

DOI:10.19361/j.er.2017.04.07

收入如何影响食盐摄入量?

——来自 CHNS 微观数据的证据

李 平 杨慧梅 臧 铖*

摘要: 本文基于健康需求视角,运用 2004–2011 年“中国健康与营养调查”面板数据,采用工具变量方法,探讨了居民收入对食盐摄入量的影响,并总结出收入影响食盐摄入量的作用机制。研究发现,居民收入对食盐摄入量有显著负向影响。较初等教育群体而言,中高等教育水平的居民收入对食盐摄入量有显著负向作用;城市户籍居民收入对食盐摄入量的负向影响比农村户籍居民更为明显;饮食习惯差异的地域性特征导致不同地域中收入对食盐摄入量的影响显著不同。进一步地,中介效应检验表明,消费结构升级、认知水平提升以及健康投资增加是收入影响食盐摄入量的主要渠道。这些经验发现为今后我国实行减盐控盐行动及提高居民健康水平提供了理论与现实依据。

关键词: 健康需求;居民收入;食盐摄入量

一、引言

改革开放以来,我国经济持续增长,居民收入得到显著提升,2016 年人均可支配收入为 23 821 元,比上年增长 6.3%^①。通常而言,生活水平会随可支配收入的增加而提高,并且,消费水平、效用水平及个体生活幸福感也会随收入预算的增加而改善。因此,收入提高时,人们往往更在意自身效用的高低,会增加可以提高个人效用的商品或服务需求。其中,健康作为一种正常品,是个人生活所必需的一种服务型消费,在经济增长过程中其需求会不断提高,增加对健康的需求即投资于健康,不仅可以提高劳动生产率,而且可以产生较大效用(王弟海等,2008)。

慢性病是当前危害人类健康的重要疾病。《中国居民营养与慢性病状况报告(2015

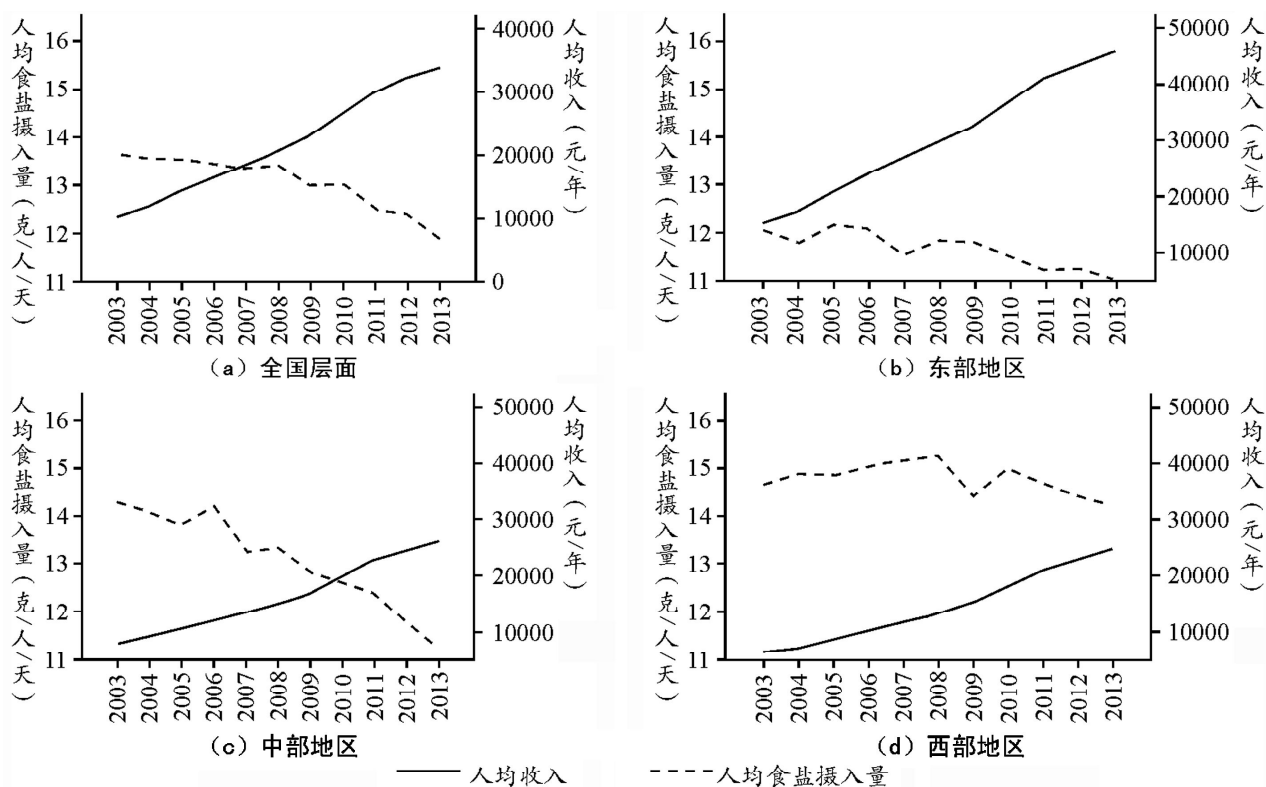
* 李平,山东理工大学商学院,邮政编码:255012,电子信箱:lipingsdut@163.com;杨慧梅,山东理工大学商学院,邮政编码:255012,电子信箱:lsyzyhm@163.com;臧铖(通讯作者),山东理工大学商学院,邮政编码:255012,电子信箱:842319554@qq.com。

本文感谢山东省社会科学规划重大理论和现实问题协同创新研究专项一般项目“新常态下山东省全要素生产率提升研究”(项目编号:16CCXJ10)、2015 年山东省研究生教育创新计划项目“中国现行教育体制下经济类研究生培养模式的探索与创新”(项目编号:SDYY15093)和淄博市校城融合发展计划项目“淄博市企业科技创新能力提升研究”(项目编号:2016ZBXC236)的资助。感谢匿名审稿专家富有建设性的修改建议,当然文责自负。

①数据来源:中华人民共和国国家统计局。

年)》表明,2012年我国慢性病死亡人数占总死亡人数的86.6%,其中,心脑血管疾病占44%。而高血压是导致心脑血管等慢性病发生的主要原因,2012年我国18岁及以上成人高血压患病率为25.2%,平均每4个成人中就有1人患高血压,较2002年增加了34%,由此可见,我国高血压患病率呈上升趋势。导致高血压的因素有很多,如年龄、饮食、遗传、体重与环境等,其中,高盐饮食是造成高血压的主要危险因素,日均摄盐量每增加1克,平均高压会上升2mmHg,低压上升1.7mmHg(Li et al.,2012)。世界卫生组织规定的成人标准食盐摄入量为每人每日5g,而调查显示,2002年我国居民平均每天烹调用盐12g,远高于这一标准,但近年来,我国居民日均食盐摄入量有所下降,2012年为10.5g,与2002年相比降低了12.5%^①。

众所周知,居民减少食盐摄入量是出于对健康的需要,而健康作为一种正常品在经济增长过程中其需求是不断提高的,因此,我们推断食盐摄入量可能与收入水平负相关。为直观验证这一观点,我们作出人均食盐摄入量与人均收入的变化趋势图^②(如图1所示),并对东中西部地区加以区分。由图1可以看出,无论是全国层面还是东中西部地区,随着人均收入提高,人均食盐摄入量都在不断减少,两者近似呈负相关关系。



资料来源:2004-2014年《中国统计年鉴》和《中国卫生统计年鉴》。

图1 人均食盐摄入量与人均收入的变化趋势图

综合上述分析与观察,我们猜想,随着收入提高,居民的食盐摄入量是逐渐减少的,即收入与食盐摄入量之间呈负相关关系。为验证这一猜想,本文借助“中国健康与营养调查”

①摘自《中国居民营养与慢性病状况报告(2015年)》。

②根据卫生部《2011年中国碘缺乏病病情监测报告》,我国碘盐覆盖率达98%,因此,我们用人均碘盐消费量代替人均食盐摄入量,数据来源于《中国卫生统计年鉴》。

(China Health and Nutrition Survey, CHNS)数据,以个人为基本单位,对收入与食盐摄入量的关系进行研究。主要解决以下三个问题,第一,收入如何影响食盐摄入量,作用机制如何?第二,收入影响食盐摄入量的程度怎样?第三,在不同教育水平、不同户籍和不同地域的居民之间,收入对食盐摄入量产生的影响是否存在差异?本文后续结构安排如下:第二部分为理论分析与研究假设,第三部分为研究设计,第四部分为实证分析,最后是结论与启示。

二、理论分析与研究假设

微观发展经济学的理论认为,消费和投资是消费者参与市场的主要行为,会受到个人收入的影响。为此,本文以消费与投资为切入点,并借助人力资本投资的相关知识,试图从消费结构、教育投入以及健康投资三个维度寻找收入影响食盐摄入量的作用机制。

(一) 消费结构

收入是影响城乡居民消费的最主要因素(张秋惠、刘金星,2010)。一方面,收入变化会直接影响消费总量。Shefrin 和 Thaler(1988)运用行为生命周期假说证实消费倾向会受到消费者财富余额的影响,财富余额的不同会使消费者面临的“诱惑”存在差异,财富余额的增多会使“诱惑”变大,并同时提高消费倾向。另一方面,在需求收入弹性作用下,收入变化会使消费者对不同商品的需求量产生差异,即消费结构出现转变。

消费结构是消费领域的核心问题,其优化与升级能够在消费总量增长的同时改善消费内部结构(肖立,2012)。曹力群和庞丽华(2000)指出,随着居民收入的提高,消费结构变动的比例不同,需求收入弹性较大的消费品增长较快,弹性较小的消费品增长较慢。生活必需品是人们日常生活所必需的,购买的数量多,使用频率高,是缺乏弹性的,相对而言,耐用品有更大的弹性。并且,耐用品在家庭财富中所占的比重一般较大,家庭对耐用品的消费会影响整个家庭的消费支出(丁继红等,2013)。因此,当收入较低时,居民消费层次较低,消费基本用以维持生活必需品,随着收入与生活水平的提高,居民开始注重商品“质”的消费,消费层次提高。

食盐作为生活必需品,不仅可以提供人体所必需的钠元素,还可用于延长食物保质期。收入较低时,人们大多使用腌制法来保存食物。随着收入提高,人们有能力增加对家庭耐用品(如冰箱)的消费,从而减少采用食盐保存食物的行为。此外,在健康需求的作用下,收入增加会使人们更倾向于选择健康饮食(如低盐低油)。因此,我们认为收入增加所引起的消费结构升级会使居民减少对食盐的摄入。

假设 1:收入增加引起的消费结构升级会使居民减少对食盐的摄入。

(二) 教育投入

随着人力资本理论与增长理论的发展和完善,教育的经济功能越来越受重视。才国伟和刘剑雄(2014)指出教育是推动经济增长的手段,通过教育投入带来人力资本积累与人的素质提升,是经济增长的核心目的。综观影响家庭教育支出的诸多因素,可以发现,收入是最受关注的,很多学者指出,当家庭收入提高时,家庭在教育上的开支也明显增加,在风险规避和信贷约束条件下,低收入家庭的教育支出处于较低水平(Schultz, 1994; Hashimoto and Health, 1995)。

教育投入能带来个人教育成就,这不仅在劳动力市场中的经济回报方面有所体现,还反映在各式各样的“非物质性回报”上(胡安宁,2014)。“非物质性回报”指教育成就能够通过

培养“非物质性人力资本”^①来提高个体的健康水平。目前,关于教育促进健康的观点主要表现为生产效率效应和分配效率效应。其中,生产效率效应认为,知识资本、教育水平的提升可以改善非市场部门和家庭部门的健康生产效率(刘广彬,2009)。分配效率效应认为,教育水平的提升可以促使人们选择更为合理的健康投入组合(Kenkel and Chen,2000)。比如,在吸烟与饮食方面,教育程度更高的人更加明确两者的利害之处,更容易做出利于健康的决策,而且,高教育程度的人往往更懂得如何吸收利用新知识提升自身健康水平(Lleras-Muney,2005)。

换言之,教育能丰富个体知识,改变个体认知模式,受教育程度高的人具备更高的认知能力和适应能力,健康知识也更为全面,他们倾向于选择更健康的生活方式(Kenkel,1991; Cutler and Lleras-Muney,2010),如较少的吸烟、酗酒和吸毒行为。因此,我们推断,收入提高所带来的教育投入增加能够提升人们的认知水平,使人们更清楚过多摄入食盐的危害,从而更注重健康饮食,减少对食盐的摄入。

假设2:收入提高引致的认知水平提升使居民更加注重健康饮食,从而减少食盐摄入量。

(三) 健康投资

众所周知,健康不仅是重要的财富,更是关系居民福利和社会发展的重要变量。其一,健康作为消费品能够使消费者避免疾病带来的痛苦,并通过“健康的感受”使消费者效用得以提升;其二,健康作为投资品决定着人们在市场、非市场活动中的时间与效率(Grossman,1972)。舍曼·富兰德等(2011)指出,人们想拥有健康,就必须进行投入以生产健康。根据人力资本理论,健康投资是当期投入一定数量的货币与非货币资本之和,使个体在未来一段时间能够获取良好健康状况的一种投资行为,主要包括营养投资、社会阶层投资、生活方式和生活环境投资以及医疗卫生保健投资。

老年人收入与健康支出状况研究课题组(2008)认为,健康投资的多少既取决于消费者的健康偏好,又取决于其所拥有的资源,在预算约束下,健康投资与其他消费支出彼此联系、相互制约。随着收入提高,居民在吃、穿等基本需求方面的支出比例逐渐降低,居民会更加关注健康,愿意并有能力为健康多投入。其中,医疗卫生保健投资被认为是最主要的健康投资指标之一(朱玲,2002),它是以预防和治疗人体疾病、保持和改善人体健康状况为主要功能和任务的生产活动总称,是一种维持性投资。具体而言,居民的疾病程度越严重,其维持性投资越高,当居民就医花费增多,势必会导致一个“挤出效应”,从而降低防御性投资,挤出其他项的部分投资(如用于营养摄取、保健和保险的投资)。

基于上述分析,我们认为,在健康需求的作用下,健康投资可能是收入影响食盐摄入量的一个渠道。一方面,居民健康投资的增多意味着其健康意识的提高,并使其产生更多的健康行为,如在饮食中自觉地减盐控盐。另一方面,医疗保健投资的挤出效应发挥着重要作用。由于食盐摄入量过多会对健康造成损害,增加居民的医疗支出,并对其他消费支出产生挤出效应,因此,如果居民预期或已受到摄盐过多所带来的疾病困扰,那么,为避免其他消费或投资受到进一步挤压,居民会有意识地减少食盐摄入量。

假设3:收入提高所带来的健康投资增加,减少了居民的食盐摄入量。

^①根据 Mirowsky 和 Ross(1998),“非物质性人力资本”指的是个人的习惯、价值观、生活态度以及解决问题的能力等综合性要素。

三、研究设计

(一) 数据简介

本文运用的数据源于“中国健康与营养调查”,该数据是美国北卡罗来纳大学与中国预防医学科学院(现中国疾病预防控制中心)共同调查形成的,迄今为止包含9次调查,分别为1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年、2009年以及2011年。调查地域包括辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州9个省份,2011年加入北京、上海和重庆,覆盖我国东中西部地区。该项目采用多阶段整群随机抽样方法,首先,在各样本省随机抽取4个县(市、地区),然后,在挑选的样本县(市、地区)中随机抽取村庄(城镇、城市社区)。在每轮调查中大概包含200个基本抽样单位,4400个家庭,19000多个调查对象,城乡比为1:2。该调查由个人、家庭与社区三部分构成,包括营养状况、人口结构、文化水平和医疗卫生等信息,较为全面地反映了中国居民的健康与营养状况,为研究者提供了一个具有全国代表性的样本,是其他全国性数据无法比拟的。

根据研究目的,本文选取2004年、2006年、2009年及2011年四期面板数据,并将分析样本限定于18岁及以上成年人^①,在剔除少许变量信息缺失的样本以后,最终得到有效总样本22626人,其中,2004年5075人,2006年4873人,2009年5328人,2011年7350人。

(二) 模型设定

本文使用多元回归分析,重点考察居民收入对食盐摄入量的影响。模型设定如下:

$$\ln Salt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Income_{it} + \sum_j \beta_j X_{jit} + \delta_{it} + v_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: i 表示个人, t 表示年份。 α_0 表示常数项, α_1 和 β_j 表示变量的回归系数。 $Salt_{it}$ 为食盐摄入量, $Income_{it}$ 表示收入。 X_{jit} 代表控制变量,包括三大类,一是人口统计特征变量:年龄、性别、居住地、教育水平及家庭规模;二是健康状况和个体行为变量:体质指数、有无慢性病、有无甲状腺肿、咸食品偏好、是否知晓膳食指南和在外就餐比例;三是代表社会环境变量的城市化指数。 δ_{it} 为地区虚拟变量, v_{it} 为时间虚拟变量, ε_{it} 表示随机扰动项。

(三) 变量定义

1. 食盐摄入量^②

CHNS膳食调查表采用称重记账法记录了家庭三日食用油和调味品消费量。我们参照《食物成分表2002》中的食物编码,得出家庭三日食盐消费总量^③。并根据家庭烹调三日用

①将样本限定于18岁及以上成年人,主要有两个原因:(1)CHNS区分了成人调查与儿童调查,对18岁以下个体的调查信息与18岁及以上成年人的调查信息不完全一致,这导致我们在研究中无法获得各年龄段的变量信息;(2)一般而言,成年人具有经济能力与独立自主的决策能力,以成年人为研究对象更能体现健康需求下的个人行为。

②需要说明的是,CHNS中缺乏个人食盐摄入量这一数据,但其膳食调查表中详细记录了家庭三日食盐消费量以及家庭中每个成员三日用餐人次数和总用餐人次数,我们借鉴膳食营养素摄入量的计算方法,用家庭三日食盐消费总量与总人日数之比计算出家庭成员每人每日食盐摄入量,避免了因直接采用家庭食盐消费量与家庭成员数之比这一粗略的计算方法而造成的数据不规范问题,从而在考虑家庭内成员差异的基础上较为科学、合理地计算出了个人层面的食盐摄入量。

③根据CHNS膳食调查表,家庭三日食盐消费总量(克)=结存量+三日总购进量-三日总废弃量-总剩余量。

餐人次登记表,得到家庭成员的三日用餐次数、总用餐次数及餐次比,由此计算出个人三日用餐人日数^①。进一步地,利用家庭三日食盐消费总量与总人日数之比得出家庭成员平均每人每日食盐摄入量^②,其中家庭三日用餐的总人日数为各家庭成员个人人日数的总和。

2. 居民收入

借鉴陈在余和王洪亮(2011)的做法,本文收入变量采用家庭人均收入。这主要考虑到个人的健康行为决策更多地取决于家庭资源,而不是个人工资水平,因为家庭成员往往以整个家庭的经济情况作为决策依据。CHNS对所有住户进行了工作和收入方面的调查。其中,家庭收入中涵盖了家庭果菜园收入、家庭农业收入、家庭养殖收入、家庭渔业收入、家庭小手工业和小商业收入。本文所用的人均收入包含以上各项家庭收入,并采用2011年不变价进行了调整。

3. 控制变量

(1) 人口统计特征

考虑到本文的研究对象是个人,我们对人口统计学指标进行了考察。包括年龄、性别、居住地(城市/农村)、教育水平和家庭规模。其中,教育水平采用居民的最高受教育程度衡量,包含四种学历,分别为小学、初中、高中以及中专、大学及以上学历;家庭规模以家庭成员数衡量。

(2) 健康状况和个体行为

健康需求作用下,健康状况是影响居民食盐摄入量的重要因素。因而,我们将人体体质状况及有无慢性病情况纳入研究。其中,衡量人体胖瘦程度及是否健康的体质指数,采用国际通用方法计算(体重公斤数除以身高米数平方);有无慢性病为虚拟变量,若居民曾被诊断为高血压、糖尿病、心肌梗塞及中风这四类疾病中的一种或几种,则赋值为1,否则为0。此外,考虑到我国自1995年起开始实施食盐加碘行动,目前碘盐覆盖率已达98%,缺碘或过量食碘造成的疾病同样会对居民的食盐摄入产生影响,为此,我们加入有无甲状腺肿这一变量。

个人饮食习惯和健康知识水平对食盐摄入量也存在重要影响。CHNS问卷中包含对所有成人膳食和活动知识的调查,本文以对咸食品(炸土豆片、脆饼干及薯条等)的偏好程度表示咸食品偏好,以是否知晓膳食宝塔或膳食指南衡量居民的健康知识水平。

此外,工作等方面的派生需求会增加人们在外就餐的次数,同时外部餐厅为使菜品更受关注,往往会使用很多调味品,这无疑会在无形之中增加人们摄入的食盐。CHNS利用24小时膳食回顾法对调查者的进餐情况进行了调查,我们以制作地点和加工地点为依据划分在家就餐与在外就餐两种行为,计算出在外就餐的比例,以排除在外就餐对研究结果的影响。

(3) 社会环境

合理的城市化可以使环境向着有利于提高人们生活水平和促进社会发展的方向转变,促进人们生活方式及价值观等方面的变化。本文以社区城市化指数衡量个人所在地的城市化水平,以控制社会经济发展程度对研究产生的影响。

^①膳食营养素摄入量的计算方法规定,1个人吃早、中、晚三餐为一个标准人日数。个人人日数=早餐餐次总数×早餐餐次比+午餐餐次总数×午餐餐次比+晚餐餐次总数×晚餐餐次比。

^②平均每人每日食盐摄入量=家庭三日食盐消费总量/总人日数。

(四) 统计性描述与分析

首先,对样本总体及按居住地和性别分类的数据进行统计性描述,见表1。其中,农村人口占62.56%,男性比例为54.62%,与中国整体的人口分布一致^①,这说明样本具有广泛的代表性,不存在样本选择偏误。总体食盐摄入量为15.95克/天,城市低于农村,女性低于男性。样本平均年龄约47岁,城市约49岁,农村约46岁。城市中患有慢性病的样本比例大约高于农村8个百分点,男性慢性病患者率高于女性约3个百分点。知晓膳食指南的总样本比例较低,仅20%左右。城市居民在外就餐比例高于农村约11个百分点,男性在外就餐比例高于女性。

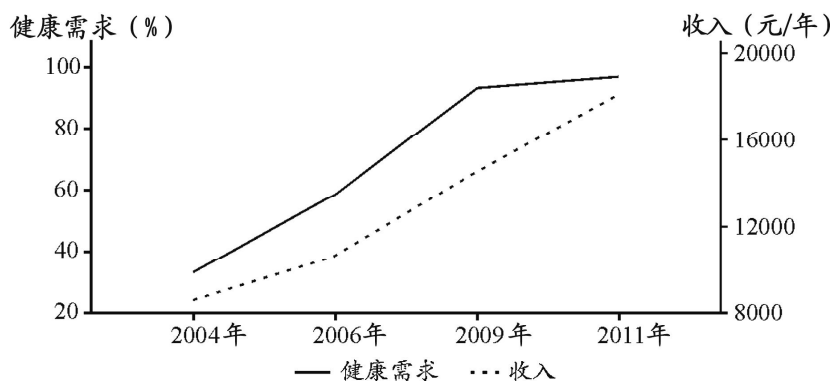
表1 变量及统计性描述

变量	全样本	按居住地划分		按性别划分	
		城市	农村	男性	女性
食盐摄入量(克/天)	15.95	15.00	16.52	17.11	14.54
收入(元/年)	13 570.10	17 895.72	10 981.45	13 453.81	13 710.06
年龄(岁)	47.13	49.18	45.91	48.48	45.51
性别					
男(%)	54.62	52.33	55.99	100.00	0.00
女(%)	45.38	47.67	44.01	0.00	100.00
居住地					
城市(%)	37.44	100.00	0.00	35.87	39.33
农村(%)	62.56	0.00	100.00	64.13	60.67
教育水平					
小学(%)	24.01	14.60	29.64	21.58	26.93
初中(%)	39.44	32.17	43.79	40.38	38.31
高中及中专(%)	26.06	33.82	21.41	27.02	24.90
大学及以上(%)	10.49	19.41	5.16	11.02	9.86
家庭规模(人)	3.62	3.25	3.84	3.62	3.62
体质指数					
过轻(%)	4.51	4.36	4.60	3.85	5.30
正常(%)	61.67	59.85	62.76	60.42	63.17
过重(%)	33.82	35.79	32.65	35.73	31.53
慢性病					
有(%)	12.81	17.87	9.78	13.98	11.40
无(%)	87.19	82.13	90.22	86.02	88.60
甲状腺肿					
有(%)	0.10	0.14	0.07	0.05	0.16
无(%)	99.90	99.86	99.93	99.95	99.84
咸食品偏好					
很不喜欢(%)	7.24	9.80	5.71	8.08	6.23
不喜欢(%)	48.37	52.00	46.20	49.61	46.88
中立(%)	36.07	28.79	40.43	35.73	36.49
喜欢(%)	8.07	9.00	7.51	6.43	10.03
很喜欢(%)	0.25	0.41	0.15	0.15	0.36
知晓膳食指南					
是(%)	19.89	28.17	14.93	19.14	20.79
否(%)	80.11	71.83	85.07	80.86	79.21
在外就餐比例(%)	18.43	25.36	14.28	19.25	17.43
城市化指数(%)	71.28	83.28	64.09	70.54	72.16
观测值(人)	22 626	8 471	14 155	12 358	10 268

注:表中报告的是均值,限于篇幅未报告标准误。

^①参照《2010年第六次全国人口普查主要数据公报(第1号)》。

其次,由于本文旨在健康需求视角下研究收入对食盐摄入量的影响,因而,为进一步凸显健康需求在研究中起到的作用,准确说明健康需求随着收入提高有所增加,我们对 CHNS 数据进行了统计分析,得到 2004-2011 年间居民健康需求与收入的变化趋势图,如图 2 所示。其中,健康需求以拥有医疗保险的比例表示,比例越高,表示居民的健康需求越高,这主要考虑到对于自身健康投保程度较高的人群,健康意识较强,健康需求也相应较高。由图 2 可以看出,随着居民收入水平的提高,健康需求也随之增加。



资料来源:CHNS(2004-2011)。

图2 健康需求与收入的变化趋势图

四、实证分析

(一) 全样本回归

为验证前文的猜想是否正确(即随着收入提高,居民食盐摄入量会减少),本部分采用全样本数据进行实证研究。

1. 基准回归

首先进行 OLS 初步回归,结果见表 2。从第(1)列可以看出,收入与食盐摄入量呈负相关,回归系数为-0.176,通过了 1%的显著性检验,这说明收入提高对食盐摄入量有抑制作用。考虑到个人及社会等因素可能对估计结果产生影响,我们加入人口统计特征、健康状况和个人行为以及社会环境三类控制变量,结果见第(2)列。此时,收入的回归系数为-0.115,较第(1)列而言有所下降,但依然高度显著,这充分说明收入对食盐摄入量有负向影响。其次,考虑到地理位置、文化与经济形势等方面的特征可能也会影响到估计结果,我们加入地区虚拟变量与时间虚拟变量,进行固定效应回归,结果如第(3)列所示。可以看到,固定效应回归的拟合程度明显优于前两列,收入对食盐摄入量仍然表现出显著负向影响。

其他变量中,年龄与食盐摄入量呈负向关系,原因在于随着年龄增长,人体免疫力下降,容易受到高血压等疾病的困扰,出于对健康的关注,中老年人会自觉减少食盐摄入。慢性病、甲状腺肿以及是否知晓膳食指南对食盐摄入量的影响并不显著,可能的原因是人们对疾病与健康知识的了解还不够充分。在外就餐比例与食盐摄入量显著正相关,这是因为在外就餐时人们往往无法控制餐厅对菜品的食盐添加量,而且,随着在外就餐的增多,重口味习惯会逐渐形成,这将在一定程度上增加家庭烹调用盐。个人所在社区的城市化水平与食盐摄入量呈负相关,原因在于随着城市化水平的提高,社区基础设施服务得以完善、开放程度提高,居民生存环境、职业、生活方式、健康观念等方面发生的转变将有助于居民减少对食盐

的摄入。

2. 工具变量回归

尽管我们使用了相对客观的方法衡量食盐摄入量,也充分控制了可控制的因素,但是内生性问题的存在可能会导致基准回归结果存在偏误。本文认为,至少有两个原因可能导致内生性问题:第一,遗漏变量,即可能有其他不可观测的因素会同时影响食盐摄入量,比如家庭食盐消费量中如果有一部分被用来腌制食品,就可能会在调查期内出现腌制食品并未完全食尽的情况,从而导致回归结果有高估的可能。第二,反向因果关系。食盐摄入量的高低可能会反过来影响收入,这是因为食盐摄入量的高低直接与疾病相关,合理的食盐摄入能够减少高血压及低钠综合征等疾病对人们的困扰,增加劳动供给,提高劳动力质量,改善就业状况,从而提高劳动者收入。因此,内生性问题的存在可能会导致上述回归结果是不准确的,下文将着力解决这一问题。

根据陈强(2014),我们采用工具变量法调整内生性问题可能带来的估计偏误。首先,考虑到 CHNS 数据特点以及工具变量的选取原则,我们从家庭财富效应与社会环境两个方面入手,选择家庭中能看的电视机台数和社区市场化程度作为收入的工具变量^①。其次,使用异方差稳健的 DWH 进行内生性检验,结果显示收入确为内生解释变量。然后,使用两阶段最小二乘(2SLS)估计,并通过 Sargan 检验与弱工具变量检验判断工具变量的有效性,结果表明工具变量有效。进一步地,考虑到异方差存在的情况下,GMM 估计更有效,为此,我们进行了怀特检验,结果表明存在异方差,因而,模型最终选用 GMM 估计,回归结果见表 2。从第(4)列可以看出,在克服内生性之后,收入对食盐摄入量的回归系数为-0.182,在 1%的显著水平上通过了检验,且这一数值远高于前三列的估计值,其他控制变量的估计结果与前面基本相符。因此,我们认为,本文选取的工具变量有效地克服了收入与食盐摄入量之间存在的内生性问题。最终估计结果显示,家庭人均年收入每提高 1%,人均食盐摄入量约减少 0.18%。

以上分析表明,收入对食盐摄入量确实存在负向影响效应,这与文章开篇的猜想一致。

表 2 全样本回归结果

变量	OLS		固定效应	GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)
收入	-0.176*** (-33.53)	-0.115*** (-18.53)	-0.085*** (-13.42)	-0.182*** (-3.57)
年龄		-0.004*** (-9.23)	-0.003*** (-8.08)	-0.003*** (-7.42)
性别(对照组:男性)		-0.117*** (-9.23)	-0.101*** (-10.25)	-0.100*** (-10.17)
居住地(对照组:城市)		-0.032*** (2.72)	0.043*** (3.69)	0.030** (2.18)
教育水平				
初中(对照组:小学)		-0.014 (-1.05)	-0.015 (-1.15)	-0.003 (-0.19)
高中及中专		-0.040*** (-2.59)	-0.062*** (-4.05)	-0.031 (-1.39)
大学及以上		-0.124*** (-5.75)	-0.109*** (-5.16)	-0.055 (-1.50)

①以 CHNS 中社区现代市场组成得分来衡量社区的市场化程度。

续表 2 全样本回归结果

变量	OLS		固定效应	GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭规模		0.047 *** (12.65)	0.042 *** (11.04)	0.029 *** (3.85)
体质指数				
正常(对照组:过轻)		0.068 *** (2.82)	0.059 ** (2.54)	0.063 *** (2.73)
过重		0.107 *** (4.30)	0.100 *** (4.10)	0.105 *** (4.35)
有慢性病(对照组:无)		-0.027 * (-1.70)	-0.016 (-1.02)	-0.011 (-0.68)
有甲状腺肿(对照组:无)		0.072 (0.45)	0.139 (0.90)	0.133 (1.02)
咸食品偏好				
不喜欢(对照组:很不喜欢)		0.015 (0.77)	0.011 (0.56)	0.009 (0.46)
中立		0.074 (3.64)	0.014 (0.69)	0.008 (0.37)
喜欢		0.032 (1.24)	0.022 (0.89)	0.023 (0.87)
很喜欢		-0.149 (-1.47)	-0.116 (-1.18)	-0.145 (-1.45)
知晓膳食指南(对照组:否)		-0.067 *** (-5.08)	-0.020 (-1.53)	-0.011 (-0.82)
在外就餐比例		0.002 *** (7.58)	0.002 *** (9.34)	0.003 *** (7.68)
城市化指数		-0.001 *** (-3.98)	-0.002 *** (-6.65)	-0.002 *** (-3.30)
常数项	4.026 *** (83.85)	3.514 *** (48.71)	3.282 *** (39.62)	4.146 *** (8.98)
地区固定效应	No	No	Yes	Yes
时间固定效应	No	No	Yes	Yes
R^2	0.047	0.081	0.136	0.127
观测值	22 626	22 626	22 626	22 626

注:括号中的数值为 t 值,***、**、* 分别代表 $p<0.01$ 、 $p<0.05$ 、 $p<0.1$ 。

(二) 分组回归

全样本数据分析发现收入对食盐摄入量存在显著负向影响。那么,不同群组居民的收入对食盐摄入量的影响是否存在差异?考虑到居民自身素质及所处地理位置等方面存在的异质性可能会导致收入对食盐摄入量产生差异化影响,本文以教育水平、户籍和地域特征为分类依据进行分组检验。回归结果见表3和表4。

1. 按教育水平划分

教育能够带来更高的健康投入效率,增加健康回报,显著提高居民的健康水平(程令国等,2014)。本文以最高受教育程度为依据,将全样本分为初等教育与中高等教育^①两个组别,结果见表3。可以发现,初等教育水平的居民收入与食盐摄入量不存在显著关系,中高等教育水平则表现出显著负相关,弹性系数为-0.191。这说明,教育水平越高的人,其收入对食盐摄入量的变化越敏感。原因在于教育水平在一定程度上代表人们的认知水平,教育水

^①初等教育指小学教育水平,中高等教育指初中及以上教育水平。

平高的人可能更了解提高健康的好处,对健康有着更高的偏好,因而他们会更加注重科学膳食并合理用盐(舍曼·富兰德等,2011)。

表 3 分组回归结果(一)

变量	教育水平		户籍	
	初等教育	中高等教育	城市	农村
收入	-0.127 (-1.31)	-0.191 *** (-3.49)	-0.202 *** (-2.78)	-0.101 (-1.43)
年龄	-0.003 *** (-3.87)	-0.003 *** (-6.45)	-0.005 *** (-6.85)	-0.001 (-0.52)
性别(对照组:男性)	-0.181 *** (-9.20)	-0.073 *** (-6.39)	-0.083 *** (-5.80)	-0.101 *** (-7.55)
居住地(对照组:城市)	-0.010 (-0.33)	0.045 *** (2.82)	0.067 *** (3.67)	-0.082 *** (-3.95)
教育水平				
初中(对照组:小学)			-0.004 (-0.17)	-0.010 (-0.64)
高中及中专			-0.070 ** (-2.06)	-0.017 (-0.63)
大学及以上			-0.058 (-1.11)	-0.035 (-0.46)
家庭规模	0.042 *** (2.90)	0.025 *** (2.93)	0.019 * (1.74)	0.045 *** (4.17)
体质指数				
正常(对照组:过轻)	0.085 ** (1.99)	0.055 ** (2.02)	0.032 (0.90)	0.077 *** (2.58)
过重	0.118 ** (2.56)	0.104 *** (3.65)	0.057 (1.55)	0.124 *** (3.93)
有慢性病(对照组:无)	0.007 (0.25)	-0.017 (-0.92)	-0.009 (-0.44)	0.026 (0.98)
有甲状腺肿(对照组:无)	0.264 (1.42)	0.098 (0.59)	-0.006 (-0.04)	0.298 * (1.71)
咸食品偏好				
不喜欢(对照组:很不喜欢)	0.023 (0.56)	0.009 (0.38)	-0.008 (-0.30)	0.023 (0.76)
中立	0.045 (1.03)	-0.002 (-0.09)	-0.007 (-0.26)	0.029 (0.93)
喜欢	0.040 (0.68)	0.016 (0.56)	-0.025 (-0.72)	0.059 (1.53)
很喜欢	-0.934 * (-1.66)	-0.092 (-1.00)	-0.193 * (-1.82)	-0.052 (-0.25)
知晓膳食指南(对照组:否)	0.029 (0.79)	-0.022 (-1.34)	-0.032 * (-1.82)	0.084 *** (3.61)
在外就餐比例	0.003 *** (3.08)	0.003 *** (6.69)	0.002 *** (4.24)	0.003 *** (5.37)
城市化指数	-0.003 *** (-2.78)	-0.002 *** (-2.73)	-0.005 *** (-7.58)	-0.001 (-1.46)
常数项	3.921 *** (4.51)	4.163 *** (8.21)	4.736 *** (6.87)	3.417 *** (5.24)
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.128	0.129	0.156	0.098
观测值	5 432	17 194	11 108	11 518

注:括号中的数值为 t 值,***、**、* 分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 。

2.按户籍划分

由表 1 发现,以居住地分类的城乡居民在很多方面都存在显著不同,其中,城市食盐摄入量低于农村约 9.2 个百分点。然而,伴随经济的快速发展,人口流动普遍存在,城市人口中可能存在众多非户籍人口,而出生地又会对人的饮食习惯产生巨大影响,因此,我们利用 CHNS 对个体户口的调查资料将总样本按户籍划分为城市和农村两组,检验结果见表 3。可以看到,拥有城市户口的居民,其收入对食盐摄入量有显著负向影响,而户口在农村的居民,其收入并未对食盐摄入量产生显著影响。这表明,随着收入增加,城市户籍居民的收入对食盐摄入量有更强的负向作用。这是因为城市与农村在基础设施建设、医疗服务及思想观念等方面的差异会对城乡居民的思想观念、生活方式与健康意识产生根深蒂固的影响。

3.按地域特征划分

一方水土养一方人,气候、资源和环境等方面的差异使不同地域形成了各具特色的饮食习惯。本文以中国八大菜系的地理分布为依据,结合 CHNS 中的调查地点,选取具有代表性的四个省(市)进行回归分析,分别为山东、江苏、湖南和重庆^①,结果见表 4。

表 4 分组回归结果(二)

变量	山东	江苏	湖南	重庆
收入	-0.122 (-0.85)	-0.376*** (-3.17)	0.341 (1.42)	-0.304 (-0.50)
年龄	0.001 (0.48)	-0.006*** (-4.44)	-0.007*** (-4.19)	-0.008** (-2.07)
性别(对照组:男性)	-0.125*** (-3.96)	-0.134*** (-4.04)	-0.151*** (-4.03)	-0.015 (-0.17)
居住地(对照组:城市)	0.281*** (5.15)	0.022 (0.49)	0.162 (1.59)	-0.027 (-0.13)
教育水平				
初中(对照组:小学)	0.030 (0.61)	0.010 (0.22)	-0.102** (-2.00)	-0.308 (-1.52)
高中及中专	0.008 (0.13)	-0.053 (-0.86)	-0.233** (-2.47)	-0.210 (-0.84)
大学及以上	-0.049 (-0.47)	-0.016 (-0.18)	-0.413** (-2.53)	0.129 (0.32)
家庭规模	0.033* (1.68)	-0.007 (-0.44)	0.149*** (3.33)	-0.008 (-0.07)
体质指数				
正常(对照组:过轻)	-0.010 (-0.10)	0.114 (1.55)	-0.026 (-0.32)	-0.163 (-0.93)
过重	0.001 (0.01)	0.158** (2.06)	-0.031 (-0.35)	0.064 (0.33)
有慢性病(对照组:无)	0.034 (0.71)	-0.031 (-0.66)	-0.077 (-1.21)	0.049 (0.29)
有甲状腺肿(对照组:无)	-0.046 (-0.19)	0.000 (0.00)	0.377 (1.51)	0.000 (0.00)
咸食品偏好				
不喜欢(对照组:很不喜欢)	-0.045 (-0.74)	-0.017 (-0.26)	0.037 (0.54)	-0.438 (-1.26)
中立	-0.150** (-2.22)	0.046 (0.68)	0.096 (1.36)	-0.167 (-0.45)

^①由于 CHNS 只涵盖 12 个省(市)的调查,结合中国八大菜系的地理分布,本文仅选取具有代表性的四个省(市)进行研究,山东、江苏、湖南、重庆分别为鲁菜、苏菜、湘菜、川菜的代表地。

续表 4 分组回归结果(二)

变量	山东	江苏	湖南	重庆
喜欢	-0.094 (-1.12)	0.088 (1.03)	0.026 (0.27)	-0.298 (-0.88)
很喜欢	0.009 (0.03)	0.603 ** (2.12)	-0.214 (-0.69)	-2.098 (-0.29)
知晓膳食指南(对照组:否)	-0.014 (-0.34)	-0.145 *** (-3.78)	-0.045 (-0.82)	-0.139 (-0.92)
在外就餐比例	0.002 (1.50)	0.005 *** (5.26)	0.003 ** (2.19)	0.004 (1.46)
城市化指数	-0.002 (-1.53)	-0.003 *** (-2.85)	0.003 * (1.88)	-0.006 (-0.48)
常数项	3.243 ** (2.51)	6.535 *** (5.49)	-1.029 (-0.44)	6.609 (1.29)
地区固定效应	No	No	No	No
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.125	0.085	0.076	0.178
观测值	2 198	2 491	1 979	438

注:括号中的数值为 t 值,***、**、* 分别代表 $p<0.01$ 、 $p<0.05$ 、 $p<0.1$ 。

表 4 表明,不同地域中,收入对食盐摄入量的影响显著不同,在江苏,收入对食盐摄入量有显著负向影响,而在其他三省(市),收入对食盐摄入量影响均不显著。这是因为江苏以苏菜为主,口味平和,咸甜适中,而山东、湖南和重庆的菜系以咸、重盐为主要特征。不同地区的菜系口味对当地居民的饮食习惯产生了重要影响,从而削弱了收入对食盐摄入量的影响。

(三) 机制检验

上述分析表明,居民收入与食盐摄入量之间存在显著负相关关系,即收入提高会减少居民对食盐的摄入。那么,收入究竟如何影响食盐摄入量?二者之间的作用机制是否如前文假设所述?为明确这一问题,本文采用 Baron 和 Kenny(1986)的逐步法进行中介效应检验。模型设定如下:

$$\ln Salt_{it} = \theta_0 + \theta_1 \ln Income_{it} + \mu_{1it} \quad (2)$$

$$Consumption_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln Income_{it} + \mu_{2it} \quad (3)$$

$$Cognition_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Income_{it} + \mu_{3it} \quad (4)$$

$$Health_invest_{it} = \eta_0 + \eta_1 \ln Income_{it} + \mu_{4it} \quad (5)$$

$$\ln Salt_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln Income_{it} + \lambda_2 Consumption_{it} + \lambda_3 Cognition_{it} + \lambda_4 Health_invest_{it} + \mu_{5it} \quad (6)$$

(2)-(6)式中: i 表示个人, t 表示年份。 θ_0 、 φ_0 、 γ_0 、 η_0 和 λ_0 表示常数项。 $Salt_{it}$ 表示食盐摄入量, $Income_{it}$ 表示收入。 $Consumption_{it}$ 代表消费结构,以家庭是否拥有冰箱来衡量; $Cognition_{it}$ 表示认知水平,用认为自己坚持健康饮食的重要程度衡量; $Health_invest_{it}$ 是健康投资,用有无医疗保险表示,这主要是考虑到医疗保健投资是健康投资中非常重要的一部分,且对于自身健康投保程度较高的人群,健康意识较强; μ_{1it} 、 μ_{2it} 、 μ_{3it} 、 μ_{4it} 和 μ_{5it} 表示随机扰动项。 θ_1 表示收入 $Income_{it}$ 对食盐摄入量 $Salt_{it}$ 影响的总效应, φ_1 、 λ_2 、 γ_1 、 λ_3 和 η_1 、 λ_4 表示消费结构、认知水平和健康投资对食盐摄入量起到的中介效应, λ_1 表示收入对食盐摄入量影响的直接效应。

根据温忠麟等(2004)阐述的中介效应检验程序,我们对上述模型进行检验,结果见表 5。

表 5 中介效应估计结果

变量	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
<i>lnIncome</i>	-0.176*** (-33.53)	0.204*** (69.69)	0.116*** (24.17)	0.170*** (59.34)	-0.150*** (-24.92)
<i>Consumption</i>					-0.058*** (-4.79)
<i>Cognition</i>					-0.039*** (-5.42)
<i>Health_invest</i>					-0.057*** (-4.58)
常数项	4.026*** (83.85)	-1.177*** (-43.80)	2.238*** (50.77)	-0.812*** (-30.99)	4.000*** (74.76)
R^2	0.047	0.177	0.025	0.135	0.051
观测值	22 626	22 626	22 626	22 626	22 626

注:括号中的数值为 t 值,***、**、* 分别代表 $p<0.01$ 、 $p<0.05$ 、 $p<0.1$ 。

由表 5 可以发现,第一,模型(2)中的系数 θ_1 显著为负,表明收入对食盐摄入量的总影响为负。第二,模型(3)、(4)、(5)中的系数 φ_1 、 γ_1 、 η_1 以及模型(6)中的 λ_2 、 λ_3 、 λ_4 均显著,表明收入对食盐摄入量的间接效应显著。具体而言,收入能够显著促进居民的消费结构升级、认知水平提升以及健康投资增加;同时,消费结构升级、认知水平提升与健康投资增加又能够显著降低居民的食盐摄入量。第三,模型(6)中的 λ_1 显著为负,说明收入对食盐摄入量的直接效应为负。进一步地, $\varphi_1\lambda_2+\gamma_1\lambda_3+\eta_1\lambda_4$ 与 λ_1 同为负,属于部分中介效应,且中介效应占总效应的比例为 $(\varphi_1\lambda_2+\gamma_1\lambda_3+\eta_1\lambda_4)/\theta_1=14.80\%$ 。

这表明,消费结构、认知水平和健康投资的确在收入影响食盐摄入量的过程中起到了中介作用,这与理论分析部分的结果一致,验证了假设 1 至假设 3,即收入水平的提高能够引起居民消费结构升级、认知水平提升和健康投资增加,从而有效降低居民的食盐摄入量。

五、结论与启示

本文基于健康需求视角,深入考察了收入对食盐摄入量的作用机制,并借助中国健康与营养调查数据,实证检验了收入对食盐摄入量的影响。得到的主要结论如下:

第一,居民收入对食盐摄入量有显著负向影响。但需要注意的是,这一结论并不意味着食盐摄入量会随着收入增加无限制地减少。从生理角度看,适宜的食盐摄入量是维持人体正常生理活动的必然需要,世界卫生组织规定的成人标准食盐摄入量为每人每日 5g。

第二,不同组别的居民收入对食盐摄入量的作用程度不同。中高等教育水平的居民收入与食盐摄入量呈显著负相关,初等教育群体中则不存在这种显著关系。较农村而言,城市户籍的居民收入对食盐摄入量的负向作用更为明显。饮食习惯差异的地域性特征导致不同地域中收入对食盐摄入量的影响显著不同。在江苏,收入对食盐摄入量有显著负向影响,而在以咸、重盐为口味特征的山东、湖南和重庆三地收入对食盐摄入量的影响均不显著。

第三,中介效应检验结果表明,消费结构升级、认知水平提升以及健康投资增加是收入影响食盐摄入量的主要渠道。

本文的研究对我国减盐控盐行动的实行与居民健康水平的提高具有一定启示。一方

面,对个人及家庭而言,当收入提高时,应注意增强健康意识,培养清淡口味,警惕高盐食品,优化烹调方法,正确使用控盐工具,同时应注意减少在外就餐行为,改变不良饮食习惯,制定科学健康的膳食计划。另一方面,政府应大力推进经济可持续发展,增加居民可支配收入,为居民生活方式的改善提供一定的经济基础。同时,政府应注意完善社区医疗服务运行机制,为居民提供定期健康检查,加强对高血压等慢性病的监测,调动居民的主动控盐意识。尤其在教育水平较低的人群和相对闭塞的农村中,要加大减盐控盐的宣传力度,定期开展减盐控盐主题教育活动,完善基础设施建设,健全医疗保障体系,向居民普及健康知识,强化居民对食盐的认识。除此之外,有关部门应着力引导食品及餐饮行业践行减盐行动,鼓励食品加工企业选择低钠盐。

当然,在本文的分析中,也可能存在一些不足和欠缺之处。例如,受数据限制,无法对食盐摄入量进行长时间维度的分析,未能将在外就餐以及加工食品中的食盐纳入食盐摄入量的计算。随着跟踪调查数据的完善,在后续的研究中,我们将对上述问题进行深入探讨。

参考文献:

- 1.才国伟、刘剑雄,2014:《收入风险、融资约束与人力资本积累——公共教育投资的作用》,《经济研究》第7期。
- 2.曹力群、庞丽华,2000:《改革以来农户生活消费的变动特征及近期的发展趋势》,《中国农村经济》第11期。
- 3.陈在余、王洪亮,2011:《农村居民收入及收入差距对农民健康的影响——基于地区比较的角度分析》,《南开经济研究》第5期。
- 4.陈强,2014:《高级计量经济学及 Stata 应用(第二版)》,高等教育出版社。
- 5.程令国、张晔、沈可,2014:《教育如何影响了人们的健康?——来自中国老年人的证据》,《经济学(季刊)》第1期。
- 6.丁继红、应美玲、杜在超,2013:《我国农村家庭消费行为研究——基于健康风险与医疗保障视角的分析》,《金融研究》第10期。
- 7.胡安宁,2014:《教育能否让我们更健康——基于2010年中国综合社会调查的城乡比较分析》,《中国社会科学》第5期。
- 8.老年人收入与健康支出状况研究课题组,2008:《老年人收入与健康支出状况研究——以北京市为例》,《管理世界》第12期。
- 9.刘广彬,2009:《我国居民的健康不平等状况及其发展趋势——基于CHNS 2006年的健康自评数据》,《卫生经济研究》第4期。
- 10.舍曼·富兰德、艾伦·C.古德曼、迈伦·斯坦诺,2011:《卫生经济学(第六版)》,中译本,中国人民大学出版社。
- 11.王弟海、龚六堂、李宏毅,2008:《健康人力资本、健康投资和经济增长——以中国跨省数据为例》,《管理世界》第3期。
- 12.温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云,2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
- 13.肖立,2012:《我国农村居民消费结构与收入关系研究》,《农业技术经济》第11期。
- 14.张秋惠、刘金星,2010:《中国农村居民收入结构对其消费支出行为的影响——基于1997-2007年的面板数据分析》,《中国农村经济》第4期。
- 15.朱玲,2002:《健康投资与人力资本理论》,《经济学动态》第8期。
16. Baron, R. M., and D. A. Kenny. 1986. "The Moderator - Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations." *Journal of Personality and Social Psychology* 51(6): 1173-1182.

- 17.Cutler, D. M. , and A. Lleras – Muney. 2010. “ Understanding Differences in Health Behaviors by Education.” *Journal of Health Economics* 29(1) : 1–28.
- 18.Grossman, M. 1972. “ On the Concept of Health Capital and the Demand for Health.” *Journal of Political Economy* 80(2) : 223–255.
- 19.Hashimoto, K. , and J.A.Heath. 1995. “ Income Elasticities of Educational Expenditure by Income Class ; The Case of Japanese Households.” *Economics of Education Review* 14(1) : 63–71.
- 20.Kenkel, D.S. 1991. “ Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling.” *Journal of Political Economy* 99(2) : 287–305.
- 21.Kenkel, D. , and L.Chen. 2000. *Consumer Information and Tobacco Use*. Oxford : Oxford University Press.
- 22.Li, X. Y. , X. L. Cai, P. D. Bian, and L. R. Hu. 2012. “ High Salt Intake and Stroke : Meta – analysis of the Epidemiologic Evidence.” *CNS Neuroscience & Therapeutics* 18(8) : 691–701.
- 23.Lleras–Muney, A. 2005. “ The Relationship between Education and Adult Mortality in the United States.” *The Review of Economic Studies* 72(1) : 189–221.
- 24.Mirowsky, J. , and C. E. Ross. 1998. “ Education, Personal Control, Lifestyle and Health A Human Capital Hypothesis.” *Research on Aging* 20(4) : 415–449.
- 25.Schultz, T.P. 1994. “ Human Capital, Family Planning, and Their Effects on Population Growth.” *The American Economic Review* 84(2) : 255–260.
- 26.Shefrin, H.M. , and R.H.Thaler. 1988. “ The Behavioral Life–Cycle Hypothesis.” *Economic Inquiry* 26(4) : 609–643.

How Does Income Affect Salt Intake? Evidence from CHNS Micro–data

Li Ping, Yang Huimei and Zang Cheng

(School of Business, Shandong University of Technology)

Abstract: Based on the perspective of health demand, using panel data of China Health and Nutrition Survey from 2004 to 2011, this paper investigates the impact of residents’ income on salt intake with the method of instrumental variables and summarizes the mechanisms. We find that residents’ income has significantly negative effects on salt intake. Compared with the group of primary education, the income of residents who have medium or high education level shows significantly negative effects on salt intake. The negative impact of registered urban residents’ income on salt intake is more obvious than that in rural. Besides, the regional characteristics of differences in eating habits lead to the significantly different impacts of income on salt intake in different regions. Furthermore, the mediation effect test indicates that the upgrading of consumption structure, the promotion of cognitive level and the increase of health investment are the main channels that residents’ income affects salt intake. These empirical findings provide theoretical and practical evidences for carrying out the actions of reducing and controlling salt and enhancing residents’ health levels.

Keywords: Health Demand, Residents’ Income, Salt Intake

JEL Classification: D31, I12, I15

(责任编辑:彭爽)