

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.01.004

“口味无争辩”^①

——高低收入阶层膳食健康上的不平等及其分解

马超^{1,2}, 李宜威³, 贾建民⁴, 闫雪凌^{5*}

(1. 东南大学经济管理学院, 南京 211189; 2. 东南大学公共卫生学院, 南京 210009;
3. 岭南大学市场及国际企业学系, 中国香港 999077; 4. 香港中文大学(深圳)经济管理学院,
深圳 518172; 5. 四川大学经济学院, 成都 610005)

摘要:我国高低收入阶层间存在着严重的膳食健康上的不平等现象,在讨论其背后的机制时,鲜有文献涉及到口味因素.传统理念认为口味差异天生给定,无需争辩;Becker 开创性地认为可以用经济学工具争辩口味问题.通过采用中国家庭追踪调查(CFPS)2010年~2014年三期面板数据进行分析,加入个体固定效应的再中心化影响函数回归,消除了“不可争辩的口味”;在此基础上进行无条件分位数分解,将相同特征条件下系数不同导致的不平等定义为“可争辩的口味”效应.结果显示:在包含收入阶层流动的情况下,“可争辩的口味”和社会经济地位分别可以解释膳食健康不平等的54.3%和44.5%;在不包含收入阶层流动的情况下,二者分别可以解释37.1%和62.3%.人口学特征、个体健康、供给因素的作用很小.结论表明,收入政策只能起到部分作用,政策制定者需要重视对口味的教育引导.这在“健康中国2030”背景下,对于促进全民健康有着重要启示.

关键词:膳食健康;食物多样性;不平等;FFL分解;口味经济学

中图分类号: F713.36 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)01-0050-21

0 引言

膳食健康是国家发展的重要战略,也关乎每个人的身体健康.从国家发展战略角度来看,《“健康中国2030”规划纲要》^②(下文简称“《纲要》”)指出了我国健康战略需要在思路上进行转变:从过去关注病人和具体疾病的治疗,转换为关注全体国民全周期的健康.因此,“引导合理膳食”与医疗服务、医疗保障一样,成为“健康中国2030”战略的一个重要组成部分.从个体健康角度来看,膳食风险因素(dietary risk factors)已经成

为影响我国居民身体健康的首要原因,它可以解释16.3%的伤残调整生命年^③和30.6%的死亡.同时,膳食风险因素也与心血管病和癌症的发病率存在高度关联^[1],食品问题在我国一直受到高度重视^[2].最新版的《中国居民膳食指南2016》^[3](下文简称《膳食指南》)显示,我国居民在营养摄入、饮食结构上存在一定缺陷,越是社会经济地位低的人群,饮食健康问题越严重.在这样的背景下,研究不同收入阶层膳食健康的不平等问题有着重要的现实意义,对该问题的探索有助于国家

① 收稿日期:2018-11-01;修订日期:2019-06-28.

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71603046;72074045);四川省科技厅科学研究项目(2019JDR0172);东南大学“至善青年学者”计划资助项目(2242019R40049);香港岭南大学青年学者基金资助项目(DB20A3).

通讯作者:闫雪凌(1988—),女,四川宜宾人,博士,助理研究员. Email: yxl@scu.edu.cn

② 2016年年底中共中央、国务院印发了《“健康中国2030”规划纲要》.参见 http://www.gov.cn/zhengce/2016-10/25/content_5124174.htm.

③ 伤残调整生命年(disability-adjusted life-years, DALY).通俗讲,一个DALY就是因为伤残原因而损伤掉的一个“健康年”.将所有人的DALY加总,可视作该地区人群的整体健康状况. DALYs越大,说明疾病负担程度越大.

实现全民健康、提升人力资本,同时对缩小健康不平等、收入差距、居民幸福感^[4]等有切实指导意义。

然而,我国经济学界对该问题的研究并不多^④。在一些较为接近的研究中,Yu和Abler^[13]发现收入越高的中国农村居民,越会消费更多高质量的食物。Huang和Gale^[14]得到了类似结论,他们发现随着收入提高,人们会摄入更多的营养,并且收入弹性在越高的收入分位上越小。不过,Tian和Yu^[15]得到了不同结论,他们发现在22种营养物中,收入弹性都很小,且在不同收入组群中,营养的收入弹性呈现不同状况。此外,Yu等^[16]还发现高收入群体相比低收入群体,对“绿色食物”的支付意愿显著更强。不同的收入群体,在饮食中有着不同的特征,这也提示政策制定者在试图提升国民营养水平时,应针对不同收入群体采取差别化的措施。还有些文献虽然没有直接研究不同收入阶层之间的膳食健康差异,但也间接说明了收入在饮食健康中的作用,例如马双等^[17]发现负向收入冲击会显著降低家庭在热量、脂肪、蛋白质上的摄入量。

上述研究均发现了收入或与收入相关的公共政策在膳食健康中的重要作用,这也给政策制定者提供了诸多建议,如政府可以通过收入补贴、扶贫等方式改善低收入人群的膳食健康。但是,这些研究均忽视了饮食中的一个非常重要的因素——口味。影响人们进行食物选择的首要因素就是口味^[18]。这一点对于政策制定者来说非常重要:如果不同收入阶层的膳食健康不平等主要是由于收入造成的,那么制定相应的收入政策可以起到很好效果;但如果膳食健康不平等主要是由于口味

上的差异所导致^⑤,那么单纯地靠收入政策就难以起到预期效果,必须要靠提供膳食健康信息、宣传教育等其他手段来达到目的(如编写《膳食指南》)。Amano^[19]用尼尔森公司的家庭微观食品消费数据进行研究,发现在美国居民的营养不平等问题上,食物偏好^⑥效应和收入效应几乎起到了同样的作用。因此,在研究膳食健康不平等时,不能忽视口味因素,但目前鲜有文献关注这一话题。

大多数文献对口味问题关注有限的一个可能的原因在于:传统观点认为,口味是天生的,并随着习惯在人的一生中不断加固,难以改变,所以没有什么讨论意义。如Duffy和Bartoshuk^[20]、Duffy^[21]均认为个体口味表型(taste phenotype)天生存在差异;Morello和Mellnik^[22]发现社会文化早已决定了一个人的口味;Abumrad^[23]、Perry等^[24]、Hayes等^[25]发现基因决定了个体口味的不同;Ludy和Mattes^[26]研究则发现童年时期的饮食会在被反复刺激(repeated exposure)后形成习惯。很多有关食物选择的文献甚至直接指出,喜爱(liking)本身就是最重要的因素,没什么好讨论的^[27,28]。这些观点正符合了一句古老的拉丁谚语的思想——“口味无争辩(de gustibus non est disputandum)”,即口味没有好坏之分,无需讨论。所以,如果当一个问题归结到人与人口味上的差异时,这场争论就可以结束了。但Stigler和Becker^[29]的研究却以此拉丁谚语为标题,反驳了这一观点。文章开创性地把口味内生化的,并将其纳入到个人效用最大化的框架之中,用数理的方法揭示了在口味问题上人是如何进行选择的,而不再受“口味保持不变”这一传统观念限制。随后,Becker和Murphy^[30]深化了这一观点,加入了人

④ 关于对我国膳食健康问题的研究,更多出现在医学和营养学领域。医学研究主要集中在从宏观角度探讨国民健康与膳食之间的关系,如Yang等^[5];以及从微观角度发现膳食与某些具体疾病间的关系,如Meng等^[6]。营养学研究主要集中在构造适宜于中国人群的膳食指标并描述当前国民膳食健康状况,如Xu等^[7],Huang等^[8];发现中国居民饮食结构上的缺陷,如Li等^[9]。由于学科关注点上的差异,医学和营养学研究较少专门探讨不同收入阶层膳食健康的不平等(收入多体现为众多影响因素中的一个,出现在回归方程中,如Chen等^[10]、王志宏等^[11];或描述伴随着国民收入变化,营养如何随之改变,如Du等^[12]),也很少讨论某项公共政策对居民膳食健康的影响,更鲜有讨论口味的。

⑤ 本研究中的“口味”是指个体在选择食物消费时的态度:即给定个体特征的情况下,是把钱花在吃上还是花在别的地方,以及到底是吃哪些食物。口味存在差异是指,在同个体特征的情况下,不同个体在是否吃和吃什么上有着不同的态度。严格的定义见实证策略部分。

⑥ Amano等^[19]文中的“食物偏好”差异是指给定个体特征情况下,低收入群体和高收入群体购买了不同的食物。这与文中的“口味”意思接近。本研究所使用的“口味”一词,是源于Becker的口味经济学,在Becker的术语中,“口味”本质上是在放松了偏好不可变假设下,根据自身效用最大化内生形成的一种扩展的“偏好”,包括对音乐的欣赏、对香烟的上瘾、对爱情的态度等。

们在口味上的“习惯”因素,提出了“理性成瘾理论”(theory of rational addiction, TORA),并解释理性人如何形成自己的成瘾性口味. Becker 在《Accounting for Tastes》^[31]一书中对此问题进行了总结,并在统一的框架下,解释了一系列的与“口味”有关行为^⑦.

需要指出的是,个体的口味确实会受诸如基因、风俗等不可变或短期难以改变因素的影响,这些是“不可争辩的口味”差异. 政策制定者更需要关心的是个体在效用最大化的内生决策选择下的一生中可改变的口味,即“可争辩的口味”. CFPS2010~2014 数据具有良好的面板特性,可以通过个体固定效应模型消除基因、风俗等因素造成的“不可争辩的口味”^⑧;再借助基于固定效应 RIF(recentered influence function, 再中心化影响函数)回归的分解方法,用社会经济地位变量的“特征效应”刻画出膳食健康不平等中由社会经济地位解释的部分;最后用“系数效应”刻画出膳食健康不平等中由“可争辩的口味”解释的部分,并比较二者的解释力度大小.

在有关中国居民的膳食问题研究中,有部分文献间接暗示了收入可能并不是决定膳食健康不平等的唯一因素. Deaton^[35]提出了“食物悖论(food puzzle)”,即为为什么中国和印度经济发展迅速,但是人们的营养水平提升却不大. 前文也提到, Tian 和 Yu^[15]发现在 22 种营养物上的收入弹性均很小. 马双等^[36]、马双和张劼^[37]发现对未来的不确定性是影响膳食结构的一大重要因素,并提示“要继续优化居民的营养结构,仅依靠增加居民可支配收入并不能完全解决该问题”. 田旭等^[38]发现留守儿童在大部分营养素上的收入弹性都很小,这导致了父母外出的收入效应较小,因此改善留守儿童的营养状况,除了注重收入因素,还需考虑其它渠道. 还有些文献更是直接提到了

个体对食物态度的重要性. Chen 和 Zhang^[39]发现了低收入群体存在“炫耀性消费”的行为,他们为了人情支出,宁愿挤占用于对孩子营养上的投入,结果显著损害了孩子的健康. 作者对此的一种可能的解释是,因为低收入群体接受的信息匮乏,他们并不知道炫耀性消费会挤占营养投入并进一步对孩子的健康产生危害. 如果是这样,那么单纯靠制定收入政策可能并不能完全奏效,政策制定者还需对低收入群体进行进一步引导,将收入进行合理分配. 研究的结论显示:在包含收入阶层流动的情况下,高收入阶层比低收入阶层平均每周多吃 1.226 种食物,“可争辩的口味”可以解释其中的 54.3%,社会经济地位可以解释 44.5%;在不包含收入阶层流动的情况下,高收入阶层比低收入阶层平均每周多吃 1.779 种食物,“可争辩的口味”可以解释其中的 37.1%,社会经济地位可以解释 62.3%. 研究发现“可争辩的口味”对于膳食健康不平等上有着重要的解释力,这一结论对于政策制定者有一定启示.

1 理论假说与实证策略

1.1 理论假说

按照 Becker 和 Murphy^[30]理性成瘾理论的基本设定,即理性人会最大化终身效用,从而形成某种成瘾性口味,则可以得到

$$U(0) = \int_0^T e^{-\sigma t} U[Y(t), C(t), S(t)] dt \quad (1)$$

个体在第 0 期最大化其贴现终身效用 $U(0)$, σ 代表贴现率. 第 t 期的效用取决于当期消费的所有物品 $Y(t)$ 、成瘾性物品 $C(t)$ 和 t 期之前总共消费的成瘾性物品存量 $S(t)$. 由于存在加固效应(reinforcement),因此 U 对 C 、 S 的二阶导 $U_{cs} >$

⑦ 中国学界用经济学方法解释口味问题的研究非常少,梁平汉^[32]借用“偏性技术进步理论”,从经济史角度定性分析了川菜辛辣口味的形成,给出了令人信服的逻辑解释. 这也表明,经济学方法是在解释口味问题上一种行之有效的工具. 如 Becker^[31]所言,“没有别的任何建立在文化的、生物的或者心理的力量基础上的研究方法,能够具有与经济学方法同样深入思考的权威性.”本研究的一个边际贡献也在于给口味经济学理论提供了来自中国膳食健康不平等的证据.

⑧ 现有研究多采用中国健康营养调查(CHNS)数据,CHNS 数据有着更为详尽的膳食变量,可以构造出更多更细致的营养指标. 但由于 CHNS 数据流失率较高,研究通常只能采用截面数据或混合截面数据(如 Xu 等^[7]; Tian 和 Yu^[15]; Tian 和 Yu^[33]; Huang 等^[8]; Wang 等^[34]). 而 CFPS 数据虽然没有详尽的膳食变量,但由于面板的优良特性,可以消除“不可争辩的口味”的影响. 因此,本研究与前人相关研究形成了良好的互补.

0, 即之前对成瘾性物品消费的越多, 当期消费 C 的边际效用就会越大, 这可以视为习惯在口味中的作用. 同时, 个体消费还存在忍耐效应 (tolerance), 即如果成瘾性物品 C 是一种有害的嗜好, 则 U 对 S 的偏导 $U_s < 0$, 即之前消费的成瘾性物品越多, 对效用的损坏越大; 反之, 若 C 是有益的嗜好, 则 $U_s > 0$. S 的变化满足

$$\begin{aligned} \Delta S(t) &= S(t) - S(t-1) \\ &= C(t) - \delta S(t) - h[D(t)] \end{aligned} \quad (2)$$

其中 δ 表示成瘾性物品存量的外生折旧率, $D(t)$ 表示消费在成瘾性物品上的内生折旧. 此外, 个体还受终身预算约束.

很明显, 每日膳食就是一种成瘾性物品. 健康的饮食是有益的嗜好, 个体可以通过提高自身健康水平而获得正的效用. 由于健康膳食所需的食材都是正常品, 因此收入预算越大的个体, 会消费更多健康的膳食. 因此, 提出第一个假说:

假说 1 中国高低收入阶层间会存在膳食健康上的不平等现象.

如引言所述, 收入可能并不是决定不同收入阶层膳食健康不平等的唯一因素, 口味很可能也是一大因素, 这也可以从理性成瘾理论看出. 相比于低收入阶层人群, 高收入阶层通常更重视未来的效用, 因此高收入阶层的贴现率小于低收入阶层^[40]. 贴现率越小, 越能形成有益的成瘾性口味^[31]. 如同引言中 Chen 和 Zhang^[39] 的例子, 低收入群体更看中短期的效用, 他们以牺牲孩子长期的健康为代价, 更偏好当期炫耀性支出带来的效用. 因此, 提出第二个假说:

假说 2 除收入因素外, 口味是解释中国高低收入阶层间膳食健康不平等的一个重要因素. 并且, 高收入人群的口味更加健康, 因此, 口味对于膳食健康不平等有正向解释作用.

通过 Becker 口味经济学进行理论上的深化, 而是基于其思想, 借助回归分解方法, 从实证上考察口味和收入在解释我国高低收入阶层膳食健康不平等上的作用, 也为口味经济学理论提供了中国的经验证据.

1.2 实证策略

1) 用个体固定效应消除“不可争辩的口味”按照 Becker 口味经济学理论, 个体口味差异

是可争辩的, 这也是政策制定者最为关心的. 同时, 口味也确实有其“不可争辩部分”, 比如如受诸如基因、风俗等不可变或短期难以改变因素影响的部分^[24, 25]. 因此, 研究将采用面板数据, 通过加入个体固定效应的做法, 首先消除“不可争辩的口味”, 再此基础上再进行一系列分解, 试图用分解的思想刻画出“可争辩的口味”效应和社会经济地位效应. 具体分解方法如下.

2) 用 Oaxaca 分解思想刻画“可争辩的口味”

使用 Oaxaca 分解的思想刻画口味问题^[41].

给定两个组群, 分别为高收入组和低收入组 H 、 L . 关注变量 Y 代表膳食健康水平, 可以写成

$$Y_k = X_k' \beta_k + \varepsilon_k, E(\varepsilon_k) = 0, k \in (H, L) \quad (3)$$

其中 X 表示个体特征变量. 则高收入组和低收入组膳食健康的均值差就可以写成

$$\begin{aligned} E(Y_H) - E(Y_L) &= E(X_H)' \beta_H - E(X_L)' \beta_L \\ &= [E(X_H) - E(X_L)]' \beta_L + \\ &\quad E(X_H)' (\beta_H - \beta_L) \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)第一项代表在相同系数时, 由个体特征差异造成的膳食健康不平等, 即“特征效应”. X 中包含了一系列个体特征变量, 因此“特征效应”又可以进一步细分为 (detailed decomposition) 社会经济地位特征效应、人口学特征效应、健康水平特征效应等. 后一项表示即便给定两组人相同的个体特征, 两组人还会因为不同的边际系数产生不同的膳食, 即“系数效应”, 这反映了两组人在同样个体特征下对膳食健康有着不同的态度, 即两组人口味不同所导致的膳食健康上的差异.

如前所述, 在式(3)的回归时采用面板数据固定效应模型去估计参数 β , 以首先消除“不可争辩的口味”, 再进行式(4)的分解. 此时分解得到的“系数效应”就表示在消除了“不可争辩的口味”后, 两组人在有完全相同特征的情况下对膳食健康的态度上存在差异, 因此该“系数效应”就可以理解为“可争辩的口味”效应. 可以假想, 当两组人拥有完全相同的个体特征 (包括收入) 时, 为什么高收入人群仍然比低收入人群的膳食更健康? 因为不同群体对待膳食健康的态度不一样, 从而在花多少钱去吃以及去吃什么种类食物的问题上产生了差异, 这其实就是“可争辩的口味”差异.

由于 Oaxaca 分解存在“指数基准问题”,即更换参照组,亦可将式(4)分解成 $[E(X_H) - E(X_L)]' \beta_H + E(X_L)'(\beta_H - \beta_L)$ 形式,但结果会产生差异.因此,现在 Oaxaca 式分解研究多写成以下形式^[42]

$$E(Y_H) - E(Y_L) = [E(X_H) - E(X_L)]' \beta^* + [E(X_H)'(\beta_H - \beta^*) + E(X_L)'(\beta^* - \beta_L)] \quad (5)$$

其中 β^* 表示某理想的系数,一种最直观的方式就是把两组群数据混合在一起进行回归,估计出 β^* ,再根据 β^* 进行式(5)分解,这样就消除了指数基准问题.式(5)第一项代表“特征效应”(特征效应可进一步细分为社会经济地位特征效应、人口学特征效应、健康水平特征效应等).第二项为“系数效应”,即“可争辩的口味”效应.

3) 基于面板 RIF 回归的分位数分解

Oaxaca 分解是劳动经济学中的一种经典分解方法,在此思想上衍生出了一系列分解方法,一个很重要的转变趋势就是从 Oaxaca 均值分解转移到对分布的分解上^[43,44].此外,Tian 和 Yu^[33]也指出,我国居民在营养指标和收入的关系上呈非线性.因此,采用分布分解可以提供更多有效信息.

采取基于面板再集中影响函数(Recentered Influence Function, RIF)回归的分位数分解方法,而不是采用诸如 MM 分解^[45]、Melly 分解^[46]等其他经典分位数分解,原因在于:这些分解方法有路径依赖(path dependence)的特点,只能分解出总的特征效应和系数效应(aggregated decomposition),无法细分出每个协变量上的特征效应(detailed decomposition),而按照前述思想,研究需要细分出社会经济地位特征效应、人口学特征效应、健康水平特征效应等.因此,采用了 Firpo 等^[47]提出的基于 RIF 回归的分位数分解方法,该方法可以做到这一点(下文简称 FFL 分解).

FFL 分解思路如下:传统的均值分解依赖于迭代期望律,但迭代期望律不适用于分布上.设因变量的中位数为 y^m , $E(y^m | X)$ 为基于协变量 X

的条件期望,则 $E_X[E(y^m | X)] \neq E[y^m]$.因此,不能用中位数的条件回归 $E(y^m | X) = \hat{\beta}X$ 来计算每个 X 上的无条件效应.

Firpo 等^[47]提出了再集中影响函数 RIF 回归以计算无条件分布上的效应.记第 τ 分位上为因变量 q_τ ,其影响函数定义为 $IF(y, q_\tau) = \frac{\tau - I[y \leq q_\tau]}{f(q_\tau)}$.其中, I 表示示性函数,当 $y \leq q_\tau$ 时取 1, f 表示因变量的密度函数.再中心化影响函数为 $RIF(y, q_\tau) = q_\tau + IF(y, q_\tau)$.因为 $E[\tau - I(y \leq q_\tau)] = 0$,所以有 $E[RIF(y, q_\tau)] = q_\tau$.由此,迭代期望律适用于 RIF,即式(6)

$$q_\tau = E_X[E\{RIF(y, q_\tau) | X\}] = E[X] \gamma^\tau \quad (6)$$

其中 γ^τ 表示基于 $RIF(y, q_\tau)$ 回归的估计系数.由此得到分位数上每个 X 的无条件效应,并按式(5)Oaxaca 分解的思想进行每个分位上的分解^⑨.从本质上来看,这一分解方法是 Oaxaca 分解从均值向分布上的推广.

如前文所述,通过使用面板数据,首先通过消除个体固定效应以排除“不可争辩的口味”;在进行 RIF 回归时,采用了 Borgen^[49]提出的固定效应 RIF 无条件分位数回归估计 γ^τ ,并在此基础上再进行分解.

2 数据与变量介绍

2.1 数据

研究数据来源于中国家庭追踪调查(Chinese Family Panel Studies, CFPS).该数据为每两年一期的追踪调查,数据的搜集和发布由北京大学中国社会科学调查中心和美国密歇根大学调查研究中心等机构合作完成,目前已发布了 2010、2012、2014 三期全国调查数据. CFPS 数据样本量大、代表性好、追访律高,除涵盖了个人及家庭丰富的人口学、社会经济地位、家庭生活等变量,还包含了过去一周的饮食情况,这为实证研究提供了良好素材.

⑨ FFL 已经是一种很成熟的分解方法,在众多分解方法中相对而言优势明显、缺点更少^[44],这里不再介绍细节算法.有兴趣的读者可以参考 Firpo 等^[47]原文,以及 Fortin 等^[44]的劳动经济学手册;或者中文郭继强等^[43]的分解方法综述,以及徐舒^[48]的应用研究.

2.2 变量

个体的膳食健康状况,主要采用“食物多样性”(dietary diversity)作为衡量膳食健康程度的指标。众多医学研究证实了食物多样性对于健康的积极作用:多样化的饮食方式可以有效抵抗多种慢性病^[50];食物多样性与小儿过敏性疾病^[51]、哮喘^[52]等问题呈负相关。营养学家通常认为单个食物不可能提供人体所需的各种营养,食物越多,越能提供丰富的营养^[53];食物多样还能体现家庭膳食的安全性^[54]。因此,食物多样性是个被广泛采用的衡量膳食健康和营养程度的综合性指标。它也是用来指导膳食的基础性原则^[55]。我国《膳食指南》核心推荐第一条前4个字就是“食物多样”。食物多样性作为指标,还有一大优势就是计算简单,只要计算过去一段时间吃的食物种类总数即可,不计食物消费的频次和数量。

收集具体食用(购买)食物数据或营养摄入量的数据,通常成本较高,尤其在发展中国家这样的数据很少^[56]。CHNS数据提供了我国居民具体的食物数据,但CHNS食物数据流失率较高,研究通常只能采用截面数据或混合截面数据,因此无法利用个体固定效应剔除不随时变的干扰因素。此外,还有研究直接采用了CHNS提供的个体营养物质摄入量(热量、脂肪、碳水化合物、蛋白质)数据。但随着我国居民收入的提高和生活方式的改变,居民饮食开始向高糖高脂肪高能量的“西方式”饮食方式转变,肥胖率也开始上升^[57-59],因此,很难再用热量越高、脂肪越高等营养摄入量作为好的膳食的代理变量。综上,CFPS面板数据的食物多样性指标和CHNS混合截面的丰富的饮食数据各自优缺点鲜明,本研究与前人相关研究形成了良好的互补。

具体而言,CFPS2012年和CFPS2014年调研中询问了过去一周是否食用了8大类食物^⑩的情况;CFPS2010年调研中询问了过去一个月是否食用了8大类食物的情况,以及过去一个月每周食用这8大类食物的次数。因此,可以使用CFPS2010年调研问

卷数据直接计算出个体过去一周是否食用8类食物的数据,从而与2012年和2014年形成相同的指标。由此可见,食物多样性是个从0~8的数字。

其他主要变量包括家庭人均收入、教育、户籍、工作信息等反映社会经济地位的变量;年龄、婚姻状况等人口学特征变量;自评健康、近两周是否生病、过去一年是否住院、是否体重不足、是否肥胖^⑪等反映个体身体状况的变量。所有价格调整到以2010年为基期。需要说明的是,限于数据可得原因,没有加入食物“供给”方面的变量^⑫。从已有研究结论来看,食物供给因素的作用并不大:Handbury等^[60]发现食物可及性(access)对于解释低收入人群的不健康膳食作用很小;Cummins等^[61]发现是否去附近的超市对于食物选择影响不大;Allcott等^[62]发现人们愿意去远的地方买想要的食物。不过,Wang等^[34]发现食物可及性的增加是解释我国居民食物多样性提高的一个重要因素。通过加入社区虚拟变量,可以控制食物供给因素。因为每个社区虚拟变量都涵盖了各地地理、气候、农作物、文化等供给方特征,个体在不同年份生活在不同社区,FFL分解可以捕捉到社区变量变差所带来的特征效应。但这种做法也存在问题,比如3期数据中均没发生过移民的个体,他们的社区变量上不存在变差,但如果他们所在社区受到了不同的可以改变食物供给的政策冲击,且这一冲击在不同收入阶层间有系统性差异,那么这个效应在FFL分解中无法识别到。不过这并不影响收入效应和“可争辩的口味”效应的相对大小,加之大多数研究发现供给因素并不是营养不平等的主要原因,因此这对研究结论的影响有限。

2.3 高低收入阶层膳食健康的描述信息

1) 基于CFPS2010饮食频次数据的描述

CFPS2010年数据除了有是否食用8大类食物的信息,还有食用的频次。由于CFPS2012和CFPS2014数据不含有频次信息,因此无法用食用频次作为被解释变量构建面板以进行FFL分解,

⑩ 具体为肉类、鱼等水产品、新鲜蔬菜水果、奶制品、豆制品、蛋类、腌制食品、膨化/油炸食品。

⑪ BMI \leq 18.5定义为体重不足,BMI \geq 28定义为肥胖。

⑫ CFPS没有具体食物价格数据,也不包含社区的菜市场情况。仅有的社区猪肉价格、鸡蛋价格数据也因缺失值过多及无法反映整体食物价格情况,很难采用,因此在回归中加入社区虚拟变量去刻画食物供给方面的差异。

但可以首先用频次信息来做简单描述,以了解我

国不同收入群体的膳食状况.

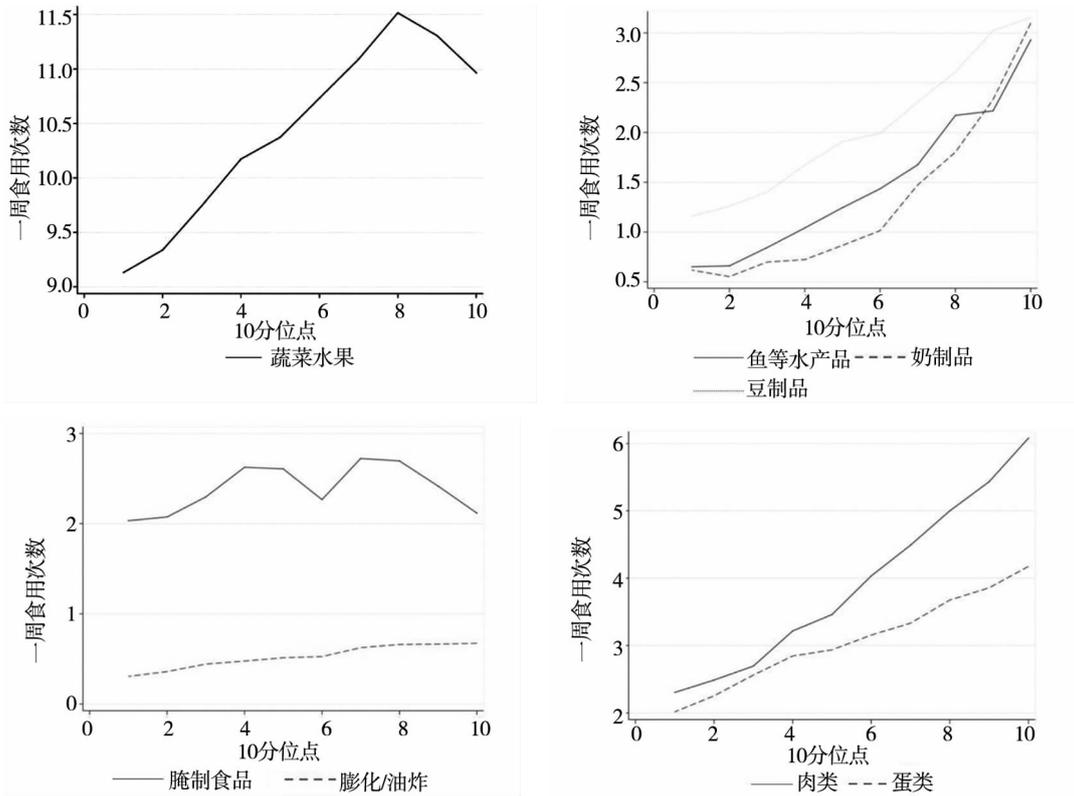


图1 不同收入分位与8类食物的每周食用次数(CFPS2010)

Fig. 1 Weekly consumption of different income ratios and 8 types of food(CFPS2010)

如图1所示,横轴为收入的各分位点,按照家庭人均收入从低到高平均分为10组,纵轴为每个分组上个体对某一类食物食用次数的均值.按照《膳食指南》中对食物的推介程度,将8类食物分成了4个大类.首先,在这8类食物中,《膳食指南》最为推荐蔬菜水果,并提倡“餐餐有蔬菜,天天吃水果”.按照一周21餐计算,蔬菜水果一周食用次数应达到28次.而CFPS2010数据显示,仅有0.3%的样本达到了28次^⑬,甚至有4.57%的样本一周没有食用过蔬菜水果.这表明我国居民在蔬菜水果的食用量上严重不足. Li等^[9]发现蔬菜水果食用不足是我国居民发生与营养相关疾病的最重要原因.从图1可以看出,虽然在第9组和第10组上,蔬菜水果的食用次数略有下降,但总体来看,蔬菜水果的食用次数与收入有着很明显的正相关关系.

由于奶制品富含钙,豆制品富含优质蛋白质,因此《膳食指南》推荐“经常吃豆制品”、“吃各种各样的奶制品”.在动物性食物方面,由于鱼类等水产品相对蛋白质更丰富且脂肪更少,因此《膳食指南》推荐“优先选择鱼”.综上,奶制品、豆制品、鱼等水产品属于推荐经常吃的食物.如图1,在这样的食物上也发现了很明显的与收入正相关的关系.

对于肉类和蛋类,虽然富含丰富的营养,但考虑到其脂肪含量较高,因此《膳食指南》提倡“摄入要适量”、“少吃肥肉”. Micha等^[63]和 Amano^[19]的研究把新鲜无加工的肉(unprocessed meat)视为健康的食物,把加工过的肉以及冷冻肉、罐装肉视为不健康的食物.考虑到在发展中国家,营养不足是个比肥胖率更为重要的问题^⑭,因此,图1中显示的肉类和蛋类食物上所存在的不同收入阶

⑬ 如果按照中国人的饮食习惯,早餐不含蔬菜,一天2次蔬菜,加1次水果,即蔬菜水果总食用次数放宽到21次为宜,也仅有11.82%的样本达到.

⑭ 在CFPS2010样本中,有17.54%的人一周未吃肉类食品,22.46%的人一周未吃蛋类食品.

层的差异,也可以体现了膳食健康上的阶层不平等。

最后是腌制食品和膨化、油炸食品. 过多食用腌制品会增加胃癌风险^[64], 膨化、油炸食品经常作为不健康饮食的代理变量^[65], 《膳食指南》推荐“少吃腌制食品”、“少吃高盐和油炸食品”. 因此, 腌制食品和膨化、油炸食品属于不太健康的食物. 从图1中可以直观发现, 在这类食物上, 食用次数与收入的关系就不明显了^⑮.

综上可以直观发现, 我国不同收入阶层间在

膳食健康上展现出了不同的特点, 高收入群体的膳食健康程度明显好于低收入群体。

2) 基于 CFPS2010 ~ CFPS2014 三期食物多样性数据的描述

利用 CFPS2010 ~ CFPS2014 三期面板数据进行分解, 以探究不同收入阶层膳食健康不平等的原因. 按照三期平均的家庭人均收入中位数, 将样本分为高收入组和低收入组^⑯, 并在表1中分别汇报了高收入组和低收入组重要变量的描述信息。

表1 主要变量的描述信息

Table 1 Description of the main variables

	低收入组		高收入组	
	均值	标准差	均值	标准差
家庭人均收入	4 771. 215	3 513. 632	18 566. 320 ***	22 091. 260
食物多样性	4. 264	1. 829	5. 456 ***	1. 727
健康食物多样性	3. 638	1. 438	4. 631 ***	1. 298
加权食物多样性	11. 262	5. 329	14. 994 ***	4. 900
过去一周是否吃肉类食物	0. 780	0. 414	0. 898 ***	0. 303
过去一周是否吃鱼等水产品	0. 402	0. 490	0. 692 ***	0. 462
过去一周是否吃蔬菜水果	0. 956	0. 206	0. 983 ***	0. 131
过去一周是否吃奶制品	0. 225	0. 418	0. 456 ***	0. 498
过去一周是否吃豆制品	0. 532	0. 499	0. 735 ***	0. 441
过去一周是否吃蛋类食物	0. 742	0. 437	0. 868 ***	0. 339
过去一周是否吃腌制品	0. 405	0. 491	0. 522 ***	0. 500
过去一周是否吃膨化油炸食物	0. 221	0. 415	0. 303 ***	0. 459
年龄	47. 607	15. 275	46. 846 ***	15. 193
性别(1 = 男性, 0 = 女性)	0. 490	0. 500	0. 498 **	0. 500
民族(1 = 汉族, 0 = 少数民族)	0. 853	0. 354	0. 911 ***	0. 285
婚姻(1 = 已婚, 0 = 其他)	0. 858	0. 349	0. 845 ***	0. 361
户口(1 = 农业, 0 = 城市)	0. 870	0. 336	0. 532 ***	0. 499
工作(1 = 有工作, 0 = 其他)	0. 633	0. 482	0. 644 ***	0. 479
教育程度	2. 173	1. 061	2. 976 ***	1. 245
自评健康	3. 225	1. 361	3. 367 ***	1. 249
两周患病(1 = 患病, 0 = 没有患病)	0. 319	0. 466	0. 280 ***	0. 449
过去一年住院(1 = 有, 0 = 无)	0. 098	0. 298	0. 094 **	0. 291
BMI	22. 069	4. 227	22. 892 ***	3. 666
体重不足	0. 121	0. 327	0. 073 ***	0. 260
肥胖	0. 058	0. 233	0. 073 ***	0. 259
样本量	36 587		36 583	

注: 受教育程度: 1 = 文盲, 2 = 小学, 3 = 初中, 4 = 高中或中专, 5 = 大专及以上; 自评健康: 1 = 不健康, 2 = 一般, 3 = 比较健康, 4 = 很健康, 5 = 非常健康. 考虑到这些变量的赋值虽然是离散的, 但均值越大代表状态越好, 出于简便, 这里仅汇报它们的均值也足以反映出变量信息. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

⑮ 如果直接用 CFPS2010 截面数据进行回归, 肉类、鱼等水产品、新鲜蔬菜水果、奶制品、豆制品、蛋类的食用次数与收入有显著正向关系, 而腌制食品、膨化/油炸食品关系不显著. 这不是研究重点, 这里不再汇报。

⑯ 以这种方法定义收入阶层, 也是为了最大限度的保留样本量. 样本量越大, FFL 分解稳健性越好。

从表 1 可以看出,高收入组和低收入组家庭人均收入分别为 18 566.320 元和 4 771.215 元.在膳食健康上这两个收入组的差距也很明显:在过去一周是否食用 8 类食物这个问题上,高收入组均显著多于低收入组.过去一周,高收入组的食物多样性为 5.456,低收入组为 4.264,即在 8 类食物里面,高收入组比低收入组每周平均多吃 1.192 种食物.

如前文所述,腌制品和膨化油炸食品可能代表了一种不健康的膳食,只吃另外 6 类食物其实比吃所有 8 类食物更健康.将腌制品和膨化油炸食品剔除,使用其余 6 类食物构造了“健康食物多样性”这个指标.可以发现,以健康食物多样性作为指标,高收入组比低收入组平均也要多吃 0.994 种食物.这一指标将在实证分析中用作稳健性检验.此外,还按照世界粮食计划署推荐的食物消费权重^[66],对肉类、水产品、蔬菜水果、奶制品、豆制品、蛋类、腌制品、油炸品分别赋予权重 4、4、1、4、3、4、0、0.5,构造了指标“加权食物多样性”,也在后文用作稳健性检验^⑦.

其他主要变量方面,高收入人群更年轻、受教育水平更高、健康程度更好、体重不足率更低、肥胖率更高,两组人群存在显著差异.因此,到底是这些特征差异导致了膳食健康的不平等,还是“可争辩的口味”差异造成的,需要下文进一步分析.同时,从描述分析中还可以发现,虽然因变量指标不是非常细致,但在不同收入阶层中存在明显的变差,已足以反映出我国高低收入阶层间膳食健康上的不平等现象,并可以提供有益证据.

3 实证分析

3.1 不同收入间是否存在膳食健康的不平等

分位数回归能全面刻画分布上的效应,能比均值回归提供更多信息;通过引入个体固定效应可以消除“不可争辩的口味”;采用再集中影响函

数 RIF 可以将分位上的条件效应转为无条件效应,以此作为 FFL 分解的基础.因此以“食物多样性”指标作为基准回归的因变量,采用 Borgen^[49]提出的固定效应 RIF 无条件分位数回归进行了估计,通过观测家庭人均收入前系数的结果,以考察不同收入间是否存在膳食健康的显著不平等现象,结果如表 2 所示.

可以发现,在所有分位点上,高收入人群均比低收入人群有更高的食物多样性,这反映了我国高低收入阶层间确实存在显著的膳食健康不平等现象,第一个假说得以验证.这种不平等现象在低分位点处慢慢增大,在 50%和 60%分位点处达到最大,即家庭人均收入增加 1%,相对应多吃 0.048 3 种食物,随后该效应再稍微降低.这说明我国膳食健康不平等现象,最主要出现在食物多样性的中高分位点处.

其他控制变量的结果大多符合直觉:城镇户口、有工作的个体,有更高的食物多样性.自评健康水平与食物多样性正相关.自评健康是衡量个体健康水平最全面的综合性指标,与死亡率有着很强的相关关系^[67],即便控制了患病情况、医生评价等客观因素后依旧如此^[68].它能反映出个体对自身现有复杂的疾病程度的认知与判断,甚至还能反映那些没有被诊断出来却已经有症状的疾病.由此可以看出,食物多样性是个与身体健康高度相关的重要指标;生病和住院与食物多样性关系不显著,可能的原因是,一方面身体差的个体食物多样性低,另一方面当他们生病时会接受照料刻意补充更多的营养,二者可能形成了抵消.体重不足者一般营养不良,有着显著更低的食物多样性;而肥胖跟食物多样性关系不显著.另外,2012 年和 2014 年虚拟变量大多显著为正,说明我国国民的膳食健康水平随着时间发展在不断改善.只有 2014 年第 10%分位上不显著,表明膳食最不健康的群体改善最不显著,而这却恰好是正是最需要改善的群体.

^⑦ 需要说明的是,世界粮食计划署推荐的权重指标还包含了对大米、小麦、玉米及各种谷物、食糖等物品的食用情况,由于数据原因,实证部分无法包含这些食品.因此,构建出来的“加权食物多样性”指标从绝对数值上来看不具有营养学意义,但可以比较不同收入阶层该指标的差异,并进行分解,仅用此来进行稳健性检验.

表 2 面板 RIF 回归结果
Table 2 Panel RIF regression results

因变量：食物多样性	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
分位数	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
对数家庭人均收入	0.030 6*** (0.007 74)	0.036 0*** (0.006 75)	0.036 7*** (0.006 69)	0.036 7*** (0.006 69)	0.048 3*** (0.007 00)	0.048 3*** (0.007 00)	0.042 5*** (0.006 51)	0.043 8*** (0.008 11)	0.043 8*** (0.008 11)
农业户口	-0.023 5 (0.061 9)	-0.033 4 (0.035 5)	-0.054 3 (0.032 4)	-0.0543 (0.038 7)	-0.107 ** (0.038 7)	-0.107 ** (0.043 7)	-0.061 2 (0.043 7)	0.002 70 (0.046 2)	0.002 70 (0.061 9)
小学 (参照组文盲)	0.057 8* (0.033 8)	0.019 7 (0.029 8)	0.047 7* (0.028 8)	0.047 7* (0.028 8)	0.030 5 (0.029 0)	0.030 5 (0.029 0)	-0.005 95 (0.026 3)	-0.000 423 (0.031 5)	-0.000 423 (0.031 5)
初中 (参照组文盲)	0.050 9 (0.044 2)	0.026 4 (0.039 3)	0.077 0** (0.039 0)	0.077 0** (0.039 0)	0.070 1* (0.039 6)	0.070 1* (0.039 6)	0.041 4 (0.037 0)	0.013 3 (0.045 6)	0.013 3 (0.045 6)
高中或中专 (参照组文盲)	0.003 50 (0.058 3)	-0.009 53 (0.052 5)	0.100 * (0.053 2)	0.100 * (0.053 2)	0.123 ** (0.057 6)	0.123 ** (0.057 6)	0.081 7 (0.0567)	0.040 0 (0.077 5)	0.040 0 (0.077 5)
大专及以上 (参照组文盲)	-0.025 7 (0.061 9)	-0.062 2 (0.059 0)	0.051 5 (0.063 9)	0.051 5 (0.063 9)	0.060 8 (0.072 8)	0.060 8 (0.072 8)	0.045 9 (0.076 3)	-0.081 9 (0.117)	-0.081 9 (0.117)
有工作	0.015 6 (0.020 6)	0.020 4 (0.017 5)	0.018 1 (0.017 0)	0.018 1 (0.017 0)	0.036 8** (0.017 5)	0.036 8** (0.017 5)	0.0548*** (0.016 7)	0.078 0*** (0.021 4)	0.078 0*** (0.021 4)
年龄	0.028 8 (0.021 6)	0.002 05 (0.013 6)	-0.003 23 (0.010 8)	-0.003 23 (0.010 8)	-0.017 4 (0.014 9)	-0.017 4 (0.014 9)	-0.010 4 (0.015 3)	-0.058 6*** (0.017 4)	-0.058 6*** (0.017 4)
已婚	0.043 9 (0.044 9)	0.021 1 (0.037 1)	0.016 9 (0.037 7)	0.016 9 (0.037 7)	0.063 7 (0.041 9)	0.063 7 (0.041 9)	0.075 8* (0.042 1)	0.045 4 (0.057 4)	0.045 4 (0.057 4)
健康一般 (参照组不健康)	-0.041 3 (0.031 3)	0.043 4* (0.026 0)	0.062 3** (0.025 6)	0.062 3** (0.025 6)	0.077 9*** (0.025 4)	0.077 9*** (0.025 4)	0.051 9** (0.023 4)	0.059 3** (0.028 6)	0.059 3** (0.028 6)
比较健康 (参照组不健康)	0.005 28 (0.030 7)	0.078 1*** (0.025 7)	0.096 6*** (0.025 1)	0.096 6*** (0.025 1)	0.098 4*** (0.025 0)	0.098 4*** (0.025 0)	0.057 9** (0.023 0)	0.034 6 (0.028 3)	0.034 6 (0.028 3)
很健康 (参照组不健康)	0.047 8 (0.034 1)	0.117 *** (0.028 6)	0.164 *** (0.028 0)	0.164 *** (0.028 0)	0.145 *** (0.028 1)	0.145 *** (0.028 1)	0.098 4*** (0.026 1)	0.059 7* (0.032 8)	0.059 7* (0.032 8)
非常健康 (参照组不健康)	0.062 4 (0.039 4)	0.130 *** (0.032 9)	0.157 *** (0.032 0)	0.157 *** (0.032 0)	0.155 *** (0.032 4)	0.155 *** (0.032 4)	0.082 6*** (0.030 6)	0.071 8* (0.039 0)	0.071 8* (0.039 0)
过去两周生病	0.010 2 (0.017 2)	0.000 177 (0.015 2)	0.007 96 (0.015 2)	0.007 96 (0.015 2)	-0.001 62 (0.015 8)	-0.001 62 (0.015 8)	-0.006 47 (0.015 4)	0.009 22 (0.020 3)	0.009 22 (0.020 3)
过去一年住院	-0.039 9 (0.024 3)	-0.036 1* (0.021 9)	-0.006 78 (0.021 8)	-0.006 78 (0.021 8)	-0.003 83 (0.022 5)	-0.003 83 (0.022 5)	0.002 26 (0.021 7)	-0.013 0 (0.028 0)	-0.013 0 (0.028 0)
体重不足	-0.059 1 (0.037 8)	-0.061 8** (0.030 0)	-0.059 3** (0.028 8)	-0.059 3** (0.028 8)	-0.051 2* (0.028 3)	-0.051 2* (0.028 3)	-0.034 4 (0.025 6)	0.008 07 (0.032 5)	0.008 07 (0.032 5)
肥胖	-0.010 4 (0.036 8)	-0.012 0 (0.033 9)	-0.006 71 (0.034 6)	-0.006 71 (0.034 6)	0.009 58 (0.036 3)	0.009 58 (0.036 3)	0.034 8 (0.035 8)	0.043 9 (0.049 3)	0.043 9 (0.049 3)
2012 年 (参照组 2010 年)	0.125 *** (0.046 9)	0.212 *** (0.031 4)	0.238 *** (0.026 8)	0.238 *** (0.026 8)	0.206 *** (0.034 1)	0.206 *** (0.034 1)	0.133 *** (0.034 5)	0.300 *** (0.040 3)	0.300 *** (0.040 3)
2014 年 (参照组 2010 年)	0.017 2 (0.088 1)	0.140 ** (0.056 3)	0.172 *** (0.046 2)	0.172 *** (0.046 2)	0.159 ** (0.061 9)	0.159 ** (0.061 9)	0.074 3 (0.063 2)	0.290 *** (0.072 5)	0.290 *** (0.072 5)
社区	控制								
截距项	-0.697 (1.547)	2.060 ** (0.894)	5.053 *** (0.771)	5.314 *** (0.771)	5.869 *** (0.770)	6.117 *** (0.770)	6.480 *** (0.716)	7.680 *** (1.421)	8.052 *** (1.421)
样本量	73 170	73 170	73 170	73 170	73 170	73 170	73 170	73 170	73 170

注：括号内为聚类到个体层面的标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

3.2 膳食健康不平等：收入效应还是“可争辩的口味”效应

在发现了不同收入群体间确实存在膳食健康上的不平等现象后,继续采用 FFL 方法,对膳食健康不平等的因素进行分解,结果如表 3 所示。

以 50%分位点为例,高收入组过去一周食用 6.060 种食物,低收入组食用 4.355 种食物,两组食物多样性之差为 1.705,在 1%水平上显著。对该差值进行分解,可以分解为“系数效应”和“特

征效应”两大部分。其中,“系数效应”即为“可争辩的口味”效应,为 0.954。表示即便两组人有着完全相同的个体特征,他们还会因为“可争辩的口味”的不同,产生 0.954 单位的食物多样性差异。“特征效应”可以进一步细分到每个协变量上,归类加总后形成家庭人均收入特征效应、其它社会经济地位特征效应、人口学特征效应、个体健康水平特征效应、时间社区特征效应,它们依次能解释两组人食物多样性差异的 0.563、0.180、0.000 318、0.007 27、0.001 49。

表 3 膳食健康不平等的 FFL 分解

Table 3 FFL decomposition of dietary health inequalities

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
分位数	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
高收入组	3.240*** (0.007 56)	4.186*** (0.007 40)	5.033*** (0.007 83)	5.292*** (0.007 83)	6.060*** (0.008 50)	6.268*** (0.008 50)	6.475*** (0.008 50)	7.280*** (0.009 63)	8.111*** (0.011 2)
低收入组	2.170*** (0.005 70)	3.069*** (0.002 80)	3.347*** (0.002 80)	4.107*** (0.003 37)	4.355*** (0.003 37)	5.112*** (0.004 57)	5.393*** (0.004 57)	6.218*** (0.006 07)	7.142*** (0.011 7)
两组之间差异	1.071*** (0.009 46)	1.117*** (0.007 91)	1.687*** (0.008 31)	1.185*** (0.008 52)	1.705*** (0.009 15)	1.156*** (0.009 65)	1.082*** (0.009 65)	1.062*** (0.011 4)	0.969*** (0.016 3)
“系数效应”									
可争辩的口味	0.633*** (0.008 37)	0.571*** (0.006 75)	0.936*** (0.007 95)	0.631*** (0.007 50)	0.954*** (0.008 37)	0.617*** (0.008 06)	0.573*** (0.008 00)	0.600*** (0.009 24)	0.497*** (0.013 0)
	59.1%	51.1%	55.5%	53.2%	56.0%	53.4%	53.0%	56.5%	51.3%
“特征效应”									
家庭人均收入	0.376*** (0.006 01)	0.396*** (0.005 56)	0.563*** (0.006 66)	0.383*** (0.005 87)	0.563*** (0.007 25)	0.394*** (0.006 63)	0.371*** (0.006 53)	0.352*** (0.007 12)	0.333*** (0.010 5)
	35.1%	35.5%	33.4%	32.3%	33.0%	34.1%	34.3%	33.1%	34.4%
其他社会经济地位	0.0800*** (0.004 99)	0.138*** (0.004 40)	0.167*** (0.004 79)	0.151*** (0.004 55)	0.180*** (0.005 26)	0.138*** (0.005 03)	0.132*** (0.005 00)	0.0818*** (0.005 25)	0.104*** (0.007 42)
	7.5%	12.4%	9.9%	12.7%	10.6%	11.9%	12.2%	7.7%	10.7%
人口学特征	-0.022 0*** (0.003 49)	0.000 524 * (0.000 296)	0.005 65*** (0.000 852)	0.008 01*** (0.001 18)	0.000 318 (0.000 344)	0.002 42*** (0.000 529)	0.002 46*** (0.000 535)	0.024 7*** (0.003 56)	0.019 0*** (0.003 10)
	-2.1%	0.0%	0.3%	0.7%	0.0%	0.2%	0.2%	2.3%	2.0%
个体健康水平	0.00234 ** (0.00116)	0.008 92*** (0.001 14)	0.011 8*** (0.001 26)	0.007 68*** (0.001 17)	0.007 27*** (0.001 29)	0.003 15** (0.001 27)	0.002 80** (0.001 27)	0.002 12 (0.001 46)	0.014 5*** (0.002 30)
	0.2%	0.8%	0.7%	0.6%	0.4%	0.3%	0.3%	0.2%	1.5%
时间、社区效应	0.00138 ** (0.000 678)	0.002 55*** (0.000 742)	0.003 89*** (0.000 794)	0.004 16*** (0.000 796)	0.001 49*** (0.000 577)	0.001 15** (0.000 560)	0.001 19** (0.000 560)	0.002 36*** (0.000 727)	0.001 05 (0.001 07)
	0.1%	0.2%	0.2%	0.4%	0.1%	0.1%	0.1%	0.2%	0.1%
样本量	73 170	73 170	73 170	73 170	73 170	73 170	73 170	73 170	73 170

注：括号内为聚类到个体层面的标准误,标准误下面一行带百分号的为该因素占“两组之间差异”的百分比。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$,

*** $p < 0.01$ 。

表3的结果显示,无论在膳食健康的哪个分位点上,高收入组的食物多样性均显著高于低收入组.在中间分位点处,两群体差距最大.更值得关注的是对各因素的分解,结果显示:在每个分位点上,膳食健康不平等最重要的解释因素均依次为“可争辩的口味”、家庭人均收入和其他社会经济地位变量(包括教育、户口和工作信息),而人口学特征(包括年龄、婚姻状况)、个体健康水平(包括自评健康、两周患病、过去一年是否住院、是否体重不足、是否超重)、时间社区效应(用以控制供给因素)解释力度很小.

将食物多样性不平等、“可争辩的口味”、家庭人均收入和其他社会经济地位变量绘制在一张折线图上,得到如图2直观的展示.可以发现,“可争辩的口味”始终是造成膳食健康不平等的最大因素,且图形走势与两群体之差的走势近似.这表明“可争辩的口味”在解释各分位膳食健康不平等上作用差不多大,约在50%~60%之间,超过了其它各因素的加总.收入因素的图形走势也与两群体之差的走势近似,其百分比在各分位之间比较稳定,约为32%~36%.其它社会经济地位约可以解释食物多样性不平等的7%~13%.平均而言,“可争辩的口味”约可以解释膳食健康不平等的54.3%;家庭人均收入可解释33.9%,其它社会经济地位可解释10.6%,即总的社会经济地位可解释44.5%;其它因素如人口学特征、健康水平、时间社区效应总共才能解释1.2%.这与Amano^[19]的结论非常接近,口味因素是解释不同收入群体膳食健康不平等的重要因素,这验证第二个假说.该结论也给政策制定者启示:仅靠收入相关的政策或许不足以消除膳食健康上的不平等,即便让低收入群体获得与高收入群体相同的社会经济地位,可能只解决不到一半的问题.有54.3%的膳食健康不平等源于“可争辩的口味”,需要政策制定者通过营养知识的传

播教育,来引导人们合理膳食.

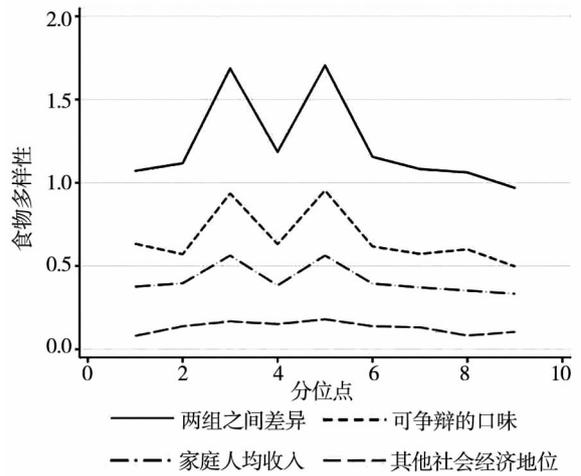


图2 食物多样性不平等的FFL分解

Fig. 2 FFL decomposition of food diversity inequality

3.3 进一步分析

1) 稳健性分析

如前文所述,腌制品和膨化油炸食品可能代表了一种不健康的膳食,进一步采用“健康食物多样性”这个指标重新进行了FFL分解,分解结果(图3)与上文结论(图2)很接近^⑧.在每个分位点上,高收入组和低收入组之间均有显著的膳食健康不平等.只不过对比图3和图2,可以看到剔除腌制品和膨化油炸食品后的膳食健康不平等图象往左移了点,且在高分位点处有个明显的下降.

在最为关心的对膳食健康不平等的解释力占比方面,图3的结果与图2也非常接近.此外,还使用“加权食物多样性”进行稳健性分析,如图4,结论基本保持不变.由此可见,用食物多样性作为指标进行分析,结论稳健.

2) 异质性分析

按照前文贴现率的分析可知,老年人群体预期未来存活时间相对较短,因此他们不会太在意对未来健康的投资,体现为贴现率大,因此老年人群中贫富阶层膳食健康的不平等问题会更多因为收入差距本身导致,而不是“可争辩的口味”.因此可以预期,年轻人群体膳食不平等中,“可争辩的口味”占比会比老年人群体的大.

⑧ 限于篇幅,仅报告图像,不再报告具体表格,有兴趣的读者可向作者索取.

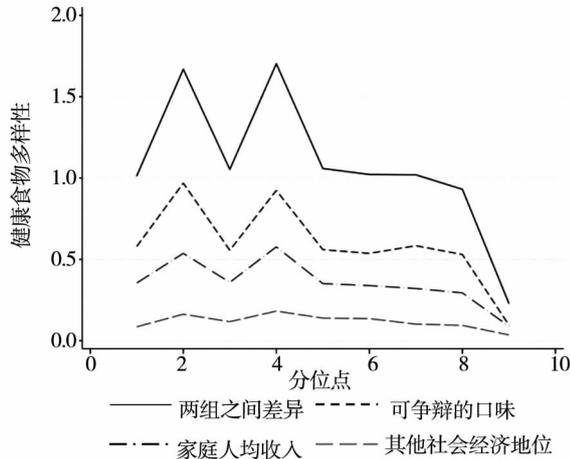


图3 “健康食物多样性”的FFL分解

Fig.3 FFL decomposition of “healthy food diversity”

将样本分为大于等于50岁,和小于50岁两个群体重新进行了分解,结果如表4和表5.可以发现,年轻人群体中“可争辩的口味”占比更大.这进一步增强了结论的可信性,同时其

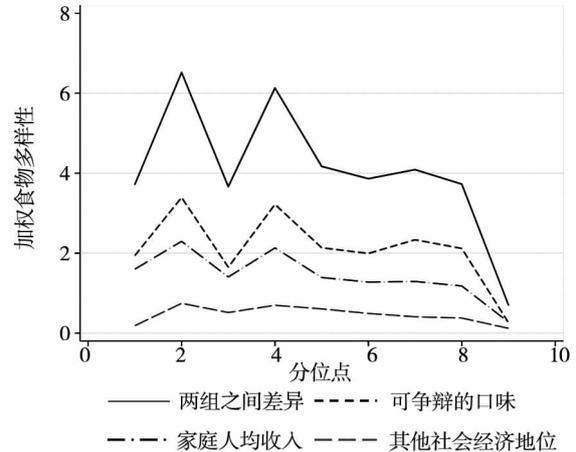


图4 “加权食物多样性”的FFL分解

Fig.4 FFL decomposition of “weighted food diversity”

政策意义更明显——年轻人口味的可塑性更强.政策制定者可以通过积极的干预改善年轻人的膳食习惯,从而提高整体国民的健康人力资本.

表4 膳食健康不平等的FFL分解(50岁及以上样本)

Table 4 FFL decomposition of dietary health inequalities (samples 50 years and older)

分位数	(1) 10%	(2) 20%	(3) 30%	(4) 40%	(5) 50%	(6) 60%	(7) 70%	(8) 80%	(9) 90%
高收入组	3.214*** (0.006 89)	4.150*** (0.009 54)	4.469*** (0.009 54)	5.225*** (0.010 1)	5.471*** (0.010 1)	6.177*** (0.004 52)	6.374*** (0.004 52)	7.117*** (0.007 63)	7.424*** (0.007 63)
低收入组	2.133*** (0.003 33)	3.031*** (0.002 27)	3.293*** (0.002 27)	4.055*** (0.004 63)	4.285*** (0.004 63)	5.029*** (0.004 83)	5.300*** (0.004 83)	6.110*** (0.005 43)	6.480*** (0.005 43)
两组之间差异	1.080*** (0.007 65)	1.119*** (0.009 81)	1.177*** (0.009 81)	1.170*** (0.011 1)	1.185*** (0.011 1)	1.148*** (0.006 61)	1.073*** (0.006 61)	1.007*** (0.009 36)	0.944*** (0.009 36)
“系数效应”									
可争辩的口味	0.558*** (0.009 24)	0.548*** (0.009 51)	0.579*** (0.009 61)	0.539*** (0.009 49)	0.548*** (0.009 52)	0.531*** (0.006 14)	0.491*** (0.005 94)	0.502*** (0.006 66)	0.469*** (0.006 52)
	51.7%	49.0%	49.2%	46.1%	46.2%	46.3%	45.8%	49.9%	49.7%
“特征效应”									
家庭人均收入	0.356*** (0.007 06)	0.343*** (0.007 31)	0.361*** (0.007 47)	0.371*** (0.007 67)	0.376*** (0.007 71)	0.411*** (0.006 50)	0.387*** (0.006 24)	0.361*** (0.006 89)	0.341*** (0.006 70)
	33.0%	30.7%	30.7%	31.7%	31.7%	35.8%	36.1%	35.8%	36.1%
其他社会经济地位	0.155*** (0.005 59)	0.182*** (0.006 07)	0.190*** (0.006 17)	0.197*** (0.006 38)	0.199*** (0.006 40)	0.179*** (0.004 89)	0.169*** (0.004 74)	0.106*** (0.006 22)	0.097 2*** (0.006 14)
	14.4%	16.3%	16.1%	16.8%	16.8%	15.6%	15.8%	10.5%	10.3%
人口学特征	0.004 29*** (0.000 902)	0.030 4*** (0.004 29)	0.030 5*** (0.004 29)	0.039 9*** (0.005 54)	0.039 9*** (0.005 54)	0.005 62*** (0.001 05)	0.005 56*** (0.001 04)	0.016 9*** (0.002 33)	0.016 8*** (0.002 33)
	0.4%	2.7%	2.6%	3.4%	3.4%	0.5%	0.5%	1.7%	1.8%
个体健康水平	0.006 11*** (0.001 70)	0.011 5*** (0.001 92)	0.012 0*** (0.001 94)	0.019 0*** (0.002 04)	0.019 2*** (0.002 04)	0.020 9*** (0.001 71)	0.020 2*** (0.001 67)	0.018 3*** (0.001 94)	0.017 8*** (0.001 91)
	0.6%	1.0%	1.0%	1.6%	1.6%	1.8%	1.9%	1.8%	1.9%
时间、社区效应	0.001 38 (0.000 890)	0.003 10** (0.001 51)	0.003 09** (0.001 51)	0.003 72** (0.001 74)	0.003 72** (0.001 74)	0.001 20 (0.000 854)	0.001 22 (0.000 856)	0.002 26* (0.001 29)	0.002 27* (0.001 29)
	0.1%	0.3%	0.3%	0.3%	0.3%	0.1%	0.1%	0.2%	0.2%
样本量	28 675	28 675	28 675	28 675	28 675	28 675	28 675	28 675	28 675

注: 括号内为聚类到个体层面的标准误,标准误下面一行带百分号的为该因素占“两组之间差异”的百分比。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

表 5 膳食健康不平等的 FFL 分解(50 岁以下样本)

Table 5 FFL decomposition of dietary health inequalities (samples under 50 years old)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
分位数	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
高收入组	3.297***	4.242***	5.080***	5.391***	6.132***	6.381***	7.116***	7.424***	8.209***
	(0.006 70)	(0.012 6)	(0.010 3)	(0.010 3)	(0.009 19)	(0.009 19)	(0.016 4)	(0.016 4)	(0.016 6)
低收入组	2.218***	3.107***	3.427***	4.162***	4.450***	5.188***	5.507***	6.318***	7.260***
	(0.009 29)	(0.004 64)	(0.004 64)	(0.005 20)	(0.005 20)	(0.005 80)	(0.005 80)	(0.005 62)	(0.010 9)
两组之间差异	1.079***	1.135***	1.653***	1.229***	1.682***	1.193***	1.609***	1.106***	0.949***
	(0.011 5)	(0.013 5)	(0.011 3)	(0.011 5)	(0.010 6)	(0.010 9)	(0.017 4)	(0.017 3)	(0.019 8)
“系数效应”									
可争辩的口味	0.602***	0.617***	0.984***	0.726***	1.022***	0.680***	0.887***	0.536***	0.482***
	(0.009 11)	(0.011 3)	(0.010 3)	(0.010 0)	(0.010 1)	(0.009 85)	(0.015 0)	(0.013 9)	(0.015 6)
	55.8%	54.4%	59.5%	59.1%	60.8%	57.0%	55.1%	48.5%	50.8%
“特征效应”									
家庭人均收入	0.359***	0.418***	0.535***	0.386***	0.514***	0.383***	0.566***	0.441***	0.341***
	(0.007 22)	(0.008 81)	(0.008 51)	(0.007 72)	(0.008 36)	(0.007 43)	(0.011 6)	(0.010 6)	(0.012 5)
	33.3%	36.8%	32.4%	31.4%	30.6%	32.1%	35.2%	39.9%	35.9%
其他社会经济地位	0.111***	0.083 2***	0.123***	0.108***	0.132***	0.120***	0.146***	0.121***	0.125***
	(0.004 53)	(0.006 29)	(0.005 82)	(0.005 63)	(0.005 51)	(0.005 25)	(0.008 34)	(0.008 01)	(0.008 77)
	10.3%	7.3%	7.4%	8.8%	7.8%	10.1%	9.1%	10.9%	13.2%
人口学特征	-0.000 6750	0.002 98***	-0.002 34*	-0.002 83***	0.000 786	-0.000 566	0.007 79**	0.005 93	-0.005 38***
	(0.006 16)	(0.001 09)	(0.001 38)	(0.000 946)	(0.001 73)	(0.001 01)	(0.003 20)	(0.004 36)	(0.001 71)
	-0.1%	0.3%	-0.1%	-0.2%	0.0%	0.0%	0.5%	0.5%	-0.6%
个体健康水平	0.006 27***	0.008 44***	0.010 8***	0.008 60***	0.008 97***	0.007 80***	0.000 941	0.000 251	0.003 37
	(0.001 19)	(0.001 50)	(0.001 51)	(0.001 39)	(0.001 30)	(0.001 19)	(0.001 74)	(0.001 72)	(0.002 13)
	0.6%	0.7%	0.7%	0.7%	0.5%	0.7%	0.1%	0.0%	0.4%
时间、社区效应	0.001 12	0.005 89***	0.003 54***	0.003 39***	0.003 87***	0.002 34***	0.001 06	0.001 52	0.001 30
	(0.001 05)	(0.001 29)	(0.001 15)	(0.001 07)	(0.001 04)	(0.000 871)	(0.001 03)	(0.000 987)	(0.001 19)
	0.1%	0.5%	0.2%	0.3%	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%
样本量	44 495	44 495	44 495	44 495	44 495	44 495	44 495	44 495	44 495

注：括号内为聚类到个体层面的标准误，标准误下面一行带百分号的为该因素占“两组之间差异”的百分比。* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

3) 排除阶层流动的个体

在前文中,按照三期平均的家庭人均收入中位数,样本被分为高收入组和低收入组.这种定义方式忽略了阶层的流动性,即有的个体在 2010 年的收入处于中位数以下,但他在 2014 年的收入跃升到了中位数以上,因此无论把他判定为低收入组或高收入组进行分解可能都不妥.因此,按照单年家庭人均收入的中位数,重新定义高收入组和低收入组,并剔除 2010 年~2014 年间发生过阶层转换的个体,再进行了 FFL 分解.新样本中的个体均未发生过阶层转移,即这些个体在样本期内一直身处低收入组或高收入组这可以视为一种更严格的收入阶层定义方式.分解结果如表 6 和

图 5.

对比表 3 可以发现,未发生阶层流动的两个群体间食物多样性差异有所增大.这很符合逻辑,因为去除了那些发生过阶层流动的个体,新样本的阶层差异本身就已增大.有意思的是,在表 6 中,“可争辩的口味”不再是最主要的解释因素,它在各分位点上的占比为 35%~39%之间,平均为 37.1%.解释力最大的因素变成了家庭人均收入,它在各分位点上的占比结余 47%~52%之间,平均为 49.5%.其它社会经济地位可以解释膳食健康不平等的 10%~15%,平均为 12.8%.剩余其它因素的解释力变得更小,只能解释 0.6%.

表6 排除阶层流动性后的FFL分解
Table 6 FFL decomposition after excluding hierarchy mobility

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
分位数	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
高收入组	3.147***	4.125***	5.066***	6.016***	6.060***	6.120***	7.038***	7.115***	8.053***
	(0.003 64)	(0.005 83)	(0.003 05)	(0.005 46)	(0.001 81)	(0.001 81)	(0.004 55)	(0.004 55)	(0.006 15)
低收入组	2.027***	2.144***	3.073***	4.022***	4.072***	4.144***	5.080***	6.025***	6.146***
	(0.002 23)	(0.002 23)	(0.000 938)	(0.003 29)	(0.001 09)	(0.001 09)	(0.001 32)	(0.001 02)	(0.001 02)
两组之间差异	1.120***	1.981***	1.993***	1.994***	1.988***	1.976***	1.958***	1.091***	1.908***
	(0.004 27)	(0.006 24)	(0.003 19)	(0.006 38)	(0.002 11)	(0.002 11)	(0.004 74)	(0.004 67)	(0.006 23)
“系数效应”									
可争辩的口味	0.431***	0.697***	0.706***	0.731***	0.740***	0.735***	0.744***	0.418***	0.722***
	(0.005 17)	(0.008 16)	(0.007 44)	(0.008 18)	(0.007 41)	(0.007 37)	(0.007 85)	(0.005 03)	(0.007 84)
	38.5%	35.2%	35.4%	36.7%	37.2%	37.2%	38.0%	38.3%	37.8%
“特征效应”									
家庭人均收入	0.576***	1.017***	0.992***	0.975***	0.981***	0.976***	0.964***	0.529***	0.908***
	(0.006 22)	(0.010 7)	(0.009 67)	(0.010 3)	(0.009 37)	(0.009 31)	(0.009 65)	(0.006 03)	(0.009 83)
	51.4%	51.3%	49.8%	48.9%	49.3%	49.4%	49.2%	48.5%	47.6%
其他社会经济地位	0.116***	0.271***	0.283***	0.272***	0.256***	0.254***	0.238***	0.133***	0.261***
	(0.004 08)	(0.006 47)	(0.005 32)	(0.006 70)	(0.005 07)	(0.005 05)	(0.005 75)	(0.004 13)	(0.006 55)
	10.4%	13.7%	14.2%	13.6%	12.9%	12.9%	12.2%	12.2%	13.7%
人口学特征	-0.00682***	-0.008 23***	0.000 961***	0.000 135	-0.000 826***	0.000 818***	0.004 88***	0.005 76***	0.000 783***
	(0.001 53)	(0.001 86)	(0.000 266)	(0.000 249)	(0.000 252)	(0.000 250)	(0.001 05)	(0.001 25)	(0.000 292)
	-0.6%	-0.4%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.2%	0.5%	0.0%
个体健康水平	0.003 20***	0.003 66***	0.011 0***	0.013 3***	0.010 6***	0.010 5***	0.006 82***	0.004 51***	0.0145***
	(0.000 868)	(0.001 38)	(0.001 16)	(0.001 56)	(0.001 15)	(0.001 14)	(0.001 28)	(0.000 927)	(0.001 51)
	0.3%	0.2%	0.6%	0.7%	0.5%	0.5%	0.3%	0.4%	0.8%
时间、社区效应	0.000 194	0.000 0942	0.000 459	0.002 19***	0.000 956*	0.000 954*	0.000 893*	0.000 546*	0.001 03**
	(0.000 514)	(0.000 857)	(0.000 519)	(0.000 726)	(0.000 516)	(0.000 513)	(0.000 520)	(0.000 319)	(0.000 501)
	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.1%
样本量	43 312	43 312	43 312	43 312	43 312	43 312	43 312	43 312	43 312

注：括号内为聚类到个体层面的标准误，标准误下面一行带百分号的为该因素占“两组之间差异”的百分比。* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

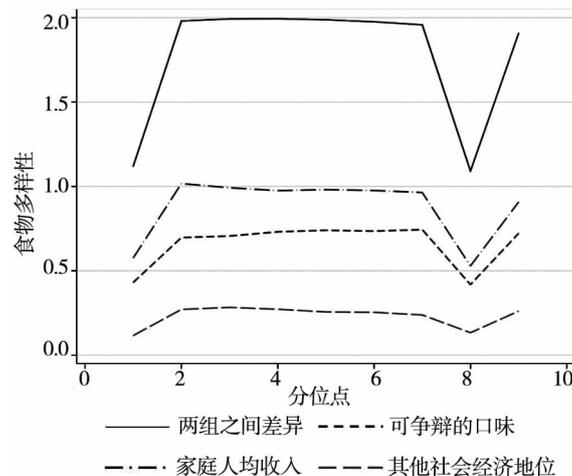


图5 排除阶层流动后的FFL分解

Fig. 5 FFL decomposition after excluding the flow of the hierarchy

通过上面分解可以发现,虽然在不同分位点上具体数值大小会有一定变化(如图2~图5),但各因素在每个分位点上的百分比基本保持稳定.为了更为直观地进行对比,将表3和表6主要因素的解釋力百分比均值结果列为表7.可以发现,最大的变化在于“可争辩的口味”与家庭人均收入在解釋力上的倒置,这也符合直觉.阶层是根据收入来定义的,在新的定义下,阶层之间收入差距更大了,因此收入所能解釋的不平等份额也就更大了.即便如此,“可争辩的口味”依然是一个很重要的因素,解釋了高达37.1%的膳食健康不平等.

综上,在包含收入阶层流动的情况下,高收入阶层比低收入阶层每周多吃1.226种食物^⑩,“可争辩的口味”可以解釋其中的54.3%,社会经济地位可以解釋44.5%;在不包含收入阶层流动的情况下,高收入阶层比低收入阶层每周多吃1.779种食物,“可争辩的口味”可以解釋其中的37.1%,社会经济地位可以解釋62.3%.人口学特征、个体健康、时间社区效应对于解釋阶层之间膳食健康不平等的作用很小.

表7 不同阶层定义下各因素占比的对比

Table 7 Comparison of factors in different levels of definition

	(1)	(2)
	不包含阶层流动	包含阶层流动
两组之间差异	1.226***	1.779***
百分比	(0.009 37)	(0.006 34)
“系数效应”		
可争辩的口味	54.3%	37.1%
“特征效应”		
家庭人均收入	33.9%	49.5%
其他社会经济地位	10.6%	12.8%
人口学特征	0.4%	0%
个体健康水平	0.6%	0.5%
时间、社区效应	0.2%	0%
样本量	73 170	43 312

需要注意的是,反映供给因素的时间社区效应的解釋力进一步下降,几乎可忽略不计.可能的解釋是:对于没有发生过收入阶层流动的个体,他们自身居住地变化的可能性也较低,因此在计算组内变差的时候该效应就更小了.当然,正如变量介绍部分所述,仅使用时间和社区虚拟变量作为

供给因素的代理变量,会低估供给因素的作用.因此,在解釋供给因素的解釋力时,还需谨慎对待,不能直接说食物供给不存在作用.不过,考虑到供给因素占比与“可争辩的口味”、社会经济地位差距较大,即便不低估,也很难改变“可争辩的口味”与社会经济地位因素占前两位最重要因素的地位.并且供给因素的低估也不会改变“可争辩的口味”与社会经济地位因素相对占比的大小,结论仍很具有政策指导意义.

另外需要强调的是,上述结论并不代表因果性.虽然加入了个体固定效应,可消除无法观测不随时变的因素,但还是会有些不可观测且随时间变化的因素,比如社区间发生了与食物相关的不同的政策等,或者调研追访中的样本退出带来的自选择偏误问题.此外,膳食健康和收入阶层互为因果,有着良好膳食营养的个体可以通过增加人力资本,从低收入群体跃升到高收入群体;同时,不同收入阶层也会因为收入不同而产生差别化的膳食健康.因此,无法说收入差异“导致”了33.9%的膳食不平等,只能说成膳食不平等中有33.9%可以由收入差异解釋.实际上,分解方法本身是一种更深入的描述,而不是因果推断的识别策略.各变量与膳食健康的因果关系,需要未来进一步的深入研究.本研究主旨在于描述我国高收入阶层与低收入阶层膳食健康不平等的现有形态(pattern),发现“可争辩的口味”与社会经济地位等变量对于解釋膳食健康不平等的作用大小,并以此提示政策制定者引导“口味”的重要性.

4 结束语

新组建的“国家卫生健康委员会”在成立后,加大力度强调了“大卫生”、“大健康”的理念,把以治病为中心转移到以人民健康为中心,预防控制重大疾病,为人民群众提供全方位全周期的健康服务.在这样的背景下,作为国民健康基石的膳食营养健康,对于践行健康中国这一国家战略来说就具有重要意义.

^⑩ 这与表1显示的两组差异略有不同,因为表1是直接用两组人食物多样性的均值做差,这里是固定效应RIF回归后的拟合值之差.不过二者差异很小(表1为1.192,这里是1.226).

本研究在医学、营养学等领域的研究基础上,采用经济学思想去考察我国高低收入阶层间膳食健康不平等的现状,并解释膳食健康不平等背后的原因.具体而言,采用了CFPS2010-2014三期面板数据,以食物多样性作为居民膳食健康水平的指标,通过固定效应面板RIF回归,首先消除了“不可争辩的口味”因素,再此基础上进行RIF分解,将高低收入阶层间的膳食健康不平等分解为“系数效应”和“特征效应”.同等特征条件下的“系数效应”即为“可争辩的口味”效应,“特征效应”又可进一步细分到社会经济地位、人口学特征、健康状况等特征上;最后得出结论:在包含收入阶层流动的情况下,高收入阶层比低收入阶层平均每周多吃1.226种食物,“可争辩的口味”可以解释其中的54.3%,社会经济地位可以解释44.5%;在不包含收入阶层流动的情况下,高收入阶层比低收入阶层平均每周多吃1.779种食物,“可争辩的口味”可以解释其中的37.1%,社会经济地位可以解释62.3%.人口学特征、个体健康、时间社区效应对于解释阶层之间膳食健康不平等的作用很小.

本研究的结论具有重要的政策含义:指出了“可争辩的口味”的重要性,它几乎和社会经济地位的解释力度一样.这表明,仅关注社会经济地位可能还不足以解决低收入群体的膳食健康问题.即便让低收入人群和高收入人群获得完全一样的社会经济地位,也只能消除约一半的膳食健康不平等.因此,政策制定者还需从引导他们口味上着手.在这方面,Amano^[19]建议可以专门对民众尤其是低收入群体进行膳食营养的宣传教育,从而引导居民形成更合理健康的膳食习惯.这也正是我国出版《膳食指南》的目的.在具体宣传媒介角

度来看,电视、杂志及其它媒体都是可以改变个体口味的工具^[69,70].不过需要注意的是,只提供膳食营养信息可能还不够,效果取决于提供的信息是否能够有效传递到目标人群.因此,膳食营养信息提供之后,与居民的反馈和沟通十分重要.就膳食营养知识的反复沟通,能够让他们改变对食物的态度,形成更健康的饮食^[71];沟通还有助于个体树立健康信念(health belief),比如让个体明白食用富含叶酸的食物可以有效降低婴儿的出生缺陷,从而形成健康的口味^[72].可以想象,如果在我国能通过膳食营养信息的提供及沟通,在贫困地区人群中树立起这样的健康信念,引言中所提因炫耀性消费而挤占营养支出最终损害婴儿健康的情形^[39],可能会得到有效改善.我国学者通过严谨的因果推断,给出了参合新农合可以显著增加农村居民营养的证据^[36,37].然而,在如何有效干预个体的口味从而引导合理膳食,干预口味是否能提升营养摄入以及个体健康水平等问题上,相关研究非常少.本结论显示,对口味的干预与对收入的干预同等重要.

本研究的缺陷在于:1)结论是一种深层次的描述,无法给出确切的因果推断.2)同样限于技术方法,没有讨论收入与“可争辩的口味”的交互作用,只是将二者并列看待.收入变化很可能导致口味的变化,即使在分别考察了有无阶层流动情况下的分解情况,并得到符合直觉的结论,但暂时无法准确识别出收入阶层变迁对“可争辩的口味”占比变化所起的效果.3)虽然得出口味很重要这一结论,但限于数据原因,无法解释背后的机制.“口味”本质上还是个黑箱.4)此外,相比于最前沿的营养学研究,有关膳食的指标比较笼统,更丰富的指标将会得到有多有益结论.克服这些缺陷也是将来的研究重点.

参考文献:

- [1] Yang G, Wang Y, Zeng Y, et al. Rapid health transition in China, 1990-2010: Findings from the Global Burden of Disease Study 2010[J]. The Lancet, 2013, 381(9882): 1987-2015.
- [2] 谢康,肖静华,赖金天,等.食品安全“监管困局”,信号扭曲与制度安排[J].管理科学学报,2017,20(2):1-17.
Xie Kang, Xiao Jinghua, Lai Jintian, et al. The “regulation dilemma” signal skew and institution arrangement in food safety [J]. Journal of Management Sciences of China, 2017, 20(2): 1-17. (in Chinese)

- [3] 中国营养学会. 中国居民膳食指南(2016)[M]. 北京: 人民卫生出版社, 2016.
Chinese Nutrition Society. Chinese Residents' Dietary Guide 2016[M]. Beijing: People's Medical Publishing House, 2016. (in Chinese)
- [4] 徐淑一, 陈 平. 收入, 社会地位与幸福感——公平感知视角[J]. 管理科学学报, 2017, 20(12): 99-116.
Xu Shuyi, Chen Ping. Income, social status, and happiness: Fairness perception perspective[J]. Journal of Management Sciences of China, 2017, 20(12): 99-116. (in Chinese)
- [5] Yang J, Farioli A, Korre M, et al. Modified mediterranean diet score and cardiovascular risk in a North American working population[J]. PLoS One, 2014, 9(2): e87539. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0087539>.
- [6] Meng L, Liu J, Zhang J, et al. Effect of dietary factors on anaemia among rural elderly women in south-west China: A case-control study[J]. Public Health Nutrition, 2009, 12(9): 1540-1547.
- [7] Xu X, Hall J, Byles J, et al. Assessing dietary quality of older Chinese people using the Chinese Diet Balance Index (DBI) [J]. PLoS One, 2015, 10(3): e0121618. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0121618>.
- [8] Huang Y, Wang H, Tian X. Changing diet quality in China during 2004-2011[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2017, 14(1): 13.
- [9] Li Y, Li D, Ma C, et al. Consumption of, and factors influencing consumption of, fruit and vegetables among elderly Chinese people[J]. Nutrition, 2012, 28(5): 504-508.
- [10] Chen Z, Shu X O, Yang G, et al. Nutrient intake among Chinese women living in Shanghai, China[J]. British Journal of Nutrition, 2006, 96(2): 393-399.
- [11] 王志宏, 翟凤英, 王惠君, 等. 家庭收入水平对我国城乡居民食物消费的影响[J]. 中国食物与营养, 2015, 21(3): 46-49.
Wang Zhihong, Zhai Fengying, Wang Huijun, et al. Influence of household income level on food consumption in Chinese population[J]. Food and Nutrition in China, 2015, 21(3): 46-49. (in Chinese)
- [12] Du S, Mroz T A, Zhai F, et al. Rapid income growth adversely affects diet quality in China: Particularly for the poor! [J]. Social Science & Medicine, 2004, 59(7): 1505-1515.
- [13] Yu X, Abler D. The demand for food quality in rural China[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2009, 91(1): 57-69.
- [14] Huang K S, Gale F. Food demand in China: Income, quality, and nutrient effects[J]. China Agricultural Economic Review, 2009, 1(4): 395-409.
- [15] Tian X, Yu X. The demand for nutrients in China[J]. Frontiers of Economics in China, 2013, 8(2): 186-206.
- [16] Yu X, Gao Z, Zeng Y. Willingness to pay for the “Green Food” in China[J]. Food Policy, 2014, 45: 80-87.
- [17] 马 双, 甘 犁, 高香花. “收入冲击”对家庭营养结构的影响分析——来自高等教育改革的“自然实证”[J]. 管理世界, 2009, (5): 47-55.
Ma Shuang, Gan Li, Gao Xianghua. Analysis of the impact of “Revenue Impact” on family nutrition structure: “Natural Evidence” from higher education reform[J]. Management World, 2009, (5): 47-55. (in Chinese)
- [18] Cody M M, Gravani R, Edge M S, et al. International food information council foundation food and health survey, 2006-2010, food safety: A web-enabled survey[J]. Food Protection Trends, 2012, 32(6): 309-326.
- [19] Amano N. Nutrition Inequality: The Role of Prices, Income, and Preferences[C]. 2018 Meeting Papers 453, Mexico City: Society for Economic Dynamics, 2018.
- [20] Duffy V B, Bartoshuk L M. Food acceptance and genetic variation in taste[J]. Journal of the American Dietetic Association, 2000, 100(6): 647-655.
- [21] Duffy V B. Variation in oral sensation: Implications for diet and health[J]. Current Opinion in Gastroenterology, 2007, 23(2): 171-177.
- [22] Morello C, Mellnik T. Census: Minority Babies are Now Majority in United States[N]. Washington DC: The Washington Post, 2012.
- [23] Abumrad N A. CD36 may determine our desire for dietary fats[J]. The Journal of Clinical Investigation, 2005, 115(11): 2965-2967.

- [24] Perry G H, Dominy N J, Claw K G, et al. Diet and the evolution of human amylase gene copy number variation[J]. *Nature Genetics*, 2007, 39(10): 1256 – 1260.
- [25] Hayes J E, Wallace M R, Knopik V S, et al. Allelic variation in TAS2R bitter receptor genes associates with variation in sensations from and ingestive behaviors toward common bitter beverages in adults[J]. *Chemical Senses*, 2010, 36(3): 311 – 319.
- [26] Ludy M J, Mattes R D. The effects of hedonically acceptable red pepper doses on thermogenesis and appetite[J]. *Physiology & Behavior*, 2011, 102(3 – 4): 251 – 258.
- [27] Cowart B J. Development of taste perception in humans: Sensitivity and preference throughout the life span[J]. *Psychological Bulletin*, 1981, 90(1): 43 – 47.
- [28] Duffy V B, Hayes J E, Sullivan B S, et al. Surveying food and beverage liking[J]. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 2009, 1170(1): 558 – 568.
- [29] Stigler G J, Becker G S. De gustibus non est disputandum[J]. *The American Economic Review*, 1977, 67(2): 76 – 90.
- [30] Becker G S, Murphy K M. A theory of rational addiction[J]. *Journal of Political Economy*, 1988, 96(4): 675 – 700.
- [31] Becker G S. *Accounting for Tastes*[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1996.
- [32] 梁平汉. 要素禀赋变化与关键性技术创新: 现代川菜味型何以形成[J]. *产业经济评论*, 2016, (4): 45 – 58.
Liang Pinghan. Factor endowment change and key technical innovation: How did the modern Sichuan cuisines form? [J]. *Review of Industrial Economics*, 2016, (4): 45 – 58. (in Chinese)
- [33] Tian X, Yu X. Using semiparametric models to study nutrition improvement and dietary change with different indices: The case of China[J]. *Food Policy*, 2015, 53: 67 – 81.
- [34] Wang H, Liu C, Fan H, et al. Rising food accessibility contributed to the increasing dietary diversity in rural and urban China[J]. *Asia Pacific Journal of Clinical Nutrition*, 2017, 26(4): 738 – 747.
- [35] Deaton A. Understanding the mechanisms of economic development[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2010, 24(3): 3 – 16.
- [36] 马 双, 臧文斌, 甘 犁. 新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析[J]. *经济学(季刊)*, 2010, 10(1): 249 – 270.
Ma Shuang, Zang Wenbin, Gan Li. The effect of the new rural cooperative medical system on rural household food consumption[J]. *China Economic Quarterly*, 2010, 10(1): 249 – 270. (in Chinese)
- [37] 马 双, 张 劼. 新型农村合作医疗保险与居民营养结构的改善[J]. *经济研究*, 2011, 46(5): 126 – 137, 153.
Ma Shuang, Zhang Jie. New rural cooperative medical system and household nutrient structure[J]. *Economic Research Journal*, 2011, 46(5): 126 – 137, 153. (in Chinese)
- [38] 田 旭, 黄莹莹, 钟 力, 等. 中国农村留守儿童营养状况分析[J]. *经济学(季刊)*, 2018, 17(1): 247 – 276.
Tian Xu, Huang Yingying, Zhong Li, et al. Nutritional status of left-behind children in rural China[J]. *China Economic Quarterly*, 2018, 17(1): 247 – 276. (in Chinese)
- [39] Chen X, Zhang X. *Costly Posturing: Relative Status, Ceremonies and Early Child Development in China*[R]. *World Institute for Development Economics Research*; Helsinki; United Nations University WIDER Working Paper, 2012.
- [40] Banerjee A, Duflo E. More than 1 billion people are hungry in the world[J]. *Foreign Policy*, 2011, (186): 66 – 72.
- [41] Oaxaca R. Male-female wage differentials in urban labor markets[J]. *International Economic Review*, 1973, 14(3): 693 – 709.
- [42] Jann B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models[J]. *The Stata Journal*, 2008, 8(4): 453 – 479.
- [43] 郭继强, 姜 俐, 陆利丽. 工资差异分解方法述评[J]. *经济学(季刊)*, 2011, 10(2): 363 – 414.
Guo Jiqiang, Jiang Li, Lu Lili. Decomposition methods for wage differentials: A survey[J]. *China Economic Quarterly*, 2011, 10(2): 363 – 414. (in Chinese)
- [44] Fortin N, Lemieux T, Firpo S. Decomposition methods in economics[J]. *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, 2011, 4: 1 – 102.
- [45] Machado J A F, Mata J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20(4): 445 – 465.

- [46] Melly B. Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression[R]. Alexandrin. Unisg. Ch(University of st, Ga. Uen), Discussion Paper, 2006, S. 50.
- [47] Firpo S, Fortin N M, Lemieux T. Unconditional quantile regressions[J]. *Econometrica*, 2009, 77(3): 953–973.
- [48] 徐 舒. 技术进步, 教育收益与收入不平等[J]. *经济研究*, 2010, 45(9): 79–92, 108.
Xu Shu. Technical progress, return to education and income inequality in China[J]. *Economic Research Journal*, 2010, 45(9): 79–92, 108. (in Chinese)
- [49] Borgen N T. Fixed effects in unconditional quantile regression[J]. *The Stata Journal*, 2016, 16(2): 403–415.
- [50] McCullough M L, Feskanih D, Stampfer M J, et al. Diet quality and major chronic disease risk in men and women; Moving toward improved dietary guidance[J]. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 2002, 76(6): 1261–1271.
- [51] Roduit C, Frei R, Depner M, et al. Increased food diversity in the first year of life is inversely associated with allergic diseases[J]. *Journal of Allergy and Clinical Immunology*, 2014, 133(4): 1056–1064.
- [52] Nwaru B I, Takkinen H M, Kaila M, et al. Food diversity in infancy and the risk of childhood asthma and allergies[J]. *Journal of Allergy and Clinical Immunology*, 2014, 133(4): 1084–1091.
- [53] Mirmiran P, Azadbakht L, Azizi F. Dietary diversity within food groups: An indicator of specific nutrient adequacy in Tehranian women[J]. *Journal of the American College of Nutrition*, 2006, 25(4): 354–361.
- [54] Kennedy G, Berardo A, Papavero C, et al. Proxy measures of household food consumption for food security assessment and surveillance: Comparison of the household dietary diversity and food consumption scores[J]. *Public Health Nutrition*, 2010, 13(12): 2010–2018.
- [55] Murphy S P, Foote J A, Wilkens L R, et al. Simple measures of dietary variety are associated with improved dietary quality [J]. *Journal of the American Dietetic Association*, 2006, 106(3): 425–429.
- [56] 余颖雅, 毕洁颖, 黄佳琦, 等. 食物安全测量指标比较与影响因素分析[J]. *中国农业大学学报*, 2017, 22(10): 192–202.
Yu Yingya, Bi Jieying, Huang Jiaqi, et al. Food security measurements comparison and determinants analysis[J]. *Journal of China Agricultural University*, 2017, 22(10): 192–202. (in Chinese)
- [57] Batis C, Sotres-Alvarez D, Gordon-Larsen P, et al. Longitudinal analysis of dietary patterns in Chinese adults from 1991 to 2009[J]. *British Journal of Nutrition*, 2014, 111(8): 1441–1451.
- [58] Zhai F Y, Du S F, Wang Z H, et al. Dynamics of the Chinese diet and the role of urbanicity, 1991–2011[J]. *Obesity Reviews*, 2014, 15: 16–26.
- [59] Tian X, Xu X, Zhang K, et al. Gender difference of metabolic syndrome and its association with dietary diversity at different ages[J]. *Oncotarget*, 2017, 8(43): 73568–73578.
- [60] Handbury J, Rahkovsky I, Schnell M. Is the Focus on Food Deserts Fruitless? Retail Access and Food Purchases Across the Socioeconomic Spectrum[R]. Boston: National Bureau of Economic Research, 2015.
- [61] Cummins S, Flint E, Matthews S A. New neighborhood grocery store increased awareness of food access but did not alter dietary habits or obesity[J]. *Health Affairs*, 2014, 33(2): 283–291.
- [62] Allcott H, Diamond R, Dubé J P, et al. Food deserts and the causes of nutritional inequality[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(4): 1793–1844.
- [63] Micha R, Peñalvo J L, Cudhea F, et al. Association between dietary factors and mortality from heart disease, stroke, and type 2 diabetes in the United States[J]. *Jama*, 2017, 317(9): 912–924.
- [64] Bonequi P, Meneses-González F, Correa P, et al. Risk factors for gastric cancer in Latin America: A meta-analysis[J]. *Cancer Causes & Control*, 2013, 24(2): 217–231.
- [65] Rosa Dias P. Modelling opportunity in health under partial observability of circumstances[J]. *Health Economics*, 2010, 19(3): 252–264.
- [66] Fengying N, Wadhwa A, Weijing W. Analysis on Food Security and Vulnerability in Six Counties in Rural China[M]. Beijing: China Agricultural Sciences and Technology Press, 2011.
- [67] Idler E L, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies[J]. *Journal of Health and Social Behavior*, 1997, 38(1): 21–37.

- [68] Heidrich J, Liese A D, Löwel H, et al. Self-rated health and its relation to all-cause and cardiovascular mortality in southern Germany[J]. *Annals of Epidemiology*, 2002, 12(5): 338–345.
- [69] Freeland-Graves J H, Nitzke S. Position of the academy of nutrition and dietetics: Total diet approach to healthy eating [J]. *Journal of the Academy of Nutrition and Dietetics*, 2013, 113(2): 307–317.
- [70] 张哲宇, 罗 彪, 梁 樑. 网络环境下的消费者态度转变——基于在线口碑信息框架交互作用的实验研究[J]. *管理科学学报*, 2018, 21(11): 18–34.
Zhang Zheyu, Luo Biao, Liang Liang. Consumers' attitude change in network environment: An experimental study of the interaction of information frame of OWoM[J]. *Journal of Management Sciences of China*, 2018, 21(11): 18–34. (in Chinese)
- [71] Michie S, Abraham C, Whittington C, et al. Effective techniques in healthy eating and physical activity interventions: A meta-regression[J]. *Health Psychology*, 2009, 28(6): 690–701.
- [72] Contento I R. *Nutrition Education: Linking Research, Theory, and Practice*[M]. Sudbury: Jones and Bartlett Publishers, 2007.

“De gustibus non est disputandum?”: Measurement and decomposition of the inequality of the dietary health between the high-income and low-income classes

MA Chao^{1, 2}, LI Yi-wei³, JIA Jian-min⁴, YAN Xue-ling^{5*}

1. School of Economic & Management, Southeast University, Nanjing 211189, China;
2. Center for Health Insurance Research, School of Public Health, Southeast university, Nanjing 210009, China;
3. Department of Marketing and International Business, Lingnan University, Hong Kong 999077, China;
4. School of Management and Economics, The Chinese University of Hongkong, Shenzhen 518172, China;
5. School of Economics, Sichuan University, Chengdu 610005, China

Abstract: There is a serious inequality of dietary health between the high-income and low-income classes in China, which is generally considered an important issue facing this country. When inferring potential causes of this inequality, extant literature usually neglect the effect of an individual's taste. Applying the panel structure of CFPS 2010–2014 data, recentered influence function (RIF) method is first employed to eliminate individuals' "inborn taste" through controlling for individual fixed effect, then unconditional quantile decomposition is conducted to further separate the effects due to (1) individuals' different characteristics (e. g. socioeconomic and demographic factors) and (2) individuals' different marginal utility (i. e. coefficients) of inequality as a result of differences in coefficients with the same characteristics, which is defined as the effect of "alterable taste". It is found that with the presence of income class mobility, "alterable taste" and socioeconomic status can explain 54.3% and 44.5% of the dietary health inequality, respectively; In the absence of income class mobility, the two different tastes can explain 37.1% and 62.3% respectively. These results imply that government's income policy can only partially influence individuals' dietary health. The policy makers are suggested to invest more in taste education and help individuals to foster a healthy and balanced diet.

Key words: dietary healthy; food diversity; inequity; FFL decomposition; economics of taste