

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

李国景 陈永福*

摘要: 进入新世纪以来,中国城镇居民面临营养不足与营养过剩并存的双重挑战。文章基于广东省城镇住户调查数据,运用门限模型对样本进行了异质性检验和高低收入样本的划分,在此基础上开展了高低收入样本下收入水平和老龄化对城镇居民营养摄入影响的实证分析。结果表明:总体样本中城镇居民营养摄入存在显著的收入门限效应:低于门限值样本的能量、蛋白质和脂肪需求的收入弹性分别为0.816、0.848和0.840,而当人均收入跨过门限值后,对应的收入弹性值减小为0.666、0.507和0.481;同时,老龄化对高收入组样本的营养摄入有负向显著性影响,但对低收入组样本的影响不显著。可见,在制定不同收入水平人群的食物与营养政策时,有必要采取差别化的干预措施,引导科学合理膳食,改善食物与营养结构;把重点人群作为突破口,开展老年人营养监测和膳食引导。

关键词: 收入水平 老龄化 营养摄入 城镇住户

DOI: 10.19592/j.cnki.scje.350575

JEL 分类号: D12, E21, I12 中图分类号: F063.2

文献标识码: A 文章编号: 1000-6249(2018)02-103-17

一、引言

进入二十一世纪以来,我国居民面临着营养不足与营养过剩的双重挑战。一方面,伴随经济增长和人均收入的提高,我国居民营养过剩问题日益显现。《中国居民营养与慢性病状况报告2015》显示,2014年中国成人和儿童青少年的肥胖率分别为11.9%和6.4%,与2002年相比分别上升了4.8%和4.3%。另一方面,城镇化与工业化导致农民工大量流入到城市,由于他们面临着低收入和无社会保障的社会问题,极易成为城市贫困人口,其营养状况越来越容易受到营养不足问题的冲击(苑会娜,2009)。2014年国务院发布《中国食物与营养发展纲要(2014—

* 李国景,中国农业大学经济管理学院, E-mail: liguojing@cau.edu.cn; 陈永福,中国农业大学经济管理学院, E-mail: chenylf@cau.edu.cn, 通讯地址:北京市海淀区清华东路17号,邮编:100083。作者文责自负。

基金信息:本研究得到国家自然科学基金项目(71473251)的资助。

2020年)》，其核心在于保障食物有效供给，强化居民营养改善，这也表明经济新常态下关注营养摄入已成为一个关系到子孙后代的重要战略性问题。中国目前处于人口年龄结构的转型期，老龄化的问题逐步显现。第六次人口普查数据显示：我国60岁及以上人口总数所占比重为13.26%，老龄化进一步加深。老龄化特征将对我国食物消费和营养摄入产生长期而又深远的影响。

在此背景下，本研究以广东省为例，开展收入和老龄化对城镇居民营养摄入的影响研究，以期对城镇地区消除营养不足和防止营养过剩提供有效的政策建议。在探析不同收入水平居民的营养摄入问题时，有研究根据贫困线将样本划分为不同的子样本，有研究主观选取不同人均收入水平线进行分析，也有研究分析了不同收入分位数上的营养摄入问题，而本研究与以往基于主观划分收入层进行的研究不同，将利用门限模型，从数据本身特点出发，将样本科学的划分为高收入层和低收入层，有助于严谨和准确的进行不同收入水平居民营养摄入的影响因素研究。主要发现为总体样本中城镇居民能量、蛋白质和脂肪需求均存在显著的收入门限效应；不同收入水平上的营养需求的收入弹性存在差异；老龄化对高收入组城镇住户营养摄入有负向显著性影响，但对低收入组样本的影响不显著。本文的结构安排如下：第二部分为文献简评和研究假设；第三部分为概念框架、数据说明与模型设定；第四部分为结果分析，包括门限检验结果、不同收入水平上的模型估计结果、营养弹性结果以及与现有研究结果的对比分析，最后为结论与政策含义。

二、文献简评与研究假设

收入和食物价格是影响居民营养摄入的主要经济因素，也是以往研究的重点（张车伟、蔡昉，2002；李云森，2012）。同时人口结构、人力资本、社会特征以及地区差异等社会家庭和环境特征因素对营养摄入的影响也在一定程度上得到验证（Zhong et al.，2012；You et al.，2016；邓婷鹤等，2016）。但在具体研究结果上尚存争议。

通过估计营养需求收入弹性探析收入对营养需求影响的研究已经颇多，但是营养需求收入弹性的大小和程度仍然存在争议。一方面，研究发现中国居民的营养需求收入弹性远大于零，营养摄入与收入之间呈显著的正向关系，认为收入的提高放松了预算限制，增加了食物消费的数量和种类，也相应提高了营养摄入量（Zheng and Henneberry，2012；Meng et al.，2009）。从研究结果来看，Zheng and Henneberry（2012）估计的2004年江苏省城镇住户能量和主要营养素需求的收入弹性范围为0.9-1。Meng et al.（2009）估计的1986-2000年全国城镇家庭能量需求的收入弹性范围为0.215-0.794。上述文献使用的数据均来源于国家统计局城镇住户调查数据。

另一方面，很多研究结果显示营养需求的收入弹性很小，甚至接近于零，收入对营养需求的影响较小（张车伟、蔡昉，2002；Lu and Luhrmann，2012；Zhong et al.，2012；刘华、胡雪枝，2013）。对于此种结论存在两种解释。一种解释是我国居民的能量人均摄入已经达到较高水

平,因此能量摄入对收入变化的反应不再敏感 (Zhong et al., 2012); 另一种解释是随着收入的增加,家庭虽然将更多的支出花费在食物消费上,但是他们更多的关注于食物的质量特性,也即人们消费的食物由低价格向高价格转移,导致收入的增加并没有带来营养水平的明显改善 (张车伟、蔡昉, 2002)。从研究结果来看, Zhong et al. (2012) 利用 1991 至 2009 年的中国健康营养调查数据 (CHNS), 估计的全国居民能量需求收入弹性范围为 0.039 - 0.045。张车伟、蔡昉 (2002) 利用 1997 年农村贫困住户数据, 研究发现中国贫困农村地区能量摄入的收入弹性为 0.145。对于中国城镇地区, 刘华、胡雪枝 (2013) 利用 2006 年 CHNS 数据, 得出城镇居民营养需求收入弹性小于 0.2 的结果。

从以上文献总结来看, 中国居民的营养需求收入弹性问题仍然不能达成一致认同。研究结果因研究对象、数据来源与区间等的不同而出现差异。从城镇居民的研究来看, Zheng and Henneberry (2012) 和 Meng et al. (2009) 使用了国家统计局的数据, 估计的营养弹性相对较高, 而刘华、胡雪枝 (2013) 利用 CHNS 数据估计的营养弹性相对较小。可能的原因之一是两种数据调查方式存在差异, 国家统计局城镇住户调查数据获得方式为调查的样本家庭以每天记账的方式将其一整年的收入和支出情况进行记录, 而中国健康营养调查数据获得方式为在一周中随机抽取连续三天进行记录 (Zheng and Henneberry, 2012)。从政策含义来看, 营养需求是否具有收入弹性关系到以消除贫困和营养不足为目标的收入政策是否有效。如果营养需求具有收入弹性, 表明实施收入调节政策有助于改善营养水平, 反之收入提高对营养改善的作用有限。因此, 鉴于营养需求与收入之间的关系仍然存在不确定性以及营养需求收入弹性具有重要的政策含义, 未来营养需求与收入之间的关系仍是一个重要议题。

也有研究表明营养摄入与收入之间可能是一种非线性关系, 收入对营养摄入的影响可能因收入水平的不同而存在差异, 低收入水平家庭的营养摄入可能具有收入弹性, 高收入家庭的营养摄入可能对收入的变化不再敏感 (Xiao and Edward, 1995; Meng et al., 2004; Huang and Gale, 2009; Tian and Yu, 2013; Tian and Yu, 2015; Peng and Alfonso, 2016)。

从研究营养摄入与收入间非线性关系的方法上来看, 已有文献可以归纳为两类。第一, 有研究运用非参数估计方法或半参数估计方法估计营养摄入与收入之间的非线性关系 (Meng et al., 2009; Tian and Yu, 2015; Peng and Alfonso, 2016)。从研究结果来, Meng et al. (2009) 基于 1986 - 2000 年全国城镇住户调查数据, 运用非参数估计方法进行估计, 以及 Tian and Yu (2015) 利用 CHNS 数据, 运用半参数估计方法进行估计, 研究结果均表明营养摄入与收入之间存在非线性关系。但是, Peng and Alfonso (2016) 利用 CHNS 数据, 以 18 - 60 岁人群为研究对象, 实施非参数和半参数估计技术研究发现能量摄入与收入之间呈线性关系, 两者之间的关系不会因估计技术的不同而出现差异。上述研究结果出现差异的原因可能是研究对象和数据来源的不同。从使用数据来看, Meng et al. (2009) 使用的是家庭层面的数据, 数据来源为国家统计局, 数据较旧, 而 Tian and Yu (2015) 和 Peng and Alfonso (2016) 使用的是个人层面的数据, 数据来源为 CHNS。

第二，主观划分收入阶层或者主观选取人均收入水平并估计营养需求收入弹性是探索营养摄入与收入之间关系是否因收入水平的不同而发生变化的常用方法。Tian and Yu (2013) 利用 2004 年的 CHNS 数据，基于每人每天 2 美元的国际贫困线标准将样本划分两部分，结果表明低于贫困线的能量需求收入弹性为 0.322，而高于贫困线的能量需求收入弹性却接近于 0。Meng et al. (2004) 利用城镇住户调查数据和 You et al. (2016) 利用 CHNS 数据均计算了收入分位数上的营养需求弹性，结果表明不同收入分位数上的营养弹性存在较大差异。Huang and Gale (2009) 利用 2002 - 2005 年的城镇住户调查数据，计算了四个人均收入水平上的营养弹性，发现营养需求的收入弹性随收入水平的增加而逐渐下降，甚至高收入水平的能量需求收入弹性为负值。Xiao and Edward (1995) 利用中国北方富裕农村的家庭数据选取了四个收入水平线也做了类似研究。但是以上文献在估计不同收入水平群体营养需求弹性时未能根据数据自身的特点划分收入阶层，多数以主观因素进行划分，可能导致研究结果出现偏误。

根据以上分析，科学客观的对研究对象进行分组有助于严谨和准确的估计不同收入群体的营养弹性。低收入群体可能极易受到贫困和营养不足问题的冲击，收入可能仍然是制约其营养摄入提高的关键因素，而高收入群体可能面临营养过剩问题的困扰，收入增长对其营养改善的作用可能有限。因此，有必要在估计不同收入水平群体的收入弹性之前，对数据科学的分组以保证研究的严谨性和科学性，这是本研究重要的出发点和落脚点。考虑到营养摄入与收入间关系可能因家庭人均收入水平的不同而存在差异，提出研究假设 1：

假设 1：营养摄入与收入之间存在门限关系。

从估算营养弹性的研究方法上看，存在直接估计和间接估计的差异。间接法是通过估计食物需求方程，结合营养成分转化系数间接得到营养弹性。直接法是首先利用营养成分表将食物消费数据转化为营养需求数据，然后建立营养需求方程直接估算营养弹性。Tian and Yu (2013) 从数学推导上比较了间接法和直接法，发现间接估计营养需求弹性时假定不存在食物品种之间的替换，往往高估营养需求弹性。对于直接法，食物消费数据转化为营养数据的方法不同也会导致不同程度的误差，但是如果适当增加食物的分类可以有效避免转化数据带来的误差。Zheng and Henneberry (2012) 利用国家统计局 2004 年江苏省城镇数据，采用间接法估计的营养弹性范围为 0.9 - 1，同时 Meng et al. (2004) 利用国家统计局 1986 - 2000 年全国城镇数据，运用直接法估计的能量需求的收入弹性范围为 0.215 - 0.794。使用 CHNS 数据的相关研究多数是采用了直接法估计营养弹性，弹性范围在 0 - 0.4，可见，间接估计的营养弹性值可能高于直接估计的结果，本文将采用直接法估计营养弹性。

目前，中国老龄化危机已经显现，而老年人的膳食营养管理仍处于不完善水平，营养水平又是老年人慢性病发生发展的重要因素，因此老龄化因素对家庭营养摄入水平的影响值得长期关注（邓婷鹤等，2016）。从以往研究来看，家庭年龄结构对营养摄入的影响不容忽视，尤其是老龄化因素的影响（Zhong et al. , 2012; You et al. , 2016）。从理论上分析，一般认为老年人随年龄的增长，食物消费量在下降，营养摄入水平也随之下降，老龄化与家庭营养摄入之间可能存在负向关系（Liu et al. , 2015; You et al. , 2016; 白军飞等，2014）。但是，由于老年人相

信摄入健康饮食能够促进健康,其注重合理的饮食和健康的营养行为,可能营养水平未必减少,老龄化对家庭不同营养素摄入量是否有负向影响值得商榷。鉴于此,有必要进一步深入探讨人口老龄化对家庭营养摄入的影响,这对老年人营养干预政策的制定,老年人生活质量的提高以及帮助中国成功老龄化具有重要现实意义。由此提出假设2:

假设2:老龄化对家庭营养摄入有负向影响。

为了验证上述两个假设,首先,考虑到主观划分收入组可能带来偏误,采用门限模型以人均收入为门限变量将数据科学的划分为低收入组和高收入组,并对门限值进行参数估计和显著性统计检验,从而能够有效减轻主观判定分界点所造成的偏误;其次,为了解决收入内生性问题,利用直接法对不同收入水平上的样本进行工具变量估计,并进一步估算弹性,检验营养需求与收入之间的关系是否因收入水平的不同而发生改变,以及考察老龄化因素对营养摄入的影响。最后,与现有研究结果进行比较,检验研究结果的可靠性。

三、概念框架、数据与模型设定

(一) 概念框架

根据 Thomas (1994) 健康生产函数的定义,营养摄入水平主要依赖于食物支出和其他影响消费的社会经济因素,营养需求的函数关系可以表示为 $N_k = f(E, D)$,其中 N 为营养成分摄入量, k 为营养成分的种类, E 为食物支出, D 为影响营养摄入的其他社会经济因素。又由于食物支出是收入、饮食习惯、家庭人口社会属性特征等因素的函数,因此营养需求函数可以表示为

$$N_k = f(I, D) \quad (1)$$

其中, I 为收入, D 为影响营养摄入的其他因素。收入是影响营养摄入的主要因素,收入的提高可以增加居民食物的消费量,从而提高营养摄入的水平,此时营养摄入与收入之间可能呈正向关系。但是,如果收入提高之后,居民更加注重食物的外观、口味、加工程度和质量等特性,消费了价格更高的食物,这些食物的营养含量可能与原来相同甚至有可能比原来低,那么收入的增加并不一定带来营养摄入的提高,此时收入增加未必会带来营养状况的改善。可见,营养摄入与收入之间的关系并不是简单的正向或者负向关系,可能为非线性门限关系。

(二) 数据说明

在营养弹性测算方法上,鉴于间接法的误差难于避免,而直接法可以通过增加食物的分类避免转化数据带来的误差,故本研究选择直接法测算营养弹性。鉴于以往研究很多采用国家统计局城镇住户调查数据 (Zheng and Henneberry, 2012; Meng et al., 2009; 张车伟、蔡昉, 2002; Han and Chen, 2016), 故本研究所用数据也以 2009 年的广东省城镇住户调查数据作为基础数据,在此基础上,根据食物营养成分表测算营养摄入水平 (杨月欣等, 2009)。根据调查方案,城镇住户指城市市区和县城关镇区居民委员会行政管理区域内的住户,包括户口在本地区的常住非农业户,户口在本地区的常住农业户,户口在外地、居住在本地区半年以上的非农业户,户口在外地、居住在本地区半年以上的农业户。调查的样本家庭以每天记账的方式将其一

整年的收入和支出情况进行记录。本文所用样本为其中随机抽选的 1740 个广东省城镇住户。

之所以选择广东省城镇居民家庭的营养需求作为研究对象，主要考虑到广东省地处改革开放前沿，二十多年来经济发展迅速，城镇居民食物消费及营养需求结构发生相应变化。目前，广东省处于经济转型升级时期，收入水平不断提高，2014 年广东省城镇居民人均收入为 3.22 万元，继续居全国前列，而且随着城镇化加快，2015 年广东省城镇化率为 68.71%，城镇化率居全国各省首位。^① 因此，以广东省为研究对象，分析城镇居民营养摄入问题，不仅对广东省，而且对其他省区以消除营养不良为目标的收入调节政策的制定也具有重要的借鉴意义。

在营养摄入测算过程中，首先，将家庭内消费的食物分为十组，即谷物（大米、面粉）、油脂（动物油、植物油）、肉类（猪肉、牛肉、羊肉）、禽肉（鸡肉、鸭肉）、蛋类（鸡蛋、鸭蛋）、水产品（鱼、虾）、奶制品（鲜乳品、奶粉、酸奶）、蔬菜（鲜菜）、水果（鲜果、鲜瓜）、薯类（淀粉、薯类）。

其次，根据营养成分含量值测算家庭内消费的食物中的第 k 类营养成分需求量 IN_k ，其中 $k = 1, 2, 3$ ，分别对应能量、蛋白质和脂肪。

$$IN_k = \sum_{i=1}^n Q_{ki} \times Q_i \quad (2)$$

其中， a_{ki} 表示第 i 种食物中包含的第 k 类营养成分含量， $i = 1, \dots, n$ ； Q_i 表示第 i 种食物的消费量。

第三，测算第 k 类营养成分需求量占家庭内食物支出的比例 R_k 。该比例用于计算家庭外食物消费和没有消费数量数据的其他食物的营养成分需求量 ON_k (Zheng and Hennerberry, 2012)。

第四，加总家庭第 k 类营养成分需求量，即：

$$N_k = IN_k + ON_k \quad (3)$$

第五，考虑到儿童和老人的营养摄入与成人相比存在差异，利用成人等价尺度折算获得等价人均水平上的营养成分摄入量。设定 0-2 岁人口的尺度值为 0.35；3-14 岁人口的尺度值为 0.5；15-64 岁人口的尺度值为 1；65 岁以上人口的尺度值为 0.5 (Meng et al., 2009)。经折算后的家庭能量、蛋白质和脂肪等价人均每天摄入量作为被解释变量。从表 1 统计描述看，广东省 2009 年城镇样本家庭人均能量、人均蛋白质和人均脂肪每天摄入量分别为 2259.32 卡路里、80.34 克和 102.23 克。

从家庭营养摄入影响因素来看，家庭人均收入是关键因素 (张车伟、蔡昉, 2002)。家庭中老年人的数量会对家庭的膳食营养产生影响，因此，利用家庭 60 岁及以上人口的比例表示家庭人口老龄化程度 (Tian and Yu, 2013)。食物价格影响食物的选择和购买量，是主要的经济因素之一，利用上述十种食物组的支出和数量计算的每个家庭的斯通价格指数来反映食物价格 (Deaton and Muellbauer, 1980)。此外，户主的教育水平、做饭人的年龄和教育水平、在外就餐比例、城市规模、户口状况以及地区差异等也是家庭营养摄入不容忽视的影响因素 (张车伟、蔡昉, 2002; Zhong et al., 2012; Zheng and Henneberry, 2012)。

^① 数据来源于国家统计局。

表1 主要变量的统计描述

变量	均值	标准差	最小值	最大值
人均能量摄入量 (卡路里/天)	2259.32	682.36	523.67	3463.50
人均蛋白质摄入量 (克/天)	80.34	25.33	16.74	175.83
人均脂肪摄入量 (克/天)	102.23	34.06	21.91	222.89
人均收入 (元)	18231.07	12126.65	1850.00	118894.20
户主教育水平 (1 = 小学及以下; 0 = 其他)	0.05	0.21	0	1
60岁及以上人口比例	0.04	0.13	0	1
在外食物支出比例	0.19	0.17	0	0.93
城市规模 (1 = 小城市; 0 = 其他)	0.09	0.29	0	1
户口 (1 = 本地户口; 0 = 其他)	0.90	0.30	0	1
做饭人的年龄 (年)	41.46	8.70	21	69
做饭人的教育水平 (1 = 初中及以下; 0 = 其他)	0.37	0.48	0	1
珠三角地区 (1 = 是; 0 = 否)	0.65	0.48	0	1
粤东地区 (1 = 是; 0 = 否)	0.15	0.36	0	1
粤西地区 (1 = 是; 0 = 否)	0.11	0.31	0	1
粤北地区 (1 = 是; 0 = 否, 对照组)	0.09	0.28	0	1
食物价格 (元/千克)	13.76	1.99	6.03	28.35
工作人口数量 (人)	2.20	0.84	0	6
其他房产 (套)	0.18	0.48	0	9
耐用品支出 (元)	25446.01	23596.07	784.08	299900.50
样本量 (个)	1740			

从表1的统计描述来看,广东省样本家庭人均收入的均值为18231.07元;家庭中60岁以上人口比例的均值为0.04,标准差为0.13;食物价格指数的均值为每千克13.76元,标准差为1.99;家庭在外食物支出比例的均值为0.19,标准差为0.17;家庭做饭人年龄的均值为41.46。其余控制变量的统计描述详见表1。

从工具变量的统计描述看,样本家庭中工作人口数量的均值为2.2人;其他房产的均值为0.18套;家庭中耐用商品(家庭设备、交通工具和文娱产品)支出的均值为25446.01元。

(三) 模型设定

根据以上模型解释变量的选择,营养需求方程式(1)的具体模型形式设定如下:

$$\ln N = \alpha_0 + \alpha_1 \ln I + \alpha_2 (\ln I)^2 + \alpha_3 Z + \alpha_4 R + \alpha_5 \ln P + \mu \quad (4)$$

其中, N 为家庭人均能量、蛋白质和脂肪每天摄入量; I 为家庭人均收入; Z 为影响营养摄入的家庭特征变量, 包括户主教育水平、老龄化、在外食物支出比例、城市规模、户口以及做饭人年龄和教育水平; R 为区域变量, 包括珠三角、粤东、粤西, 粤北为参照组; P 为食物价格; $\alpha_0, \dots, \alpha_5$ 为未知参数; μ 为随机误差。

考虑到收入对数与其平方项之间的高度相关可能会导致模型存在多重共线, 在估计模型之前, 对自变量之间是否存在多重共线性进行检验。如果存在多重共线性问题, 将采用中心化处理, 即对收入对数减自身均值处理后再构造平方项, 从而消除或者降低多重共线性问题。

在营养需求方程中, 由于收入和营养摄入之间的双向关系, 可能存在收入内生性问题, 现有文献多采用工具变量法克服, 使用的工具变量有家庭中有工作人口特征、非食物支出、耐用商品数量或支出、家庭住房情况等 (张车伟、蔡昉, 2002; Tian and Yu, 2013; Meng et al., 2009; Peng and Alfonso, 2016)。鉴于以往的研究和所用数据的可获得性, 选择家庭中工作人口的数量、家庭除自住房之外的房屋数量以及耐用品支出作为人均收入可能的工具变量组合。一般来说, 家庭有工作人口数越多、房产越多以及耐用品支出越高, 表明家庭收入水平往往越高, 而这些变量和居民营养水平并没有特别明显的相关性 (Peng and Alfonso, 2016)。但是, 不区分所在地、面积和其他影响价值因素的房产数量可能代表家庭收入水平的有效性不足。

为解决可能存在收入内生性问题, 首先, 利用 Durbin - Wu - Hausman (DWH) 检验营养需求方程是否存在收入内生性, 如果存在内生性问题, 将选取可能的工具变量组合解决。其次, 为了确保工具变量的合理性, 做两方面的检验, 一是弱工具变量检验, 即检验工具变量与内生解释变量是否存在较强的相关性, 利用 F 检验对弱工具变量问题进行检验; 二是过渡识别检验, 即检验工具变量与扰动项无关, 利用 Sargan 检验对工具变量的外生性进行检验 (张车伟, 2003; Tian and Yu, 2013)。

为了准确把握营养摄入与收入水平之间可能的非线性关系, 估计不同收入组上营养需求的收入弹性, 将采用门限模型对样本进行科学分组 (Hansen, 2000)。与主观设定临界点不同, 门限模型的特点在于通过非线性方法内生确定结构突变点, 既能对门限值进行参数估计, 又能对门限值的显著性进行统计检验。因此, 门限模型在计量方法上用较客观的方式来决定不同的分界点, 进而利用门限变量的观察值估计适合的门限值, 从而能够有效减轻主观判定分界点所造成的偏误。

根据研究假设, 门限模型式设定为

$$\begin{cases} \ln N = \beta_0 + \beta_1 \ln I + \beta_2 (\ln I)^2 + \beta_3 Z + \beta_4 R + \beta_5 \ln P + \varepsilon & I \leq \gamma \\ \ln N = \theta_0 + \theta_1 \ln I + \theta_2 (\ln I)^2 + \theta_3 Z + \theta_4 R + \theta_5 \ln P + \mu & I > \gamma \end{cases} \quad (5)$$

其中, 家庭人均收入 I 为门限变量, γ 为门限值, β_0, \dots, β_5 和 $\theta_0, \dots, \theta_5$ 为未知参数, ε, μ 为随机误差。

当最优门限值确定之后,做两方面的假设检验:一是门限效应是否存在,二是门限估计值是否等于真实值。第一个假设检验目的是检验以门限值划分的两组样本其模型估计参数是否显著不同,因此,原假设为 $H_0: \beta_i = \theta_i$, 备择假设为 $H_1: \beta_i \neq \theta_i$, 构造 LM 统计量:

$$F = \frac{S_0 - S_1(\gamma)}{\hat{\sigma}^2} \quad (6)$$

其中 S_0 和 S_1 分别为原假设和备择假设下的残差平方和。在原假设下,门限值 γ 无法识别,那么统计量 F 的分布是“非标准非相似分布”,其分布的临界值无法以模拟方式得。Hansen (2000) 通过 Bootstrap 方法获得了统计量的渐进分布,并构建出渐进有效的概率值 (P 值)。

当确定存在门限效应后,进一步确定门限值的置信区间。即对原假设 $H_0: \gamma = \hat{\gamma}$ 进行检验。采用似然比统计量:

$$LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (7)$$

$LR_1(\gamma)$ 的分布也是非标准的,但 Hansen 提供了一个简单的公式,可以计算出其非拒绝域,即在显著性水平为 α 时,当 $LR_1(\gamma) \leq c(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时,不能拒绝原假设。其中,在 95% 的置信水平下, $c(\alpha) = 7.35$ 。

四、实证结果分析

(一) 门限估计检验结果分析

根据式 (5)、式 (6) 和式 (7) 估计得到的相关结果整理在表 2 中。对于能量需求方程进行门限回归,结果表明最优门限值为 13780 元,其 LM 统计量显著性水平为 1%,其 95% 的置信区间为 [10530, 14698]。蛋白质需求方程的门限回归结果表明最优门限值为 13835 元,其 LM 统计量显著性水平为 1%,其 95% 的置信区间为 [12477, 15222]。脂肪需求方程的门限回归结果表明最优门限值为 13781 元,其 LM 统计量显著性水平为 1%,其 95% 的置信区间为 [10591, 14698]。可见,总体样本中城镇居民营养需求与收入因素间存在显著门限因果关系,这与研究假设 1 相一致。

营养摄入的收入门限估计值与 2009 年广东省汕头市和湛江市的城镇居民平均可支配收入 13650.90 元和 13665.20 元相当,稍高于 2009 年广东省城镇居民中等偏下户的平均可支配收入 12800.02 元^①,可见收入门限估计值具有较高的可信度。进一步根据估计的人均收入门限值,科学的将数据样本划分为低于门限值的低收入组和高于门限值的高收入组,并进行不同收入水平上的营养弹性估计,为验证营养摄入与收入之间的门限因果关系作深入分析。

(二) 不同收入组营养摄入估计结果分析

表 3 和表 4 分别为低收入组和高收入组营养需求方程的工具变量回归结果及相关检验结果。

^① 数据来源于《广东省统计年鉴》。

首先，为确保营养需求方程设定正确，检验式（4）中的收入对数平方项是否应该加入。根据收入对数平方项的 Wald 统计检验结果，低收入组的能量需求、低收入组和高收入组的蛋白质需求和脂肪需求都选择了不含收入对数平方项的模型 1、模型 3、模型 5、模型 9 和模型 11 进行估计，而高收入组的能量需求选择了包含收入平方项的模型 7 进行估计。

表 2 门限估计检验结果

营养需求方程	收入门限估计值（元）	LM 统计量	95% 置信区间
能量需求	13780	85.75 ***	[10530, 14698]
蛋白质需求	13835	68.05 ***	[12477, 15222]
脂肪需求	13781	83.65 ***	[10591, 14698]

注: *** 表示显著性水平为 1%。

其次，优化模型。从上述各个模型的变量联合显著性检验结果来看，删除变量联合不显著，保留变量联合显著，因此，对上述各个模型进一步优化，得到模型 2、模型 4、模型 6、模型 8、模型 10 和模型 12 的回归结果。

第三，从上述所有模型的 DWH 检验结果来看，F 统计量的显著性水平均为 5%，表明各模型均存在收入内生性，因此，上述所有模型均进行工具变量回归估计。在工具变量方面，根据检验弱工具变量问题的 F 检验和检验工具变量外生性的 Sargant 检验结果，表 3 低收入组中各模型的有效收入工具变量组合均为家庭工作人口数量和耐用商品支出的对数，而表 4 高收入组中各模型的有效收入工具变量组合均为家庭工作人口数量、耐用商品支出的对数和其他房产套数。

从变量的估计显著性来看，首先，从表 3 低收入组的模型 2、模型 4 和模型 6 的估计结果来看，除了老龄化变量统计不显著之外，其余变量的统计显著性水平均在 5% 以下。其次，从表 4 高收入组的估计结果来看，模型 8 中所有变量的统计显著性水平均在 10% 以下；在模型 10 中，除了做饭人年龄变量统计不显著之外，其余变量的统计显著性水平均在 10% 以下；在模型 12 中，除了粤西地区变量统计不显著之外，其余变量的统计显著性水平均在 10% 以下。可见，经过优化后的模型估计有效。

在前文营养需求方程的估计过程中，营养需求方程在最初设定时加入了户主教育水平是否是小学及以下水平的变量，为保证上述估计结果稳健可靠，进一步在最初模型设定时加入户主教育水平是否是初中及以下水平的变量，并进行后续估计以检验稳健性。对比加入不同的户主教育水平变量所获得的估计结果^①，两次估计的各变量的参数估计结果的符号、大小和显著性差异很小，而且经过优化后的模型 2、模型 4、模型 6、模型 8、模型 10 和模型 12 中都筛选掉了户

^① 篇幅限制没有报告，可向作者索要。

表3 低收入组营养摄入估计结果

变量	能量摄入		蛋白质摄入		脂肪摄入	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
人均收入对数	0.825** (0.057)	0.832** (0.055)	0.856** (0.059)	0.848** (0.058)	0.847** (0.061)	0.840** (0.059)
户主教育水平	0.039 (0.045)		0.039 (0.046)		0.031 (0.048)	
老龄化	0.120 (0.083)	0.132 (0.083)	0.131 (0.086)	0.141 (0.085)	0.129 (0.090)	0.132 (0.089)
在外食物支出比例	-0.498** (0.095)	-0.492** (0.095)	-0.511** (0.098)	-0.496** (0.097)	-0.558** (0.103)	-0.590** (0.100)
城市规模	-0.055 (0.085)		-0.041 (0.087)		-0.030 (0.091)	
户口	0.006 (0.051)		0.074 (0.052)		-0.013 (0.055)	
做饭人年龄	-0.004** (0.001)	-0.004** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.005** (0.002)	-0.005** (0.001)
做饭人教育水平	0.068** (0.024)	0.074** (0.024)	0.069** (0.025)	0.068** (0.024)	0.068** (0.026)	0.067** (0.025)
粤东地区	0.380** (0.042)	0.332** (0.028)	0.232** (0.043)	0.238** (0.043)	0.422** (0.045)	0.386** (0.028)
粤西地区	0.196** (0.044)	0.147** (0.032)	0.316** (0.046)	0.320** (0.045)	0.071 (0.048)	
珠三角地区	0.061 (0.038)		0.100** (0.039)	0.095** (0.039)	0.017 (0.041)	
食物价格对数	-0.944** (0.080)	-0.901** (0.074)	-0.669** (0.083)	-0.688** (0.081)	-0.678** (0.086)	-0.627** (0.076)
常数项	2.492** (0.567)	2.369** (0.547)	-1.934** (0.587)	-1.765** (0.581)	-1.380** (0.609)	-1.439** (0.586)
内生性检验: F 统计量	23.641**	25.648**	24.652**	23.361**	21.565**	22.085**
弱工具变量检验: 收入对数的 F 检验	170.594**	183.325**	169.72**	175.17**	171.312**	185.661**
过渡识别检验: Sargan 检验	2.393	2.433	0.848	0.677	1.024	0.484
变量联合显著性检验:						
全部变量是否联合显著	45.49**	70.38**	34.86**	47.06**	42.37**	77.89**
删除变量是否联合显著	0.63		0.66		0.72	
保留变量是否联合显著	65.00**		43.53**		59.29**	
样本量	791	791	797	797	792	792

注: **, * 分别表示显著性水平为 5%, 10%。

表4 高收入组营养摄入估计结果

变量	能量摄入		蛋白质摄入		脂肪摄入	
	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
人均收入对数	1.444** (0.586)	1.319** (0.524)	0.512** (0.076)	0.507** (0.074)	0.513** (0.081)	0.481** (0.074)
人均收入对数平方	-0.776* (0.461)	-0.686* (0.415)				
户主教育水平	-0.055 (0.066)		-0.025 (0.061)		-0.028 (0.063)	
老龄化	-0.334** (0.095)	-0.350** (0.090)	-0.342** (0.090)	-0.350** (0.088)	-0.385** (0.093)	-0.396** (0.089)
在外食物支出比例	-0.413** (0.085)	-0.416** (0.083)	-0.362** (0.077)	-0.357** (0.076)	-0.453** (0.080)	-0.443** (0.077)
城市规模	-0.003 (0.032)		0.099** (0.027)	0.099** (0.027)	0.053* (0.028)	0.050* (0.027)
户口	0.005 (0.031)		0.046 (0.030)		-0.018 (0.030)	
做饭人年龄	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.004** (0.001)	-0.004** (0.001)
做饭人教育水平	0.041 (0.028)		0.032 (0.026)		0.026 (0.026)	
粤东地区	0.489** (0.072)	0.480** (0.069)	0.401** (0.066)	0.402** (0.066)	0.506** (0.068)	0.439** (0.053)
粤西地区	0.219** (0.066)	0.220** (0.064)	0.401** (0.060)	0.401** (0.060)	0.108* (0.062)	0.050 (0.047)
珠三角地区	0.090* (0.051)	0.096* (0.049)	0.166** (0.043)	0.164** (0.042)	0.054 (0.044)	
食物价格对数	-0.774** (0.078)	-0.758** (0.073)	-0.648** (0.070)	-0.648** (0.069)	-0.504*** (0.072)	-0.463** (0.068)
常数项	9.513** (0.191)	9.492** (0.181)	0.896 (0.735)	0.956 (0.717)	1.017 (0.777)	1.274* (0.722)
内生性检验: F 统计量	17.103**	17.121**	31.799**	33.002**	24.311**	22.838**
弱工具变量检验: 收入对数的 F 检验	48.303**	49.852**	44.681**	47.156**	62.649**	47.985**
收入对数平方的 F 检验	42.971**	43.760**				
过度识别检验: Sargan 检验	0.755	0.652	2.905	2.411	0.018	2.196
变量联合显著检验:						
全部变量是否联合显著	14.4**	23.01**	16.85**	20.58**	14.59**	23.11**
删除变量是否联合显著	0.63		0.57		0.95	
保留变量是否联合显著	20.98**		21.99**		21.13**	
样本量	949	949	943	943	948	948

注: **, * 分别表示显著性水平为 5%, 10%。

主受教育水平变量,表明户主教育水平变量对最终估计结果的影响较小,因此,本文估计结果稳健。

(三) 营养需求弹性估计结果

根据模型 2、模型 4、模型 6、模型 8、模型 10 和模型 12 的估计结果,计算的能源、蛋白质和脂肪摄入关于连续变量的弹性整理在表 5 中。本文关注于营养需求的收入弹性,原因是营养是更直接度量贫困的指标,那么关注于收入增长能否带来营养的改善,有助于解答经济增长或者收入增长能否消除贫困问题(张车伟、蔡昉,2002)。其他经济社会因素的弹性问题在食物消费领域经常被关注,在营养摄入领域关注较少(Zheng and Henneberry, 2012)。根据弹性的定义,连续变量的弹性计算可以分为三类:第一,低收入组的能源摄入、低收入组和高收入组的蛋白质摄入和脂肪摄入都选择了不含收入对数平方项的模型 2、模型 4、模型 6、模型 10 和模型 12,此时模型估计结果中的人均收入对数变量的系数即为对应的营养需求收入弹性;第二,高收入组的能源需求选择了包含收入对数平方项的模型 8,此时能源需求收入弹性公式为 $\alpha_1 + 2\alpha_2 \ln \bar{l}$,其中 $\ln \bar{l}$ 为家庭人均水平对数的均值;第三,老龄化、在外食物支出比例和做饭人年龄的弹性为模型中对应变量的估计系数与变量均值的乘积,同时价格对数变量的系数即为营养需求的价格弹性。利用自助抽样法(bootstrap)获得弹性的标准误,以保证稳健性。

表 5 营养需求弹性估计结果

变量	能源		蛋白质		脂肪	
	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组
人均收入	0.832**	0.666**	0.848**	0.507**	0.840**	0.481**
老龄化	0.007	-0.011**	0.008	-0.011**	0.008	-0.013**
在外食物支出比例	-0.054**	-0.109**	-0.055**	-0.093**	-0.065**	-0.116**
做饭人年龄	-0.164**	-0.126**	-0.124**	-0.030	-0.214**	-0.160**
食物价格	-0.901**	-0.777**	-0.688**	-0.648**	-0.627**	-0.463**

注: **, * 分别表示显著性水平为 5%, 10%。

根据计算结果,最重要发现是低收入组的能源、蛋白质和脂肪需求的收入弹性大于高收入组的收入弹性。从收入对能源摄入的影响来看,低收入组能源需求的收入弹性为 0.816,且显著性水平为 5%,而当人均收入跨过门槛值后,收入弹性减小为 0.666,且显著性水平为 5%。从收入对主要营养素摄入的影响来看,低收入组蛋白质和脂肪需求的收入弹性分别为 0.848 和 0.840,且显著性水平均为 5%,而当人均收入越过门槛值后,收入弹性分别减小为 0.507 和

0.481，且显著性水平均为5%。根据弹性计算方法和模型的估计系数，对低收入组和高收入组的营养需求收入弹性之间是否存在差异进行检验。检验结果表明，低收入组和高收入组之间的弹性存在显著性差异。可见，不同收入水平上的营养需求的收入弹性存在差异，营养摄入与收入之间存在非线性门限关系，这与研究假设1相一致。

接下来的重要发现是老龄化对不同收入组样本家庭营养摄入的影响存在差异。高收入组中老龄化对能量、蛋白质和脂肪需求的弹性都为负，且显著性水平均为5%，表明老龄化对高收入组样本家庭营养摄入具有负向影响，这与研究假设2相一致。而低收入组中老龄化的弹性均为正，但不显著。对于低收入城镇住户来说，退休前的营养摄入可能处在相对较低的水平，退休后营养摄入水平可能不会有太大变化，导致老龄化对能量和主要营养素摄入的影响不明显。而高收入城镇住户退休前工作稳定、收入较高，其营养摄入水平相对较高，退休后由于收入降低等原因，营养摄入水平可能会有相对较大水平的减少，导致老龄化的负向作用明显。

从表5的估计结果还可以看出，首先，在外食物支出比例对低收入组和高收入组的能量、蛋白质和脂肪需求的弹性都为负值，且显著性水平均为5%，表明在外就餐与家庭能量、蛋白质和脂肪需求之间具有负向关系。一种可能的解释为人们在家饮食可能更注重营养，而在外就餐可能更注重口感，而口感好未必营养价值高。从不同收入组的结果看，高收入组中营养需求的外在食物支出比例弹性值均大于低收入组的弹性值，表明在外就餐对高收入城镇住户营养需求的负向影响相对较大。

其次，家庭做饭人年龄与能量、蛋白质和脂肪需求之间具有负向关系，表明这些营养摄入量随做饭人年龄的增加会有所减少。从不同收入组的结果看，低收入组中能量、蛋白质和脂肪需求的做饭人年龄弹性值均大于高收入组的弹性值。

第三，食物价格负向影响能量、蛋白质和脂肪需求，符合理论预期。从不同收入组的结果看，低收入组中能量、蛋白质和脂肪需求的食物价格弹性分别为-0.938、-0.666和-0.627，显著性水平均为5%，弹性值均大于高收入组的食物价格弹性值，表明食物价格对低收入城镇住户营养摄入的影响相对较大。

(四) 弹性结果对比分析

本文估算的低收入组和高收入组能量需求的收入弹性分别为0.832和0.666。首先，与使用国家统计局城镇住户调查数据的研究结果相比，本研究的低收入组和高收入组能量收入弹性均低于Zheng et al. (2012)计算的弹性0.903；本研究的高收入组能量收入弹性处在Meng et al. (2009)计算的弹性0.215到0.794范围内，但低收入组能量收入弹性高于其弹性结果。

其次，与使用中国健康营养调查数据的研究结果相比，本研究估算的高低收入组能量收入弹性相对较高，营养弹性估计结果出现差异的可能原因之一是两种数据调查方式存在差异。本研究估算的低收入组和高收入组蛋白质需求和脂肪需求的收入弹性除了低于Zheng et al. (2012)计算的弹性之外，均高于其他研究的弹性结果。

本文估算的低收入组的能量、蛋白质和脂肪需求的收入弹性大于高收入组的收入弹性，这与现有的研究结果保持一致（Meng et al. , 2009; Huang et al. , 2009; Tian and Yu , 2013）。与以往基于主观划分收入阶层或选取人均收入水平进行营养弹性的研究不同，本研究利用门限模型将数据科学的划分为低收入组和高收入组，能够有效减轻主观判定分界点所造成的偏误，对数据科学的分组保证了研究的严谨性。

五、结论与政策含义

本文基于门限模型在对广东省城镇住户数据进行高收入和低收入群体样本分组检验和划分的基础上，开展了收入水平和老龄化与城镇居民营养摄入间因果关系的检验和实证分析。本研究的主要研究结果表明：

第一，总体样本中城镇居民能量、蛋白质和脂肪摄入均存在显著的收入门限效应。

第二，不同收入水平上的营养需求的收入弹性存在差异，营养摄入与收入之间存在非线性门限关系。低于门限值样本的能量、蛋白质和脂肪需求的收入弹性分别为 0.816、0.848 和 0.840，而当人均收入跨过门限值后，对应的收入弹性值分别减小为 0.666、0.507 和 0.481。

第三，老龄化对高收入组城镇住户营养摄入有负向显著性影响，但对低收入组样本的影响不显著。

第四，家庭做饭人年龄、在外就餐和食物价格均与城镇住户营养摄入之间具有负向关系。从不同收入组的对比结果看，在外就餐对高收入城镇住户营养摄入的负向影响相对较大，而家庭做饭人年龄和食物价格对低收入城镇住户营养摄入的负向影响相对较大。从影响因素来看，收入和食物价格仍然影响家庭营养摄入的主要因素。

根据以上结论得出如下启示和建议：在制定不同收入水平人群的食物与营养政策时，有必要采取差别化的干预措施，引导科学合理膳食，改善食物与营养结构。具体来看，首先，应以重点人群作为突破口。对于低收入人群，采取扶持与开发相结合的方式，动员社会各界参与扶贫开发，以消除营养不足为目标的收入政策应多倾向于低收入群体。同时，加强老年人的膳食营养管理，开展老年人营养监测和膳食引导，科学指导老年人补充营养和合理饮食。其次，从改善营养摄入结构入手，加强营养与健康知识的宣传，保障充足的能量和蛋白质摄入量，控制脂肪摄入量。

参考文献

- 白军飞、闵师、仇焕广、王晓兵,2014,“人口老龄化对我国肉类消费的影响”,《中国软科学》,第11期,第17-26页。
- 邓婷鹤、何秀荣、白军飞,2016,“‘退休—消费’之谜—基于家庭生产对消费下降的解释”,《南方经济》,第5期,第1-16页。

- 李云森 2012, “家庭收入风险对中国农村居民营养摄入水平的影响”, 《南方经济》, 第 10 期, 第 200 – 213 页。
- 刘华、胡雪枝 2013, “中国城镇居民收入增长对营养需求的影响研究”, 《农业技术经济》, 第 2 期, 第 95 – 103 页。
- 杨月欣、王光亚、潘兴昌 2009, 《中国食物成分表》, 北京大学医学出版社。
- 苑会娜 2009, “进城农民工的健康与收入——来自北京市农民工调查的证据”, 《管理世界》, 第 5 期, 第 56 – 66 页。
- 张车伟、蔡昉 2002, “中国贫困农村的食物需求与营养弹性”, 《经济学(季刊)》, 第 4 期, 第 199 – 216 页。
- 张车伟 2003, “营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据”, 《经济研究》, 第 1 期, 第 3 – 12 页。
- Deaton, A. S. and J. Muellbauer, 1980, “An Almost Ideal Demand System”, *American Economic Review*, 70(3): 312 – 326.
- Hansen, B., 2000, “Sample Splitting and Threshold Estimation”, *Econometrica*, 68(3): 575 – 604.
- Huang, K. and Gale, F., 2009, “Food Demand in China: Income, Quality, and Nutrient Effects”, *China Agricultural Economics Review*, 1(4): 395 – 409.
- Liu, H., Wahl, T. I., Jr, J. L. S. and Bai, J., 2015, “Household composition, income, and food – away – from – home expenditure in urban china”, *Food Policy*, 51: 97 – 103.
- Lu, L. and Luhrmann, M., 2012, “The Impact of Chinese Income Growth on Nutritional Outcomes”, *Mimeo*, London.
- Meng, X., Gong, X. and Wang, Y., 2009, “Impact of Income Growth and Economic Reform on Nutrition Availability in Urban China: 1986 – 2000”, *Economic Development and Cultural Change*, 57(2): 261 – 295.
- Peng, N. and Alfonso, S., 2016, “A Fresh Look at Calorie – income Elasticities in China”, *China Agricultural Economic Review*, 8(1): 55 – 80.
- Tian, X. and Yu, X., 2013, “The Demand for Nutrients in China”, *Frontiers of Economics in China*, 8(2): 186 – 206.
- Tian, X. and Yu, X. 2015, “Using Semiparametric Models to Study Nutrition Improvement and Dietary Change with Different Indices: The Case of China”, *Food Policy*, 53: 67 – 81.
- Thomas, D., 1994, “Like Father, Like Son; Like Mother, Like Daughter: Parental Resources and Child Height”, *Journal of Human Resources*, 29(4): 950 – 988.
- Xiao, Y. and Edward, T., 1995, “The Impact of Income Growth on Farm Household Nutrient Intake: A Case Study of a Prosperous Rural Area in Northern China”, 43(4): 805 – 819.
- You, J., Imai, K. and Gaiha, R., 2016, “Declining Nutrient Intake in a Growing China: Does Household Heterogeneity Matter?”, *World Development*, 77: 171 – 191.
- Zheng, Z. and Henneberry, S. R. 2012, “Estimating the Impacts of Rising Food Prices on Nutrient Intake in Urban China”, *China Economic Review*, 23(4): 1090 – 1103.
- Zhong, F., Xiang, J. and Zhu, J. 2012, “Impact of Demographic Dynamics on Food Consumption — A Case Study of Energy Intake in China”, *China Economic Review*, 23(4): 1011 – 1019.

**Income Level , Aging and Nutrient Intake :
A Study Based on Urban Household Data in Guangdong Province**

Li Guojing Chen Yongfu

Abstract: Chinese urban residents face the dual challenge of undernutrition and overnutrition. Based on the household survey data of Guangdong Province , this paper uses the threshold model to carry out the threshold division of the high and low income samples and further estimate the effect of income level and aging on nutrient intake. The results show that there is a significant income threshold effect on nutrient intake in the overall sample. The income elasticities of energy , protein and fat demand below the threshold sample are 0.816 , 0.848 and 0.840 , respectively. When the per capita income crosses the threshold , the corresponding income elasticities decrease to 0.666 , 0.507 and 0.481. The effect of aging on the nutrient intake of high – income group is negatively significant , but the effect on low – income group is not significant. It can be seen that it is necessary to adopt differentiated interventions to guide the diet when formulating food and nutrition demand policies at different income levels. It is necessary to carry out the elderly nutrition monitoring and dietary guidance.

Keywords: Income level; Aging; Nutrient intake; Urban household.

(责任编辑: 徐久香)