



系统工程理论与实践
Systems Engineering-Theory & Practice
ISSN 1000-6788,CN 11-2267/N

《系统工程理论与实践》网络首发论文

题目： 果蔬价格波动与不同收入群体的消费者福利效应——基于 EASI 非完整需求系统模型的实证分析
作者： 朱文博，韩昕儒，陈永福
收稿日期： 2022-01-07
网络首发日期： 2023-01-20
引用格式： 朱文博，韩昕儒，陈永福. 果蔬价格波动与不同收入群体的消费者福利效应——基于 EASI 非完整需求系统模型的实证分析[J/OL]. 系统工程理论与实践. <https://kns.cnki.net/kcms/detail//11.2267.n.20230118.1200.001.html>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

Doi: 10.12011/SETP2021-3168

果蔬价格波动与不同收入群体的消费者福利效应*

——基于 EASI 非完整需求系统模型的实证分析

朱文博¹, 韩昕儒², 陈永福³

(1. 中国社会科学院 农村发展研究所, 北京 100732; 2. 中国农业科学院 农业经济与发展研究所, 北京 100081; 3. 中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)

摘要 蔬菜和水果在中国居民膳食结构中占据重要地位, 其价格波动给消费者福利带来的影响不容忽视, 尤其是对不同收入群体福利的影响存在异质性。本研究基于非完整需求系统的分析框架, 运用准确映射的斯通指数隐含马歇尔需求系统 (EASI) 模型和国家统计局城镇住户调查微观数据, 考察了果蔬产品间的交叉价格效应以及果蔬价格变动对不同收入群体消费者福利的影响。研究表明, 果蔬产品间存在显著的交叉价格效应, 其中, 鲜蔬菜、鲜水果和鲜瓜果之间存在明显的替代关系, 干蔬菜制品、干果及干瓜果制品对于鲜蔬菜均表现出替代性, 干蔬菜制品也是鲜水果的替代品且替代性较强。果蔬价格上涨会降低消费者福利, 如果不考虑 EASI 非完整需求系统在福利分析时的间接效果, 将会低估消费者福利损失。蔬菜价格上涨带来的福利损失随着居民收入的提高呈下降趋势, 水果价格上涨带来的福利损失随收入增长则呈现先下降后上升的“U”型分布。因此有必要平抑果蔬价格上涨和保障消费者福利, 并针对收入群体差异制定不同政策措施。

关键词 果蔬价格; 收入分组; 交叉价格效应; 福利分析; EASI 非完整需求系统模型

Volatility of vegetable and fruit prices and consumer welfare effects in different income groups

——An empirical analysis based on the EASI Incomplete Demand System Model

ZHU Wenbo¹, HAN Xinru², CHEN Yongfu³

(1. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

收稿日期: 2022-01-07

作者简介: 朱文博 (1993-), 男, 汉族, 山东聊城人, 助理研究员, 博士, 研究方向: 食物消费、食物经济, E-mail: zhuwenbo@cass.org.cn; 韩昕儒 (1989-), 男, 汉族, 山东潍坊人, 副研究员, 博士, 研究方向为食物消费与营养、粮食安全; 通讯作者: 陈永福 (1971-), 男, 汉族, 山东冠县人, 教授、博士生导师, 博士, 研究方向: 农业经济理论与政策、粮食安全, E-mail: chenylf@cau.edu.cn.

基金项目: 2023 年中国社会科学院创新工程项目(2023NFSB10); 2021 年度中央农办农业农村部乡村振兴专家咨询委员会软科学课题(RKX20213204); 中央级科研院所基本科研业务费专项(1610052022026)

Foundation item: Innovation Program of the Chinese Academy of Social Sciences (2023NFSB10); 2021 Soft Science Fund of Expert Advisory Committee on Rural Revitalization of the Ministry of Agriculture and Rural Affairs and the Office of the Central Rural Work Leading Group (RKX20213204); Central Public-interest Scientific Institution Basal Research Fund (1610052022026)

中文引用格式: 朱文博, 韩昕儒, 陈永福. 果蔬价格波动与不同收入群体的消费者福利效应——基于 EASI 非完整需求系统模型的实证分析[J]. 系统工程理论与实践, 20XX, 1(1): 1-20.

英文引用格式: Zhu W B, Han X R, Chen Y F. Volatility of vegetable and fruit prices and consumer welfare effects in different income groups: An empirical analysis based on the EASI incomplete demand[J]. Systems Engineering—Theory & Practice, 20XX, 1(1): 1-20.

2. Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China; 3. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract Vegetables and fruits play an important role in Chinese diet and the welfare changes brought by price fluctuations to consumers cannot be ignored, especially the heterogeneity among different income groups. Based on the framework of the incomplete demand system, this study uses the EASI model and the microdata from the National Bureau of Statistics to examine the cross-price effect of fruit and vegetable consumption and changes in consumer welfare of different income strata. The research results show that there is a significant cross-price effect between fruit and vegetables. Among them, there is an obvious substitution relationship between fresh vegetables, fresh fruits and fresh melons. Dried vegetable products and dried fruits show substitution for fresh vegetables. Dried vegetable products are also substitutes for fresh fruits and have strong substitutes. The increase in fruit and vegetable prices will reduce consumer welfare. If the indirect effect of the EASI incomplete demand system in welfare analysis is not considered, the loss of residents' welfare will be underestimated. The impact of rising vegetable prices on consumer welfare will decline with increasing income while the influence of rising fruit prices shows a U-shaped distribution. Therefore, it is necessary to calm the rise in the price of fruits and vegetables and protect the consumer welfare. And it is vital to formulate different policies according to different income groups.

Keywords price of fruits and vegetables; income group; cross-price effect; welfare analysis; EASI incomplete demand system model

1 引言

随着社会经济的发展和居民健康饮食观念的增强,被称为“人类健康卫士”的蔬菜水果在膳食结构中的地位愈发重要。国家统计局数据显示,2020年我国居民人均蔬菜和水果的消费量分别为100.2千克和56.3千克(相当于每天摄入蔬菜274.5克和水果154.2克),比2015年增长了5.6%和26.5%,但是仍然低于《中国居民膳食指南(2022)》推荐的每天300~500克蔬菜和200~350克水果的摄入标准。蔬菜和水果(以下简称“果蔬”)富含维生素、矿物质及膳食纤维,而且能量低,具有保持人体肠道正常功能和降低心脑血管疾病、癌症等慢性病发病风险等重要功能^[1-3]。相关研究证实,适量增加坚果摄入可降低全因死亡风险,蔬菜和水果联合摄入可降低肥胖的发病风险^[4,5]。未来,在加快推动健康中国战略、促进全体居民共同富裕等目标背景下,我国居民的收入水平和营养健康知识水平将进一步提高,低热量、低脂肪、高纤维的健康营养食物不仅仅会变为一种时尚标签,也会成为一种生活方式。在我国居民食物消费模式持续转型升级过程中,果蔬也将扮演愈发重要的角色。

果蔬种类繁多、内部结构复杂,相互间的互补替代关系不容忽视。平时所说的果蔬一般是指狭义的蔬菜和水果,是鲜蔬菜、鲜水果和鲜瓜果的总称,而广义的果蔬还包括干制蔬菜、干果坚果、蜜饯、果蔬罐头等加工制品。现阶段果蔬供需两侧呈现出了新特征。从消费端看,随着居民收入水平的提高、营养健康观念的增强、工作生活节奏的加快以及休闲消费需求的增加,多样化和高端化的果蔬产品需求日益旺盛,干制菌类和干果等膳食指南推荐的营养型果蔬产品消费增多,以干蔬菜制品和干果制品为主的休闲零食消费规模也有所扩大^[6]。从供给侧看,食品加工制造业快速发展,果蔬加工企业规模扩张,技术进步和加工成本降低为市场供应了丰富多样的干鲜果蔬制品。国家统计局数据显示,按照2012年不变价计算,2018年中国蔬菜、水果、坚果和其他农副食品加工业的增加值为1883亿元,比2012年的1373亿元增长了37.1%^①。产值快速增长的背后,一方面是果蔬加工品耐保藏、易运输、附加值

① 中国国家统计局,投入产出表,2022年3月28日,
<https://data.stats.gov.cn/ifnormal.htm?u=/files/html/quickSearch/trcc/trcc01.html&h=740>

高等自身特点吸引了资金,另一方面是国家推动农业产业链延伸和农业一二三产业融合发展等政策的支撑作用^[7]。因此,多样化的果蔬产品之间可能存在替代互补关系,在分析果蔬消费的价格特征时,其内部的交叉价格效应不容忽视。

防范农产品价格风险是确保实现全体居民共同富裕的关键举措,由于果蔬在居民膳食结构中的重要地位,果蔬价格的波动可能会显著影响消费者福利^[8,9]。近年来气候变化、农资涨价、政策规制、新冠肺炎疫情、国际地缘冲突等因素导致果蔬供给减少;同时,营养健康的膳食理念及食物消费结构升级又极大地促进了果蔬消费需求的增长。在二者双重作用下,表现为果蔬供需失衡和价格波动加剧,尤其是供小于求造成的价格上涨趋势较为明显,这势必会给消费者福利造成一定的冲击。在测算消费者福利变化时,如果将果蔬作为两个整体而不考虑其内部的交叉价格效应,很可能造成福利评估失效。对不同收入群体而言,受收入天花板所限,低收入群体的脆弱性较强,福利水平受果蔬价格上涨的影响可能较大,而高收入群体可能表现出较强的韧性。同时,各收入群体间的食物消费偏好差异明显,仅仅关注果蔬价格变化引致的福利水平平均变化是远远不够的^[10,11]。因此,精准评估果蔬价格上涨所引起的果蔬交叉价格效应和不同收入群体消费者福利变化具有重要的理论价值和实践意义。

本研究拟基于消费需求理论构建一个包含鲜果蔬和果蔬加工品的需求系统模型,重点关注果蔬价格上涨所引起的交叉价格效应,同时全面剖析果蔬价格上涨对不同收入群体的影响程度。研究结果不仅有助于详细、准确地评估果蔬价格变化对消费者福利的影响,而且为稳定果蔬价格政策以及保障消费者福利政策的制定提供理论支撑和定量依据。本文其余部分的结构如下:第二部分为文献综述,第三部分介绍理论框架、研究假设和研究方法,接下来是数据来源及描述性分析,第五部分是实证结果分析,最后为结论和政策建议。

2 文献综述

国内外已有较多文献深入分析了蔬菜和水果的消费特征并估计了需求弹性^[12-16]。基于国内外相关研究的统计分析结果表明,蔬菜需求的马歇尔自价格弹性均值为-0.761,区间范围为-1.375~-0.182,收入弹性均值为0.834,最小值和最大值分别为0.025和1.626;水果需求的马歇尔自价格弹性均值为-0.906,区间范围为-1.205~-0.344,收入弹性均值为0.686,最小值和最大值分别为0.094和1.226。上述弹性估计值的差异主要来源于数据、模型和估计方法等因素的差异。稳健精准的参数和弹性估计对于进一步分析消费者福利问题至关重要。

在探究食品价格上涨对居民消费和福利影响的文献中,由于发展中国家的低收入群体比重较高,其福利更易受价格波动的影响,Cudjoe et al.、Vu and Glewwe、Attanasio et al.、Tiberti and Tiberti、Adekunle et al.、Schmidt et al.等国外学者以发展中国家为对象开展了定量研究^[17-22]。另外,Zhen et al.研究了含糖饮料价格税对美国居民福利的影响,其本质也是价格上涨的影响效应分析^[23]。国内研究的典型文献主要有赵昕东和汪勇、杨天宇和张品一、赵昕东和王小叶、张品一、王勇等^{[8][10][24-26]}。总体来看,这些文献的研究思路是通过估计需求价格弹性来评估价格波动对居民消费需求的影响,然后通过消费者剩余、等价变化、补偿变化或者生活成本指数来评估消费者福利受到的冲击。相关研究结果均表明食品价格的上涨会导致消费结构变化和消费者福利损失,但是在研究对象、研究方法和研究数据等多方面存在显著差异,需要根据实际问题和现实需求进行更深层次的分析 and 探讨。

首先,从研究对象来看,已有文献大多基于食品大类,深入分析了食品价格上涨对不同地区、不同收入阶层或者不同家庭特征居民消费需求和福利水平的影响。聚焦于食品总体,Ferreira et al.、赵昕东和汪勇分别研究了食物价格上涨对巴西和中国不同收入群体居民消费行为和福利的冲击,研究结果显示食品价格上涨对低收入群体的影响更大^[24,27];王勇进一步探究了食品价格波动对我国东、中、西部地区的不同户主年龄特征家庭的福利影响^[10]。另外,

一些文献的研究视角着眼于食品系统内部大类, Ghahremanzadeh and Ziaei、杨天宇和张品一以及张品一都构建了包含多种食物大类的需求系统模型, 分别测算了食品价格上涨对伊朗、中国城镇和农村消费者福利的影响^[8,26,28]。然而, 现有研究没有针对果蔬子系统深入分析鲜果蔬价格上涨对果蔬内部消费结构的影响效应, 也缺乏对整个收入分布上的消费者福利变化的详细评估。

第二, 从研究方法来看, 运用需求系统模型测算需求弹性和福利变化已成为主流。前期的众多研究运用近乎理想需求系统(AIDS)或其二次型(QUAIDS)模型评估食品价格上涨的一阶福利效应, 后来考虑到商品间的替代性, 在希克斯价格弹性的基础上将间接效果纳入分析框架^[19,26]。以上模型都没有突破三阶秩^②需求系统的约束, 导致福利的测算有偏误^[29]。为了解决需求系统秩的问题, 并进一步捕捉不可观测的异质性特征对消费者福利的影响, Lewbel and Pendakur、赵昕东和王小叶构建了准确映射斯通指数隐含马歇尔需求系统(EASI)模型来评估福利效应^[25,29]。另外, Zhen et al.的研究中进一步将EASI模型和非完整需求系统的理念结合, 克服了完整需求系统下的多阶段预算框架带来的福利测度的偏差, 并可以直接获得无条件支出弹性^[23,30]。目前, 国内食物消费领域应用该方法的研究相对较少。

第三, 从研究数据来看, 多数文献运用微观调查数据研究价格上涨对居民消费和福利的影响。值得注意的是, 微观消费数据中往往存在大量的零支出样本, 如果不处理将会导致估计结果有偏, 也就是常说的零值问题。现有的多数国内研究或者不处理零值问题, 或者直接剔除零支出的样本, 这既降低了样本量而丢失了大量有用的信息, 又会导致估计结果有偏。因此, 在分析果蔬价格上涨对居民消费和福利的影响时, 运用大样本数据并有效处理零值问题至关重要。本研究拟重点测算具体果蔬类别鲜蔬菜和鲜水果价格的上涨对处于不同收入分布上的阶层消费者福利的影响, 以期得到更加精准有效精细化的政策含义。同时基于大样本微观数据, 构建EASI非完整需求系统模型, 并将EASI模型和Shonkwiler and Yen的两阶段一致估计法相结合, 既突破了需求系统的三阶秩, 又有效处理了零值问题, 使弹性和福利度量更加精准^[31]。

在现有研究的基础上, 本研究基于国家统计局22216户城镇住户微观数据, 构建了一个包含鲜蔬菜、干蔬菜制品、鲜水果、鲜瓜果、干果及瓜果制品的EASI非完整需求系统模型, 实证分析果蔬价格上涨所引起的果蔬交叉价格效应以及其对不同收入群体消费者福利的影响, 以期得到更加精准有效的政策含义。相比于以往文献, 本研究的贡献主要体现在两方面: 一是拓宽了食物消费问题的研究边界与研究视角, 研究对象聚焦于果蔬需求系统, 并探究不同收入群体以及详细收入阶层消费者福利变化, 既可以准确识别价格上涨所引起的果蔬内部的交叉价格效应, 又可以使本研究的政策含义更具有应用价值; 二是改进了研究方法, 基于大样本微观数据, 构建EASI非完整需求系统模型, 并和Shonkwiler and Yen的两阶段一致估计法等方法相结合, 既突破了需求系统的三阶秩, 又有效处理了零值问题和内生性问题, 刻画了高阶恩格尔曲线形式并识别了无法观察到的消费异质特征, 估计出了相对稳健的需求弹性, 并纠正了福利分析的偏差^[31]。

3 理论框架和研究方法

本部分首先开展理论分析, 对研究假说进行说明, 然后介绍EASI非完整需求系统模型的构建过程, 最后说明模拟分析福利变化的方法。

^② 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^[28], AIDS模型是二阶秩需求系统, 恩格尔曲线是线性的, QUAIDS模型是三阶秩需求系统, 恩格尔曲线是二次型的。

3.1 理论分析与研究假说

根据消费需求理论和福利经济学理论，食物消费行为是理性消费者在预算约束下进行消费决策来选择使效用最大化的食物组合的过程，不同收入群体的食物组合选择差异来源于消费偏好差异和经济约束差异。一方面，消费偏好差异表现为无差异曲线形状的差异，低收入群体的边际替代率（无差异曲线斜率的绝对值）可能更高，因为在保持效用不变的条件下，低收入者受限于收入水平和消费理念，在增加一种食物消费时更可能放弃另一种食物消费，具体体现为图 1 中无差异曲线形状的差异；另一方面，经济约束差异体现为预算约束线的位置不同，低收入群体的预算约束线更靠近于坐标系原点，具体体现为图 1 中低收入群体的预算约束线在横轴上的截距更短。此时，在初始均衡条件下，低收入群体和高收入群体的均衡点分别为 q' 和 q'' 。在面临相同食物价格上涨幅度时，不同收入群体的消费者会重新调整自己的食物选择组合，无差异曲线与预算约束线的切点位置发生了变化，低收入群体和高收入群体的新均衡点变为 $q^{*'}$ 和 $q^{*''}$ 。在这个过程中会自然发生商品间的替代，同时也会造成居民福利的下降。假定图中的虚线表示在价格上涨前的效用水平上的补偿预算线，同时假定食物 2 的价格 $p_2=1$ ，那么表示消费者福利水平变动的指标——补偿变化（Compensating Variation, CV），对于低收入群体和高收入群体可以分别表示为图中的 CV' 和 CV'' ，同时存在 $CV' > CV''$ 。换言之，在给定不同收入群体的消费偏好差异和经济约束差异的前提下，在面对相同价格变化时，低收入群体的福利变化绝对值要大于高收入群体。故提出本文第一个研究假说：

假说 1： 果蔬涨价会损失消费者福利，但各收入群体消费者福利变化存在差异，低收入群体的福利损失可能最大。

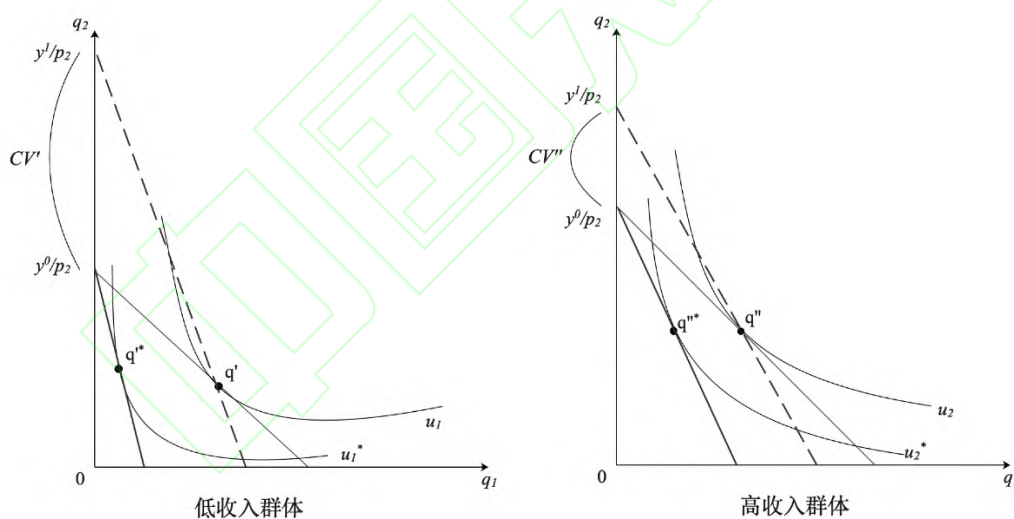


图 1 不同收入群体的福利变化

从现实中看，随着消费者在收入增长、营养健康需求提高以及时间成本增加等因素的影响下，其饮食偏好会发生以下三方面的改变：

一是消费者的饮食偏好向多样化和高端化转变。根据经济学中著名的恩格尔定律（Engel's law），随着收入水平的提高，食物支出在总支出中的比重会下降。恩格尔定律从理论上讲有两种引申含义，一是在收入水平较低时，基础性的商品支出份额较高，挤压了发展享受型商品的消费空间，从而降低了消费组合的多样性；二是随着收入的提高，消费结构会朝着奢侈品增多、必需品减少的方向发展，这意味着总体消费质量的改善^[32]。对于食物消费内部结构的变化规律亦如此，随着消费者收入水平的提高，购买食物的预算约束进一步放松，不仅会增加食物消费的多样性，还会改善自身的膳食质量^[33]。相比于改革开放前，我国

居民尤其是城镇居民的收入水平和生活质量显著改善,同时,果蔬类食物的特点在于种类多样和品质差异大,因此当前消费者会趋向于增加购买果蔬的种类或者选择购买高品质果蔬产。这意味着不同种类果蔬之间的互补替代关系可能会增强,尤其是高质量的果蔬产品更受青睐^[34]。从果蔬消费的多样化和高端化偏好看,探究果蔬产品内部的互补替代关系愈发重要,故提出本文的第二个研究假说:

假说 2: 鲜果蔬之间的交叉价格效应显著,鲜蔬菜和鲜水果间存在替代关系,鲜水果和鲜瓜果间同样存在替代性。

二是消费者的饮食偏好向健康化和营养化转变。根据 Pokin 提出的营养转型 (Nutrition Transition) 理论的基本思想,居民对营养健康饮食行为的追求逐渐强化,从最早的营养不良阶段过渡到膳食疾病增多阶段,再到健康膳食阶段。当前我国城镇居民收入水平已达到较高程度,尤其是大城市中居民营养健康意识较高,通过主观改善自身膳食结构和营养结构的行为出现,高脂肪和加工食品明显减少,蔬菜水果等低脂肪、高纤维的食物消费增加,已进入营养转型阶段的中后期^{[35][36]}。果蔬内部的消费结构也会因此而分化,健康价值高、营养丰富的果蔬类别更受消费者欢迎。一方面,干蔬菜制品主要包括蘑菇、木耳等干制菌类,其营养价值丰富,随着煲汤、药膳等养生性饮食需求增加,干蔬菜的消费也会提高。另一方面,干果富含人体所需的多种微量元素,《中国居民膳食指南》以及相关研究都在健康膳食中推荐摄入适量干果及其制品。因此,消费者可能消费更多的干蔬菜和干果制品来替代其他果蔬产品。

三是消费者的饮食偏好向便利化和休闲化转变。根据 Becker 提出的时间配置理论及其衍生出的闲暇时间经济理论^[37],家庭时间配置中可以区分出劳动时间和闲暇时间,二者都可以产生效用。而在闲暇时间内部,又可划分出必要型闲暇时间和享受型闲暇时间,前者包括吃饭、休息等维持生存的必要时间,后者即纯粹的休闲娱乐时间^[38]。消费者在进行消费决策时也进入了时间配置的权衡 (Trade-off) 过程,一方面要保障劳动时间来获得足够的收入,另一方面要确保一定的享受型闲暇时间来获得闲暇的效用,那么相对优化的路径就是压缩吃饭时间等必要型闲暇时间从而换取劳动时间或者闲暇时间。现实中有两类代表性群体——“打工阶层”和“趋闲阶层”^[39]。其中,“打工阶层”代表了城镇中大多数普通劳动者,其收入来源主要是工资性收入且单位时间工资率相对较低,该类群体的效用主要来自于劳动时间,其饮食偏好会更加趋向于便利化,从而减小工资收入损失的机会成本,即快餐和方便食品消费能力强。2015—2019 年,我国方便面需求量连续五年排名世界首位,但人均消费量仅排名第十位,未来仍有较大增长空间^[5]。方便食品具有食用简便、携带方便、易于储藏等特征,其中多数都包含干蔬菜等调料包,方便食品消费的增长会拉动干蔬菜制品消费规模扩大。相比之下,“趋闲阶层”收入中的非工资收入占比相对较大,总收入也相对较高,对其而言休闲娱乐是“优质品”且获得的效用较高,该类群体饮食偏好会更加趋向于休闲化,即零食消费能力偏强。2000—2018 年,中国居民在正餐之外的零食消费率显著提高,从 10.4% 增加到 52.1%,其中,城市居民零食消费率从 2000 年的 20.7% 增加到 2018 年的 67%^[6]。果蔬相关的零食制品主要为干制果蔬以及干果等,果蔬零食消费的增加可能会替代正餐中的鲜果蔬。因此,从饮食偏好的健康化、营养化、便利化和休闲化转变特征看,干蔬菜制品、干果及瓜果制品消费规模扩大是发展趋势,故提出本研究的第三个研究假说:

假说 3: 干果蔬制品和鲜果蔬之间的交叉价格效应显著,即干蔬菜制品、干果及瓜果制品与鲜蔬菜、鲜水果之间存在替代关系。

3.2 EASI 非完整需求系统模型

完整需求系统模型是分析多类商品间互补替代关系的常用方法,在完整需求系统的估计过程中为了解决商品类别过多导致的自由度降低和运算困难问题,往往基于弱可分性假定建立多阶段预算框架来开展分析,但是这是一个较强的假定且已经被证实在开展弹性估

计和福利分析时会造成偏差^[40]。与基于弱可分性和多阶段预算框架的假定构建的完整需求系统（或称为条件需求系统）模型不同，本研究基于 Lewbel 和 Pendakur 提出的 EASI 需求系统模型，进一步融入 LaFrance and Hanemann 的非完整需求系统的思想，构建了 EASI 非完整需求系统模型。

需要特别说明的是，AIDS 模型和 QUAIDS 分别为二阶秩和三阶秩的需求系统模型，他们的恩格尔曲线形状最高为二次型，受约束于 Gorman 的理论^[41]，即基于效用导出的多项式需求系统的秩的最大阶数是三阶。EASI 模型具备 AIDS 模型和 QUAIDS 模型的所有优点，并且具备这两个模型不具备的三大优势，一是允许任意阶数的恩格尔曲线形式，彻底突破了三阶秩的约束条件；二是误差项可以反映无法观察到的消费异质特征；三是支出份额方程中不仅包括价格项和家庭特征变量的交互项，还包括价格与总支出的交互项以及价格与家庭特征变量的交互项。通过构建 EASI 非完整需求系统来分析果蔬消费并测算福利效应是本研究最重要的创新之处。

根据消费者行为理论，EASI 需求系统模型由成本函数推导而出，其基本理论框架是：在给定商品价格 \mathbf{p} 的条件下，具有可观测特征 \mathbf{z} 和不可观测特征 $\boldsymbol{\varepsilon}$ 的消费者为了实现一定的效用水平 u ，如何选择各类食物的预算支出比例从而使总成本最小。

假定家庭的成本函数（支出函数）的对数为：

$$\ln C(\mathbf{p}, u, \mathbf{z}, \boldsymbol{\varepsilon}) = u + (\ln \mathbf{p})' \left[\left(\sum_{r=0}^R \boldsymbol{\alpha}_r u^r \right) + \mathbf{Cz} + \mathbf{Dzu} \right] + \frac{1}{2} \sum_{l=0}^L z_l (\ln \mathbf{p})' \mathbf{A}_l (\ln \mathbf{p}) + \frac{1}{2} (\ln \mathbf{p})' \mathbf{B} (\ln \mathbf{p}) u + (\ln \mathbf{p})' \boldsymbol{\varepsilon} \quad (1)$$

其中，用 $\ln \mathbf{p} = (\ln p_1, \dots, \ln p_I)'$ 表示各类食物价格对数的 I 阶向量； $\mathbf{z} = (z_1, \dots, z_L)'$ 表示 L 阶影响消费偏好的可观测到的家庭特征变量； $\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_I)'$ 代表 I 阶影响消费偏好的不可观察到的特征，且满足 $\mathbf{1}'_I \boldsymbol{\varepsilon} = 0$ ， $\mathbf{1}'_I$ 为全部元素都为 1 的 I 维列向量； u 表示效用水平。 $\boldsymbol{\alpha}_r$ 为 I 阶参数列向量，满足 $\mathbf{1}'_I \boldsymbol{\alpha}_0 = 1$ 且 $\mathbf{1}'_I \boldsymbol{\alpha}_r = 0$ ($r \neq 0$)； R 表示需求系统的秩，为整数且 $1 \leq R \leq I-2$ ， I 为需求系统中商品的总数目； \mathbf{A}_l ($l=1, \dots, L$) 为价格和家庭特征变量的交互项的参数矩阵，当 $l=0$ 时， $z_0=1$ ， \mathbf{A}_0 表示价格变量的系数矩阵， \mathbf{B} 为价格和效用的交互项的参数矩阵，都是 $I \times I$ 阶的对称矩阵，满足 $\mathbf{1}'_I \mathbf{A}_l = \mathbf{1}'_I \mathbf{B} = \mathbf{0}'_I$ ； \mathbf{C} 为家庭特征变量的参数矩阵， \mathbf{D} 为家庭特征变量和效用的交互项的参数矩阵，都为 $I \times L$ 阶矩阵，满足 $\mathbf{1}'_I \mathbf{C} = \mathbf{1}'_I \mathbf{D} = \mathbf{0}'_L$ 。

根据谢泼德引理，可以得到希克斯需求的支出份额：

$$\omega(\mathbf{p}, u, \mathbf{z}, \boldsymbol{\varepsilon}) = \left(\sum_{r=0}^R \boldsymbol{\alpha}_r u^r \right) + \mathbf{Cz} + \mathbf{Dzu} + \sum_{l=0}^L z_l \mathbf{A}_l (\ln \mathbf{p}) + \mathbf{B} (\ln \mathbf{p}) u + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2)$$

假设隐含效用 (implicit utility) u 为 y ，则隐含马歇尔需求份额可以表示为：

$$\mathbf{w} = \left(\sum_{r=0}^R \boldsymbol{\alpha}_r y^r \right) + \mathbf{Cz} + \mathbf{Dzy} + \sum_{l=0}^L z_l \mathbf{A}_l (\ln \mathbf{p}) + \mathbf{B} (\ln \mathbf{p}) y + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (3)$$

其中，

$$y = \frac{\ln x - (\ln \mathbf{p})' \mathbf{w} + \frac{1}{2} \sum_{l=0}^L z_l (\ln \mathbf{p})' \mathbf{A}_l (\ln \mathbf{p})}{1 - \frac{1}{2} (\ln \mathbf{p})' \mathbf{B} (\ln \mathbf{p})} \quad (4)$$

类似其他任何用货币度量的效用表示形式，隐含效用 y 是效用 u 在数学上的一种客观且简便的表示方法。从上式可以看出，隐含效用 y 是名义支出 x 的一个映射，在商品价格 \mathbf{p} 都等于 1 的基期，所有 $\ln \mathbf{p}$ 都等于 0，即 $y = \ln x$ ，也为基期效用。因此，式 (3) 和式 (4)

所构成的需求系统被称为准确映射的斯通指数隐含马歇尔需求系统(Exact Affine Stone Index Implicit Marshallian Demand System, EASI)。

在传统的 EASI 模型的基础上,本研究做出了以下两方面的改进:

一方面,为了实现非完整需求系统的构建,我们参照 Zhen et al. 的方法^[23],构造了一个代表其他食物及非食物商品的复合商品,复合商品的支出为家庭总支出与 5 类果蔬支出的差,其价格是通过其他各类食物、衣着、居住、交通、通讯、文娱等 k 类商品的价格构造的一个价格指数 $p_c = \sum^n s_k v_k$, s_k 为商品 k 在全部 k 类商品中的支出份额, v_k 为商品 k 的价格。我们将该类商品作为需求系统中的第 6 类商品,即“其他商品”。

另一方面,为了处理微观数据中的零值问题,Shonkwiler and Yen 提出了两阶段一致估计法^[31],该方法的思想是在第一阶段运用 Probit 模型估计出是否消费该类食物的累积分布函数 $\Phi_i = \Phi_i(\mathbf{d}'\boldsymbol{\tau})$ 和概率密度函数 $\phi_i = \phi_i(\mathbf{d}'\boldsymbol{\tau})$; 第二阶段为了纠正零值问题带来的偏差,将第一阶段估计出的 Φ_i 和 ϕ_i 的预测值嵌入需求系统模型的份额方程式(3)中估计新的方程:

$$w_i = \Phi_i(\mathbf{d}'\hat{\boldsymbol{\tau}}) \cdot w_i^* + \theta_i \phi_i(\mathbf{d}'\hat{\boldsymbol{\tau}}) \quad (5)$$

其中, w_i 为观测到的支出份额, w_i^* 表示式(3), \mathbf{d} 表示 Probit 模型中的自变量向量,包括支出的对数、价格的对数和家庭特征变量, $\hat{\boldsymbol{\tau}}$ 表示系数的估计值, θ_i 为待估参数。

显然,这时 EASI 需求系统的加总性不再满足,但仍然满足齐次性和对称性,可以表示为:

$$\mathbf{1}'_I \mathbf{A}_1 = \mathbf{1}'_I \mathbf{B} = \mathbf{0}'_I; \quad \mathbf{1}'_I \mathbf{C} = \mathbf{1}'_I \mathbf{D} = \mathbf{0}'_I; \quad (\mathbf{A}_1 \text{ 和 } \mathbf{B} \text{ 都是 } I \times I \text{ 阶的对称矩阵})$$

因此,为了实现加总性约束,我们参照 Yen et al. 的做法只估计 $I-1$ 个方程,而第 I 个方程(本研究中的“其他商品”)的弹性可以根据需求系统弹性的基本性质计算得出^[42]:

$$\sum_i w_i \varphi_{ij}^M + w_j = 0; \quad \sum_i w_i e_i = 1; \quad \sum_j \varphi_{ij}^M + e_i = 0 \quad (6)$$

其中, φ_{ij}^M 为 i 商品关于 j 商品价格的马歇尔需求价格弹性, e_i 为 i 商品的无条件支出弹性, w_i 为 i 商品的支出份额。

需要说明的是,为了检验由于支出份额和支出、价格之间存在关联而可能产生的内生性问题,参照 Zhu et al. 的做法,本研究进行了 Dubin-Wu-Hausman (DWH) 检验^[16], DWH 统计量可以表示为:

$$DWH = (\mathbf{B}_{ex} - \mathbf{B}_{en})' (\boldsymbol{\Sigma}_{ex} - \boldsymbol{\Sigma}_{en})^{-1} (\mathbf{B}_{ex} - \mathbf{B}_{en}) \quad (7)$$

其中,处理内生性的 EASI 模型和没有处理内生性的 EASI 模型的参数矩阵分别为 \mathbf{B}_{ex} 和 \mathbf{B}_{en} , 方差协方差矩阵分别为 $\boldsymbol{\Sigma}_{ex}$ 和 $\boldsymbol{\Sigma}_{en}$ 。统计量大于临界值则可以拒绝不存在内生性的原假设,证明处理内生性的必要性。为了处理可能存在的内生性问题,本研究采用广义矩估计法(GMM)进行估计,家庭总支出的工具变量选择家庭总收入,价格的工具变量选择样本点所在地区的经度和纬度。同时,GMM 估计法不要求误差项服从正态分布,也允许异方差的存在,是最大似然法(ML)和非线性似无相关回归(NLSUR)的一般形式。

根据式(3)和式(4),可以求出马歇尔需求的支出份额 \mathbf{w} 关于 $\ln x$ 的导数:

$$\frac{\partial \mathbf{w}}{\partial \ln x} = \left\{ \mathbf{I}_1 + \frac{\left[\left(\sum_{r=1}^R \alpha_r r y^{r-1} \right) + \mathbf{Dz} + \mathbf{B}(\ln p) \right] \cdot (\ln p)'}{1 - \frac{1}{2} (\ln p)' \mathbf{B}(\ln p)} \right\}^{-1} \cdot \frac{\left(\sum_{r=1}^R \alpha_r r y^{r-1} \right) + \mathbf{Dz} + \mathbf{B}(\ln p)}{1 - \frac{1}{2} (\ln p)' \mathbf{B}(\ln p)} \quad (8)$$

其中, \mathbf{I}_I 表示 I 阶单位矩阵, 则 i 商品的马歇尔需求无条件支出弹性为:

$$e_i = \frac{1}{w_i} \cdot \frac{\partial w_i}{\partial \ln x} + 1 \quad (9)$$

i 商品关于 j 商品价格的希克斯需求 (补偿) 价格弹性 φ_{ij}^H 表示为:

$$\varphi_{ij}^H = \left(\sum_{l=0}^L A_{l,ij} z_l + B_{ij} y \right) \cdot \frac{1}{w_i} + w_j - \delta_{ij} \quad (10)$$

其中, δ_{ii} 表示克罗内克函数, 当 $i=j$ 时, $\delta_{ii}=1$; 当 $i \neq j$ 时, $\delta_{ij}=0$ 。根据式 (8)、式 (9)、式 (10) 及斯拉茨基方程, i 商品关于 j 商品价格的马歇尔需求 (非补偿) 的价格弹性 φ_{ij}^M 可以表示为:

$$\varphi_{ij}^M = \frac{\left(\sum_{l=0}^L A_{l,ij} z_l + B_{ij} y \right)}{w_i} - \frac{w_j}{w_i} \cdot \frac{\partial w_i}{\partial \ln x} - \delta_{ij} \quad (11)$$

由于运用了干蔬菜制品、鲜瓜果、干果及瓜果制品这三个方程采用了 Shonkwiler and Yen 的两阶段一致估计法, 所以这三类食物的支出弹性公式调整为

$e_i = \left[\Phi_i \cdot \left(\frac{\partial w_i^*}{\partial \ln x} \right) + \tau_j \phi_i \cdot \left(w_i^* - \theta_i \cdot \mathbf{d}' \boldsymbol{\tau} \right) \right] \cdot 1 / w_i + 1$, 马歇尔需求价格弹性公式调整为

$\varphi_{ij}^M = \left[\Phi_i \cdot \left(\frac{\partial w_i^*}{\partial \ln p_j} \right) + \tau_j \phi_i \cdot \left(w_i^* - \theta_i \cdot \mathbf{d}' \boldsymbol{\tau} \right) \right] \cdot 1 / w_i - \delta_{ij}$, 其中, τ_j 表示 $\ln x$ 或 $\ln p_j$ 在 $\boldsymbol{\tau}$ 中所对应的系数, $\frac{\partial w_i^*}{\partial \ln x}$ 和 $\frac{\partial w_i^*}{\partial \ln p_j}$ 分别表示马歇尔支出份额对支出对数和价格对数的导数。

3.3 消费者福利变动的测算

EASI 模型由成本函数推导出来, 在衡量福利变化时具有天然的优势。该模型用生活成本指数 (Cost-of-Living Index) 来衡量福利, $\ln C(\mathbf{p}, u, \mathbf{z}, \boldsymbol{\varepsilon})$ 表示具有可观测特征 \mathbf{z} 和不可观测特征 $\boldsymbol{\varepsilon}$ 的消费者在面对商品的价格 \mathbf{p} 时, 为了获得效用水平 u 的最小支出。那么当商品的价格由 \mathbf{p}_0 变化到 \mathbf{p}_1 时, 隐含效用 $y=u$ 时消费者的福利变化可以表示为:

$$\ln C(\mathbf{p}_1, y, \mathbf{z}, \boldsymbol{\varepsilon}) - \ln C(\mathbf{p}_0, y, \mathbf{z}, \boldsymbol{\varepsilon}) = CLI1 + CLI2 = (\ln \mathbf{p}_1 - \ln \mathbf{p}_0)' \mathbf{w}_0 + \frac{1}{2} (\ln \mathbf{p}_1 - \ln \mathbf{p}_0)' \left(\sum_{l=1}^L z_l \mathbf{A}_l + \mathbf{B} y \right) (\ln \mathbf{p}_1 - \ln \mathbf{p}_0) \quad (12)$$

其中, \mathbf{w}_0 表示价格变化前的支出份额, 包含了不可观测的异质特征, 从式 (12) 可以看出, 居民福利变化有两部分构成, 其中, 直接效果 ($CLI1$) 表示价格上涨引起的直接福利损失, 由商品的支出份额决定, 其中包含了不可观测的异质特征和三次型的恩格尔曲线特征, 这是其他福利度量方法无法测算的; 间接效果 ($CLI2$) 反映了价格上涨后引起的替代效应, 由支出份额的希克斯需求的价格半弹性决定, 替代效应越弱表明间接效果越大。

EASI 模型在测算福利时要明显优于传统消费模型。在测算福利时, 传统的消费模型虽然也包含了直接效果和间接效果, 但直接效果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。并且直接效果实质上由恩格尔曲线决定, 如果商品有复杂的恩格尔曲线, 则通过传统恩格尔曲线需求系统估计得到的福利变化会有偏误。同时, 与传统需求系统不同的是, EASI 模型的间接效果依赖于希克斯支出份额半弹性而不是希克斯需求价格弹性。希克斯支出份额半弹性为希克斯支出份额对

价格的自然对数的导数, 在 EASI 模型中为 $\partial \omega(\mathbf{p}, u, \mathbf{z}, \boldsymbol{\varepsilon}) / \partial \ln \mathbf{p} = \sum_{l=1}^L z_l \mathbf{A}_l + \mathbf{B}y$ 。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, 替代效应越弱, 间接效果会呈现绝对值越大的正值。这意味着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^[24]。

4 研究数据

本研究所用的数据为国家统计局开展的城镇住户抽样调查微观数据, 该数据集是数据质量较高的大样本数据, 其最大的优点是调查的样本家庭以每天记账的方式记录了一整年的收入和支出情况, 与该数据同源的相关数据也被广泛地应用于中国城镇食物需求的实证研究中^[43-45]。本研究具体应用的样本为 22216 户城镇数据^③, 来源于 6 个省份的 184 个城镇, 具体分布在河北省 (3832 户)、吉林省 (849 户)、河南省 (4736 户)、广东省 (6106 户)、四川省 (4610 户) 和新疆维吾尔自治区 (2083 户), 覆盖了中国东部、中部和西部三大经济区, 基本上反映了全国城镇居民的果蔬消费特征。在探究不同收入群体的福利效应时, 根据国家统计局五等分收入组的划分方法, 本文将居民家庭总收入分布中的最低收入 20% 设定为低收入群体, 其中, 最低收入 5% 设定为困难户。最高收入 20% 设定为高收入群体, 剩余 60% 的样本为中等收入群体。

本研究中分析了五类果蔬产品, 分别为鲜蔬菜、干蔬菜制品、鲜水果、鲜瓜果、干果及瓜果制品。其中, 鲜蔬菜指没有经过腌制、干制、霉制等加工的新鲜蔬菜, 包括经过简单洗切的净菜。干蔬菜制品指经过干制的鲜菜加工品, 以木耳、香菇等菌类干制品为主。鲜水果包括 28 类鲜水果, 但不包括各类坚果。鲜瓜果包括西瓜、甜瓜、哈密瓜等鲜瓜类水果。干果及瓜果制品指鲜果、鲜瓜以外的各种干鲜瓜果及制品, 主要有干果、坚果、果仁及瓜果制品等。

表 1 变量及统计描述

变量	均值	标准差	最小值	最大值
家庭总支出的对数 ($\ln x$)	10.324	0.673	7.045	12.422
支出份额 (%)				
鲜蔬菜的支出份额 ($w1$)	3.623	2.062	0.003	15.006
干蔬菜制品的支出份额 ($w2$)	0.194	0.216	0.000	1.588
鲜水果的支出份额 ($w3$)	1.560	0.898	0.006	6.313
鲜瓜果的支出份额 ($w4$)	0.256	0.251	0.000	1.693
干果及瓜果制品的支出份额 ($w5$)	0.315	0.408	0.000	2.706
其他商品的支出份额 ($w6$)	94.052	2.903	77.936	99.908
价格变量				
鲜蔬菜价格的对数 ($\ln p1$)	1.052	0.343	-0.354	2.174
干蔬菜制品价格的对数 ($\ln p2$)	3.498	0.616	-0.131	4.864
鲜水果价格的对数 ($\ln p3$)	1.522	0.392	-0.333	2.890
鲜瓜果价格的对数 ($\ln p4$)	0.836	0.517	-1.114	2.391
干果及瓜果制品价格的对数 ($\ln p5$)	4.537	1.924	0.306	8.439
其他商品价格指数的对数 ($\ln p6$)	8.050	0.270	6.423	8.825
家庭特征变量				
是否有 65 岁及 65 岁以上老人 ($z1$) (是=1)	0.201	0.401	0	1
家庭规模 ($z2$) (人)	2.960	0.947	1	8
户主为男性 ($z3$) (是=1)	0.699	0.459	0	1

^③本研究剔除了各类商品价格变量和家庭总支出变量 5 个标准差以上的样本, 同时, 由于鲜蔬菜和鲜水果的零支出比重在 1% 以下, 对结果的影响非常小^[10], 将该部分零值样本也进行了剔除, 最后剔除一些异常值后, 最终得到 22216 户样本。

是否有 14 岁及 14 岁以下小孩 (z4) (是=1)	0.367	0.482	0	1
地区控制变量 (是=1)				
广东省 (z5)	0.275	0.446	0	1
河南省 (z6)	0.213	0.410	0	1
河北省 (z7)	0.172	0.378	0	1
吉林省 (z8)	0.038	0.192	0	1
四川省 (z9)	0.208	0.406	0	1
新疆维吾尔自治区 (参照组)	0.094	0.292	0	1
时间固定效应	控制			
观测值			22216	

根据表 1, 五类果蔬商品的消费支出在家庭总支出中的比重均值在 0.009% 至 27.306% 之间, 其他商品的支出份额均值为 94.052%。五类果蔬商品中, 鲜蔬菜和鲜水果的支出份额最高, 均值分别为 3.623% 和 1.560%, 占食物支出比重分别达到了 10.3% 和 4.6%, 说明鲜果蔬已经成为了城镇居民家庭的基本生活所需。干蔬菜制品、鲜瓜果、干果及瓜果制品这三个方程存在支出份额为零的住户, 零消费家庭的比重分别为 15.3%、7.1% 和 44.4%, 显然以往研究中所用的果蔬加总数据无法反映并处理零值问题, 导致结果不稳健。因此, 本研究对于蔬菜制品、鲜瓜果、干果及瓜果制品这三个方程采用两阶段一致估计法来纠正忽视零值问题带来的偏差, 鲜蔬菜和鲜水果方程仍然采用标准 EASI 模型。

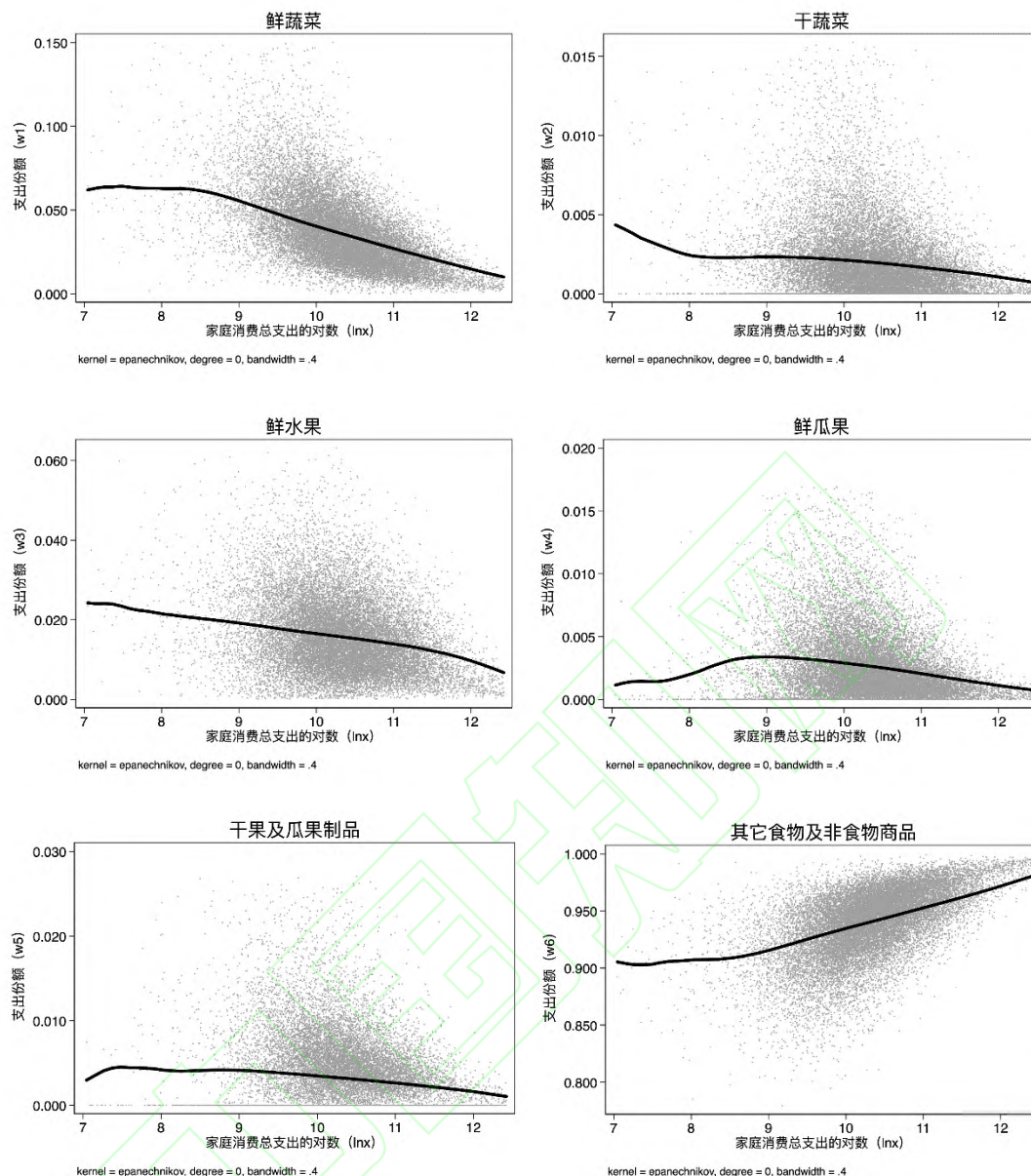


图 2 恩格尔曲线

家庭总支出是影响果蔬等食物消费的核心变量。随着家庭总支出的增加，各类商品的支出份额会发生变化，恩格尔曲线可以反映这两者的变化关系。已有文献提出，各类食物的恩格尔曲线不是线性的，甚至也不是二次型，而实际中可能存在更高阶的恩格尔曲线形式 [15,25,29]。因此，本研究用非参数方法和核密度函数估计了六类商品的恩格尔曲线（图 2）。根据图 1，恩格尔曲线的形状已经不仅仅是二次型，而常用的 AIDS 和 QUAIDS 模型只能估计线性（2 秩）和二次型（3 秩）的恩格尔曲线，这也进一步说明了本研究采用 EASI 模型的必要性，本研究在估计过程中将恩格尔曲线设定为三次型（即 $r=3$ ，为四秩需求系统），并通过模型系数 α_r 的显著性进行检验。

价格也是果蔬需求研究的关键变量，果蔬价格的上涨通过价格变量传导进入需求系统，从而对各类商品消费量和居民福利产生影响。本研究还参考了 Zheng and Henneberry、李国景等研究，选取家庭特征变量以及地区和年份虚拟变量作为控制变量 [13,46]。其中主要选取了四个家庭特征变量来控制家庭人口结构特征，分别为家庭中是否有 65 岁及以上老人、是否

有 14 岁及以下小孩、户主性别和家庭规模^④。根据表 1，在全部样本中，家庭中有 65 岁及以上老人的家庭占比为 20.1%，有 14 岁及以下小孩的家庭比重为 36.7%，户主为男性的家庭比例为 69.9%，家庭人口总数均值为 2.96 人。需要说明的是，由于本研究所用数据为连续三年的混合数据，故通过增加时间固定效应来控制其他无法观测到的时变因素的影响。

5 结果分析

本部分对 EASI 模型的估计结果和需求弹性进行分析，并进一步解析果蔬内部的交叉价格效应，最后模拟分析果蔬价格上涨对消费者福利的影响。

5.1 EASI 非完整需求系统模型的估计结果

本研究运用 GMM 估计法估计了式 (3) 和式 (4) 中的 EASI 需求系统模型，解决了可能存在的内生性问题，同时运用两阶段一致估计法处理了零值问题。EASI 模型的参数估计结果整理在附表 1 中。根据附表 1，188 个参数中超过 50% 的参数在 10% 的统计显著性水平下显著。其中，鲜蔬菜、干蔬菜制品、鲜水果、干果及瓜果制品对应的四个方程的 y^3 的系数都在 10% 的统计显著性水平下显著，说明这四类商品的支出份额和总支出之间存在显著的三次型关系，即恩格尔曲线的秩超过了三阶，证明本研究采用四阶秩的 EASI 模型更为恰当。另一方面，根据 Dubin-Wu-Hausman 检验的结果，在 1% 的统计显著性水平上拒绝了原假设，表明本研究采用 GMM 法估计并处理内生性问题的必要性和正确性。

5.2 果蔬产品的弹性估计结果

本研究基于式 (8) ~ (11) 计算了果蔬需求系统的马歇尔需求价格弹性和无条件支出弹性(表 2)。从支出弹性来看，果蔬产品的无条件支出弹性均为缺乏弹性，弹性值在 0.155 ~ 0.796 之间，表明随着居民收入的增长，果蔬消费数量还会进一步增加，相比而言，水果消费需求的增长潜力要大于蔬菜。从价格弹性来看，果蔬产品的马歇尔自价格弹性在 -1.215 ~ -0.571 之间，除了干果及瓜果制品外，其余四类果蔬都表现出缺乏弹性的特点。

对于蔬菜及其制品，本研究测算出的鲜蔬菜和干蔬菜制品的马歇尔自价格弹性分别为 -0.604 和 -0.716，鲜蔬菜需求相对刚性，受自身价格影响较小。在以往研究中，郑志浩等基于省级面板数据和 QUAIDS 模型估计出蔬菜总体的自价格弹性为 -0.896^[12]，比本研究的鲜蔬菜和干蔬菜制品更加富有弹性，同时，本研究的结果也比 Han and Chen 用两阶段 QUAIDS 模型估计出的农民工蔬菜消费对蔬菜价格的敏感程度 (-1.021) 低^[14]，但比赵昕东和王小叶运用 CHNS 微观数据和 EASI 模型估计的不同收入组的弹性 (-0.310 ~ -0.270) 要富有弹性^[25]。Zheng and Henneberry 运用国家统计局江苏省住户调查微观数据和 AIDS 模型，测算出蔬菜的马歇尔自价格弹性为 -0.644，与本研究结果基本一致^[13]。

对于水果及其制品，本研究估计出的鲜水果、鲜瓜果、干果及瓜果制品的自价格弹性分别为 -0.571、-0.887 和 -1.215，可见自身价格变动引起的鲜水果需求变动幅度最小，干果及瓜果制品需求变动幅度最大。相比 Zhou et al. (-1.040)、郑志浩等 (-0.974) 和韩啸等 (-0.916) 估计出的水果马歇尔需求自价格弹性^[12,15,47]，本研究测算的鲜水果和鲜瓜果的弹性相对缺乏弹性，干果及瓜果制品的自价格弹性更加富有弹性；本研究的弹性也比 Zheng and Henneberry 采用 LinQuad 非完整需求系统估计出的不同收入层的弹性范围 (-0.344 ~ -0.413) 要富有弹性^[48]。

表 2 城镇居民各类果蔬的马歇尔需求价格弹性和支出弹性

鲜蔬菜	干蔬菜制品	鲜水果	鲜瓜果	干果及瓜果制品	其他商品
-----	-------	-----	-----	---------	------

^④ 抚养比也可以反映家庭人口结构，但是相比于是否有老人、是否有小孩以及家庭规模变量，抚养比是一个更加综合的指标，包含的信息更少，尤其是当家庭中没有劳动力人口时，比如只有老人和小孩的家庭或者只有老人的家庭，在计算抚养比时由于分母为零无法计算，因此也就丢失了这部分信息，故并没有在模型中放入抚养比变量。

马歇尔需求价格弹性						
鲜蔬菜	-0.604*	0.00002	0.053*	0.010*	0.006*	0.380*
干蔬菜制品	-0.010*	-0.716*	0.238*	-0.012*	-0.053*	0.015*
鲜水果	0.107*	0.034*	-0.571*	0.004*	0.007*	-0.152*
鲜瓜果	-0.156*	0.037*	0.224*	-0.887*	-0.023*	0.285*
干果及瓜果制品	-0.399*	0.097*	-0.038*	-0.002*	-1.215*	0.760*
其他商品	-0.018*	-0.001*	-0.010*	-0.001*	0.002*	-1.016*
无条件支出弹性	0.155*	0.538*	0.571*	0.520*	0.796*	1.043*

注：* 表示在 5% 的统计显著性水平上显著。加黑的为自价格弹性。

5.3 稳健性分析

本研究估计出的弹性和以往研究相比存在一定的差异，主要原因在于以往研究均是水果、蔬菜或者果蔬作为整体在食物需求系统中开展分析，忽视了果蔬产品内部的复杂关系，即彼此之间的交叉价格效应。因此，本研究估计出的五类果蔬产品的弹性与果蔬大类的弹性存在差异是必然的。同时，数据来源、数据结构、模型形式以及估计方法等多种因素差异也会造成弹性估计结果的差异，当然，本研究所用的大样本数据集和更可靠的分析方法保证了弹性估计的稳健性。

为了进一步增强 EASI 模型估计出的弹性的稳健性，本研究还估计了 AIDS 模型和 QUAIDS 模型，分别计算各类果蔬产品的马歇尔自价格弹性（表 3）。从表 3 可以看出，三个模型的自价格弹性存在差异但相差不大，说明如果考察了果蔬内部的互补替代关系，方法差异比数据差异对弹性估计结果的影响更小，也可以证明本研究运用 EASI 模型测算的弹性值是稳健的，间接说明了本研究采用大样本数据的重要性。

表 3 AIDS 模型、QUAIDS 模型和 EASI 模型的马歇尔需求自价格弹性对比

	AIDS 模型	QUAIDS 模型	EASI 模型
鲜蔬菜	-0.672	-0.658	-0.604
干蔬菜制品	-0.734	-0.736	-0.716
鲜水果	-0.644	-0.647	-0.571
鲜瓜果	-0.896	-0.875	-0.887
干果及瓜果制品	-1.107	-1.117	-1.215
其他商品	-1.010	-1.009	-1.016

数据来源：作者测算。

5.4 果蔬产品间的交叉价格效应分析

本研究采用的 EASI 需求系统模型中包含鲜蔬菜、干蔬菜制品、鲜水果、鲜瓜果、干果及瓜果制品这五类果蔬产品和其它商品，根据表 2 所展示交叉价格弹性可以明晰他们之间的价格替代效应，这对于分析果蔬价格波动对消费者福利的影响至关重要。本部分将重点分析交叉价格弹性绝对值较大的几类果蔬产品之间的关系，进而验证前文的理论分析和研究假说。

一方面，鲜果蔬之间存在较强的交叉价格效应。根据表 2，从鲜蔬菜与其他果蔬产品的交叉价格弹性看，当鲜蔬菜价格上涨 10%，鲜水果消费量会增加 1.07%，鲜瓜果消费量会下降 1.56%，说明鲜蔬菜和鲜水果之间存在着显著的替代关系，而鲜瓜果则是鲜蔬菜的互补品。因为鲜水果和鲜瓜果之间的替代性要强于鲜蔬菜与鲜瓜果之间的替代性，所以当鲜蔬菜价格上涨时，鲜瓜果表现出互补性特征。鲜水果和鲜瓜果的交叉价格弹性也证明了这一点，当鲜水果涨价 10% 时，鲜瓜果的消费量会增加 2.24%，说明鲜瓜果是鲜水果的替代品。此研究

结果证明了研究假说 2，即鲜果蔬之间的交叉价格效应显著，鲜蔬菜和鲜水果间存在替代关系，鲜水果和鲜瓜果间同样存在替代性，与理论分析保持了一致性。

另一方面，干果蔬和鲜果蔬之间也存在明显的交叉价格效应。根据表 2，当鲜蔬菜价格上涨时，干蔬菜制品、干果及瓜果制品均表现出替代性，尤其是干果及瓜果制品与鲜蔬菜之间的交叉价格效应最为显著，鲜蔬菜价格每上涨 10% 会减少 3.99% 的干果及瓜果制品消费量。同时，干蔬菜制品是鲜水果的替代品且替代性很强，鲜水果价格每上涨 10% 会导致干蔬菜制品消费增加 2.38%。此研究结果证明了研究假说 3，即干果蔬制品和鲜果蔬之间的交叉价格效应显著，即干蔬菜制品、干果及瓜果制品与鲜蔬菜之间，干蔬菜制品与鲜水果之间均存在替代关系。

5.5 价格上涨对消费者福利的影响分析

前文研究结果表明，果蔬产品内部的交叉价格效应显著，在分析价格变化的影响效应时不能忽视。本研究基于 EASI 非完整需求系统模型估计出的参数，运用式 (12) 模拟分析果蔬价格上涨对不同收入群体消费者福利的影响，测算的福利变化中既包含了直接效果和间接效果，又考虑了果蔬产品间的交叉价格效应。考虑到新冠肺炎疫情之前的食物价格变动情况更能反映出未来中长时期内非疫情下的现实特征，同时，2019 年上半年经历了果蔬大幅涨价的阶段，是近年来涨幅较大的典型情景。因此，本文将运用 2019 年主要食物价格上涨数据作为模拟情景方案的设计基础。本研究首先根据果蔬均价的同比增幅设置了四种情景方案（表 4），基本可以反映出现实中果蔬价格上涨的可能情景。价格数据来源于农产品批发市场监测信息网，用 28 种重点监测蔬菜的平均价格代表鲜蔬菜和干蔬菜制品价格，用 7 种重点监测水果的平均价格代表鲜水果和干果及瓜果制品价格，用西瓜的平均价格代表鲜瓜果价格。

表 4 果蔬价格上涨的情景方案 (%)

	鲜蔬菜 价格	干蔬菜制品 价格	鲜水果 价格	鲜瓜果 价格	干果及瓜果 制品价格
方案一：蔬菜及其制品价格上涨情景	10.7	10.7	—	—	—
方案二：水果及其制品价格上涨情景	—	—	22.3	4.6	22.3
方案三：鲜蔬菜、鲜水果和鲜瓜果价格上涨情景	10.7	—	22.3	4.6	—
方案四：果蔬及其制品价格都上涨情景	10.7	10.7	22.3	4.6	22.3

注：1.“—”表示价格不发生变化。2.各方案都假定果蔬之外的其他商品价格保持不变。

全部样本和各收入群体的福利变化评估结果整理在表 5 中。总体上，果蔬价格的上涨会使消费者福利下降，即消费者为达到价格上涨前的效用水平，其消费支出将会增加，生活成本将会上升，该结果验证了研究假说 1，即果蔬涨价会降低消费者福利水平，但各收入群体消费者福利变化存在差异，低收入群体的福利损失可能最大。但是如果不考虑间接效果，消费者的福利损失会被低估，这与赵昕东和王小叶的研究结果相一致^[25]。

从全部样本的结果来看，果蔬价格上升会使消费者总福利下降 0.493%~1.501%。如果不考虑间接效果，将会低估居民福利大约 3%~14%。蔬菜及其制品价格上涨情景下（方案一）消费者福利损失最小，为 0.493%；水果及其制品价格上涨情景下（方案二）消费者的福利损失为 0.999%；鲜蔬菜、鲜水果和鲜瓜果价格上涨（方案三）也会带来 0.999% 的福利损失，但是直接效果要比方案二高。所有果蔬及其制品价格都上涨时（方案四）的结果表明，消费者的生活成本约提高 1.501%。

表 5 还展示出了不同收入群体消费者的福利变化。结果显示，面对果蔬价格的上涨，低收入户和困难户的福利损失最大，再次验证了假说 1。具体而言，方案一背景下，居民福利损失会随着收入的提高而减小，蔬菜及其制品价格的上涨会导致低收入户、中等收入户和高收入户的福利损失 0.574%、0.479% 和 0.415%，收入分布最底层的困难户的福利损失最大，

达到 0.633%。在方案二、方案三和方案四中，低收入群体的福利损失依然最高，但是高收入群体超过了中等收入群体的福利损失，其中，各类果蔬及其制品价格都上涨时，最困难户和低收入户的福利损失分别为 1.676% 和 1.600%，高收入户为 1.464%，超过了中等收入户的 1.460%。从福利变化的分解来看，高收入户的直接效果较低，说明价格上涨带来的直接福利损失并不高，但是其间接效果是最高的，表明高收入户在面对果蔬价格上涨时的替代效应较弱，从而进一步加剧了其直接福利损失，使总福利损失更大，相比之下低收入户的间接效果最小。因此，本文的研究方法能够更加准确地模拟果蔬价格上涨所带来的不同收入群体的福利损失，如果不考察间接效果，会低估城镇居民福利损失尤其是低估高收入群体的福利，这是本研究的重要发现之一。

表 5 果蔬价格上涨对不同收入层消费者福利的影响 (%)

	全部样本	最困难户 (最低 5%)	低收入户 (最低 20%)	中等收入户 (中间 60%)	高收入户 (最高 20%)
方案一：蔬菜及其制品价格上涨					
总福利下降	0.493	0.633	0.574	0.479	0.415
直接效果	0.480	0.627	0.566	0.466	0.393
间接效果	0.013	0.006	0.008	0.013	0.022
方案二：水果及其制品价格上涨					
总福利下降	0.999	1.037	1.019	0.973	1.036
直接效果	0.858	0.936	0.917	0.839	0.821
间接效果	0.141	0.101	0.102	0.134	0.215
方案三：鲜蔬菜、鲜水果、鲜瓜果价格上涨					
总福利下降	0.999	1.133	1.062	0.967	0.978
直接效果	0.947	1.108	1.030	0.917	0.890
间接效果	0.052	0.026	0.032	0.050	0.088
方案四：各类果蔬及其制品价格都上涨					
总福利下降	1.501	1.676	1.600	1.460	1.464
直接效果	1.339	1.563	1.483	1.305	1.214
间接效果	0.163	0.113	0.117	0.155	0.250

资料来源：作者运用 EASI 非完整需求系统测算。

基于以上发现，本研究进一步深入探讨果蔬价格上涨对更细致的收入群体的影响，本研究运用的是微观 22216 户大样本数据，为划分更加详细的收入群体奠定了基础，这也是以往研究难以做到的。本研究根据居民家庭总收入将全部样本划分为了 200 个收入群体，每个收入子样本拥有约 111 户家庭，可以代表整个中国城镇居民收入分布上一个点，最终测算了四种价格变动方案下，处于各个收入分布点上的消费者总福利变动，结果如图 2。

可以看出，在方案一中，蔬菜及其制品价格的上涨对消费者福利的负作用随着收入层的上升而下降；而在另外三个包含水果及其制品价格上涨的方案下，对消费者福利的影响在各收入群体间基本呈现出“U 型”分布，即低收入群体和高收入群体的福利损失高于中等收入群体，这与前文对 4 个收入群体的分析结果相一致。究其原因，低收入群体尤其是困难户受限于收入约束，在鲜果蔬价格上涨后理性选择其他产品替代消费，从而其替代效应较强，福利损失的间接效果较低，但是由于低收入群体的直接效果即直接福利损失较高，最终表现出较高的总福利损失。高收入群体由于超前的健康观念，其膳食结构中水果的支出比重相对较高，根据样本数据计算，低收入户、中等收入户和高收入户的鲜水果支出在食物总支出中的份额分别为 4.3%、4.6% 和 4.8%。在水果及其制品价格上涨时，由于居民不想改变其水果消费习惯，使得基本生活成本上升，反映为较弱的替代效应，导致福利中的间接效果较大，最终导致总福利损失扩大。为验证此问题，本研究还测算了不同收入层的需求价格弹性，结果显示最高 10% 收入层的居民的鲜水果马歇尔自价格弹性为 -0.403，绝对值显著低于最低 10%

收入层的-0.704, 证明了高收入层面对水果价格上涨时表现出相对刚性的消费需求和固有的消费习惯。需要说明的是, 图3中部分高收入群体的总福利损失高于中等收入群体甚至也高于低收入群体, 该研究结论与假说1中的理论分析是不矛盾的。因为假说1是建立在不同收入群体的传统消费偏好和经济约束基础上的, 而此处高收入群体因为其对水果产品的特殊偏好而使其无差异曲线的形状发生了改变, 由此可能出现福利变化的不确定性, 这也是本研究的重要发现之一。

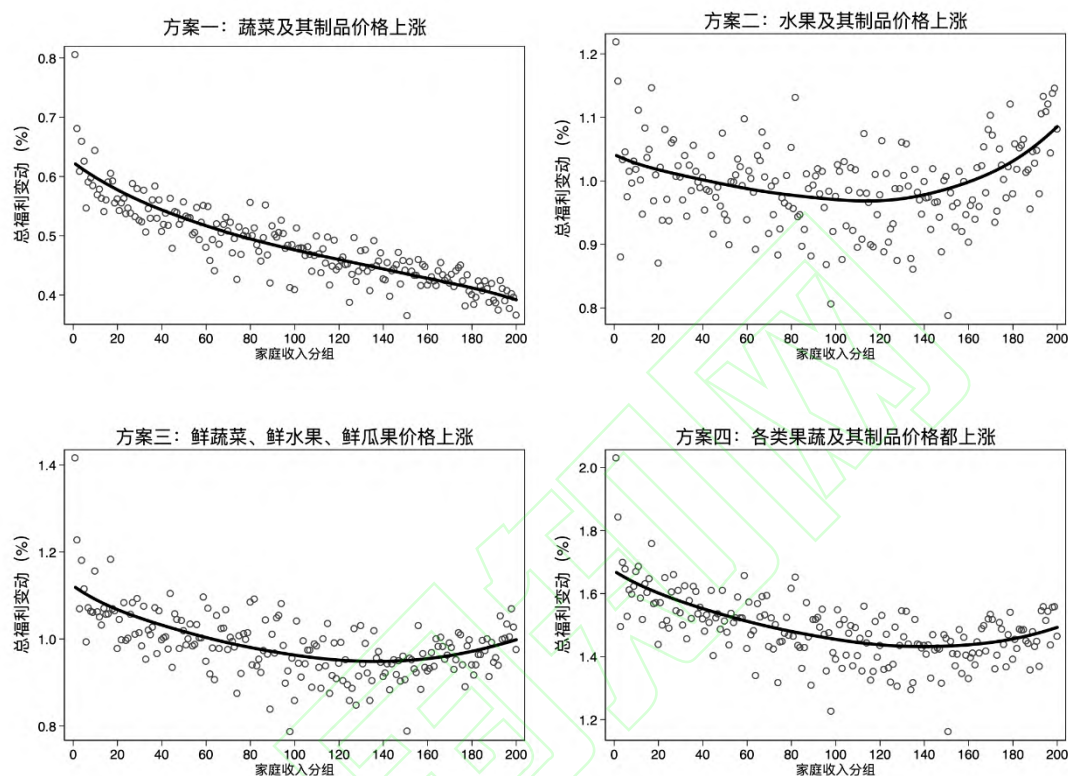


图3 果蔬价格上涨对各收入分布点上的居民总福利的影响

资料来源: 作者运用 EASI 非完整需求系统测算。

6 结论和政策含义

本研究基于国家统计局城镇住户调查微观数据, 通过消费需求理论构建了一个包含鲜蔬菜、干蔬菜制品、鲜水果、鲜瓜果、干果及瓜果制品的 EASI 非完整需求系统模型, 运用两阶段一致法和 GMM 估计法分别处理了零值问题和内生性问题, 最终实证分析了果蔬价格上涨对城镇居民果蔬消费的交叉价格效应以及其对不同收入群体消费者福利的影响。主要结论如下: 第一, 果蔬产品间存在显著的交叉价格效应。一方面, 鲜果蔬之间存在较强的交叉价格效应, 鲜蔬菜和鲜水果之间存在着显著的替代关系, 鲜瓜果是鲜水果的替代品; 另一方面, 干果蔬和鲜果蔬之间也存在明显的交叉价格效应, 当鲜蔬菜价格上涨时, 干蔬菜制品和干果及瓜果制品均表现出替代性, 干蔬菜制品也是鲜水果的替代品且替代性很强。第二, 从总体均值看, 果蔬价格上升会使消费者总福利下降 0.493%~1.501%。如果不考虑 EASI 非完整需求系统在福利分析时的间接效果, 将会低估居民福利大约 3%~14%。同时, 水果及其制品价格上涨带来的消费者福利损失要高于蔬菜及其制品价格的上涨。第三, 从不同收入群体看, 蔬菜价格上涨对城镇消费者福利的影响随着收入层的提高而呈下降趋势, 水果价格上涨带来的福利损失在各收入群体间呈现出“U型”分布。其中水果涨价时高收入户的福利

损失较大的原因可能是水果消费习惯和收入较高使其对其他食物具有较弱的替代效应，导致福利中的间接效果较大。

虽然果蔬支出在居民总消费支出中的比重不高，从福利测算的结果上看似乎果蔬价格上涨的影响有限，但是果蔬产品是中国居民自古以来的传统饮食，已经融入了居民日常的膳食模式之中，成为居民“菜篮子”的重要组成部分，菜价和果价的稳定对于保障居民个体层面食品安全以及维护社会稳定的重要性不容忽视。坚持人民至上的中国共产党百年奋斗历史经验，实现全体居民的共同富裕将是核心目标，换言之，也就是要使全体居民福利最大化。诺贝尔经济学奖得主阿马蒂亚·森（Amartya Sen）就社会福利和不平等问题提出了“最大最小原则”（Maximin Justice）理论，他认为最大化社会中状况最差的人的福利水平能够使总福利最大而且能使收入分配公平。对此，按照阿马蒂亚·森的理论，如何改善低收入群体的福利将成为全体居民福利最大化政策的核心。因此，从以下两个方面提出政策建议：

一是要通过供给端发力稳定果蔬市场价格，防止果蔬价格过快上涨。对此，从生产源头稳定果蔬生产是防止果蔬价格过快上涨的“压舱石”。要从供给侧发力，防灾、节本、优化生产布局，确保新果蔬的充足供给，减弱果蔬短期供应不足造成的供求失衡性价格波动。从流通和市场方面保障果蔬的有效供应是防止价格过快上涨的“安全阀”。要加强市场监管和监测，防止中间商对鲜果蔬的囤积居奇和炒作，建立健全鲜果蔬价格急剧上涨的应急预案措施，充分利用菜篮子储备等平抑价格的工具等。

二是从政策层面进行精准补贴，切实保障消费者福利，尤其是低收入群体。菜价和果价与消费者福利息息相关。对此，要逐步建立果蔬价格临时补贴制度，在果蔬价格波动剧烈时，给予低收入群体适当的补贴，配合蔬菜券、水果券等定向手段，让居民福利得到保障。同时不容忽视的是，在果蔬消费的重点群体逐步向高收入人群转移时，也要重点关注果蔬价格上涨对高收入群体的影响。虽然鲜果蔬价格的上涨会损失消费者福利，但也会给果蔬产业及生产者带来较大福利效应，由于数据所限，本研究无法对生产者福利进行分析。

参考文献

- [1] 中国营养学会. 中国居民膳食指南（2022）[M]. 北京：人民卫生出版社. 2022.
Chinese Nutrition Society. Chinese Dietary Guidelines (2022) [M]. Beijing: People's Medical Publishing House. 2022.
- [2] Heng Y, House L A. Cluster Analysis for Fruit Consumption Patterns: An International Study[J]. British Food Journal, 2018 (9): 1942-1952.
- [3] Angelino D, Godos J, Ghelfi F, et al. Fruit and vegetable consumption and health outcomes: An umbrella review of observational studies[J]. International Journal of Food Sciences and Nutrition, 2019, 70(6): 652-667.
- [4] Willett W, Rockström J, Loken B, et al. Food in the Anthropocene: the EAT–Lancet Commission on healthy diets from sustainable food systems[J]. The Lancet, 2019, 393(10170): 447-492.
- [5] 邱弋桐, 张建成. 我国方便食品行业的发展现状分析与未来对策[J]. 商场现代化, 2021(20): 1-5.
Qiu Y T, Zhang J C. Analysis of the current situation of the development of China's convenience food industry and future measures[J]. Market Modernization, 2021(20): 1-5.
- [6] 中国营养学会. 中国居民膳食指南科学研究报告 2021[M]. 北京：人民卫生出版社. 2021.
Chinese Nutrition Society. Scientific research report on Chinese Dietary Guidelines 2021[M]. Beijing: People's Medical Publishing House. 2021.
- [7] 姜财勇, 程云, 杨亚男. 脱水果蔬产业现状及发展前景[J]. 现代食品, 2019(12): 48-50.
Jiang C Y, Cheng Y, Yang Y N. Dehydrated fruit and vegetable industry status and development prospects[J]. Modern Food, 2019(12): 48-50.
- [8] 杨天宇, 张品一. 食品价格上涨对我国城镇各阶层居民社会福利的不同影响[J]. 产经评论, 2015(3): 125-139.

- Yang T Y, Zhang P Y. The impact of food price inflation on social welfare in urban China[J]. *Industrial Economic Review*, 2015(3): 125-139.
- [9] 胡友, 陈昕, 祁春节. 水果价格波动、产品替代性与南北空间差异[J]. *农林经济管理学报*, 2022, 21(01): 58-66.
- Hu Y, Chen X, Qi C J. Fruit price fluctuations, product substitutability, and spatial differences between northern and southern China [J]. *Journal of Agro-Forestry Economics and Management*, 2022, 21(01): 58-66.
- [10] 王勇. 食品价格波动对家庭消费的影响研究——基于 CFPS2014 数据的分析[J]. *调研世界*, 2018(8): 42-50.
- Wang Y. A study of the impact of food price volatility on household consumption - an analysis based on CFPS 2014 data[J]. *The World of Survey and Research*, 2018(8): 42-50.
- [11] 唐淑芬, 李太平. 消费者异质性、最低质量标准提高与个体福利分配[J/OL]. *农业技术经济*: 1-15 [2022-10-11]. DOI:10.13246/j.cnki.jae.20220902.004.
- Tang S F, Li T P. Consumer heterogeneity, higher minimum quality standards and distribution effects of individual welfare [J/OL]. *Journal of Agrotechnical Economics*: 1-15 [2022-10-11]. DOI:10.13246/j.cnki.jae.20220902.004.
- [12] 郑志浩, 高颖, 赵殷钰. 收入增长对城镇居民食物消费模式的影响[J]. *经济学(季刊)*, 2016(1): 263-288.
- Zheng Z H, Gao Y, Zhao Y Y. Impact of income growth on food consumption patterns in urban China[J]. *China Economic Quarterly*, 2016(1): 263-288.
- [13] Zheng Z, Henneberry S R. Estimating the Impacts of Rising Food Prices on Nutrient Intake in Urban China[J]. *China Economic Review*, 2012(4): 1090-1103.
- [14] Han X, Chen Y. Food Consumption of Outgoing Rural Migrant Workers in Urban Area of China: A QUAIDS Approach[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2016(2): 230-249.
- [15] 韩啸, 齐皓天, 王兴华. 收入对城镇居民食物消费模式影响研究——基于两阶段 EASI 模型估计[J]. *北京航空航天大学学报(社会科学版)*, 2019(2): 92-98.
- Han X, Qi H T, Wang X H. Impact of income increases of urban residents' on food consumption patterns: Based on two-phase EASI model[J]. *Journal of Beijing University of Aeronautics and Astronautics(Social Sciences Edition)*, 2019(2): 92-98.
- [16] Zhu W B, Chen Y F, Han X R, Wen J S, Li G J, Yang Y D, Liu Z X. How Does Income Heterogeneity Affect Future Perspectives on Food Consumption? Empirical Evidence from Urban China[J]. *Foods*. 2022; 11(17):2597.
- [17] Cudjoe G, Breisinger C, Diao X. Local Impacts of a Global Crisis: Food Price Transmission, Consumer Welfare and Poverty in Ghana[J]. *Food Policy*, 2010(4): 294-302.
- [18] Vu L, Glewwe P. Impacts of Rising Food Prices on Poverty and Welfare in Vietnam[J]. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2011(1): 14-27.
- [19] Attanasio O, Di Maro V, Lechene V, et al. Welfare Consequences of Food Prices Increases: Evidence from Rural Mexico[J]. *Journal of Development Economics*, 2013: 136-151.
- [20] Tiberti L, Tiberti M. Food Price Changes and Household Welfare: What Do We Learn from Two Different Approaches? [J]. *The Journal of Development Studies*, 2018(1): 72-92.
- [21] Adekunle C P, Akinbode S O, Shittu A M, et al. Food price changes and farm households' welfare in Nigeria: Direct and indirect approach[J]. *Journal of Applied Economics*, 2020, 23(1): 409-425.
- [22] Schmidt E, Dorosh P, Gilbert R. Impacts of COVID - 19 induced income and rice price shocks on household welfare in Papua New Guinea: Household model estimates[J]. *Agricultural Economics*, 2021, 52(3): 391-406.
- [23] Zhen C, Finkelstein E A, Nonnemaker J M, et al. Predicting the Effects of Sugar-Sweetened Beverage Taxes on Food and Beverage Demand in a Large Demand System[J]. *American Journal of Agricultural Economics*,

- 2014(1): 1-25.
- [24] 赵昕东, 汪勇. 食品价格上涨对不同收入等级城镇居民消费行为与福利的影响——基于 QUAIDS 模型的研究[J]. 中国软科学, 2013(8): 159-167.
Zhao X D, Wang Y. Research on the effects of food price rise on the consumption behavior and welfare of urban residents based on QUAIDS model[J]. China Soft Science, 2013(8): 159-167.
- [25] 赵昕东, 王小叶. 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[J]. 财经研究, 2016(3): 51-68.
Zhao X D, Wang X Y. The effect of the increase in food prices on urban households' consumption and welfare: based on EASI model[J]. Journal of Finance and Economics, 2016, 42(3): 51-68.
- [26] 张品一. 食品价格上涨对我国农村异质性家庭福利的影响——基于 CHNS 数据的实证研究[J]. 中国经济问题, 2017(1): 101-112.
Zhang P Y. The impact of food price inflation on welfare in rural China: evidence based on chns data[J]. China Economic Studies, 2017(1): 101-112.
- [27] Ferreira F H G, Fruttero A, Leite P G, et al. Rising Food Prices and Household Welfare: Evidence from Brazil in 2008[J]. Journal of Agricultural Economics, 2013(1): 151-176.
- [28] Ghahremanzadeh M, Ziaei M B. Food Price Change and its Welfare Impact on Iranian Households[J]. International Journal of Agricultural Management and Development, 2014(4): 313-323.
- [29] Lewbel A, Pendakur K. Tricks with Hicks: The EASI Demand System[J]. American Economic Review, 2009 (3): 827-863.
- [30] Lafrance J T, Hanemann W M. The Dual Structure of Incomplete Demand Systems[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1989(2): 262-274.
- [31] Shonkwiler J, Yen S. Two-step Estimation of a Censored System of Equations[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1999(81): 972-982.
- [32] Clements K W, Si J. Engel's law, diet diversity, and the quality of food consumption[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2018, 100(1): 1-22.
- [33] Annim S K, Frempong R B. Effects of access to credit and income on dietary diversity in Ghana[J]. Food Security, 2018, 10(6): 1649-1663.
- [34] Liu K E, Chang H H, Chern W S. Examining changes in fresh fruit and vegetable consumption over time and across regions in urban China[J]. China Agricultural Economic Review, 2011, 3(3): 276-296.
- [35] Popkin B M, Gordon-Larsen P. The nutrition transition: worldwide obesity dynamics and their determinants[J]. International Journal of Obesity, 2004, 28(3): S2-S9.
- [36] Popkin B M. The nutrition transition and obesity in the developing world[J]. The Journal of Nutrition, 2001, 131(3): 871S-873S.
- [37] Becker G S. A Theory of the Allocation of Time[J]. The economic journal, 1965, 75(299): 493-517.
- [38] 魏翔, 吕腾捷. 闲暇时间经济理论研究进展[J]. 经济学动态, 2018(10): 131-144.
Wei X, Lv T J. Advances in leisure time economic theory research[J]. Economic Perspectives, 2018(10): 131-144.
- [39] 马光明, 苗壮. 中国城镇居民工作时间变化的消费效应研究[J]. 中央财经大学学报, 2022(04): 76-95.
Ma G M, Miao Z. A study on the consumption effect of working hours of urban residents in China [J]. Journal of Central University of Finance & Economics, 2022(04): 76-95.
- [40] Hanemann M, Morey E. Separability, partial demand systems, and consumer's surplus measures[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1992, 22(3): 241-258.
- [41] Gorman W M. "Some Engel Curves," in Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honor of Sir Richard Stone, ed. by Angus Deaton, Cambridge: Cambridge University Press, 1981.

- [42] Yen S T, Lin B, Smallwood D M. Quasi- and Simulated-Likelihood Approaches to Censored Demand Systems: Food Consumption by Food Stamp Recipients in the United States[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2003(2): 458-478.
- [43] 李国景, 陈永福. 收入水平、老龄化与营养摄入——基于广东省城镇住户数据的研究[J]. *南方经济*, 2018(2): 103-119.
- Li G J, Chen Y F. Income level, aging and nutrient intake: A study based on urban household data in Guangdong province[J]. *South China Journal of Economics*, 2018, (02): 103-119.
- [44] Han X, Yang S, Chen Y, et al. Urban Segregation and Food Consumption: The Impacts of China's Household Registration System[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2019(4): 583-599.
- [45] Zhu W, Chen Y, Zheng Z, et al. Impact of changing income distribution on fluid milk consumption in urban China[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2020, 12(4): 623-645.
- [46] 李国景. 人口结构变化对中国食物消费需求 and 进口的影响研究[D]. 中国农业大学, 2019.
- Li G J. Study on impact of demographic changes on food consumption demand and import in China[D]. *China Agricultural University*, 2019.
- [47] Zhou D, Yu X, Herzfeld T. Dynamic Food Demand in Urban China[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2015(1): 27-44.
- [48] Zheng Z, Henneberry S R. Household Food Demand by Income Category: Evidence from Household Survey Data in an Urban Chinese Province[J]. *Agribusiness*, 2011(1): 99-113.

附录

附表 1 EASI 需求系统模型的 GMM 参数估计值

变量	w1		w2		w3		w4		w5	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
常数项	0.0476	(0.0094)	0.0012	(0.0014)	0.0196	(0.0039)	0.0071	(0.0014)	0.0196	(0.0027)
y ¹	0.0318	(0.0102)	-0.0021	(0.0016)	-0.0011	(0.0042)	0.0016	(0.0012)	-0.0056	(0.0031)
y ²	-0.0227	(0.0042)	0.0013	(0.0007)	-0.0001	(0.0018)	-0.0015	(0.0005)	0.0013	(0.0013)
y ³	0.0021	(0.0006)	-0.0002	(0.0001)	-0.0004	(0.0003)	0.0001	(0.0001)	-0.0003	(0.0002)
z1	0.0119	(0.0027)	0.0008	(0.0004)	0.0009	(0.0012)	0.0004	(0.0004)	0.0019	(0.0009)
z2	-0.0028	(0.0012)	-0.0007	(0.0002)	-0.0037	(0.0005)	-0.0001	(0.0002)	-0.0006	(0.0005)
z3	0.0014	(0.0023)	0.0003	(0.0003)	-0.0015	(0.0010)	-0.0003	(0.0003)	0.0004	(0.0007)
z4	-0.0036	(0.0024)	0.0001	(0.0003)	0.0025	(0.0010)	-0.0002	(0.0003)	-0.0014	(0.0008)
z5	-0.0030	(0.0006)	0.0012	(0.0003)	-0.0017	(0.0003)	-0.0026	(0.0001)	-0.0085	(0.0011)
z6	0.0090	(0.0006)	0.0002	(0.0001)	-0.0002	(0.0003)	0.0007	(0.0003)	-0.0038	(0.0006)
z7	0.0065	(0.0006)	0.0012	(0.0001)	0.0016	(0.0003)	-0.0003	(0.0002)	-0.0050	(0.0005)
z8	0.0112	(0.0009)	0.0012	(0.0002)	0.0091	(0.0004)	0.0011	(0.0005)	-0.0117	(0.0014)
z9	0.0069	(0.0006)	0.0006	(0.0002)	0.0006	(0.0003)	-0.0020	(0.0001)	-0.0075	(0.0011)
z10	0.0048	(0.0004)	0.0005	(0.0001)	-0.0012	(0.0002)	0.0007	(0.0003)	-0.0001	(0.0002)
z11	0.0016	(0.0006)	0.0004	(0.0001)	-0.0028	(0.0003)	0.0005	(0.0001)	0.0032	(0.0010)
yz1	-0.0048	(0.0010)	-0.0004	(0.0001)	-0.0003	(0.0004)	-0.0001	(0.0001)	-0.0001	(0.0003)
yz2	0.0019	(0.0004)	0.0001	(0.0001)	0.0009	(0.0002)	0.0002	(0.0000)	0.0001	(0.0002)
yz3	-0.0006	(0.0008)	-0.0003	(0.0001)	0.0004	(0.0003)	0.0001	(0.0001)	0.0000	(0.0003)
yz4	0.0007	(0.0009)	0.0001	(0.0001)	-0.0004	(0.0004)	0.0000	(0.0001)	0.0003	(0.0003)
p1	-0.0147	(0.0038)								
p1z1	0.0047	(0.0012)								
p1z2	0.0005	(0.0005)								
p1z3	0.0020	(0.0010)								
p1z4	-0.0005	(0.0010)								
p2	-0.0008	(0.0006)	0.0006	(0.0002)						
p2z1	0.0003	(0.0002)	0.0002	(0.0001)						
p2z2	0.0002	(0.0001)	0.0000	(0.0000)						
p2z3	-0.0001	(0.0002)	0.0000	(0.0001)						
p2z4	-0.0001	(0.0002)	-0.0001	(0.0001)						
p3	-0.0001	(0.0020)	0.0017	(0.0004)	0.0001	(0.0018)				
p3z1	0.0003	(0.0007)	-0.0001	(0.0001)	0.0009	(0.0006)				
p3z2	-0.0006	(0.0003)	0.0002	(0.0001)	0.0012	(0.0003)				
p3z3	0.0003	(0.0006)	0.0001	(0.0001)	0.0000	(0.0005)				
p3z4	-0.0002	(0.0006)	-0.0002	(0.0001)	-0.0008	(0.0005)				
p4	-0.0035	(0.0007)	0.0000	(0.0002)	-0.0006	(0.0005)	0.0002	(0.0005)		
p4z1	0.0003	(0.0002)	-0.0001	(0.0001)	0.0001	(0.0002)	0.0001	(0.0001)		
p4z2	-0.0002	(0.0001)	-0.0001	(0.0000)	0.0001	(0.0001)	-0.0001	(0.0001)		
p4z3	-0.0002	(0.0002)	0.0000	(0.0001)	0.0002	(0.0001)	0.0000	(0.0001)		
p4z4	0.0002	(0.0002)	0.0000	(0.0001)	-0.0003	(0.0001)	0.0001	(0.0001)		
p5	0.0000	(0.0006)	-0.0004	(0.0001)	-0.0004	(0.0002)	0.0001	(0.0001)	0.0008	(0.0006)
p5z1	0.0001	(0.0002)	0.0000	(0.0000)	0.0000	(0.0001)	0.0000	(0.0000)	-0.0003	(0.0001)
p5z2	0.0001	(0.0001)	0.0000	(0.0000)	0.0000	(0.0000)	0.0000	(0.0000)	0.0001	(0.0000)
p5z3	-0.0002	(0.0001)	0.0001	(0.0000)	-0.0001	(0.0001)	0.0000	(0.0000)	0.0000	(0.0001)
p5z4	-0.0001	(0.0001)	0.0000	(0.0000)	0.0001	(0.0001)	0.0000	(0.0000)	0.0000	(0.0001)
yp1	0.0090	(0.0013)								
yp2	0.0001	(0.0002)	0.0000	(0.0001)						
yp3	0.0012	(0.0007)	-0.0006	(0.0001)	0.0012	(0.0006)				
yp4	0.0016	(0.0002)	0.0001	(0.0001)	0.0001	(0.0002)	0.0004	(0.0001)		
yp5	-0.0001	(0.0002)	0.0001	(0.0000)	0.0002	(0.0001)	-0.0001	(0.0000)	0.0003	(0.0001)
$\phi(d'\hat{\tau})$			0.0014	(0.0006)			-0.0067	(0.0025)	-0.0067	(0.0019)

注：一些价格变量所对应的参数没有汇报是因为需求系统的性质要求价格参数需要满足对称性和齐次性，也就是说在模型估计时施加了对称性和齐次性约束后，某些参数是一样的，故省略汇报，而不是不存在。

数据来源：作者运用 EASI 非完整需求系统估计得出。

