

# 收入增长对营养需求的影响分析

## ——来自广东省城镇住户的证据

李国景 陈永福

(中国农业大学经济管理学院 北京 100083)

**摘要:** 关于营养需求与收入之间的关系一直存在争议。本文利用 2009 年广东省城镇住户数据,运用系统广义矩估计方法估计了城镇居民家庭能量和主要营养素需求的收入弹性,结果表明总体样本家庭的能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物需求的收入弹性分别为 0.273、0.298、0.238 和 0.291,收入增长对居民营养需求有显著正向影响。进一步运用门槛模型估计表明,营养需求与收入间呈非线性关系,能量和主要营养素需求与收入间的关系均在家庭人均收入为 13970.11 元处出现结构性突变,当家庭人均收入低于门槛值时,能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物需求的收入弹性分别为 0.7、0.71、0.712 和 0.684,而当跨过门槛值时,能量和碳水化合物需求的收入弹性转化为 0.201 和 0.22,蛋白质和脂肪需求的收入弹性变为负值,但不显著。营养需求与收入间呈非线性关系意味着以消除营养不足为目标的收入调节政策的选择应该考虑不同人群的收入水平。

**关键词:** 收入增长 营养需求 非线性 城镇居民

### 一、引言

自改革开放以来,中国经济不断转型和升级,居民人均收入不断迈上新台阶,食物消费向富蛋白质饮食结构转型,营养需求结构发生相应变化。2014 年国务院发布《中国食物与营养发展纲要(2014—2020 年)》,其核心在于保障食物有效供给,强化居民营养改善,由此可见居民的营养改善问题越来越受到重视。近年来,随着城镇化加快,农村人口大量涌入城市,城镇贫困人口数量不断增加,其越来越容易受到营养不足问题的冲击。在此背景下,城镇住户家庭的营养改善问题应引起足够重视,研究城镇居民营养需求与收入之间的关系,以及收入增长对营养需求的影响是否因收入的不同而发生改变,能够为以改善营养状况为目标的营养干预政策的选择提供科学的依据。

营养需求的收入弹性问题是学界关注的焦点问题。营养弹性的大小可以用来解释以消除贫困和营养不足为目标的收入政策的有效性。如果营养需求具有收入弹性,表明实施收入补贴政策有助于改善营养状况,反之收入的提高对营养需求的改善作用有限。然而,营养需求是否具有收入弹性仍然不能达成一致认同。

一种观点认为,营养需求的收入弹性远大于零,营养需求与收入之间呈显著正向关系(Zheng 和 Henneberry, 2012; Meng 等, 2009)。持此种观点的学者认为收入的增长放松了预算限制,增加了食物消费数量和种类,也相应提高了营养摄入量。Zheng 和 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支出弹性范围为 0.9-1。Meng 等(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。

另外一种观点认为营养需求与收入之间具有很小的关系，营养需求的收入弹性接近于零（张车伟、蔡昉，2002；Zhong 等，2012；刘华、胡雪枝，2013；Tian 和 Yu，2013；You 等，2016）。Zhong 等（2012）估计的全国居民能量需求收入弹性范围为 0.039-0.045，认为中国居民的人均能量摄入已经达到较高水平，能量摄入对收入变化的反应不再敏感。张车伟和蔡昉（2002）研究发现中国贫困农村地区能量摄入的收入弹性为 0.145，认为随着收入的增加，贫困家庭虽然将更多的支出花费在食物消费上，但是他们更多地关注于食物的外观、口味、状态、便利性以及加工程度等质量特性，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状况的明显改善。在中国城镇地区，刘华和胡雪枝（2013）得出城镇居民主要营养素也缺乏收入弹性的结果。从使用数据来看，张车伟和蔡昉（2002）使用了国家统计局 1997 年家庭调查数据，数据相对较旧，且研究对象是农村贫困户，而其余文献均使用中国健康与营养调查数据（CHNS）进行了研究。

也有研究表明营养需求与收入之间可能是一种非线性关系，收入对营养需求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需求可能具有收入弹性，高收入家庭的营养需求可能对收入的变化不再敏感（Meng 等，2009；Tian 和 Yu，2015）。Meng 等（2009）基于 1986-2000 年全国城镇住户家庭数据，以及 Tian 和 Yu（2015）利用 CHNS 的数据，均运用半参数估计方法进行估计，结果都表明营养需求与收入之间存在非线性关系。但是，Peng 和 Alfonso（2016）利用 CHNS 的数据，以 18-60 岁人群为研究对象，通过设定不同的函数形式，以及实施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的不同。

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弹性是探索营养需求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 和 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的收入弹性为 0.322，而高于贫困线的能量需求的收入弹性却接近于 0。Meng 等（2009）利用城镇住户调查数据和 You 等（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需求弹性存在较大差异。Huang 和 Gale（2009）和 Ye 和 Taylor（1995）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。

从文献总结来看，营养需求的收入弹性问题仍然不能达成一致认同，营养需求与收入之间的关系仍然存在不确定性。研究结果出现差异的原因有估计方法的不同、研究对象的差异以及使用数据的差异等。从研究结果的差异性和政策含义的重要性来看，未来营养需求与收入之间的关系仍是一个重要议题，两者之间关系的不确定性是本研究的出发点和落脚点。

本文的目标，首先，考虑到收入内生性问题，利用直接法，运用系统广义矩估计（GMM）方法对全部样本的三大主要营养素需求方程进行估计，有效克服收入内生性以及不同方程的误差项之间相关性问题的，减少模型估计偏误，对营养需求的影响因素进行实证分析；其

次，考虑到学界对营养需求与收入间非线性关系仍然存在争议，采用门槛模型，以人均收入为门槛变量对数据样本进行科学划分，并对门槛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，在此基础上对不同收入水平样本进行实证估计，检验营养需求与收入之间关系是否因收入水平的不同而发生改变，从而对营养需求与收入之间的非线性关系作出回答。

## 二、概念框架与研究假设

估计营养需求的收入弹性可以用来分析营养需求与收入之间的关系，本研究选择直接估计营养需求方程的方式来估计营养需求弹性。使用的国家统计局城镇住户调查数据包括家庭在家食物消费量和支出以及在外食物支出。营养数据获得过程如下：首先，确定在家消费的十种主要食物组，分别为谷物（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）。进一步设定来自在家十种食物消费的第  $k$  类营养成分需求量

$$IN_k = \sum_{i=1}^{10} a_{ki} \times Q_i \quad (1)$$

其中， $Q_i$  表示第  $i$  种食物的消费量， $i=1, \dots, 10$ ； $a_{ki}$  表示第  $i$  种食物中包含的第  $k$  类营养成分含量，该数据来自于中国疾病预防控制中心营养与食品安全所提供的中国食物营养成分表（杨月欣等，2009）。

其次，计算来自在家十种食物消费的第  $k$  类营养成分需求量占十种食物组总支出的比例  $R_k$ 。该比例用于计算来自其他食物消费的营养成分需求量，即在外食物支出和未包含在十种食物组中的其他在家食物支出中的第  $k$  类营养成分需求量  $ON_k$ 。由于在外就餐支出包括消费的食物数量费用和食品加工服务费用，为此将借鉴 Zheng 和 Hennerberry (2012) 的处理方式，假设在外食物支出的 50% 花费在食物消费数量上。那么，家庭第  $k$  类营养成分需求量表示为

$$TN_k = IN_k + ON_k \quad (2)$$

根据健康生产函数的定义，营养成分的摄入水平主要依赖于食物支出和其他影响消费行为的经济社会因素，那么营养需求的函数关系可以表示为  $TN_k = f(E, Z)$ ，其中  $E$  为食物支出， $Z$  为影响营养摄入的其他经济社会因素。又由于食物支出是收入的函数，因此营养需求函数表示为

$$TN_k = f(I, Z) \quad (3)$$

其中， $I$  为收入。收入是影响营养摄入的主要因素，一般来说，收入水平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，此时营养需求与收入之间可能呈正向关系。但是，如果收入水平提高之后，居民更加注重食物的外观、口味和质量等因素，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，此时收入的提高未必会带来营养状况的改善。可见，营养需求与收入之间的关系并不是简单的正向或者负向关系，可能呈非线性特征。为了进一步检验两者之间的关系，提出研究假设：营养需求与收入之间存在非线性关系，收入对营养需求的影响可能因收入水平的不同而存在差异。

### 三、数据说明与模型设定

#### (一) 数据说明

使用数据来自于国家统计局 2009 年广东省城镇住户调查数据, 该数据通过对城镇住户的抽样调查获得, 很多以往研究采用了国家统计局城镇住户调查数据 (张车伟、蔡昉, 2002; Meng 等, 2009; Zheng 和 Henneberry, 2012)。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 2430 个城镇住户。

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 (李世聪等, 2014)。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。<sup>①</sup>因此, 以广东省为研究对象, 分析城镇居民营养需求与收入之间的关系, 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。

家庭能量和三种主要营养素包括蛋白质、脂肪和碳水化合物人均每天摄入量作为被解释变量。从表 1 统计描述可以看出, 广东省 2009 年家庭人均能量每天摄入量为 2487.16 卡路里, 人均蛋白质、脂肪和碳水化合物每天摄入量分别为 87.56 克、113.77 克和 287.52 克。

家庭人均收入为核心解释变量。2009 年广东省样本家庭人均收入的均值为 20197.85 元。控制其他经济社会因素在估计营养需求收入弹性时至关重要。控制变量包括家庭特征和食物价格等。在家庭收入一定的情况下, 家庭规模及结构特征与家庭成员营养摄入水平密切相关, 因此加入家庭规模和家庭成员平均年龄变量, 其均值分别为 3.26 人和 36.26 岁。文化程度也许与人们选择消费何种食物具有密切关系, 进而影响到营养需求, 每个成员的受教育水平是分类计数变量, 设定为八个类别, 家庭成员的平均受教育水平的均值为 2.99。

对于城镇居民家庭来说, 家庭收入是否稳定影响家庭食物的购买, 进而影响家庭成员营养摄入水平。在中国城镇, 国营部门工作的人口收入相对稳定, 因此, 利用家庭中国营部门工作的人口比例反映家庭收入稳定性对家庭营养需求的影响 (Meng 等, 2009)。身体的劳动强度是影响营养摄入的重要因素, 因身体活动量因职业不同而存在差异, 因此根据职业将劳动强度分为 5 个类别, 家庭成员平均劳动强度的均值为 1.45 (You 等, 2016)。城镇居民在外就餐频繁, 可能对居民营养摄取具有重要影响, 利用家庭在外食物支出比例反映其对营养摄入的影响, 其均值为 19%。城镇化水平影响家庭食物购买的便利性, 因此控制变量加入家庭是否在小城市的虚拟变量, 有 8.72% 的样本家庭居住在小城市。

食物价格影响家庭食物消费的购买, 基于每个家庭消费的上述十种食物组的支出和数量, 计算每种食物组的价格, 再根据斯通价格指数公式计算获得每个家庭对应的食物价格指数 (Deaton 和 Muellbauer, 1980), 该指数均值为每千克 13.69 元。遗憾的是, 使用的国家统计局城镇住户调查数据没有成员的体重和身高, 这可能由于遗漏重要变量而估计有偏, 特别是当收入倾向于与这些指标是正的相关关系时, 因此, 研究结果可能会高估营养

<sup>①</sup> 数据来源: 国家统计局。

需求的收入弹性。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 2.08 人，其比例的均值为 64.98%；户主的受教育水平均值为 3.62；其他房产数量的均值为 0.19 套。

表 1 变量的统计描述

变量	均值	标准差
因变量		
人均能量摄入量, 卡路里/天	2487.16	1046.05
人均蛋白质摄入量, 克/天	87.06	36.09
人均脂肪摄入量, 克/天	113.11	50.49
人均碳水化合物摄入量, 克/天	287.52	124.07
自变量		
人均收入, 元	20197.85	13530.16
家庭规模, 人	3.26	0.93
平均年龄, 岁	36.26	10.51
平均受教育水平 <sup>1</sup>	2.99	1.04
国营部门工作人口比例, %	19.42	0.26
平均劳动强度 <sup>2</sup>	1.48	0.75
在外食物支出比例, %	19.13	0.17
是否在小城市	0.09	0.28
是否是本地户籍	0.91	0.29
食物价格, 元/千克	13.69	1.95
工具变量		
有工作人口比例, %	64.98	0.28
有工作人口的数量, 人	2.08	0.92
户主受教育水平 <sup>1</sup>	3.62	1.51
其他房产, 套	0.19	0.50
样本量	2430	

注：1.家庭成员受教育水平是分类计数变量，设定为 8 个类别，0=文盲，1=小学，2=初中，3=高中，4= 职业技校，5=专科，6=本科，7=研究生。

2. 家庭成员劳动强度是分类计数变量，根据职业划分成员的劳动强度为 5 个类别，1=很轻体力劳动（办公室职员，修表工等）；2=轻体力劳动（销售人员，实验室技术员，教师等）；3=中度体力劳动（学生，司机，电工等）；4=重体力劳动（农民，舞者，钢铁工人，运动员等）；5=很重体力劳动（矿工，建筑工人等）。

## （二）模型设定

根据以上分析，营养需求方程式（3）最终设定为

$$\ln N = \alpha_0 + \alpha_1 \ln I + \alpha_2 Z + \alpha_3 \ln P + \mu \quad (4)$$

其中， $N$  为家庭人均营养成分每天摄入量， $I$  为家庭人均收入， $Z$  为影响营养摄入的家庭特征因素， $P$  为食物价格， $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$  为未知参数， $\mu$  为随机误差。

在营养需求方程中，由于收入和营养摄入之间的因果关系，可能存在收入的内生性问题，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 和 Yu，2013；Meng 等，2009）。本文使用家庭中有工作人口的比例、户主的教育水平以及家庭除自住房之外的房屋数量作为家庭人均收入的工具变量。原因如下，第一，工资收入是家庭收入的主要来源，有工作人口的数量和户主的教育水平对家庭收入有决定作用（Tian 和 Yu，2013）。第二，房产情况能够较好地代表一个家庭的财富，那么除自住房之外的房屋数量也可以有效地反映家庭的财富，同时财富又是家庭收入有效的工具变量（张车伟和蔡昉，2002）。

在未考虑内生性问题的情况下，运用 OLS 回归都是有偏和不一致的。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，利用检验弱工具变量问题的 F 检验和检验工具变量外生性的 Sargan 检验对工具变量的有效性进行检验（张车伟、蔡昉，2002；Tian 和 Yu，2013）；其次，当确定合适的工具变量组合后，利用系统 GMM 对营养需求方程进行估计，同时也解决了不同营养需求方程的误差项之间相关性问题。

为了准确把握营养需求与收入水平之间可能的非线性关系，采用门槛模型（Hansen，2000），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存在差异，进而对营养需求与收入之间是否存在非线性关系作出回答。与主观设定临界点不同，门槛回归模型的特点在于通过非线性方法内生确定结构突变点，既能对门槛值进行参数估计，又能对门槛值的显著性进行统计检验。因此，门槛模型在计量方法上用较客观的方式来决定不同的分界点，进而利用门槛变量的观察值估计适合的门槛值，从而能够有效减轻主观判定分界点所造成的偏误。

根据非线性估计曲线的结果和研究假设，门槛模型形式设定为

$$\begin{cases} \ln N = \beta_0 + \beta_1 \ln I + \beta_2 Z + \beta_3 \ln P + \varepsilon, I \leq \gamma \\ \ln N = \theta_0 + \theta_1 \ln I + \theta_2 Z + \theta_3 \ln P + \mu, I > \gamma \end{cases} \quad (5)$$

其中，家庭人均收入  $I$  为门槛变量， $\gamma$  为门槛值， $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\theta_0$ 、 $\theta_1$ 、 $\theta_2$ 、 $\theta_3$  为未知参数， $\varepsilon$ 、 $\mu$  为随机误差。

当最优门槛值确定之后，做两方面的假设检验：一是门槛效应是否存在，二是门槛估计值是否等于真实值。第一个假设检验目的是检验以门槛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，门槛值  $\gamma$  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获得。Hansen（2000）通过 Bootstrap 方法获得了统计量的渐近分布，并构建出渐近有效的 P 值。

当确定存在门槛效应后，进一步确定门槛值的置信区间。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  $\alpha$  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

### (一) 总体样本的估计结果

表 2 为总体样本的营养需求方程式 (4) 的 OLS 和系统 GMM 估计结果。从 DWH 检验内生性的结果来看，四个营养需求方程的 F 值的显著性水平均为 1%，表明各营养需求方程均存在收入内生性。为了解决收入内生性，选取家庭中有工作人口特征以及房产数量作为可能的工具变量。尝试不同工具变量组合并运用 F 检验和 Sargant 检验对工具变量的有效性进行检验，最终选取家庭中有工作人口的比例、户主的教育水平和家庭其他住房数量作为能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物需求方程中收入的工具变量。从工具变量的检验结果来看，四个营养需求方程的 F 统计量都大于 10，Sargan 统计量不显著，可见选取的工具变量是有效的。

表 2 总体样本营养需求方程的估计结果

变量	能量需求		蛋白质需求		脂肪需求		碳水化合物需求	
	OLS	系统 GMM	OLS	系统 GMM	OLS	系统 GMM	OLS	系统 GMM
人均收入对数	0.411*** (0.015)	0.273*** (0.056)	0.422*** (0.014)	0.298*** (0.057)	0.406*** (0.016)	0.238*** (0.060)	0.414*** (0.015)	0.291*** (0.052)
家庭规模	-0.081*** (0.008)	-0.099*** (0.012)	-0.085*** (0.008)	-0.100*** (0.010)	-0.084*** (0.009)	-0.106*** (0.012)	-0.077*** (0.008)	-0.092*** (0.010)
平均年龄	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
平均受教育水平	-0.018 (0.011)	0.003 (0.014)	-0.026** (0.011)	-0.007 (0.013)	-0.016 (0.012)	0.009 (0.015)	-0.015* (0.009)	0.007 (0.013)
国营部门工作人口比例	0.087*** (0.030)	0.10*** (0.033)	0.080*** (0.029)	0.096*** (0.031)	0.118*** (0.033)	0.137*** (0.035)	0.054* (0.031)	0.072** (0.034)
平均劳动强度	-0.012 (0.010)	-0.013 (0.011)	-0.002 (0.010)	-0.002 (0.011)	-0.017 (0.011)	-0.017 (0.012)	-0.013 (0.010)	-0.014 (0.011)
在外食物支出比例	-0.566*** (0.050)	-0.384*** (0.088)	-0.485*** (0.048)	-0.321*** (0.089)	-0.655*** (0.054)	-0.435*** (0.096)	-0.514*** (0.051)	-0.346*** (0.087)
是否在小城市	-0.084*** (0.025)	-0.075*** (0.023)	-0.024 (0.024)	-0.017 (0.022)	-0.079*** (0.027)	-0.068** (0.026)	-0.115*** (0.026)	-0.108*** (0.026)
是否是本地户籍	0.101*** (0.026)	0.064** (0.030)	0.139*** (0.025)	0.106*** (0.030)	0.087*** (0.028)	0.043 (0.032)	0.104*** (0.027)	0.069** (0.031)

续表 2

变量	能量需求		蛋白质需求		脂肪需求		碳水化合物需求	
	OLS	系统 GMM	OLS	系统 GMM	OLS	系统 GMM	OLS	系统 GMM
食物价格 对数	-0.322*** (0.049)	-0.265*** (0.057)	-0.081* (0.048)	-0.026 (0.054)	-0.060 (0.053)	0.009 (0.062)	-0.648*** (0.051)	-0.597*** (0.060)
常数项	4.738*** (0.189)	5.904*** (0.479)	0.553*** (0.182)	1.583*** (0.495)	1.075*** (0.205)	2.487*** (0.523)	3.402*** (0.193)	-4.435*** (0.460)
DWH 检验		8.403***		8.559***		10.284***		5.961**
F 检验 <sup>1</sup>		61.017***		61.017***		61.017***		61.017***
Sargan 检验 <sup>2</sup>		2.576		2.534		3.359		0.575
样本量	2430	2430	2430	2430	2430	2430		2430
拟合优度	0.380	0.352	0.417	0.390	0.341	0.305	0.376	0.360

注：\*\*\*，\*\*，\*分别表示显著性水平为 1%，5%，10%。

1. F 检验过程为收入对数对工具变量和外生变量进行回归，构造 F 检验对工具变量的系数是否全部为零进行检验，如果拒绝原假设，则认为不存在弱工具变量问题。

2. Sargan 检验过程为营养需求方程回归的残差对工具变量和外生变量进行回归，利用得到的可决系数和样本量相乘获得 Sargan 统计量，服从卡方分布，然后对所有工具变量均为外生变量的原假设进行统计检验。

首先，从 OLS 和系统 GMM 估计结果来看，人均收入对能量和主要营养素摄入影响的估计系数均显著为正，表明收入与营养摄入之间均存在正向关系，模型结论较为稳健。

其次，从系统 GMM 的估计结果来看，能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物需求的收入弹性均大于 0.2，分别为 0.273、0.298、0.238 和 0.291，显著性水平均为 1%，表明当家庭人均收入每增加 1%，家庭能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物人均每天摄入量分别增加 0.273%、0.298%、0.238%和 0.291%。

第三，从控制变量的估计结果来看，家庭规模显著负向影响能量和三大主要营养素摄入水平。平均年龄变量估计显著为正，表明家庭人口年龄组成与营养摄入之间存在正向关系。值得关注的是国营部门工作人口比例变量估计显著为正，表明家庭收入的稳定性显著正向影响家庭能量和主要营养素的摄入。在外食物支出比例变量估计显著为负，表明虽然城镇人口在外就餐频繁且在外支出较高，但这不一定保证营养摄入的提高。在能量、脂肪和碳水化合物需求方程中，家庭是否在小城市变量估计显著为负，表明与大城市家庭相比，小城市家庭的能量、脂肪和碳水化合物摄入相对较少。是否是本地户籍变量在能量、蛋白质和碳水化合物方程中估计显著为正，表明与非本地户籍的家庭相比，本地户籍的家庭人均每天能量、蛋白质和碳水化合物摄入较高。食物价格的弹性在能量和碳水化合物方程中估计显著为负，表明食物价格与能量和碳水化合物摄入之间是负向关系。

在前文总体样本营养需求方程的估计结果中，能量需求和主要营养素需求数据是假设在外食物支出的 50%花费在食物消费数量的基础上获得的，为保证上述实证结果稳健可靠，将假设在外食物支出的 60%花费在食物消费数量上进行营养数据的获得，并进行后续估计以检验稳健性。对比两种假设下总体样本的估计结果可以看出，无论是最小二乘估计



还是系统广义矩估计，各变量的参数估计结果的符号、大小和显著性与上文的估计结果一致，表明本文估计结果稳健。<sup>①</sup>

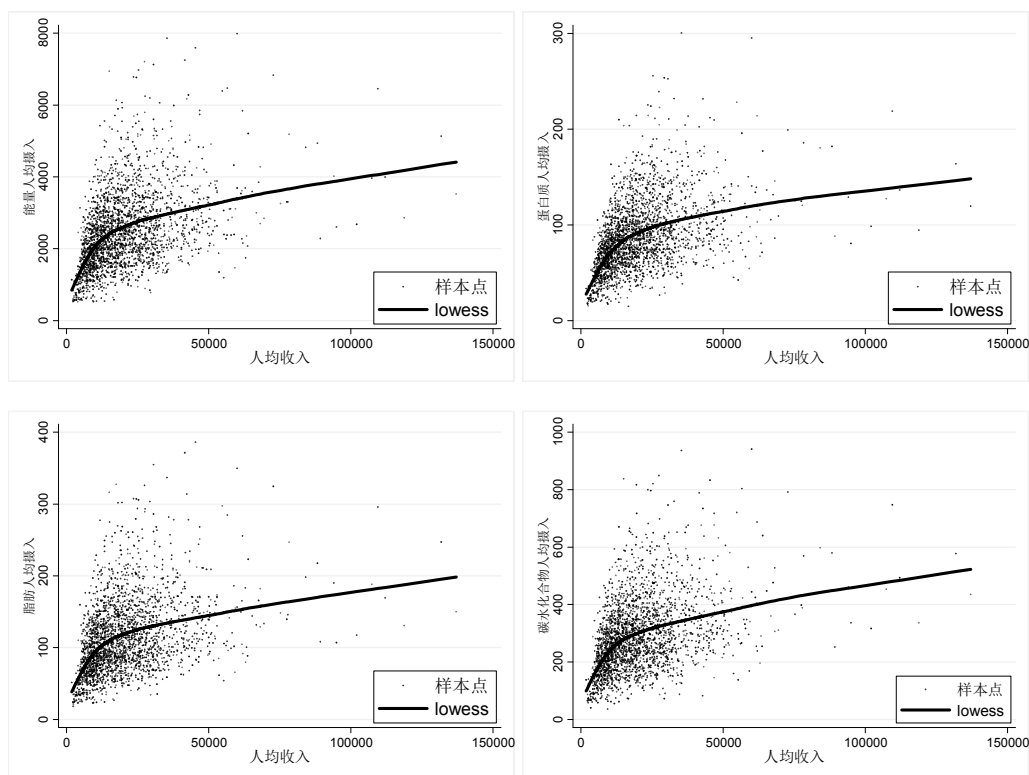
## （二）收入对营养需求的门槛估计

### 1、非参数估计结果

为了清楚直观地观察营养需求与人均收入之间的关系，运用局部加权散点平滑估计 (lowess) 方法估计了能量和三种主要营养素人均每天摄入量与收入水平之间的关系(图1)。从非线性估计曲线的结果来看，开始时能量摄入量随人均收入增长而上升的速度较快，超过一定门槛值后上升的趋势变得缓慢。人均蛋白质摄入、人均脂肪摄入和人均碳水化合物摄入与收入的关系也表现出相同的变化态势，可见，能量和三种主要营养素摄入量与收入之间的关系并不是简单的线性关系。

尽管非参数估计能够识别营养需求与收入之间的非线性关系，但是非参数估计未能考虑控制变量的影响，而且不能确定具体的门槛值。因此，有必要采用门槛模型，运用统计检验的方法检验是否存在门槛效应，进而较严谨地检验营养需求与收入之间的非线性关系。

图 1 营养摄入水平随人均收入变化情况



### 2、最优门槛值的确定

选择人均收入为门槛变量，进行门槛效应检验。对于能量需求方程，首先，进行第一轮门槛变量的选择，结果表明最优门槛值为 13970.11 元，其 LM 统计量显著性水平为 1%，其 95% 的置信区间为 [14054, 17389]。其次，对于小于 13970.11 元的样本和大于 13970.11

<sup>①</sup> 限于篇幅，这里未报告 60%假设下的估计结果，感兴趣的读者可以向作者索取。

元的样本进行下一轮门槛效应的检验, 检验结果均不显著, 因此不再对子样本进一步分割。可见, 能量需求与人均收入水平之间呈现非线性关系, 检验结果表明两者之间的关系在家庭人均收入为 13970.11 元处出现了结构性突变。

利用相同的门槛搜索过程对蛋白质、脂肪和碳水化合物方程进行门槛效应检验, 同样发现只存在单一门槛, 这与非参数估计结果的变化态势相一致。能量和主要营养素的收入门槛估计值均为 13970.11 元, 其 LM 统计量显著性水平均为 1%, 但是其 95% 的置信区间存在一定差异。收入门槛估计值与 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, 可见收入门槛估计值具有一定的可信度。<sup>①</sup>

### 3、收入对营养需求影响的门槛估计结果

表 3 为收入对能量和三大主要营养素摄入水平影响的门槛估计结果。当确定最优收入门槛值之后, 根据 DWH 检验内生性的结果, 在 OLS 和 GMM 之间选择合适的估计方法对不同门槛区间内的样本进行估计。

首先, 从能量和碳水化合物需求方程的估计结果来看, DWH 检验结果表明低于和高于家庭人均收入 1.4 万元 (13970.11 元) 门槛值的方程均不存在收入内生性问题, 均选择 OLS 估计结果。当家庭人均收入低于 1.4 万元门槛值时, 能量和碳水化合物需求的收入弹性分别为 0.7 和 0.684, 且显著性水平均为 1%, 表明收入的提高对低收入家庭的能量和碳水化合物摄入均有显著的正向作用。而当家庭人均收入越过 1.4 万元门槛值时, 能量和碳水化合物需求的收入弹性分别转化为 0.201 和 0.22, 且显著性水平均为 1%, 表明收入增长对高收入家庭能量和碳水化合物摄入的作用均在减弱。

其次, 从蛋白质和脂肪需求方程的估计结果来看, DWH 检验结果表明低于家庭人均收入 1.4 万元门槛值的方程不存在收入内生性问题, 选择 OLS 估计结果, 而高于收入门槛值的方程存在收入内生性问题, 选择 GMM 估计结果。当家庭人均收入小于 1.4 万元门槛值时, 蛋白质和脂肪需求的收入弹性分别为 0.71 和 0.712, 且显著性水平均为 1%, 表明收入的提高均显著正向影响低收入家庭的蛋白质和脂肪摄入。然而, 当家庭人均收入跨过 1.4 万元门槛值时, 蛋白质和脂肪需求的收入弹性分别变为 -0.038 和 -0.065, 且均不显著。

可见, 从不同门槛区间内营养需求的收入弹性估计结果来看, 收入对营养摄入的影响因收入水平的不同而存在一定差异, 表明能量和主要营养素需求与收入之间呈非线性关系, 与研究假设相一致。

从控制变量的估计结果来看, 在各营养需求方程估计中, 家庭成员平均受教育水平变量仅在低于 1.4 万元的家庭中估计显著为负, 表明低收入家庭教育水平的提高对能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物摄入有显著负向作用。在能量和脂肪需求方程估计中, 国营部门工作人口比例变量在低于 1.4 万元家庭中估计系数分别为 0.130 和 0.144, 显著性水平均为 5%, 而高于 1.4 万元家庭的估计系数分别为 0.058 和 0.088, 显著性水平均为 10%, 表明家庭收入稳定性对能量和脂肪摄入的正向作用在低收入家庭中较明显。而在蛋白质需求方程估计中, 国营部门工作人口比例变量仅在低于 1.4 万元的家庭中估计显著。在各营养需求方程估计中, 家庭是否在小城市变量仅在高于 1.4 万元的家庭中估计显著为负, 表明相对于居住在大城市的高收入家庭来说, 居住在小城市的高收入家庭能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物摄入相对较低。在能量、脂肪和碳水化合物需求方程估计中, 户籍变量在低于

<sup>①</sup> 数据来源: 广东省统计局。

和高于 1.4 万元家庭中均估计显著为正，而在脂肪需求方程估计中，户籍变量仅在低于 1.4 万元家庭中估计显著为正。

表 3 收入对营养需求影响的门槛估计结果

人均收入 (万元)	能量需求		蛋白质需求		脂肪需求		碳水化合物需求	
	低于 1.4	高于 1.4	低于 1.4	高于 1.4	低于 1.4	高于 1.4	低于 1.4	高于 1.4
	OLS	OLS	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	OLS
人均收入 对数	0.700*** (0.032)	0.201*** (0.025)	0.710*** (0.031)	-0.038 (0.126)	0.712*** (0.036)	-0.065 (0.138)	0.684*** (0.033)	0.220*** (0.027)
家庭规模	-0.022* (0.011)	-0.141*** (0.011)	-0.030*** (0.011)	-0.158*** (0.015)	-0.022* (0.013)	-0.167*** (0.016)	-0.018 (0.012)	-0.134*** (0.012)
平均年龄	0.004*** (0.002)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.005*** (0.002)	0.004** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.003*** (0.001)
平均受教育 水平	-0.048** (0.019)	-0.004 (0.013)	-0.059*** (0.018)	0.011 (0.017)	-0.047** (0.021)	0.021 (0.018)	-0.049*** (0.016)	0.003 (0.010)
国营部门工 作人口比例	0.130** (0.061)	0.058* (0.034)	0.115** (0.058)	0.044 (0.034)	0.144** (0.068)	0.088** (0.037)	0.093 (0.062)	0.027 (0.035)
平均劳动 强度	-0.005 (0.016)	-0.017 (0.013)	0.006 (0.015)	0.001 (0.013)	-0.012 (0.017)	-0.015 (0.015)	-0.004 (0.016)	-0.020 (0.013)
在外食物 支出比例	-0.711*** (0.090)	-0.428*** (0.057)	-0.573*** (0.085)	-0.208** (0.102)	-0.803*** (0.100)	-0.338*** (0.112)	-0.664*** (0.093)	-0.377*** (0.060)
是否在小 城市	-0.129 (0.084)	-0.095*** (0.026)	-0.093 (0.079)	-0.050* (0.027)	-0.130 (0.093)	-0.107*** (0.030)	-0.136 (0.086)	-0.127*** (0.027)
是否是本地 户籍	0.142*** (0.051)	0.086*** (0.029)	0.164*** (0.048)	0.113*** (0.030)	0.129** (0.057)	0.052 (0.033)	0.139*** (0.053)	0.090*** (0.030)
食物价格 对数	-0.431*** (0.073)	-0.164*** (0.063)	-0.153** (0.069)	0.130* (0.075)	-0.190** (0.082)	0.201** (0.082)	-0.723*** (0.075)	-0.520*** (0.067)
常数项	2.177*** (0.367)	6.592*** (0.296)	-2.028*** (0.347)	4.703*** (1.157)	-1.581*** (0.408)	5.237*** (1.268)	0.918** (0.376)	5.188*** (0.308)
DWH 检验	0.0185	2.146	0.223	3.970**	0.0004	3.712*	2.601	0.669
F 检验				20.908***		20.908***		
Sargan 检验				0.807		0.785		
样本量	951	1479	951	1479	951	1479	951	1479
拟合优度	0.406	0.240	0.422	0.202	0.355	0.177	0.407	0.235

注：\*\*\*，\*\*，\*分别表示显著性水平为 1%，5%，10%。

### (三) 弹性结果对比分析

根据以往研究结果，营养需求的收入弹性整理在表 4 中。<sup>①</sup>本文估算的全部样本的能

① 限于篇幅，这里未报告现有研究的营养收入弹性估计结果，感兴趣的读者可以向作者索取。

量、蛋白质和脂肪需求的收入弹性分别为 0.273、0.298 和 0.238，均低于 Zheng 和 Henneberry (2012) 计算的弹性 (0.903、0.984 和 0.986)，可能的原因是估计方法的不同，后者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，而本研究通过建立营养需求方程直接估算营养弹性。与剩余的研究结果比较来看，估算的全部样本的能量弹性处在 Meng 等 (2009) 计算的弹性 0.215 到 0.794 范围内，但高于其他剩余研究结果；估算的全部样本的蛋白质和脂肪弹性均处在 Huang 和 Gale (2009) 计算的弹性范围内 (0.093-0.346；0.02-0.390)，但高于其他剩余研究结果；估算的全部样本的碳水化合物弹性为 0.291，稍高于 Tian 和 Yu (2013) 的 0.153 和 You 等 (2016) 的 0.119。可见，由于本文所用数据与 Zheng 和 Henneberry (2012)、Meng 等 (2009) 和 Huang 和 Gale (2009) 所用数据的来源一致，均为国家统计局住户调查数据，因此这些研究的结果相近，而明显高于利用 CHNS 数据获得的结果。本研究估算的低收入组能量、蛋白质和脂肪需求的收入弹性分别为 0.7、0.71 和 0.712，在现有研究结果中处于偏高水平。

## 五、结论和建议

学界关于营养需求与收入之间的非线性关系一直存在争议。首先，利用 2009 年广东省城镇居民住户调查数据，对城镇居民家庭能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物需求的影响因素进行了实证分析。考虑到存在收入内生性问题以及营养需求方程的误差项之间可能相关，运用系统 GMM 估计方法估计了能量和主要营养素需求方程。结果表明能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物需求的收入弹性分别为 0.273、0.298、0.238 和 0.291，显著性水平均为 1%，表明收入水平对居民营养需求有显著正向影响。

其次，鉴于门槛模型根据数据特点内生确定结构突变点，可以用来考察解释变量对被解释变量边际效应随门槛变量置于不同门槛区间而表现出非线性特征，运用门槛模型检验了营养需求与收入之间关系是否因收入水平的不同而存在差异。主要结论为：能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物需求与收入之间呈非线性关系。能量和主要营养素需求与收入之间的关系均在家庭人均收入为 13970.11 元处出现了结构性突变。当家庭人均收入低于 1.4 万元门槛值时，能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物需求的收入弹性分别为 0.7、0.71、0.712 和 0.684，显著性水平均为 1%，而当家庭人均收入越过 1.4 万元门槛值时，能量和碳水化合物需求的收入弹性转化为 0.201 和 0.22，显著性水平为 1%，蛋白质和脂肪需求的收入弹性变为负值，但不显著。可见，营养需求的收入弹性因收入水平的不同而存在较为明显的差异，对于低收入家庭来说，能量、蛋白质、脂肪和碳水化合物需求的收入弹性较大，收入的增长对营养需求有正向作用，但是对于高收入家庭来说，营养需求的收入弹性较小，甚至出现负值，收入的增长对其营养摄入的提高作用有限。

根据以上结论得出启示和建议，总体来看，收入对不同收入群体的能量和主要营养素需求的影响存在差异，因此针对不同收入水平人群的食物与营养需求，应采取差别化的干预措施，坚持引导与干预有效结合，引导科学合理膳食。具体来看，首先，把重点区域、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，积极创新营养改善方式，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更多倾向于低收入群体。其次，从改善营养摄入结构入手，开展居民营养监测和膳食引导，加强营养与健康知识的宣传，一方面保障充足的能量和蛋白质摄入量，另一方面控制脂肪摄入量。另

外，食物价格是影响居民营养摄入的关键因素，因此应该加强食物生产和供给，加强“菜篮子”工程建设，减少食物价格的大幅波动，为居民的膳食营养提供支持和保障。

#### 参考文献：

1. 李世聪、闻剑、邓小玲等：《广东省城市居民食物和营养素摄入现状及变化趋势》[J]，《中国公共卫生》2014年第9期。
2. 刘华、胡雪枝：《中国城镇居民收入增长对营养需求的影响研究》[J]，《农业技术经济》2013年第2期。
3. 杨月欣、王光亚、潘兴昌：《中国食物成分表》[M]，《北京大学医学出版社》，2009年。
4. 张车伟、蔡昉：《中国贫困农村的食物需求与营养弹性》[J]，《经济学（季刊）》2002年第2期。
5. Deaton, A. S., and J. Muellbauer., 1980, “An Almost Ideal Demand System” [J], *American Economic Review*, Vol. 70, No.3: 312-326.
6. Hansen B., 2000, “Sample Splitting and Threshold Estimation” [J], *Econometrica*, Vol.68, No.3: 575-604.
7. Huang K. and Gale F., 2009, “Food Demand in China: Income, Quality, and Nutrient Effects”[J], *China Agricultural Economics Review*, Vol.1, No.4: 395-409.
8. Meng X., Gong X., and Wang Y., 2009, “Impact of Income Growth and Economic Reform on Nutrition Availability in Urban China: 1986–2000” [J], *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 57, No.2: 261-295.
9. Peng N. and Alfonso S.P., 2016, “A Fresh Look at Calorie-income Elasticities in China” [J]. *China Agricultural Economic Review*, Vol. 8, No.1: 55-80.
10. Tian X. and Yu X., 2013, “The demand for nutrients in China”[J], *Frontiers of Economics in China*, Vol. 8, No.2: 186-206.
11. Tian X. and Yu X., 2015, “Using Semiparametric Models to Study Nutrition Improvement and Dietary Change with Different indices: The Case of China” [J], *Food Policy*, Vol. 53: 67-81.
12. You J., Imai K. S., and Gaiha R., 2016, “Declining Nutrient Intake in a Growing China: Does Household Heterogeneity Matter?”[J], *World Development*, Vol.77:171-191.
13. Ye X. and Taylor E. J., 1995, “The Impact of Income Growth on Farm Household Nutrient Intake: A Case Study of a Prosperous Rural Area in Northern China” [J], *Economic Development and Cultural Change*, Vol.43, No.4: 805-819.
14. Zheng Z. and Henneberry S., 2012, “Estimating the Impacts of Rising Food Prices on Nutrient Intake in Urban China” [J], *China Economic Review*, Vol. 23, No.4: 1090-103.
15. Zhong F., Xing J., and Zhu J., 2012, “Impact of Demographic Dynamics on Food Consumption - A Case Study of Energy Intake in China” [J], *China Economic Review*, Vol.23, No.4:1011-1019.

( G )