

食品价格上涨对城镇家庭消费与福利影响研究 ——基于 EASI 模型

赵昕东¹, 王小叶^{2,3}

(1. 华侨大学 数量经济研究院, 福建 厦门 361021; 2. 华侨大学 经济与金融学院, 福建 泉州 362021;
3. 河南财经政法大学 经济学院, 河南 郑州 450046)

摘要:文章基于与 2015 年度诺贝尔经济学奖得主迪顿的接近理想需求系统 AIDS 来源相同的 EASI 需求系统, 采用 CHNS 调查数据, 运用 EASI 需求系统实证分析了各类食品价格上涨对不同收入等级城镇家庭消费与福利的影响, 并比较了收入补贴与价格补贴的经济效果。研究发现: (1) 我国城镇居民动物性食品消费支出占食品总支出的比重最大, 其次是粮食和蔬菜, 城镇居民的食品消费结构为“动物性食品+粮食+蔬菜”, 这说明动物性食品价格上涨对我国城镇居民日常膳食消费的影响相对较大。(2) 粮食价格对困难户和最低收入家庭的福利影响最大, 动物性食品价格对较低收入家庭的福利影响最大。(3) 对低收入家庭而言, 当动物性食品价格上涨时, 收入补贴政策的效果优于价格补贴政策; 当粮食价格上涨时, 价格补贴政策的效果优于收入补贴政策。文章最后从生产、补贴政策和分配制度的角度提出了政策建议。

关键词:食品价格; 收入等级; 消费; 福利; EASI 模型

中图分类号:F216; C812 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2016)03-0051-18

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2016.03.005

一、引言

改革开放以来, 我国城镇居民食品消费价格分别于 1994 年 10 月、2008 年 4 月和 2011 年 7 月出现过同比增长率高达 40%、21.6% 和 14.4% 的涨幅。城镇居民是单纯的食物消费者, 受到食品价格上涨的影响尤为明显。根据中经网统计数据, 2012 年我国城镇居民食品支出占总支出和可支配收入的比重分别达到了 36.23% 和 24.59%, 其中: 按收入等级划分的城镇居民家庭中困难户、最低收入户、低收入户、中等偏下收入户和中等收入户食品支出占总消费支出的比例分别为 46.79%、45.34%、43.15%、40.95% 和 38.56%, 食品支出占可支配收入的比例分别为 45.69%、40.30%、33.21%、30.00% 和 27.04%, 可见城镇低收入居民的食品消费占总支出和可支配收入的比例相当大。而且, 低收入家庭所消费食品多为维持生存的必需品, 消费结构难以改变, 一旦食品价格出现大幅度上涨, 他们的实际购买力必然显著下降, 消费数量、消费结构与消费者福利将会受到严重影响。

食品价格易受粮食生产成本、汇率、自然灾害与食品需求的影响。由于目前国际政治经济形势错综复杂, 导致粮食进口价格出现了大幅变动。同时在供给方面, 城镇化导致的

收稿日期: 2015-06-12

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71273096); 教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-12-0673)

作者简介: 赵昕东(1968—), 男, 吉林长春人, 华侨大学数量经济研究院、统计学院、数量经济研究中心研究员, 博士生导师;
王小叶(1977—), 女, 河南平顶山人, 华侨大学经济与金融学院博士研究生、河南财经政法大学经济学院教师。

土地减少和气候变化导致的自然灾害等原因也使我国粮食供给存在较大不确定性。在需求方面,随着我国经济的高速发展,一方面,城镇居民的食品消费结构正在发生变化,未来我国随时可能出现食品价格的快速上涨。另一方面,贫富差距的存在导致食品的价格上涨对不同收入等级家庭会产生不同的影响。由此引发的一系列现实问题是:何种食品的价格对城镇家庭的消费影响最大?何种食品的价格对城镇家庭的福利影响最大?为提高补贴的精准度与针对性,除收入指标外,还应该以哪些家庭特征变量为依据?已有文献选择的研究对象通常是总的食品价格,而且很少对城镇居民家庭进行细分,因而无法详细反映不同特征家庭的食品消费规律,也就无法对上述问题做出解答。因此,系统研究食品价格上涨对不同特征的城镇家庭特别是低收入家庭的消费与福利的影响机理,并提出有针对性的补贴政策,对促进消费、增强城镇居民对食品价格上涨的承受能力,以及维护社会稳定具有重要意义。

为此,本文从以下几个方面开展研究。首先,根据中国健康与营养调查(CHNS)数据整理出粮食、蔬菜、动物性食品、食用油和调节性食品的消费数量作为研究对象。其次,定量研究不同收入等级家庭在食品价格上涨时的消费变化和福利变化,以及其他家庭特征变量对福利影响的效果,为提高补贴政策的精准度提供实证参考。

本文其他部分的结构如下:第二部分是文献综述,第三部分是模型的构建,第四部分是食品价格上涨对不同收入等级城镇家庭消费的影响,第五部分分析食品价格上涨对不同收入等级城镇家庭福利的影响,第六部分是结论和政策建议。

二、文献综述

国内外关于食品价格上涨对家庭居民消费及福利影响的研究,从定性的角度看研究结论基本一致。但从定量角度看,因学者们选择的研究对象、样本区间、计量模型和估计方法等的不同,所得出的结论也有差异。本文主要从国外研究方法进展和国内实际问题研究两个角度做简要梳理。

研究方法方面,Lluch(1973)的扩展线性支出系统 *ELES* (*Expended Linear Expenditure System*)和2015年度诺贝尔奖获得者迪顿(Deaton和Muellbauer,1980)的接近理想需求系统 *AIDS* (*Almost Ideal Demand System*)一直是学者们选择的主要模型。*ELES*与*AIDS*均脱胎于Stone(1954)的线性支出系统 *LES* (*Linear Expenditure System*)。*LES*系统将人们的需求分为基本需求和额外需求两部分,基本需求与收入水平无关,超额需求与消费总支出和价格水平相关。在预算约束条件下,根据效用最大化原则得出的 *Marshallian* 需求函数。*ELES*模型对*LES*模型做出两点改进:用收入代替总支出,用边际消费倾向代替边际预算份额。*AIDS*从特定形式的偏好类型出发,设定线性的和齐次的成本函数,并给定价格体系和一定的效用水平,进而求解最小的支出份额,并推导出各类消费品支出份额的系统方程。

*ELES*和*AIDS*模型属于2秩模型,它们假定恩格尔曲线与总消费支出的对数之间是线性关系,也就是说,假定不同消费者增加同样的支出时,增加的各种商品的支出份额也相等。近年来使用消费支出“大数据”的实证分析发现,不同商品的恩格尔曲线的曲度呈现显著的差异。Blundell等(2007)指出,一些商品的恩格尔曲线接近线性或二次型,而另一些则呈现S形。无论是*LES*系统还是*QUAIDS*需求系统,恩格尔曲线无法超过二次型。Lewbel和Pendakur(2009)提出的准确映射斯通指数隐含 *Marshallian* 需求系统 *EASI* (*the Exact Affine Stone Index implicit Marshallian demand system*)突破了这一约束,允许需

求系统中某些商品有复杂的恩格尔曲线形式,这是 EASI 需求系统的突出优点之一。Magaña-Lemus 等(2013)应用 EASI 模型分析了食品价格上涨对墨西哥家庭居民的贫困化和福利的影响,并证实了同一需求系统中不同商品存在不同类型的恩格尔曲线,且相当一部分商品的恩格尔曲线明显表现为多项式型或样条型。Song 等(2013)利用 EASI 需求系统分析了食品价格上涨对中国城镇居民消费的影响,同样证实了某些商品存在复杂的恩格尔曲线形式。

关于福利问题的研究,国外学者普遍通过补偿变量(*Compensating Variation*)度量食品价格上涨对消费者福利的影响。例如 Ackah 和 Appleton(2007)用 AIDS 模型估计了 1990 年代加纳六种食品的需求价格弹性和收入弹性,进而估计了福利变化。Leyaro 等(2010)估计了 1991—2007 年期间,坦桑尼亚的食品价格和税收对消费者福利的影响。Cranfield 等(2010)用 1996 年 ICP(*International Comparisons Project*)数据计算了四种食品价格上涨的福利效应。Azzam 和 Rettab(2012)用 AIDS 模型得出了 *Hicksian* 需求价格弹性,然后通过补偿变量估计了 2010 年 12 月至 2011 年 1 月不同进口食品价格变化对阿拉伯联合酋长国居民福利的影响。

国内对现实问题的研究方面,黄程(2004)分析了食品价格上涨对浙江省城镇低收入家庭生活水平的影响。夏晓平等(2012)根据广东省 2011 年上半年居民消费数据,采用多元回归方法考察了物价上涨对居民生活的影响,研究发现,无论是长期还是短期,物价上涨对低收入户的影响最大,他们的消费性支出的增长幅度高于其他收入等级居民支出的增长速度。吴蓓蓓等(2012)使用 2007—2009 年广东省城镇居民家庭食品消费数据,利用 *QUAIDS* 模型对不同收入家庭食品消费结构及消费行为进行了研究,结果表明,当收入和价格同比例变化时,城镇居民家庭更愿意增加对肉类、蛋类和乳品的消费。

综上所述,首先,现有研究绝大部分模型使用的恩格尔曲线是线性的或二次型的,无法反映某些商品存在复杂形式的恩格尔曲线的现实。其次,尚未发现国内文献中有针对困难家庭和最低收入家庭的深入研究。第三,国内学者的研究大多是针对总的食品价格进行研究,而食品种类很多,不同类别家庭消费结构不同,对不同食品的消费数量也不同,如果不细致到具体食品的价格和数量,就不能详细把握不同特征家庭食品消费的特征,也就无法制定科学合理的政策。为此,本文研究不同种类食品价格变动对各收入等级家庭消费及福利的影响,研究具有何种特征的低收入家庭在食品价格上涨中的福利损失最大,为政府稳定重要食品价格,保障重点人群生活水平提供可靠的实证依据。

三、食品价格影响城镇居民消费与福利的模型构建

(一)模型的选择

为保证研究的可靠性,本文在实证方法上采用准确映射的斯通指数隐含马歇尔需求系统(*the Exact Affine Stone Index implicit Marshallian demand system*,简称 EASI 模型)。EASI 模型与 2015 年度诺贝尔奖获得者迪顿(Deaton 和 Muellbauer,1980)的接近理想需求系统 AIDS (*Almost Ideal Demand System*)来源相同。EASI 模型的思想比较简单,在给定消费者收入和各種商品价格的条件下,消费者如何选择支出比例以使效用最大化。自凯恩斯之后,在宏观经济问题的研究上主要依靠宏观数据。由于宏观经济数据是微观调查数据的加总,因此宏观数据反映的经济规律可能与微观数据反映的经济规律相背离。事实上,在消费与收入的关系上存在着 Deaton 悖论。而 EASI 模型直接使用家

庭层面的微观调查数据研究居民消费行为的规律,结果将更直观,结论与政策建议也更有效。

从经济学的意义看,EASI 模型属于结构模型的范畴,其估计的参数是某种政策条件下消费者的支出函数,这为反事实分析和福利分析提供了坚实的基础。比如某种商品价格发生变化时,就可以使用补偿变化来度量消费者福利的变化。而有了度量消费者福利的工具,就给政策制定提供了较大的方便。EASI 模型的另一个优点是使恩格尔曲线突破 3 秩^①约束,同时支出份额方程中不仅包括价格项和家庭特征变量,还包括价格与总支出的交互项、价格与家庭特征变量的交互项以及不可观测的偏好异质性,而且运用 EASI 成本函数推导出的福利变化度量指标既能包含商品价格上涨的直接效应,也能兼顾商品之间的替代效应。因此,本文利用该模型分析刻画城镇家庭的消费行为和福利变化能起到更接近消费行为复杂性与多样性的现实效果。

本文不仅是 EASI 模型的一般应用,而且在应用的基础上进行了拓展。目前我们查询到运用 EASI 模型的国外文献仅有三篇(Lewbel 和 Pendakur, 2009; Magaña-Lemus, Ishdorj 和 Rosson, 2013; Song, Li 和 Ma, 2013),尚未发现这方面的国内文献。已有文献在计算弹性时,仅计算参考家庭的补偿的支出半弹性,导致实证结果和同类研究相比缺乏可比性。而本文推导计算参考家庭的补偿和未补偿的需求价格弹性、未补偿的支出弹性以及各收入等级家庭的平均福利变化,以上工作拓展了 EASI 模型的应用。

(二)EASI 模型的参数估计方法

如果家庭的效用函数为 u , 家庭的名义总支出为 x , 家庭面临的价格向量为 $p = (p_1, p_2, \dots, p_J)'$, 影响家庭偏好的可观测家庭特征向量为 $z = (z_0, z_1, \dots, z_L)'$, 影响家庭偏好的不可观测的偏好特征向量为 $\epsilon = (\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_J)'$, 且满足 $1'_J \epsilon = 0$ ($1'_J$ 为全部元素为 1 的 J 维向量), $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_J)'$ 和 $w = (w_1, w_2, \dots, w_J)'$ 分别为 J 维 Hicksian 支出份额向量和 Marshallian 支出份额向量。

EASI 模型构建的基本思想是:在给定价格体系 p 的条件下,具有可观测特征 z 和不可观测特征 ϵ 的消费者为达到一定效用水平 u , 如何选择商品的预算支出比例使总支出最小。具体过程如下(详细的理论证明见 Lewbel 和 Pendakur, 2009)。

首先,根据 Lewbel 和 Pendakur(2009)的做法,假定家庭的成本函数(支出函数)为:

$$\ln C(p, u, z, \epsilon) = u + (\ln p)' \left[\sum_{r=0}^R \alpha_r u^r + Cz + Dz u \right] + \frac{1}{2} \sum_{l=0}^L z_l (\ln p)' A_l \ln p + \frac{1}{2} (\ln p)' B (\ln p) u + (\ln p)' \epsilon \quad (1)$$

其中: α_r 是 J 维系数矩阵,且 $1'_J \alpha_0 = 1, 1'_J \alpha_r = 0 (r \neq 0)$; R 为整数,且 $1 \leq R \leq J - 2$; $A_l (l = 0, 1, \dots, L)$ 和 B 是 $J \times J$ 维对称矩阵,即满足 $1'_J A_l = 1'_J B = 0'_J$; C 和 D 是 $L \times J$ 维矩阵,且满足 $1'_J C = 1'_J D = 0'_L$ 。

根据 Shephard 引理,可以由成本函数(1)得到 Hicksian 需求函数(补偿支出份额):

$$w = \sum_{r=0}^R \alpha_r u^r + Cz + Dz u + \sum_{l=0}^L z_l A_l \ln p + B (\ln p) u + \epsilon \quad (2)$$

记隐含效用为:

^①按照 Lewbel(1991)的定义,需求系统的秩是指需求系统的恩格尔曲线所跨越函数空间的最大维数。

$$y = [\ln x - (\ln p)'w + \frac{1}{2} \sum_{l=0}^L z_l (\ln p)' A_l \ln p] / [1 - \frac{1}{2} (\ln p)' B \ln p] \quad (3)$$

像其他任何用货币度量的效用表示形式一样，隐含效用 y 是效用在数学上的一种客观的和简便的表示方法。从式(3)可以看出，隐含效用是名义支出 x 的一个映射。在所有商品价格都等于 1 的基期，隐含效用就等于名义支出的对数，即基期效用。

用隐含效用 y 代替 u 代入式(2)，得出隐含 *Marshallian* 支出份额。

$$w = \sum_{r=0}^R \alpha_r y^r + Cz + Dz y + \sum_{l=0}^L z_l A_l \ln p + B(\ln p)y + \epsilon \quad (4)$$

从式(3)可以看出隐含效用是 $\ln x - (\ln p)'w$ 的一种映射形式，所以式(3)和式(4)构成的需求系统可以称为准确映射的斯通指数隐含 *Marshallian* 需求系统。

从式(4)可以看出，首先，恩格尔曲线项 α_r 决定了商品的恩格尔曲线形状，也就是说，当 $r=1$ 时，恩格尔曲线是线性的，即秩为 2，等价于一般的 *AIDS* 模型；当 $r=2$ 时，恩格尔曲线是二次型的，即秩为 3，等价于 *QUAIDS* 模型；这里 r 可以从 0 到 $J-2$ ，即 *EASI* 需求系统允许商品恩格尔曲线的最大维度为 $J-1$ ，恩格尔曲线可以是非常复杂的形式。其次，*EASI* 需求系统中的支出份额包含直接价格补偿效应和间接价格补偿效应，直接价格补偿效应由 A_0 决定，间接价格补偿效应通过价格与家庭特征变量的交互项 $A_l (l=1, 2, \dots, L)$ 和价格与总支出的交互项 B 决定。再次，影响家庭偏好的不可观测成分 ϵ 作为误差项进入 *EASI* 需求系统中。

与 *AIDS* 模型一样，*EASI* 模型也要满足加总性、齐次性和对称性的约束条件。加总性和齐次性由以下条件约束决定：

$$\begin{aligned} 1'_j \alpha_0 &= 1, 1'_j \alpha_r = 0 (r \neq 0) \\ 1'_j A_l &= 1, 1'_j B = 0_j \\ 1'_j C &= 1, 1'_j D = 0'_L \\ \epsilon' 1_j &= 0 \end{aligned}$$

Slutsky 对称性由 A, B 是 $J \times J$ 维对称矩阵约束。

(三)弹性的推导^①

由上文可知，*EASI* 需求系统的补偿的 *Hicksian* 支出份额方程为：

$$\omega(y, p, z, \epsilon) = \sum_{r=0}^R \alpha_r y^r + Cz + Dz y + \sum_{l=0}^L z_l A_l \ln p + B(\ln p)y + \epsilon \quad (5)$$

未补偿的 *Marshallian* 支出份额方程为：

$$w(x, p, z, \epsilon) = \omega(y(w, p, x, z), p, z, \epsilon) \quad (6)$$

把 *Hicksian* 支出份额对 $\ln p$ 的导数定义为 *Hicksian* 支出份额价格半弹性：

$$\Psi = \partial \omega(y, p, z, \epsilon) / \partial \ln p = \sum_{l=0}^L z_l A_l + B y \quad (7)$$

把 *Hicksian* 支出份额关于隐含效用 y 的导数定义为实际支出半弹性：

$$R = \partial \omega(p, y, z, \epsilon) / \partial y = \sum_{r=1}^R \alpha_r r y^{r-1} + Dz + B \ln p \quad (8)$$

关于补偿的 *Hicksian* 需求价格弹性，假设 q_j 为商品 j 的补偿的 *Hicksian* 购买量，则 $w_j = \omega_j = p_j q_j / x$

^①感谢 Julien Boelaert 在 *EASI* 模型补偿弹性和未补偿弹性的推导过程中给予的指导。

$$\begin{aligned} \partial q_j / \partial p_i &= \partial \left(\frac{\omega_j x}{p_j} \right) / \partial p_i \\ &= \frac{\partial \omega_j}{\partial p_i} \frac{x}{p_j} + \omega_j \left(\frac{\partial x}{\partial p_i} \frac{1}{p_j} - \frac{x}{p_j^2} \frac{\partial p_j}{\partial p_i} \right) \\ &= \frac{\partial \omega_j}{\partial \ln p_i} \frac{x}{p_i p_j} + \frac{\omega_j}{p_j} q_i - \frac{q_j}{p_j} \delta_{j,i} \end{aligned}$$

其中： $\delta_{j,i}$ 表示克罗内克(Kronecker)函数。当 $i=j$ 时， $\delta_{j,i}=1$ ；当 $i \neq j$ 时， $\delta_{j,i}=0$ 。则 j 商品关于 i 商品价格的补偿的 Hicksian 需求价格弹性为：

$$\varphi_{j,i}^H = -\delta_{j,i} + \omega_i + \Psi_{j,i} / \omega_j \quad (9)$$

关于消费支出弹性，根据 Lewbel 和 Pendakur(2009)的做法，未补偿的 Marshallian 支出份额 ω 关于 $\ln x$ 的导数为：

$$\frac{\partial \omega}{\partial \ln x} = \left[I_j - \frac{(\frac{\partial \omega}{\partial y})(\ln p)'}{1 + \frac{1}{2}(\ln p)'B(\ln p)} \right]^{-1} \left[\frac{(1 - \ln x)(\frac{\partial \omega}{\partial y})}{1 + \frac{1}{2}(\ln p)'B(\ln p)} \right] \quad (10)$$

则 j 商品的未补偿的 Marshallian 消费支出弹性为：

$$\eta_{j,x}^M = 1 + \frac{1}{\omega_j} \times \frac{\partial \omega_j}{\partial \ln x} \quad (11)$$

关于未补偿的 Marshallian 需求价格弹性，由式(9)、式(11)及 Slutsky 方程得出 j 商品关于 i 商品价格的未补偿的 Marshallian 需求价格弹性为：

$$\varphi_{j,i}^M = \frac{\Psi_{j,i}}{\omega_j} - \frac{\omega_i}{\omega_j} \left(\frac{\partial \omega_j}{\partial \ln x} \right) - \delta_{j,i} \quad (12)$$

(四)数据与变量

本文采用 CHNS(China Health and Nutrition Survey)2004年、2006年和2009年的调查数据。CHNS是北卡罗来纳大学人口研究中心(The Carolina Population Center at the University of North Carolina at Chapel Hill)、美国国家营养与食品安全研究所(The National Institute of Nutrition and Food Safety)和中国疾病与预防控制中心合作开展的调查项目。调查范围涉及辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州9个省(自治区)。调查内容包括居民家庭成员数量、年龄、性别、婚姻状况、工作、收入和身体状况等详细信息，以及居民家庭最近三日的食品消费量、食品的自由市场价格及大型超市价格。本文采用自由市场价格反映食品价格。家庭特征数据和食品消费量数据来源于CHNS网站 <http://www.cpc.unc.edu/projects/china>，食品价格数据来源于北卡罗来纳大学人口研究中心。

首先把家庭食物消费数据归类。家庭食物消费量是家庭食用的和遗弃的食物量之和。因CHNS对家庭食物消费的调查期限是3天，所以消费量数据中的零数据较多，零数据占比越低说明城镇居民对该食品的消费频率越高(见表1)，所以零数据占比在一定程度上说明城镇居民的消费结构。

从表1可以看到，猪肉仅次于谷类及制品、蔬菜、调味品和食用油，已成为城镇居民的主要食品消费项目，且城镇居民对猪肉的需求频率高于蛋类。干豆类及制品和薯类食品的零数据占比分别为35.93%和58.69%，反映出两类食品在城镇居民日常膳食营养结构搭配中起重要作用，其作用甚至超过水果。有60%以上的城镇居民三日内没有消费水果，说明水

果不是城镇居民的日常膳食的必需品,而是主食之外的营养调节品。为了体现“让数据说话”的思想,本文对零数据不做任何处理。

表 1 城镇居民家庭食品消费量零数据占比

食品名称	零数据占比(%)	食品名称	零数据占比(%)	食品名称	零数据占比(%)	食品名称	零数据占比(%)
谷类及制品	1.20	干豆类及制品	35.93	速食食品	77.91	饮料	97.48
蔬菜	1.61	薯类食品	58.69	糖	82.98	啤酒	98.05
调味品	1.66	鱼	59.46	菌藻类食品	83.27	其他食品	96.54
食用油	3.22	水果	61.52	小吃、甜饼	87.07	羊肉	96.90
猪肉	20.24	乳类及制品	77.65	坚果	89.76	婴儿食品	98.94
蛋类及制品	30.50	鸡肉	80.05	白酒	93.63		

由表 1 可以看到 CHNS 调查数据对食品的分类非常细致。为研究方便,本文把食品概括为以下五类:粮食(对应表 1 中谷类及制品)、蔬菜(对应表 1 中蔬菜类及制品)、动物性食品(对应表 1 中猪牛羊肉、鱼肉、蛋类、奶及奶制品类)、食用油和调节性食品(对应表 1 中干豆类及制品、水果、饮料、啤酒和白酒)。为考察影响居民家庭食品消费结构和消费数量的其他影响因素,本文将以下七个家庭特征变量纳入模型,具体包括家庭收入等级、抚养比,家庭规模、家庭所在地区、家庭当年有无困难补助、户主的年龄和最高教育程度。家庭特征变量的赋值见表 2。

表 2 家庭特征变量的赋值

家庭特征变量	家庭特征变量赋值原则
收入等级	按实际人均收入的 20%、60% 和 20% 划分为低收入、中等收入和高收入三个等级,并分别赋值为 1、2、3
家庭抚养比	家庭的抚养比定义为家庭总人口数对有收入的人口数的比值,当有收入的人口数为 0 时,抚养比为样本中抚养比最大值加 1
家庭规模	家庭人口数
户主所受的最高教育程度	高中毕业或中等技术学校和职业学校毕业设为 2,以下程度设为 1,以上程度设为 3
家庭所在地区	家庭所在地按中东西部分别取值为 2、3、1
家庭当年是否有困难补助	家庭当年有困难补助、残疾补助或福利金为 1,无上述三项收入为 0
户主的年龄阶段	40 岁以上为 1,40—65 岁为 2,65 岁以上为 3

在整理 CHNS 数据中遇到的最大问题是存在缺失数据。食品消费量数据的缺失率为 5.4%,由于数据缺失比例很小,不会造成结果的偏倚,所以直接删除缺失食品消费量的样本。在处理缺失的价格数据和家庭特征变量数据时主要采用演绎插补法处理。CHNS 数据的特点是,调查的内容非常详细,同一个家庭既有以家庭为单位的调查数据,也有家庭成员的调查数据,并且不同年份中调查的家庭基本相同,这些都为演绎插补提供了高质量的辅助信息,可通过演绎插补方法得到准确或近乎准确的样本值。具体做法是,价格缺失数据用相同时期相邻社区价格插补,家庭特征缺失数据则根据家庭成员数据和不同年份家庭特征数据进行演绎插补。缺失数据处理后,样本容量为 4 161 个。标准化处理后所有变量的描述性统计特征如表 3 所示。

表3 数据的统计特征

变量		均值	标准差	最小值	最大值
支出份额	粮食	0.24	0.14	0	1
	蔬菜	0.12	0.08	0	1
	动物性食品	0.45	0.21	0	1
	食用油	0.09	0.08	0	1
	调节性食品	0.10	0.12	0	1
价格的自然对数	粮食	0.16	0.23	-0.37	0.98
	蔬菜	0.24	0.53	-1.34	1.18
	动物性食品	0.04	0.21	-0.49	0.52
	食用油	0.13	0.22	-0.45	1.06
	调节性食品	0.18	0.37	-0.84	1.30
家庭特征变量	收入等级	0	0.63	-1	1
	家庭抚养比	0.70	1.83	-1.25	8.5
	家庭规模	0.033	1.29	-2	7
	户主最高教育程度	-0.45	0.70	-1	1
家庭特征变量	家庭所在地区	0.08	0.73	-1	1
	当年有无困难补助	0.07	0.25	0	1
	户主年龄	0.18	0.6	-1	1
支出的自然对数		-0.54	0.73	-6.75	3.16

表3数据显示,动物性食品支出份额均值最大,为0.45;其次是粮食和蔬菜支出份额,分别为0.24和0.12。可见我国城镇居民动物性食品消费支出占食品总支出的比重最大,其次是粮食和蔬菜,我国城镇居民的食品消费结构为“动物性食品+粮食+蔬菜”。

四、食品价格上涨对城镇家庭消费行为的影响

(一)参数估计结果

EASI模型参数由Pendakur提供的含交互项的EASI估计程序得到,估计系数及所有弹性值的近似标准误差用bootstrap方法获得。为了防止过度识别产生奇异矩阵,估计EASI模型时只选择4个方程,调节性食品的参数通过方程中的约束条件求出。参数的估计值结果见表4所示。

表4 EASI模型的估计结果

	w_1 方程系数	w_2 方程系数	w_3 方程系数	w_4 方程系数
y^0	0.165*** (0.004)	0.090*** (0.002)	0.591*** (0.005)	0.064*** (0.002)
y^1	-0.127*** (0.009)	-0.045*** (0.007)	0.207*** (0.011)	-0.031*** (0.007)
y^2	-0.005(0.007)	-0.015** (0.007)	0.003(0.008)	0.004(0.005)
y^3	0.002*** (0.001)	-0.002(0.002)	-0.002** (0.001)	0.002* (0.001)
z_1	-0.021*** (0.005)	-0.005** (0.003)	0.011* (0.008)	0.001(0.003)
z_2	-0.005*** (0.002)	-0.004*** (0.001)	0.009*** (0.003)	0.001* (0.001)
z_3	0.039*** (0.002)	0.011*** (0.001)	-0.054*** (0.003)	0.008*** (0.002)
z_4	-0.020*** (0.004)	-0.007*** (0.002)	0.021*** (0.006)	-0.005** (0.003)
z_5	-0.007** (0.003)	0.002(0.002)	-0.010** (0.005)	-0.004** (0.002)
z_6	0.020(0.017)	0.022** (0.01)	-0.052*** (0.02)	0.019*** (0.008)
z_7	-0.019*** (0.004)	-0.003* (0.002)	0.014** (0.006)	0.003(0.003)
y^z_1	0.013** (0.007)	0.007* (0.005)	-0.015** (0.009)	-0.004(0.005)
y^z_2	-0.001(0.001)	-0.002*** (0.001)	0.004** (0.002)	0.0001(0.001)
y^z_3	0.003(0.003)	0.001(0.002)	0.005* (0.003)	-0.0002(0.001)

续表4 EASI模型的估计结果

	w_1 方程系数	w_2 方程系数	w_3 方程系数	w_4 方程系数
yz_4	-0.012** (0.007)	0.002(0.003)	0.001(0.008)	0.011** (0.005)
yz_5	0.009** (0.005)	-0.002(0.003)	0.015*** (0.006)	-0.007** (0.004)
yz_6	0.018(0.017)	0.023** (0.013)	-0.029* (0.019)	0.011* (0.008)
yz_7	-0.024*** (0.006)	-0.010*** (0.004)	0.018** (0.008)	0.006(0.006)
p_1	0.075*** (0.014)	-0.027*** (0.006)	-0.067*** (0.013)	0.016** (0.008)
p_2	-0.027*** (0.006)	0.077*** (0.003)	-0.014** (0.007)	-0.021*** (0.004)
p_3	-0.067*** (0.013)	-0.014** (0.007)	0.210*** (0.021)	-0.058*** (0.01)
p_4	0.016** (0.008)	-0.021*** (0.004)	-0.058*** (0.01)	0.062*** (0.008)
yp_1	0.068*** (0.019)	0.032*** (0.008)	-0.137*** (0.018)	0.019* (0.013)
yp_2	0.032*** (0.008)	-0.013** (0.006)	-0.007(0.011)	0.008(0.007)
yp_3	-0.137*** (0.018)	-0.007(0.011)	0.220*** (0.029)	-0.051*** (0.013)
yp_4	0.019* (0.013)	0.008(0.007)	-0.051*** (0.013)	0.017* (0.012)
p_1z_1	0.0005(0.016)	0.013** (0.007)	-0.017(0.015)	-0.013* (0.009)
p_1z_2	0.005(0.006)	0.004** (0.002)	-0.010** (0.005)	-0.001(0.003)
p_1z_3	-0.024*** (0.009)	-0.010*** (0.003)	0.049*** (0.008)	-0.013*** (0.005)
p_1z_4	0.003(0.015)	0.008* (0.005)	-0.001(0.013)	-0.001(0.007)
p_1z_5	-0.011(0.012)	0.012*** (0.004)	-0.029*** (0.011)	0.008* (0.006)
p_1z_6	0.071** (0.034)	-0.037** (0.018)	0.030(0.029)	-0.038** (0.021)
p_1z_7	0.031** (0.015)	-0.007* (0.005)	-0.003(0.012)	-0.023*** (0.009)
p_2z_1	0.013** (0.007)	-0.002(0.004)	0.002(0.008)	-0.002(0.005)
p_2z_2	0.004** (0.002)	-0.001(0.001)	-0.001(0.003)	0.001(0.001)
p_2z_3	-0.010*** (0.003)	0.002(0.002)	0.007** (0.004)	-0.003* (0.002)
p_2z_4	0.008* (0.005)	-0.005** (0.003)	0.001(0.007)	0.005** (0.003)
p_2z_5	0.012*** (0.004)	-0.015*** (0.003)	0.001(0.005)	0.006** (0.003)
p_2z_6	-0.037** (0.018)	0.022** (0.011)	0.004(0.017)	0.004(0.011)
p_2z_7	-0.007* (0.005)	-0.004(0.003)	-0.004(0.006)	0.016*** (0.004)
p_3z_1	-0.017(0.015)	0.002(0.008)	0.001(0.028)	0.026*** (0.01)
p_3z_2	-0.010** (0.005)	-0.001(0.003)	0.013* (0.009)	-0.0004(0.004)
p_3z_3	0.049*** (0.008)	0.007** (0.004)	-0.081*** (0.013)	0.019*** (0.006)
p_3z_4	-0.001(0.013)	0.001(0.007)	0.044** (0.021)	-0.022*** (0.008)
p_3z_5	-0.029** (0.011)	0.001(0.005)	-0.010(0.018)	0.032*** (0.007)
p_3z_6	0.030(0.029)	0.004(0.017)	-0.103** (0.048)	0.034* (0.021)
p_3z_7	-0.003(0.012)	-0.004(0.006)	-0.005(0.023)	0.005(0.009)
p_4z_1	-0.013* (0.009)	-0.002(0.005)	0.026*** (0.01)	-0.018** (0.009)
p_4z_2	-0.001(0.003)	0.001(0.001)	0.0004(0.004)	-0.001(0.003)
p_4z_3	-0.013*** (0.005)	-0.003* (0.002)	0.019*** (0.006)	-0.001(0.005)
p_4z_4	-0.001(0.007)	0.005* (0.003)	-0.022*** (0.008)	0.016** (0.007)
p_4z_5	0.008* (0.006)	0.006** (0.003)	0.032*** (0.007)	-0.028*** (0.006)
p_4z_6	-0.038** (0.021)	0.004(0.011)	0.034* (0.021)	0.012(0.021)
p_4z_7	-0.023*** (0.009)	0.016*** (0.004)	0.005(0.009)	-0.001(0.008)

注: w_1 、 w_2 、 w_3 和 w_4 分别代表粮食、蔬菜、动物性食品和食用油的支出份额; z_1 、 z_2 、 z_3 、 z_4 、 z_5 、 z_6 和 z_7 分别代表收入等级、家庭抚养比、家庭规模、户主最高教育程度、家庭所在地区、当年有无困难补助和户主年龄; p_1 、 p_2 、 p_3 和 p_4 分别代表粮食、蔬菜、动物性食品和食用油价格的对数;括号内为标准误差,***、**和*分别表示 $p < 0.001$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.1$,下表同。

从表4中的结果可以看出,绝大部分参数估计值在5%水平显著。粮食、食用油和调节性食品方程中 y^3 的系数在10%水平显著,说明模型中加入 y^3 能够反映支出份额与总支出

的关系。价格在各方程中均显著。某些含有 z_1 、 z_2 、 z_3 、 z_4 、 z_5 、 z_6 和 z_7 的参数不显著,表明某些家庭特征变量对消费行为的影响不显著。

(二)三个收入等级参考家庭的支出弹性分析

高中低三个收入等级家庭的支出弹性数值见表 5 所示。动物性食品的消费支出弹性在三个收入等级内都是最大的,且都富有弹性,分别为 2.00、1.66 和 1.55。这意味着当支出增加时,我国城镇家庭会以大于总支出增加的幅度增加动物性食品的消费支出,特别是对低收入家庭来说,会以 2 倍于总支出增加的幅度增加动物性食品的消费,说明动物性食品的消费支出能给城镇家庭特别是低收入家庭带来更多的效用。粮食的消费支出弹性值在三个收入等级中都最小,分别为 0.25、0.22 和 0.19。可见当食品支出增加时,我国城镇家庭对粮食的消费支出增加不多,说明城镇居民对粮食这种基础食品的消费已基本稳定。食用油的消费支出弹性在三个收入等级内的大小排列顺序都是第四位,其弹性都小于 0.5,说明当支出变动时,我国城镇家庭食用油的消费支出增加有限。蔬菜和调节性食品的消费支出弹性在三个收入等级内的具体顺序不同,对低收入家庭,蔬菜的支出弹性大于调节性食品的支出弹性,中高收入家庭则相反,说明当食品支出增加时,低收入家庭增加蔬菜的支出能获得更多效用,而中高收入家庭增加更多的调节性食品能获得更多的效用。再看具体每种食品支出弹性值随收入增加的变化规律。可以看到,收入越低,对粮食、动物性食品和食用油的支出弹性越大。

综上所述,当总支出增加时,我国城镇家庭对粮食、动物性食品和食用油的消费支出增加,但增加的幅度随着总支出的增加而逐渐减弱,反而转向蔬菜和调节性食品。这说明随着家庭收入的增加,城镇居民开始注重健康和营养的搭配,体现了我国城镇居民的食品消费结构和营养结构正朝着科学化、合理化的方向发展。

表 5 三个收入等级家庭的 Marshallian 消费支出弹性

	粮食	蔬菜	动物性食品	食用油	调节性食品
低收入家庭	0.25*** (0.063)	0.58*** (0.074)	2.00*** (0.060)	0.48*** (0.112)	0.52*** (0.211)
中等收入家庭	0.22*** (0.046)	0.59*** (0.072)	1.66*** (0.030)	0.41*** (0.072)	0.77*** (0.096)
高收入家庭	0.19*** (0.069)	0.68*** (0.105)	1.55*** (0.037)	0.32*** (0.096)	0.83*** (0.11)

(三)价格弹性分析

表 6 显示了三个收入等级家庭对五种食品的 Marshallian 价格弹性。Marshallian 价格弹性反映商品价格变化所引起的自身需求量的变化。

通过比较三个收入等级家庭内各类食品的 Marshallian 价格弹性发现,动物性食品的价格弹性在三个收入等级内都最大,说明我国城镇居民对动物性食品的价格最敏感,且随着收入的增加,动物性食品的价格弹性逐渐减小,这说明对城镇低收入家庭影响最大的是动物性食品价格,主要的原因是低收入家庭的价格承受能力较差,食品消费的替代关系也较弱。这在一定程度上说明稳定动物性食品价格对保证低收入家庭的福利具有重要作用。

表 6 三个收入等级家庭的 Marshallian 价格弹性

	粮食	蔬菜	动物性食品	食用油	调节性食品
低收入家庭	-0.69*** (0.081)	-0.31*** (0.042)	-1.27*** (0.103)	-0.32** (0.115)	-0.04 (0.239)

续表6 三个收入等级家庭的Marshallian价格弹性

	粮食	蔬菜	动物性食品	食用油	调节性食品
中等收入家庭	-0.64*** (0.051)	-0.23*** (0.028)	-1.09*** (0.044)	-0.34*** (0.064)	-0.28*** (0.092)
高收入家庭	-0.60*** (0.087)	-0.27*** (0.046)	-1.02*** (0.064)	-0.49*** (0.113)	-0.43*** (0.099)

(四)对低收入家庭的进一步分析

为进一步深入研究低收入家庭在食品价格上涨时,食品消费数量和消费结构出现的变化,我们参照国家统计局划分困难户、最低收入户和较低收入户的百分位值标准,在低收入等级内把人均支出最低的25%、中间的25%—50%和最高的50%分别称为困难家庭、最低收入家庭和较低收入家庭。

表7显示了低收入等级内三种类别家庭的支出弹性,显然动物性食品的支出弹性最大,特别是困难家庭的弹性值达到了3.38,这充分说明城镇困难家庭对动物性食品的消费还远未得到满足,动物性食品仍是困难家庭的奢侈品,提高困难家庭的动物性食品消费对改善其生活水平、提高其福利效用都非常重要。粮食、蔬菜和食用油的消费支出弹性较小,比较缺乏弹性,说明粮食、蔬菜和食用油对低收入家庭而言是正常食物消费品。

表7 低收入等级内不同类别家庭的消费支出弹性

	粮食	蔬菜	动物性食品	食用油	调节性食品
困难家庭	0.33*** (0.077)	0.65*** (0.115)	3.38*** (0.175)	0.47*** (0.128)	-0.12 (0.353)
最低收入家庭	0.29*** (0.069)	0.62*** (0.095)	2.60*** (0.106)	0.46*** (0.115)	0.16 (0.279)
较低收入家庭	0.24*** (0.064)	0.56*** (0.068)	1.62*** (0.039)	0.54*** (0.127)	0.80*** (0.187)

表8显示的是低收入等级内三种类别家庭的Marshallian价格弹性,其中除调节性食品的Marshallian价格弹性在统计意义上不显著外,其他四类食品的Marshallian价格弹性随着支出的增加呈减小的趋势,说明这四类食品价格的上涨对困难家庭的食品消费有显著影响。从弹性值的大小来看,动物性食品弹性最大,其次是粮食,说明稳定猪肉价格和粮食价格对保障城镇困难家庭食品消费数量极为重要。

三种类别参考家庭内的Marshallian价格弹性和消费支出弹性的比较显示,动物性食品和蔬菜的支出弹性大于Marshallian价格弹性,说明为了维持上述两类食品的消费数量保持不变,收入补贴政策的效果优于价格补贴政策的效果。而粮食的消费支出弹性小于Marshallian价格弹性,说明为了维持粮食的消费数量保持不变,价格补贴政策的效果优于收入补贴政策的效果。

表8 低收入等级内三种类别家庭的Marshallian价格弹性

	粮食	蔬菜	动物性食品	食用油	调节性食品
困难家庭	-0.79*** (0.078)	-0.32*** (0.054)	-2.06*** (0.225)	-0.54*** (0.110)	-0.24 (0.320)
最低收入家庭	-0.75*** (0.076)	-0.31*** (0.047)	-1.63*** (0.152)	-0.46*** (0.106)	-0.16 (0.276)
较低收入家庭	-0.60*** (0.101)	-0.30*** (0.047)	-1.01*** (0.081)	-0.10 (0.155)	0.11 (0.254)

(五)估计恩格尔曲线

Deaton等(1980)和Bank等(1997)用商品支出份额与总消费支出的关系表示该商品的

恩格尔曲线。*EASI* 需求系统的支出份额方程描述了总支出和价格等变量对家庭支出的影响,其实质就是恩格尔曲线方程。在基准价格时期, $y = \ln x$, 对于参考家庭在基准价格时期,恩格尔曲线为 $w = \sum_{r=0}^3 \alpha_r (\ln x)^r$ 。本文用 $\ln x$ 的相应百分位值代入方程计算恩格尔曲线。图 1 至图 5 是通过 4 秩(三次型)和 3 秩(二次型)*EASI* 模型估计出的参考家庭的恩格尔曲线。

图 1、图 2 和图 4 的恩格尔曲线形状极为接近,也就是说,粮食、蔬菜和食用油的恩格尔曲线变化规律相同。在收入水平较低时,随着收入的增加,粮食、蔬菜和食用油的需求缓慢下降,在收入达到一个中等程度后,上述三种食品的需求快速下降,最后当收入达到较高程度时,上述三种食品的需求继续缓慢下降。图 3 和图 5 的恩格尔曲线形状相似,也就是说,动物性食品和调节性食品的恩格尔曲线的变化规律相同,在收入水平较低时,随着收入的增加,动物性食品和调节性食品的需求缓慢上升,在收入达到一个中等程度后,上述两种食品的需求快速上升,最后当收入达到较高程度时,上述两种食品的需求继续缓慢上升。可见当城镇居民收入较低,处于温饱阶段时,以粮食、蔬菜和食用油三种食品消费为主,对动物性食品和调节性食品的消费较少;当收入处于中等水平时,会快速减少粮食、蔬菜和食用油的消费,而大量增加动物性食品的消费;在收入水平较高时,粮食、蔬菜和食用油稳定在较低水平,动物性食品和调节性食品稳定在较高水平。将三次型和二次型的 *EASI* 恩格尔曲线进行比较可以看到,二次型恩格尔曲线无法像三次型恩格尔曲线那样准确刻画出随着收入增加,城镇居民消费行为的变化。

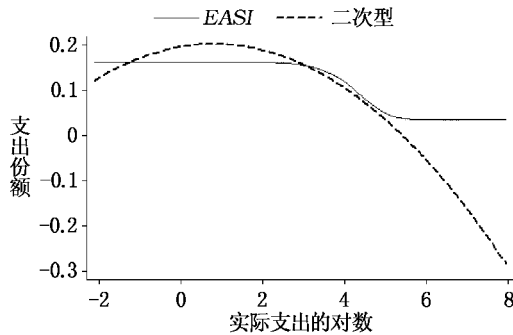


图 1 粮食的恩格尔曲线图

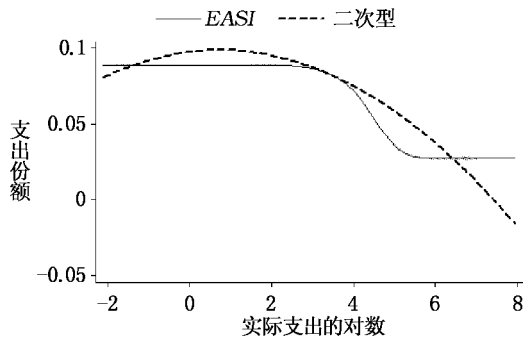


图 2 蔬菜的恩格尔曲线

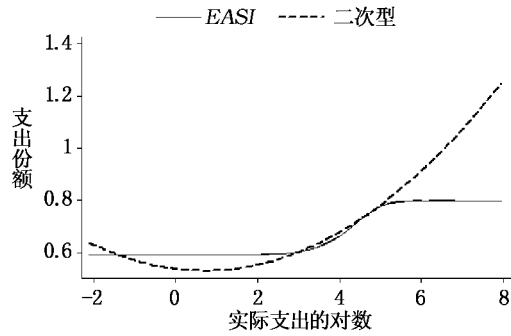


图3 动物性食品的恩格尔曲线

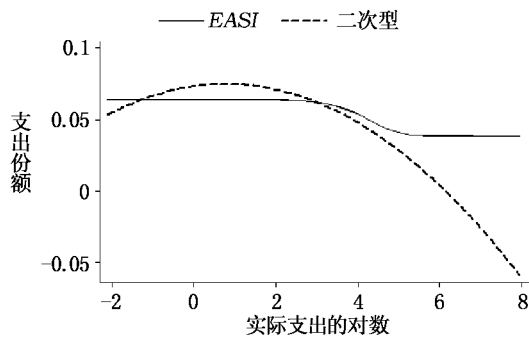


图4 食用油的恩格尔曲线

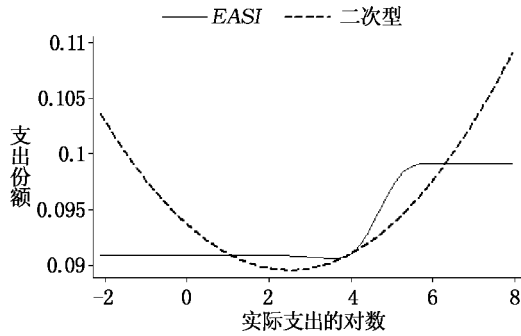


图5 调节性食品的恩格尔曲线

五、食品价格上涨对城镇家庭福利的影响

假设式(1)是家庭在面对价格水平 p 时,为获得效用水平 u 的最小支出, $C(p_0, u, z, \epsilon)$ 是家庭在预算份额为 w_0 、隐含效用为 $y=u$ 时的生活成本函数。那么当商品价格由 p_0 变化到 p_1 时,家庭的福利变化可表示为:

$$\begin{aligned} & \ln C(p_1, y, z, \epsilon) - \ln C(p_0, y, z, \epsilon) \\ &= (\ln p_1 - \ln p_0) \dot{w}_0 + \frac{1}{2} (\ln p_1 - \ln p_0) \left(\sum_{t=0}^L z_t A_t + B y \right) (\ln p_1 - \ln p_0) \quad (13) \\ &= (\ln p_1 - \ln p_0) \dot{w}_0 + \frac{1}{2} (\ln p_1 - \ln p_0) \Psi (\ln p_1 - \ln p_0) \end{aligned}$$

这里 Ψ 是 Hicksian 支出份额半弹性。

由式(13)可以看出, EASI 模型的福利衡量方法包含一阶效应和二阶效应。一阶效应由商品的支出份额决定, 而不可观测异质性特征变化通过支出份额 ω 影响福利的变化。二阶效应依赖于支出份额半弹性, 它能捕捉到商品的替代效应。因此这种福利变化衡量方法能同时捕捉到不可观测异质性和替代效应。传统消费需求模型也包含一阶效应和二阶效应, 但一阶效应中的支出份额不包含误差项的估计值, 因此传统消费需求模型无法捕捉到不可观测异质性对福利变化的影响。此外, 一阶效应实质上由恩格尔曲线决定, 如果商品有复杂的恩格尔曲线, 则通过传统的恩格尔曲线需求系统估计得到的福利变化会有偏误, 进而导致不恰当的甚至是错误的政策建议。

另外, 与传统需求系统不同的是, 二阶效应依赖于 Hicksian 支出份额半弹性而不是 Hicksian 需求价格弹性。对正常商品来说, 需求价格弹性为负值, 相应的替代效应也为负值, 所以替代效应的存在会低估因商品价格上涨而导致的福利损失。而正常商品的支出份额半弹性可能为负值, 也可能为正值, 相应地会出现正的或负的替代效应。当商品价格上涨时, 替代效应越强, 二阶效应会呈现绝对值越小的负值。因此替代效应越弱, 二阶效应是越大的正值。对替代效应弱的消费群体, 忽略二阶效应会低估价格上涨的福利损失, 而对替代效应强的消费群体, 忽略二阶效应会高估价格上涨的福利损失。

(一) 食品价格上涨对不同收入等级城镇家庭福利的影响

本文模拟各类食品价格上涨 10% 时, 各收入等级家庭福利的变化情况。通过模拟计算, 结果如表 9 所示。对低收入家庭来讲, 影响程度由大到小依次是动物性食品、粮食、蔬菜、食用油和调节性食品, 对中等收入家庭依次是动物性食品、粮食、蔬菜、调节性食品和食用油, 高收入家庭依次是动物性食品、粮食、调节性食品、蔬菜和食用油。显然, 动物性食品价格对三个收入等级家庭的福利影响最大, 其次是粮食。原因是, 动物性食品和粮食消费占食品总消费支出的比重最大, 而这两种食品的替代效应又较弱。蔬菜、食用油和调节性食品价格对不同收入等级家庭福利影响的顺序反映了三个收入等级家庭对这三种食品的消费比重, 体现了不同收入等级城镇家庭食品消费结构的差异性。福利影响结果还显示出各项食品价格上涨的替代效应非常弱, 使二阶效应为正值, 这进一步恶化了直接价格效应, 使总福利损失更大。所以, 本文的研究方法能够更加准确地模拟食品价格上涨所带来的福利损失。

表 9 食品价格上涨 10% 对不同收入等级家庭的福利影响

福利 食品种类	低收入家庭		中等收入家庭		高收入家庭	
	福利变化 (%)	二阶效应 (%)	福利变化 (%)	二阶效应 (%)	福利变化 (%)	二阶效应 (%)
粮食	3.02	0.01	2.34	0.02	1.93	0.02
蔬菜	1.46	0.04	1.21	0.04	1.19	0.04
动物性食品	3.78	0.02	4.67	0.05	4.90	0.06
食用油	1.11	0.03	0.91	0.03	0.81	0.02
调节性食品	0.77	0.03	1.06	0.04	1.34	0.04

(二) 食品价格上涨对低收入家庭福利的影响

进一步分析食品价格上涨对三类低收入家庭福利的影响。结果见表 10。对困难家庭和最低收入家庭来说, 粮食价格是影响福利的最大因素。粮食价格上涨 10%, 困难家庭的福利损失为 4.08%, 最低收入家庭的福利损失为 3.63%。这主要是由于最低收入家庭和困

难家庭的粮食支出占食品总支出比重最大，食品消费结构较单一。对较低收入家庭福利影响最大的是动物性食品价格，动物性食品价格上涨 10%，较低收入家庭的福利损失为 4.79%。

总之，对困难家庭和最低收入家庭的福利影响最大的是粮食价格，对较低收入家庭的影响最大的是动物性食品价格。这证明了稳定粮食价格和动物性食品价格对保障城镇低收入家庭基本生活水平的重要性。

表 10 食品价格上涨 10% 对低收入等级内不同支出水平家庭的福利影响

食品种类	困难家庭		最低收入家庭		较低收入家庭	
	福利变化 (%)	二阶效应 (%)	福利变化 (%)	二阶效应 (%)	福利变化 (%)	二阶效应 (%)
粮食	4.08	-0.01	3.63	-0.002	2.42	0.03
蔬菜	1.64	0.05	1.56	0.05	1.35	0.04
动物性食品	2.02	-0.06	2.78	-0.03	4.79	0.07
食用油	1.46	0.03	1.32	0.03	0.91	0.04
调节性食品	0.83	0.03	0.80	0.03	0.74	0.04

(三) 不同家庭特征变量对困难家庭和最低收入家庭的福利影响

家庭人口、抚养比和户主受教育程度等家庭特征变量也可能对家庭的福利水平产生不同的影响。本文模拟在其他条件不变的情况下，粮食和动物性食品价格分别上涨 10% 对不同特征的困难家庭和最低收入家庭的福利影响，结果见表 11。

表 11 家庭特征差异对困难家庭和最低收入家庭的福利影响

	粮食价格上涨 10% 对困难家庭福利的影响 (%)	动物性食品价格上涨 10% 对困难家庭福利的影响 (%)	粮食价格上涨 10% 对最低收入家庭福利的影响 (%)	动物性食品价格上涨 10% 对最低收入家庭福利的影响 (%)
参考家庭	4.083	2.021	3.632	2.777
西部	4.090	2.025	3.638	2.781
东部	4.085	2.042	3.627	2.772
有困难补助	4.120	1.969	3.668	2.725
高中学历以下	4.082	1.999	3.631	2.755
高中学历以上	4.085	2.042	3.634	2.798
抚养比为 1	4.083	2.017	3.631	2.774
抚养比为 3	4.088	2.03	3.636	2.786
户主为青年	4.068	2.023	3.617	2.779
户主为老年	4.099	2.018	3.648	2.774
家庭人口为 1	4.107	2.102	3.656	2.858
家庭人口为 5	4.060	1.929	3.609	2.695

根据表 11，粮食价格或动物性食品价格上涨 10% 时，家庭特征差异造成的福利损失差异极不明显，福利损失的差异在绝大多数情况下小于 0.1 个百分点，只有家庭人口数差异在动物性食品价格上涨时产生的福利损失差异大于 0.1 个百分点，但小于 0.2 个百分点。总之，对困难家庭和最低收入家庭，无论居住地、有无困难补助、学历高低、抚养比多少、年龄大小和人口多少，面对食品价格上涨所受的福利损失都几乎相同。

六、结论与政策建议

(一)主要结论

我国城镇家庭的动物性食品消费支出占食品总支出的比重最大,其次是粮食和蔬菜,城镇居民的食品消费结构为“动物性食品+粮食+蔬菜”,这反映出动物性食品价格上涨会对我国城镇家庭日常膳食消费产生较大影响。

当城镇家庭收入较低,处于温饱阶段时,以粮食、蔬菜和食用油三种食品消费为主,对动物性食品和调节性食品的消费较少;当收入处于中等水平时,将会快速减少粮食、蔬菜和食用油的消费,而大量增加动物性食品的消费;在收入水平较高时,粮食、蔬菜和食用油稳定在较低水平,动物性食品和调节性食品稳定在较高水平。可见,城镇困难家庭对动物性食品的消费还未得到满足,动物性食品仍是困难家庭的奢侈品。因此,提高困难家庭动物性食品消费对改善其生活水平、提高福利非常重要。

对困难家庭和最低收入家庭的福利影响最大的是粮食价格,对较低收入家庭的影响最大的是动物性食品价格,说明这两大食品是我国城镇家庭的“生命线”。而两大食品的需求和支出弹性则随着收入的增加而递减,说明困难家庭和最低收入家庭对收入和价格非常敏感。因此,稳定粮食价格和动物性食品价格对保障城镇困难家庭和最低收入家庭基本生活水平至关重要。为了维持动物性食品和蔬菜两类食品的消费数量不变,收入补贴政策的效果优于价格补贴政策的效果,但对粮食来说则是价格补贴政策的效果优于收入补贴政策的效果。

此外,食品价格上涨时,家庭特征变量对处在同一收入等级的城镇家庭的福利影响不显著。

(二)对策建议

为了稳定食品价格,提高整体城镇居民的福利水平,从供给角度出发,可以通过鼓励土地适度规模经营,加快农业产业化和规模化发展;也可以通过增加农业科技投入、加强农业基础设施建设和提高劳动生产率来降低农业生产成本,增加粮食和动物性食品供给。

根据本文的研究结果,收入政策对改善困难家庭消费结构和福利状况最有效。因此,必须采取有针对性的收入政策,对低收入家庭进行收入补贴。目前我国的货币救助方式主要是,逢年过节的“送温暖”和救急救灾,未形成制度化的补贴机制。这一点我国可参考美国的“食品与营养援助项目”,该项目通过向低收入家庭发放“食品券”来解决低收入群体的“吃饭”问题,是美国联邦政府消除饥饿、保障食品安全和保证营养摄入的重要政策手段,可以为低收入群体提供“兜底”保障,以“食品券”形式提供救助还可以防范政府救助资金的通胀风险。

另外,应该把最低保障标准与价格挂钩,保持弱势群体最低生活保障标准的购买力不变,真正起到保护困难家庭购买力的作用。在缺乏低收入家庭物价指数的情况下,可选择粮食和动物性食品价格指数作为参考价格指数。

从消费者角度看,应当通过改革收入分配制度,建立养老保险、医疗保险、失业保险和最低工资等保障措施,减少收入差距,提高中低收入家庭的收入,增强其物价上涨的承受力。同时,也可以引入源自美国的劳动所得退税补贴政策。EITC是目前世界上比较流行的用于解决低收入劳动者“劳动贫穷”问题的可返还性税收抵免制度,其特点是以税收补贴的方式返还低收入劳动者的所得税,激励其就业,增加其收入,从而达到缓解贫困的目的。建立

适合中国国情的劳动所得退税补贴政策,结合我国现有的最低工资制度,形成一种综合性工作福利制度应是我国福利制度改革的一个方向。

主要参考文献:

- [1]陈纯槿,胡咏梅.中国城镇居民教育收益率的变动趋势[J].北京师范大学学报(社会科学版),2013,(5):54-68.
- [2]黄程.食品价格上涨对浙江城镇低收入家庭生活的影响[J].浙江统计,2004,(7):17-18.
- [3]吴蓓蓓,陈永福,于法稳.基于收入分层 QUAIDS 模型的广东省城镇居民家庭食品消费行为分析[J].中国农村观察,2012,(4):59-69.
- [4]夏晓平,罗凤金.物价上涨对不同收入群体支出的影响分析——以广东省为例[J].经济与管理研究,2012,(1):5-10.
- [5]Ackah C, Appleton S. Food price changes and consumer welfare in Ghana in the 1990s[R]. CREDIT Research Paper, 2007.
- [6]Azzam A M, Rettab B. A welfare measure of consumer vulnerability to rising prices of food imports in the UAE[J]. Food Policy, 2012, 37(5): 554-560.
- [7]Banks J, Blundell R, Lewbel A. Quadratic Engel curves and consumer demand[J]. Review of Economics and Statistics, 1997, 79(4): 527-539.
- [8]Blundell R W, Browning M, Crawford I A. Nonparametric Engel curves and revealed preference[J]. Econometrica, 2003, 71(1): 205-240.
- [9]Blundell R, Chen X, Kristensen D. Semi-nonparametric IV estimation of shape-invariant Engel curves[J]. Econometrica, 2007, 75(6): 1613-1669.
- [10]Deaton A. The analysis of household surveys: A microeconomic approach to development policy[M]. US: World Bank Publications, 1997.
- [11]Deaton A, Muellbauer J. An almost ideal demand system[J]. The American Economic Review, 1980, 70(3): 312-326.
- [12]Gorman W M. Theory and measurement of consumer behaviour: In honour of Sir Richard Stone[A]. Deaton A. The theory and measurement of consumer behaviour[C]. Cambridge: Cambridge University Press, 1981.
- [13]Howe H, Pollak R A, Wales T J. Theory and time series estimation of the quadratic expenditure system[J]. Econometrica, 1979, 47(5): 1231-1247.
- [14]Lewbel A. The rank of demand systems: Theory and nonparametric estimation[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1991, 59(3): 711-730.
- [15]Lewbel A, Pendakur K. Tricks with Hicks: The EASI demand system[J]. The American Economic Review, 2009, 99(3): 827-863.
- [16]Leyaro V, Morrissey O, Owens T. Food prices, tax reforms and consumer Welfare in Tanzania 1991-2007[J]. International Tax and Public Finance, 2010, 17(4): 430-450.
- [17]Lluch C. The extended linear expenditure system[J]. European Economic Review, 1973, 4(1): 21-32.
- [18]Magaña-Lemus D, Ishdorj A, Rosson III C P. Food Demand, Food Prices and Welfare Analysis utilizing EASI model[R]. Washington, DC. Selected Paper Prepared for Presentation at the Agricultural and Applied Economics Association's 2013 AAEA & CAES Joint, 2013.
- [19]Preckel P V, Cranfield J A L, Hertel T W. A modified, implicit, directly additive demand system[J]. Applied Economics, 2010, 42(2): 143-155.

- [20]Rimmer M T, Powell A A. Demand patterns across the development spectrum: Estimates for the AIDADS system[R]. Centre of Policy Studies/IMPACT Centre, Monash University, 1992.
- [21]Rimmer M T, Powell A A. An implicitly additive demand system[J]. *Applied Economics*, 1996, 28(12): 1613—1622.
- [22]Song Z, Li L, Ma C. The EASI demand system: Evidence from China household[R]. MPRA Paper No. 48435, 2013.
- [23]Stone R. Linear expenditure systems and demand analysis: An application to the pattern of British demand [J]. *The Economic Journal*, 1954, 64(255): 511—527.

The Effects of the Increase in Food Prices on Urban Households' Consumption and Welfare: Based on EASI Model

Zhao Xindong¹, Wang Xiaoye^{2,3}

(1. Institute of Quantitative Economics, Huaqiao University, Xiamen 361021, China;

2. School of Economics and Finance, Huaqiao University, Quanzhou 362021, China;

3. School of Economics, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450046, China)

Abstract: Based on EASI demand system which shares the same origin with the 2015 Nobel Prize owner Deaton's AIDS, this paper employs CHNS data and EASI demand system to empirically analyze the effects of the increase in food prices on consumption and welfare of urban households at different income levels, and compares the different effects of income-based subsidies and price-based. It comes to the results as follows: firstly, the animal food expenditure of urban residents accounts for the largest proportion of total food expenditure, followed by grain and vegetables, and the food consumption structure of urban residents is composed of animal food, grain and vegetables, showing that the increase in animal food prices has relatively greater effect on daily diet consumption of urban residents; secondly, food prices have the greatest effects on the welfare of poor households and families with the lowest income, and the prices of animal food have the greatest effect on the welfare of families with lower income; thirdly, as for families with low income, when the prices of animal food increase, the effect of income-based subsidy policy is superior to the one of price-based subsidy policy; when the food prices increase, the effect of price-based subsidy policy is superior to the one of income-based subsidy policy. It finally provides policy suggestions from the perspectives of production, subsidy policy and distribution system.

Key words: food price; income level; consumption; welfare; EASI model

(责任编辑 许 柏)