体等效收入及生活成本指数未展示，详见线上附录。

老金年上调比例基本维持在10%，此后逐步回落，2016年降至6.5%，2023年为3.5%。养老金上调能够改善退休群体消费福利，体现为生活成本指数相对回落。以2016年为基准，养老金年增速为3%、6%、10%时，生活成本指数分别下降8.73%、28.83%、54.76%。《2025年国务院政府工作报告》提出适当提高退休人员基本养老金，但未明确具体上调幅度。结合2016—2023年物价走势测算可知，养老金年增速维持在2%以内，即可保障退休群体的基本消费需求。①

进一步来看，各地可结合本地物价水平实施差异化、精准化的养老金上调方案。以2016年为基准，当养老金年均增速为6%时，2017—2023年辽宁、上海、广东和四川四地生活成本指数分别下降29.01%、27.88%、29.76%和29.95%；增速为3%时，四地对应降幅依次为8.73%、7.78%、9.67%和9.86%；增速为2%时，降幅则分别为2.08%、0.95%、2.84%和3.03%。②2023年数据显示，全国城镇职工养老保险人均待遇为44763.3元。本文选取的四个样本省市中，上海标准最高，达67796.6元，四川最低，为35410.2元；全国城乡居民养老保险人均待遇为2671.3元，其中上海以19809.9元居首位，辽宁为2051.2元，处于四省市最低水平。③测算结果表明，2017—2023年，辽宁、上海、广东和四川的养老金分别年均上调1.70%、1.86%、1.59%和1.56%，即可完全对冲物价上涨带来的生活成本压力。据此建议，各地可依据区域物价水平、居民消费偏好及养老保险类型的差异，实行阶梯式上调政策。该方式既能维护养老保险体系长期动态可持续运行，也能够稳定保障退休家庭的基本消费需求。

五、结论和政策建议

优化财政支出结构、提升财政资金使用效率、夯实民生基本保障，是稳定宏观经济大盘与增进人民福祉的重要抓手。本文基于城镇住户调查数据与分品类价格数据，依托价格指数测算框架与EASI消费需求系统模型，系统考察了家庭由就业阶段转向退休阶段过程中生活成本的动态演变特征，并进一步评估了养老金动态调整对退休家庭消费福利的对冲效应与保障效果。结果显示，家庭消费结构存在显著的生命周期异质性：粮食消费支出份额在全生命周期内相对稳定，而衣着、交通服务、教育、医疗保健等消费占比随年龄变化呈现明显的阶段性差异。2002—2016年，我国家庭层面生活成本指数的分布特征发生结构性变动，尤其是2009年，在国际金融危机的负面宏观冲击下，家庭生活成本指数的离散程度显著扩大，意味着传统平均价格指数难以刻画冲击时期不同家庭的真实生活成本波动，存在明显的群体偏差。

本文在保留家庭个体异质性的基础上纳入消费替代效应后发现，忽略商品间替代行为会使生活成本指数产生−0.20~0.43个百分点的测算偏差。替代效应的整

① 限于篇幅，2016—2023年不同情景下生活成本指数变化未展示，详见线上附录。

② 限于篇幅，2016—2023年四省市不同情景下生活成本指数变化未展示，详见线上附录。

③ 作者根据《中国统计年鉴2024》测算。

体分布特征与家庭价格指数高度趋同，不仅存在于退休家庭与就业家庭之间，两类家庭内部亦表现出显著的个体差异。2009年受国际金融危机持续蔓延影响，两类家庭的替代效应离散度达到峰值，若忽视替代效应，将显著高估多数退休家庭的实际生活成本压力。纳入替代效应的进一步分析显示，2019年以来粮食、肉禽、蔬菜、瓜果等基础消费品价格涨幅偏高，是推高中低支出分位退休家庭生活成本的核心原因。养老金情景模拟结果表明，2017—2023年样本省市养老金年均上调1.56%~1.86%，即可有效对冲消费品价格上涨带来的成本压力，充分保障退休群体的基本消费福利。

我国人口规模大且群体异质性显著，社会保障体系的建设需以“精准覆盖脆弱群体、保障基本需求”为核心导向，尤其需强化对低收入群体与退休群体的民生保障力度。基于不同群体实际生活成本指数的微观测算结果，构建靶向性的生活补贴与价格补贴机制，是完善养老保险制度、应对人口老龄化挑战的关键路径。

第一，精准锚定重点帮扶对象。将“低支出分位、以养老金为唯一收入来源”的退休家庭列为核心保障主体。该类家庭食品、医疗刚性消费占比高，风险抵御能力弱，是物价上涨的主要承压群体。同时，对70岁以上高龄、失能与半失能退休家庭实施政策倾斜，此类群体医疗护理支出负担更重、消费替代空间极小，通过差异化兜底机制，实现对通胀脆弱老年群体的精准全覆盖。

第二，动态细化分级补贴标准。本文构建量化补贴机制，以“家庭月均刚性支出×分位生活成本涨幅差”确定基准补贴额度，精准对冲低收入退休家庭与平均水平的生活成本缺口。在此基础上设置年龄与健康双重倾斜规则：70~79岁群体补贴上浮20%，80岁及以上上浮40%，失能、半失能群体额外叠加30%，形成多层级差异化补贴体系。依托年度分位生活成本动态测算，补贴标准可实时适配粮食、肉禽、医疗等刚需品类的价格波动，有效规避静态补贴与动态生活成本脱节的问题。

第三，提升政策精准执行效能。依托社保、民政、卫健多部门数据融合机制，实现补贴对象自动筛查、资格无感核验与精准画像。构建“月度价格监测—季度额度核算—账户直达发放”的闭环机制，按月更新刚需品类价格并调整补贴额度，按季度随基础养老金直达拨付，简化审批申报流程。通过年度资格复核与参数校准，在降低行政成本的同时严控补贴识别误差。

通过上述机制设计，可实现养老金补贴与退休家庭真实生活成本的动态量化挂钩，有效强化养老保险的民生保障功能。在财政增收承压的背景下，针对低收入脆弱退休群体的精准补贴能够提升其边际消费倾向、稳定消费预期、夯实宏观经济基本盘，助力产业升级与区域均衡发展，协同促进社会保障与经济高质量转型。

参考文献：

1.都阳、王美艳：《中国城市居民家庭的消费模式——对老年家庭的着重考察》，《人口研究》2020年第6期。

2.黄炜、任昶宇、周羿：《退休制度、劳动供给与收入消费动态》，《经济研究》2023年第1期。

3.姜婷凤、汤珂、刘涛雄：《基于在线大数据的中国商品价格粘性研究》，《经济研究》2020年第6期。

4.李宏彬、施新政、吴斌珍：《中国居民退休前后的消费行为研究》，《经济学（季刊）》2015年第1期。

5.李连友、宋泽、刘子兰:《城镇移民生活福利水平研究》,《中国人口科学》2014年第6期。

6.石晓婧、李小帆:《零售业开放能否降低消费价格》,《世界经济》2022年第12期。

7.宋泽、刘子兰、邹红:《空间价格差异与消费不平等》,《经济学(季刊)》2020年第2期。

8.孙浦阳、杨易擎:《个税改革对消费品市场的影响研究——来自2018年个税改革的证据》,《经济研究》2023年第10期。

9.王备、钱学锋:《贸易自由化、生活成本与中国城市居民家庭消费福利》,《世界经济》2020年第3期。

10.张昊、冯永晟:《线上价格为何频繁大幅波动:引导购买行为的策略性定价》,《世界经济》2022年第3期。

11.邹红、何思筑、栾炳江、毛盛志:《快递网点建设与城镇家庭生活成本》,《财贸经济》2023a年第9期。

12.邹红、肖翰、宋泽、熊倩倩:《最低工资、成本价格传递与家庭真实福利效应》,《经济研究》2023b年第6期。

13.邹红、喻开志:《退休与城镇家庭消费:基于断点回归设计的经验证据》,《经济研究》2015年第1期。

14.Aguiar, M., & Hurst, E., Deconstructing Life Cycle Expenditure. *Journal of Political Economy*, Vol.121, No.3, 2013, pp.437-492.

15.Banks, J., Blundell, R., Levell, P., & Smith, J. P., Life-Cycle Consumption Patterns at Older Ages in the United States and the United Kingdom: Can Medical Expenditures Explain the Difference. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol.11, No.3, 2019, pp. 27-54.

16.Bao, X., Sun, P., & Li, J., The Impacts of Tropical Storms on Food Prices: Evidence from China. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.105, No.2, 2023, pp. 576-596.

17.Baqaee, D. R., Burstein, A. T., & Koike-Mori, Y., Measuring Welfare by Matching Households Across Time. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.139, No.1, 2024, pp. 533-573.

18.Battistin, E., Brugiavini, A., Rettore, E., & Weber, G., The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach. *American Economic Review*, Vol.99, No.5, 2009, pp. 2209-2226.

19.Kaplan, G., & Schulhofer-Wohl, S., Inflation at the Household Level. *Journal of Monetary Economics*, Vol.91, 2017, pp. 19-38.

20.Lewbel, A., & Pendakur, K., Tricks with Hicks: The EASI Demand System. *American Economic Review*, Vol.99, No.3, 2009, pp. 827-863.

21.Li, L., Song, Z., & Ma, C., Engel Curves and Price Elasticity in Urban Chinese Households. *Economic Modelling*, Vol.44, 2015, pp. 236-242.

22.Lluberas, R., Life-Cycle Expenditure and Retirees' Cost of Living. *Fiscal Studies*, Vol.39, No.3, 2018, pp. 385-415.

23.Ogawa, K., Why Are Concavity Conditions Not Satisfied in the Cost Function? The Case of Japanese Manufacturing Firms During the Bubble Period. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.73, No.4, 2011, pp. 556-580.

24.Pollak, R., Price-Dependent Preferences. *American Economic Review*, Vol.67, 1977, pp. 64-75.

25.Ryan, D. L., & Wales, T. J., Imposing Local Concavity in the Translog and Generalized Leontief Cost Functions. *Economics Letters*, Vol.67, No.3, 2000, pp. 253-260.

26.Schokkaert, E., The Constant Preferences Assumption as a Specification Error in Demand Analysis. *Economics Letters*, Vol.19, No.1, 1985, pp. 43-46.

27.Stone, R., Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *Economic Journal*, Vol.64, No.255, 1954, pp. 511-527.

28.Terrell, D., Incorporating Monotonicity and Concavity Conditions in Flexible Functional Forms. *Journal of Econometrics*, Vol.11, No.2, 1996, pp. 179-194.

The Impact of Living Costs on Retired Households from the Perspective of Basic Living Needs: Demand System and Price Index

HE Yang（Chinese Academy of Social Sciences, 100006）
GU Jiakang, SONG Ze（Nankai University, 300071）

Summary：Against growing fiscal constraints worldwide，ensuring that people's basic living needs are met is central to macroeconomic stability. Accurately measuring retired households' dynamic living costs and evaluating the welfare implications of pension adjustments are therefore essential for optimizing social security policies. Using household survey data and disaggregated consumer price indices，this study adopts the Exact Affine Stone Index（EASI）demand system to explore structural changes in retirees' living costs and their underlying drivers.

This paper presents three key marginal contributions to the literature. First，drawing on the parametric demand system proposed by Lewbel and Pendakur（2009），this study estimates compensated price elasticities and household-specific cost-of-living indices，and decomposes substitution effects across the expenditure distribution. Neglecting cross-commodity substitution introduces systematic biases in living cost measurement. Empirically，since 2019，prices of essential goods，including grain，meat，vegetables and fruits，have risen far more rapidly than the prices of entertainment and transportation services. Given their disproportionate spending on such necessities，low-expenditure retired households are more exposed to inflation and face higher living cost pressures.

Second，in contrast to the nonparametric estimation framework of Kaplan and Schulhofer-Wohl（2017），this study employs a parametric approach to compare the living cost dynamics of working and retired households from 2002 to 2016. Macroeconomic shocks significantly amplify differences in household living cost distributions. During the 2009 financial crisis，most retired households experienced rising living costs，whereas nearly 40% of working households saw cost reductions. This heterogeneity originates from distinct consumption baskets：Retirees rely heavily on price-volatile necessities，while working households benefit from falling prices for work-related transportation and communication services during downturns.

Third，drawing on the intertemporal utility equivalence welfare evaluation approach of Baqaee et al.（2024），this paper conducts policy simulations to assess the welfare stabilization effects of pension adjustments. Results indicate that an annual pension growth rate of 1.56%-1.86% would fully offset inflation-driven living cost increases from 2017 to 2023，effectively preserving retired households' basic consumption welfare.

This study confirms pronounced life-cycle heterogeneity in consumption structures and heterogeneous welfare responses to price shocks across household groups. Conventional uniform price indices underestimate the actual cost burden borne by vulnerable retirees. Accordingly，pension adjustment mechanisms should shift from universal increments to targeted，consumption-based calibrations. Linking pension growth to the actual living cost fluctuations of elderly households can help balance fiscal sustainability and livelihood security，stabilize retirees' consumption welfare，and enhance the resilience of the social security system.

Keywords：Retirees' Living Costs，Basic Living Needs，Demand System，Price Index
JEL：H55，E31，D12

责任编辑：原　宏