

引用格式: 李宇, 李韬. 收入增长对脱贫农民家庭营养结构的影响: 来自宁夏 1026 个农户的实证[J]. 资源科学, 2023, 45(10): 2064–2075. [Li Y, Li T. The impact of income growth on the nutritional structure of poverty-alleviated rural families: Empirical evidence from 1026 households in Ningxia[J]. Resources Science, 2023, 45(10): 2064–2075.] DOI: 10.18402/resci.2023.10.11

收入增长对脱贫农民家庭营养结构的影响 ——来自宁夏 1026 个农户的实证

李宇, 李韬

(西北农林科技大学经济管理学院, 杨凌 712100)

摘要:【目的】在后扶贫时代, 根据脱贫农民家庭食物消费行为的特点, 研究其家庭收入增长与营养结构的关系, 既是测度脱贫农民家庭营养状况的重要指标, 也是实现脱贫攻坚与乡村振兴、共同富裕有效衔接需考虑的重要问题。【方法】本文基于宁夏回族自治区 1026 份脱贫农民的调研数据, 首先, 在理论分析的基础上运用 OLS 模型实证分析了收入增长对脱贫农民家庭营养结构的影响; 其次, 从多维度对 OLS 模型的结果进行了内生性讨论及稳健性检验; 最后, 比较了该影响在不同脱贫农民家庭组群间的差异。【结果】收入增长对脱贫农民家庭营养需求具有显著影响, 脱贫农民家庭总热量、碳化物、蛋白质、脂肪和维生素需求的收入弹性分别为 0.221、-0.135、0.253、0.218 和 -0.092, 内生性与稳健性检验支持这一结论。另外, 组群差异分析表明, 家庭成员平均年龄在 41 岁及以上、家庭成员平均受教育程度为初中及以上、从事养殖业的家庭, 营养结构受收入增长的影响更为显著。【结论】合理的膳食营养摄入是决定人口健康和经济长期稳定发展的潜在因素。建议政府在制定相关政策以提高脱贫农民家庭收入的同时, 也要关注收入增长导致的家庭营养结构不均衡问题。

关键词: 收入增长; 脱贫农户; 食物消费; 营养结构; OLS 模型; 宁夏回族自治区

DOI: 10.18402/resci.2023.10.11

1 引言

2020 年, 中国脱贫攻坚战取得了全面胜利, 历史性地消除了绝对贫困和区域性整体贫困, 为共同富裕打下了坚实的基础。习近平总书记多次强调: “人民健康是社会文明进步的基础, 是民族昌盛和国家富强的重要标志, 也是广大人民群众的共同追求”。十几年来, 在精准扶贫政策的指导下, 中国农村居民可支配收入逐年提升, 其增幅连续 11 年赶超城镇居民^[1]。然而, 值得注意的是, 脱贫农民作为中国农村居民中的脆弱群体, 食物消费水平整体偏低, 饮食多样性、营养健康性与中国居民膳食指南的标准仍存在一定差距, 微量元素缺乏和营养摄入不均而导致的肥胖与隐性饥饿等健康问题较为突

出^[2,3], 长期的营养不良可能直接威胁其身心健康、智力水平, 降低劳动生产力和增加医疗负担, 不利于社会公平和共同富裕目标实现^[4,5]。因此, 在后扶贫时代, 根据脱贫农民家庭食物消费行为的特点, 研究其家庭收入增长与营养结构的关系, 能够为政府部门完善营养干预政策、开展膳食指导提供科学依据。

近年来, 很多学者开始关注居民家庭营养摄入的问题, 但主要集中在以下 3 个方面: ①聚焦于影响中国农村居民或城镇居民食物消费的关键因素^[6-8]。但鲜有研究关注脱贫农民的食物消费尤其是营养需求状况。事实上, 低收入农民家庭仍面临着微量元素“隐性饥饿”的风险^[9,10]。②侧重分析特定事件

收稿日期: 2023-04-07; 修订日期: 2023-08-04

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72273106; 71773090); 陕西省社会科学基金项目(2022R039); 陕西省农业协同创新与推广联盟 2022 年软科学项目(LMR202208)。

作者简介: 李宇, 女, 陕西渭南人, 硕士研究生, 研究方向为农业经济管理。E-mail: liyu012345678@163.com

通讯作者: 李韬, 男, 湖南娄底人, 博士, 副教授, 研究方向为农业经济管理。E-mail: jgxyjgxy@yeah.net

2023年10月

或政策对居民食物消费的影响。由于特定事件以及政策增加了居民家庭收入与支出的不确定性,强化了家庭尤其是中低收入家庭的预防性储蓄,进而影响其家庭的食物消费和营养摄入^[11-13]。③从收入的角度探讨营养需求的弹性问题。一部分学者认为收入是改善居民营养结构最直接有效的途径^[14],即收入变动与居民营养结构密切相关^[15,16];另一部分学者提出相反的结论,认为营养需求的收入弹性很小,甚至接近于0^[17,18]。

已有文献为本文研究奠定了良好基础,但对于居民营养需求的收入弹性问题仍未达成一致结论,且尚未针对脱贫农民群体进行相关探讨。从现有文献来讲,营养结构与社会经济差异有关,并可能最终导致社会中的健康不平等^[19]。当前,中国推动的乡村振兴、共同富裕等相关政策都在试图缩小收入差距,但是脱贫农民家庭膳食结构不均、营养失衡等问题仍然较为严重。通常来说,收入增长对农民家庭营养摄入的影响主要通过食物消费和非食物消费两种方式。其中,非食物消费是指农民将收入用于购买医疗保健品等改善个体营养的方式,但由于保健品价格较为昂贵,脱贫农民很大程度上不愿购买。因此,其主要通过消费多样的食物来促进营养素的摄入,进而改善营养状况。鉴于此,本文从食物消费的角度出发,基于宁夏回族自治区1026份脱贫农民的调研数据进行深入研究。首先,在进行理论分析并提出研究假说的基础上,运用异方差稳健的普通最小二乘法(OLS)探究收入增长对脱贫农民家庭营养结构的影响。其次,从模型内生性、替换核心解释变量以及分位数回归等多维度对OLS的结果进行稳健性检验。最后,为体现样本的结构性差异,实证分析该影响对不同脱贫农民家庭的组群差异。

与已有研究相比,本文可能的边际贡献在于:①研究主体上,从脱贫农民家庭层面着手,系统地探究了收入增长对脱贫农民家庭营养结构的影响,在一定程度上丰富了食物消费及营养摄入相关研究的经验证据。②研究内容上,基于理论分析和实证研究,量化了收入增长对脱贫农民家庭营养结构的影响,测算了脱贫农民家庭人均总热量、宏量营养素(蛋白质、脂肪、碳水化合物)和微量营养素(维

生素)的收入弹性,并对不同特征的家庭进行了组群差异分析。③研究视角上,从食物消费视角出发,探讨了后扶贫时代背景下,脱贫农民家庭是否会基于增长的收入改变食物消费模式和偏好,从而进一步明晰中国扶贫政策对脱贫群体营养结构的改善效果。本文的现实意义在于:①聚焦脱贫农民家庭营养状况,为引导和转变脱贫群体食物消费观念,提高其均衡膳食意识提供指导依据。②有助于脱贫农民家庭根据营养结构现状调整自身饮食结构,进而为推进“健康中国”建设、实现共同富裕目标提供实际支撑。③防止返贫是巩固脱贫攻坚成果的当务之急,本文从食物消费的角度探究如何降低脱贫农民家庭因营养不良所导致的返贫风险,为相关研究提供实证参考;同时也为其他发展中国家改善低收入群体营养状况提供有益思路与理论依据。

2 理论分析与研究假说

自精准扶贫战略实施以来,各项扶贫政策对贫困家庭脱贫增收起到了巨大作用^[20]。作为生活消费的重要约束条件,收入增长对脱贫农民家庭食物消费具有显著的正向影响^[21]。增长的收入不仅能够放松家庭的预算限制,增加其对食物摄入总量和摄入种类多元化的需求^[22],而且能够促使其家庭食物消费模式由粮食类向肉蛋奶、油脂以及蔬菜水果等高营养价值的食物过渡^[23],从而改变自身营养物质的摄入情况^[16,24]。由于脱贫农民家庭食物消费占比较大,很难通过削减其他消费来改善营养,因此,为论述方便,本文假设农民个体为仅通过食物消费来追求健康的理性人,农民个体在各营养物质摄入量和营养搭配结构上的最大化联合效用函数 $\text{Max}U$ 为:

$$\text{Max}_{D,I} U = U(D, I) \quad (1)$$

式中: D 为农民个体营养需求总量; I 为农民个体营养物质摄入量; U 为效用函数。当 D 和 I 增加时,个体总效用水平增加,而边际效用以递减的速度增加;当 D 或 I 超过合理范围后,个体效用水平会递减。因此,上式函数为遵循边际效用递减规律的凹函数。

假设农民个体会根据自身偏好将食物预算在不同食物种类和其他商品之间进行分配,因此,基

于增加的收入 ΔY ,农民个体会决定在所有其他商品 Z 和多组食物之间进行预算配置,农民个体食物消费的预算约束为:

$$P_g \cdot F_g + P_m \cdot F_m + P_o \cdot F_o + P_v \cdot F_v + Z - Y \leq \Delta Y \quad (2)$$

式中: P_g 、 P_m 、 P_o 和 P_v 分别为粮食、肉蛋奶、油脂和蔬菜水果的购买价格; F_g 、 F_m 、 F_o 和 F_v 分别为其消费量; Y 为农民家庭增收前的基期收入, 可视为常数。

农民个体营养摄入量的变化取决于其食物量和食物结构的消费变化以及食物营养物质的含量。因此, 农民个体营养物质摄入量 I 可以表示为:

$$I = N_g \cdot F_g + N_m \cdot F_m + N_o \cdot F_o + N_v \cdot F_v \quad (3)$$

式中: N_g 、 N_m 、 N_o 和 N_v 分别为粮食中碳化物、肉蛋奶中蛋白质、油脂中脂肪以及蔬菜水果中维生素的热量含量, 根据中国居民膳食成分表, 单位营养素热量的大小关系可以表示为 $N_o > N_m > N_g > N_v$ 。

再假设饮食偏好由农民个体的主观权重表示, 取决于其营养知识 T 和增加的收入 ΔY 。因此, 农民个体营养物质摄入量又可以表示为:

$$I = [N_g \cdot \alpha_g(T, \Delta Y) + N_m \cdot \alpha_m(T, \Delta Y) + N_o \cdot \alpha_o(T, \Delta Y) + N_v \cdot \alpha_v(T, \Delta Y)] \cdot F \quad (4)$$

式中: $\alpha_g(T, \Delta Y)$ 、 $\alpha_m(T, \Delta Y)$ 、 $\alpha_o(T, \Delta Y)$ 以及 $\alpha_v(T, \Delta Y)$ 分别为收入增长条件下农民个体碳化物、蛋白质、脂肪和维生素的消费权重, $\alpha_g + \alpha_m + \alpha_o + \alpha_v = 1$; F 为食物消费总量, 即粮食、肉蛋奶、油脂和蔬菜水果的消费量之和, 满足 $F = F_g + F_m + F_o + F_v$ 。

进一步, 收入增长对农民个体营养物质摄入的影响可分为两个部分: ①规模效应。在食品价格未发生显著上扬的情况下, 收入增长会导致农民有能力获取更多的食物, 从而通过增加其食物消费总量^①而增加总热量的摄入^[25], 即 $\frac{\partial F}{\partial \Delta Y} > 0$; ②结构效应。根据 Bennett 定律, 当居民收入水平上升时, 居民的饮食趋向多样化, 即居民家庭粮食等低价值食物消费量趋于减少, 肉蛋奶等高价值食物消费量趋于增加^[23]。因此, 当脱贫农民家庭收入增加时, 农民

个体会升级食物消费结构, 降低粮食类主食即碳水化物的消费比重, $\frac{\partial \alpha_g}{\partial \Delta Y} < 0$, 而增加其他副食食物即蛋

白质、脂肪和维生素的消费比重, $\frac{\partial \alpha_m}{\partial \Delta Y} > 0$ 、

$\frac{\partial \alpha_o}{\partial \Delta Y} > 0$ 和 $\frac{\partial \alpha_v}{\partial \Delta Y} > 0$, 进而改变自身营养物质的摄入结构。因此, 可得出下式:

$$\frac{\partial I}{\partial \Delta Y} = (N_g \cdot \frac{\partial \alpha_g}{\partial \Delta Y} + N_m \cdot \frac{\partial \alpha_m}{\partial \Delta Y} + N_o \cdot \frac{\partial \alpha_o}{\partial \Delta Y} + N_v \cdot \frac{\partial \alpha_v}{\partial \Delta Y}) \cdot F + (*) \cdot \frac{\partial F}{\partial \Delta Y} \quad (5)$$

$$(*) = [N_g \cdot \alpha_g(T, \Delta Y) + N_m \cdot \alpha_m(T, \Delta Y) + N_o \cdot \alpha_o(T, \Delta Y) + N_v \cdot \alpha_v(T, \Delta Y)]$$

式中: $(*) \cdot \frac{\partial F}{\partial \Delta Y} > 0$ 为收入增长使得农民个体食物需求增加, 进而导致总热量摄入的增加量; $N_g \cdot \frac{\partial \alpha_g}{\partial \Delta Y} \cdot F < 0$ 为食物结构升级, 农民个体减少粮食(碳化物)摄入需求所导致热量的减少量; $N_m \cdot \frac{\partial \alpha_m}{\partial \Delta Y} \cdot F > 0$ 、 $N_o \cdot \frac{\partial \alpha_o}{\partial \Delta Y} \cdot F > 0$ 、 $N_v \cdot \frac{\partial \alpha_v}{\partial \Delta Y} \cdot F > 0$ 分别为食物结构升级, 增加肉蛋奶(蛋白质)、油脂(脂肪)以及蔬菜水果(维生素)摄入需求所导致热量的增加量。

在收入增长的结构效应中, 总热量摄入量的变化取决于各营养素热量含量的大小关系。因此, 基于碳化物、蛋白质、脂肪和维生素的消费权重, 式(5)可以进一步表示为:

$$\frac{\partial I}{\partial \Delta Y} = [(N_m - N_g) \cdot \frac{\partial \alpha_m}{\partial \Delta Y} + (N_o - N_g) \cdot \frac{\partial \alpha_o}{\partial \Delta Y} + (N_v - N_g) \cdot \frac{\partial \alpha_v}{\partial \Delta Y}] \cdot F + (*) \cdot \frac{\partial F}{\partial \Delta Y} \quad (6)$$

式中: $(N_v - N_g) \cdot \frac{\partial \alpha_v}{\partial \Delta Y} \cdot F < 0$ 为食物结构升级, 粮食(碳化物)摄入减少而蔬菜水果(维生素)摄入增加所导致的总热量摄入的减少量; $(N_m - N_g) \cdot \frac{\partial \alpha_m}{\partial \Delta Y} \cdot F > 0$

和 $(N_o - N_g) \cdot \frac{\partial \alpha_o}{\partial \Delta Y} \cdot F > 0$ 分别为食物结构升级, 粮食(碳化物)摄入减少而肉蛋奶(蛋白质)、油脂(脂肪)摄入增加所导致的总热量摄入的增加量。又由于

① 收入增长和人均食物消费总量的关系通常是倒“U”型, 即随着人均收入的增加, 家庭食物消费总量有一个上升回落的过程, 但是由于样本中脱贫农民家庭人均可支配收入较低, 远达不到饱和点, 因此食物消费总量是增加的。

2023年10月

蔬菜水果(维生素)摄入增加所导致的总热量摄入的减少量小于肉蛋奶(蛋白质)和油脂(脂肪)摄入增加所导致的总热量摄入的增加量,因此,收入增长的结构效应也会提高农民个体总热量的摄入。

基于上述分析,本文认为收入增长有助于提升脱贫农民家庭食物购买力,通过提高食物消费总量增加其家庭人均总热量摄入量(规模效应);同时,收入增长又能够促进脱贫农民家庭食物消费结构升级(结构效应),通过改变营养物质摄入结构影响其家庭人均总热量摄入以及营养素的摄入。为此,本文对收入增长最终影响脱贫农民家庭人均营养结构的机理进行分解(图1),并提出如下假说:

H1:收入增长对脱贫农民家庭人均总热量摄入具有显著正向影响。

H1a:收入增长对脱贫农民家庭人均碳水化合物的摄入量具有显著负向影响。

H1b:收入增长对脱贫农民家庭人均蛋白质的摄入量具有显著正向影响。

H1c:收入增长对脱贫农民家庭人均脂肪的摄入量具有显著正向影响。

H1d:收入增长对脱贫农民家庭人均维生素的摄入量具有显著正向影响。

3 数据来源、研究方法与变量选择

3.1 数据来源

本文数据来源于课题组2022年7—9月在宁夏回族自治区下辖5个地级市的入户调研,由于2022年宁夏全区城乡居民人均食物消费支出占人均生

活总消费支出的28.7%,相较于其他消费支出,所占比例最大,因此本文研究区具有一定的代表性。课题组遵循分层抽样与随机抽样相结合的方法抽取调研样本,即样本县区和乡镇的选取是根据其所属地级市的经济发展水平^②来选取,样本村和脱贫农民家庭^③的选取则采用随机抽样的方法,本次调研共涉及15个县区45个乡镇118个行政村。调研过程中共发放问卷1050份,并借鉴Meng等^[22]的做法,本文剔除了每日热量摄入量低于800 kcal和高于10000 kcal的样本,同时,为了解决72小时回顾调查导致的“零消费”问题,进一步剔除了早、中、晚就餐数据缺失以及有非家庭成员在农民家庭就餐的样本,最终回收有效问卷1026份。

鉴于收入的增长效应存在一定滞后期且调研当年脱贫农民家庭收入不可见,本文选取2021年脱贫农民家庭的人均收入作为核心解释变量,而脱贫农民家庭食物消费量是通过入户称重的方式获取,即利用统一标准的电子秤称量调研食材重量,并记录每餐的就餐人数,借鉴李云云等^[26]的做法,每户跟踪记录3日9餐。同时,考虑到脱贫农民家庭周末与周内的饮食情况可能有所不同,就餐食材称重周期的3日选择周内的2个连续工作日和周末的1日。

3.2 研究方法

3.2.1 异方差稳健的普通最小二乘法(OLS)

本文采用异方差稳健的OLS模型检验收入增长对脱贫农民家庭营养结构的影响,计量经济学模型构建如下:

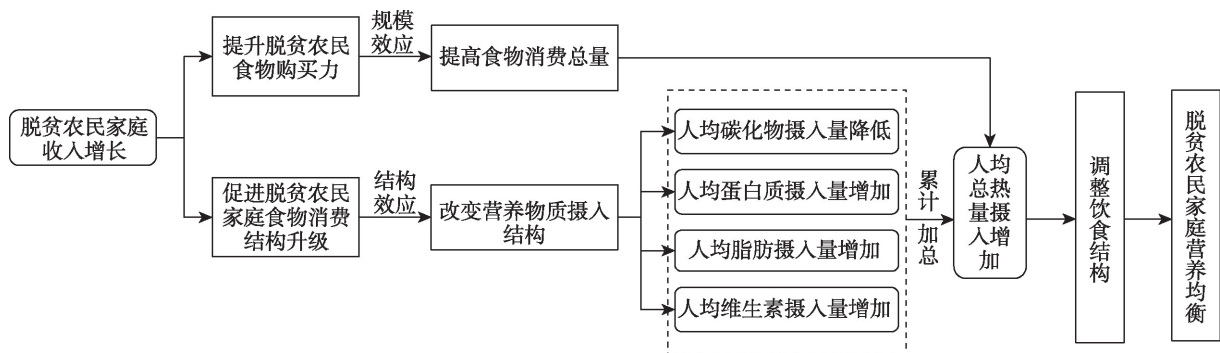


图1 收入增长影响脱贫农民家庭营养结构的理论分析框架

Figure 1 An analytical framework of income growth affecting the nutritional structure of poverty-alleviated farmers

② 在宁夏5个地级市中,根据各县区、乡镇人均GDP,将经济发展水平划分为高、中、低3个等级,每个等级各选取1个县区或乡镇。

③ 由于现阶段中国已完成全部脱贫,因此,本文将调研期间农村建档立卡的家庭作为样本,并统称其为脱贫农民家庭。

$$\ln I_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 X_i + \beta_3 \ln p + \mu_i \quad (7)$$

式中： I_{ij} 为第 i 个农民家庭第 j 种热量或营养素的人均摄入量，其中 $j=1, 2, 3, 4, 5$ 分别对应人均总热量、人均碳化物、人均蛋白质、人均脂肪和人均维生素的摄入量； Y_i 为农民家庭 i 在 2021 年的人均收入； X_i 为可观测到的影响农民家庭 i 营养摄入的特征变量(表 1)； p 为食物价格； β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 为待估参数； μ_i 为随机误差项。

3.2.2 人均总热量、营养素摄入量的计算方法

首先，根据脱贫农民家庭饮食习惯，将其家庭日常食物分为米、面、肉(猪肉、牛肉、羊肉、鸡肉及其他肉类)、蛋(鸡蛋、鸭蛋及其他蛋类)、奶(鲜奶、酸奶)、食用油(植物油、动物油)、蔬菜(根茎类、叶菜类、花菜类、果菜类和食用菌类)、水果(坚果类、核果类、浆果类、瓜果类、柑橘类)8 大类 24 小类。其次，根据人均食物消费总量以及《中国食物成分表 2022》中的标准转换系数，计算出人均总热量、碳化物、蛋白质、脂肪和维生素的摄入量。最后，考虑到儿童和老人的营养摄入与成人存在差异，借鉴 Meng 等^[22]的做法，利用成人等价尺度折算家庭人均营养成分摄入量(将 0~2 岁、3~14 岁、15~64 岁、65 岁

及以上人口的尺度值分别设定为 0.35、0.50、1.00 和 0.50)。需要说明的是，本文将脱贫农民家庭定义为户籍在本户的常住居民(居住时间 6 个月以上)，其食物消费主要由正餐和非正餐两部分构成，家庭人均食物消费总量的具体计算方法如下：

$$C_{\text{Total}} = C_{\text{Dinner}} + C_{\text{Snack}} \quad (8)$$

$$C_{\text{Dinner}} = \sum_{k=1}^9 \sum_{q=1}^{24} c_{kq} \quad (9)$$

$$C_{\text{Snack}} = \sum_{n=1}^3 \sum_{q=1}^{24} c_{nq} \quad (10)$$

$$APC = \frac{C_{\text{Total}}}{B_{\text{Dinner}} + B_{\text{Snack}} + B_{\text{DS}}} \quad (11)$$

式中： C_{Total} 为 3 日食物消费总量(g)； C_{Dinner} 为 3 日正餐食物消费总量(g)； c_{kq} 为第 $k(k=1, 2, \dots, 9)$ 餐第 $q(q=1, 2, \dots, 24)$ 种食物消费量的累计和； C_{Snack} 为 3 日非正餐食物消费总量(g)； c_{nq} 为第 $n(n=1, 2, 3)$ 日第 q 种非正餐食物消费量的累计和； APC 为人均食物消费总量(g/人)； B_{Dinner} 为 3 日仅正餐的平均就餐人数； B_{Snack} 为 3 日仅非正餐的平均就餐人数； B_{DS} 为 3 日既正餐又非正餐的平均就餐人数。

3.3 变量选择

被解释变量：本文的被解释变量为脱贫农民家

表 1 变量定义及其说明

Table 1 Definition of variables and descriptive statistics

变量类别	变量名称	变量说明	均值	标准差
被解释变量	人均总热量摄入量	家庭人均每日总热量/(kcal/日)	2287.79	764.54
	人均碳化物摄入量	家庭人均每日碳化物摄入量/(g/日)	275.13	106.69
	人均蛋白质摄入量	家庭人均每日蛋白质摄入量/(g/日)	84.79	53.19
	人均脂肪摄入量	家庭人均每日脂肪摄入量/(g/日)	77.51	42.33
	人均维生素摄入量	家庭人均每日维生素摄入量/(g/日)	0.15	0.20
核心解释变量	脱贫农民家庭人均收入	2021 年脱贫农民家庭的人均收入/元	3733.54	692.89
控制变量	户主年龄	户主实际年龄/岁	47.19	7.33
	户主年龄平方	户主实际年龄的平方	2282.57	709.32
	户主受教育年限	户主实际受教育年限	4.73	2.71
	户主受教育年限平方	户主实际受教育年限的平方	22.16	38.37
	家庭劳动力	家庭中有劳动能力并参与劳动的人数	2.27	0.77
	家庭劳动力健康状况	按照较差=1；一般=2；良好=3；优秀=4，赋值后取平均	1.62	0.72
	家庭资产	脱贫农户 2021 年家庭累计储蓄/万元	6.74	1.03
	家庭农业生产类型	养殖=1，种植=0	0.58	0.23
	家庭是否有成员外出就业	是=1，否=0	0.39	0.45
	家庭是否有成员参加过就业培训	是=1，否=0	0.22	0.14
	食物价格	单位：元/kg	11.61	0.58

2023年10月

庭人均总热量、碳化物、蛋白质、脂肪和维生素的摄入量。为衡量方便,并在充分考虑样本地区农村居民饮食习惯及民俗风情的基础上,参考 Sinharoy 等^[27]的做法,选取粮食、肉蛋奶、油脂和蔬菜水果等的热量摄入之和来表征总热量,选取米、面等主食中碳化物的含量来表征碳化物摄入量,选取肉、蛋、奶中蛋白质的含量来表征蛋白质摄入量,选取食用油中脂肪的含量来表征脂肪的摄入量,选取蔬菜、水果中维生素的含量来表征维生素的摄入量。

核心解释变量:本文的核心解释变量为2021年脱贫农民家庭的人均收入。

控制变量:本文在借鉴李晓云等^[28]、刘欢等^[29]、陈操^[30]研究的基础上,选取户主年龄、户主年龄的平方、户主受教育年限、户主受教育年限的平方作为样本家庭的户主特征;选取家庭劳动力、家庭劳动力健康状况、家庭资产、家庭农业生产类型作为样本家庭的家庭特征;选取家庭是否有成员外出就业、是否有成员参加过就业培训作为样本家庭的就业特征;同时,加入食物价格^④这一影响营养需求的重要变量。上述变量说明见表1。

4 结果与分析

4.1 异方差稳健的OLS估计结果及分析

本文采用异方差稳健的OLS模型对收入增长影响脱贫农民家庭营养结构的结果进行了估计(表2)。第2列表示在控制了影响脱贫农民家庭人均营养摄入的特征变量后,脱贫农民总热量需求的收入弹性为0.221,显著性水平为5%,表明当家庭人均收入每增加1%,脱贫农民家庭人均总热量摄入增加22.1%,这与Tian等^[32]的研究结论类似。收入是影响食物消费的重要因素,随着脱贫农民生活水平的提高,其食物消费能力也随之增强^[33],因此,在食物价格波动不大时,脱贫农民收入增长对其家庭人均总热量具有显著正向影响,H1得以验证。

表2的第3-6列表明,收入增长显著影响脱贫农民家庭营养结构。具体来看,在5%的显著性水平上,收入增长使脱贫农民家庭人均碳化物摄入量减少13.5%。收入增长之所以显著影响脱贫农民家庭碳化物的摄入量,与其营养结构所处的阶段密切相关。根据食物消费与营养结构的发展特点,中国居民的营养结构大致可以分为贫困期、温饱过渡

表2 OLS模型估计结果

Table 2 Estimation results of the ordinary least squares (OLS) model

	总热量	碳化物	蛋白质	脂肪	维生素
脱贫农民家庭人均收入	0.221**(0.028)	-0.135**(0.064)	0.253*(0.016)	0.218*(0.034)	-0.092*(0.004)
户主年龄	1.849*(0.055)	1.194*(0.017)	1.071(0.010)	1.041(0.079)	1.018(0.024)
户主年龄平方	-0.097**(0.058)	-0.109*(0.006)	-0.102(0.001)	-0.079(0.003)	-0.085(0.002)
户主受教育年限	1.176(0.085)	1.282*(0.009)	1.082**(0.049)	1.139(0.008)	1.244(0.037)
户主受教育年限平方	-0.073(0.005)	-0.125(0.053)	-0.136*(0.079)	0.054(0.104)	0.063(0.020)
家庭劳动力	1.391**(0.062)	1.113*(0.072)	1.353**(0.107)	1.311*(0.112)	1.329(0.028)
家庭劳动力健康状况	1.289**(0.034)	1.730*(0.076)	1.213*(0.114)	1.318*(0.153)	1.722(0.083)
家庭资产	0.568**(0.009)	0.122**(0.011)	0.152*(0.016)	0.318*(0.015)	0.167*(0.049)
家庭农业生产类型	1.323(0.129)	1.214(0.012)	1.418*(0.018)	1.558*(0.171)	1.484(0.043)
家庭是否有成员外出就业	0.413**(0.018)	0.304(0.013)	0.107*(0.020)	0.168(0.019)	0.209(0.029)
家庭是否有成员参加过就业培训	0.747(0.044)	0.759(0.008)	0.237(0.020)	0.505(0.117)	0.537*(0.045)
食物价格	-0.259(0.012)	-0.120(0.016)	-0.189(0.103)	-0.180(0.018)	-0.112(0.051)
常数项	7.665*** (0.165)	5.593*** (0.195)	4.283*(0.291)	4.548*(0.282)	2.348** (0.106)
样本量	1026				
R ²	0.104	0.139	0.183	0.121	0.742

注:***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著,括号中的数字为标准误,下同。表中脱贫农民家庭人均收入、食物价格的数据已根据模型作对数化处理,此处所得的结果即是对数化处理后的结果。

④ 食物价格的计算是借鉴 Deaton 等^[31]的研究,即基于每个脱贫农民家庭消费的8种食物组的支出和数量,计算出每种食物组的价格,再根据stone价格指数公式线性化近似估计得到每个家庭对应的食物价格指数,该指数均值为每千克11.61元。

期、结构调整期和营养健康期^[2]。扶贫政策的实施让脱贫农民家庭收入得以快速增长^[34],在其满足温饱后,家庭食物消费与营养结构可能处于结构调整期,在该阶段,脱贫农民家庭食物消费呈现多样化,人均粮食消费量开始下降,而粮食消费是碳水化合物的主要来源^⑤,因此,H1a得以验证。

在10%的显著性水平上,收入增长使脱贫农民家庭人均蛋白质和脂肪摄入量分别增加25.3%和21.8%,人均维生素摄入量减少9.2%。在食物消费与营养结构的结构调整期,随着人均粮食消费的下降以及收入的快速增长,使得食物消费结构向肉蛋奶等(富含蛋白质)动物类食物消费比重增加,蔬菜水果等(富含维生素)植物类食物消费比重减少的方向改变^[2]。同时,由于中国居民饮食结构习惯于用动、植物油脂烹饪动物类食物,因此,动物类食物消费比重的增加以及植物类食物消费比重的下降使蛋白质、脂肪摄入量增加,维生素摄入减少。因此,H1b、H1c得以验证,H1d未通过验证。

4.2 内生性讨论

首先,一般认为,营养摄入量能够反映个人短期的营养健康状况,而健康状况又在一定程度上影响家庭的收入情况,因此,收入增长与脱贫农民家庭营养结构可能存在双向因果关系。其次,家庭成员的身高和体重也是影响脱贫农民家庭营养摄入的潜在变量。

为解决上述问题,本文借鉴Tian等^[32]、Meng等^[22]的研究,将“脱贫农民家庭耐用商品(农业机械、家电、交通工具和文娱产品)支出”与“脱贫农民家庭衣着支出”之和作为“脱贫农民家庭人均收入”的工具变量进行回归。选取该变量作为工具变量的原因是:一方面,家庭耐用品支出和衣着支出能够较好地反映家庭收入水平^[18],满足内生变量相关性;另一方面,家庭耐用品支出和衣着支出与家庭食物消费水平并没有特别明显的相关性,满足工具变量外生性要求,工具变量选取合理。进一步地,本文对脱贫农民家庭人均总热量、碳水化合物、蛋白质、脂肪和

维生素的摄入模型均进行了内生性检验^⑥,Durbin-Wu-Hausman(DWH)检验结果的 p 值分别为0.671、0.542、0.471、0.493和0.773,均大于0.1,未能通过显著性检验,说明所有解释变量均为外生变量,由此可以认为,收入增长与脱贫农民家庭营养结构不存在内生性问题,故本文将不再采用工具变量法对模型进行下一步检验。

4.3 稳健性检验

为增强研究结论的可靠性,采取以下两个方法进行稳健性检验:一是采用替换核心解释变量法对模型重新进行OLS回归;二是采用分位数回归法比较收入增长对低分位数和高分位数上的营养物质摄入量是否有明显的不同^⑦。

4.3.1 基于替换核心解释变量的稳健性检验

借鉴刘心怡等^[36]的研究,将核心解释变量“脱贫农民家庭人均收入”替换为“脱贫农民家庭人均消费支出”,对脱贫农民家庭人均总热量、碳水化合物、蛋白质、脂肪和维生素的摄入模型重新进行回归。在替换核心解释变量后,所获得的计量结果与OLS的估计结果基本一致,表明本文的基准回归较为稳健。

4.3.2 基于分位数回归的稳健性检验

选择10%、25%、50%、75%和90%共5个具有代表性的分位点,对上文的研究结果进行稳健性检验。结果表明,无论处于哪个分位点,收入增长对脱贫农民家庭人均总热量以及营养素的摄入量均具有显著影响,且其回归系数符号亦与上文一致,进一步表明OLS模型的估计结果是稳健的。

综上,两种稳健性检验方法均未改变本文对收入增长影响脱贫农民家庭营养结构的基本判断,这充分说明前文异方差稳健的OLS实证检验结果的稳健性与有效性。

4.4 组群差异分析

根据以往研究,农民家庭收入增长以及饮食习惯与其家庭特征息息相关^[34,37],因此,如表3所示,为了体现出样本家庭人均总热量以及营养素摄入量

⑤ 中国居民碳水化合物的主要来源是粮食、谷物和薯类等食物^[35],但在采样期内,样本中仅有14户家庭除粮食消费外还消费了少量的谷物和薯类等食物,占比仅为总样本的1.36%,因此认为粮食消费是样本家庭碳水化合物的主要来源。

⑥ 限于篇幅,内生性检验结果不在文章中展示,如有需要,读者可向作者索取。

⑦ 限于篇幅,稳健性检验结果不在文章中展示,如有需要,读者可向作者索取。

表3 收入增长对脱贫农民家庭营养结构影响的组群差异

Table 3 Cohort differences in the impact of income growth on the nutritional structure of poverty-alleviated farmers

变量	分类标准	总热量	碳化物	蛋白质	脂肪	维生素
家庭成员平均年龄/ 岁	≤40	0.193	-0.171	0.096	0.104	-0.113
	41~50	0.232**	-0.184*	0.241*	0.191	-0.082
	≥51	0.188	-0.127	0.208	0.223**	-0.124**
家庭成员平均受教 育程度	小学及以下	0.203	-0.132	0.143	0.166	-0.118
	初中及以上	0.141	-0.164	0.185*	0.201	-0.093
家庭农业生产类型	种植业	0.211	-0.101	0.094	0.169	-0.110
	养殖业	0.172	-0.204**	0.196*	0.212**	-0.115

的结构性差异,本文根据脱贫农民家庭的特征进行分组,以期进一步深入考察收入增长对不同特征脱贫农民家庭人均总热量与营养素摄入量的影响情况(表3)。参考闫辰聿等^[38]的分类标准,选取家庭成员平均年龄、平均受教育程度以及家庭农业生产类型将样本进行分组处理^⑧,以检验收入增长对脱贫农民家庭营养结构影响的组群差异。

首先,家庭成员生活阅历以及各方面的积累随着年龄的增加而不断丰富,这有助于提高其家庭收入,进而影响其家庭的营养结构^[39]。家庭成员平均年龄在41~50岁的家庭在收入增加后,其家庭人均总热量、蛋白质摄入量分别显著提升23.2%和24.1%,人均碳化物摄入量显著下降18.4%。原因在于,一方面,该年龄阶段的家庭成员正处于壮年,其对食物消费需求较大,同时他们又是家庭的主要劳动力,为了快速补充被大量消耗的体力,他们会优先选择能够提供较大能量的蛋白质(肉蛋奶等动物类)食物;另一方面,收入增长会促使脱贫农民增加食物的多样性来提高家庭人均饮食水平,因而会减少富含碳化物的米、面等主食的摄入量,增加富含蛋白质的肉蛋奶等动物类食物的摄入量。家庭成员平均年龄在51岁及以上的家庭在收入提高后,其家庭人均脂肪摄入量显著提升22.3%,人均维生素摄入量显著下降12.4%。可能的解释是,一方面,调研中该类家庭往往家庭成员较多,几辈人同住,在生活水平提升后,会选择增加动、植物油脂的使用以满足家庭饮食在口感等方面的需求,但却容易忽视食物本身的营养价值以及合理的营养搭配;另一方面,该年龄段的家庭成员营养健康知识可能相对

匮乏,未能在收入增加条件下提升其家庭膳食的多样性,反而减少了富含维生素的蔬菜水果等的摄入量,从而降低了家庭膳食质量。

其次,教育水平也会影响脱贫农民家庭营养的摄入水平^[40]。平均受教育年限为初中及以上的家庭在收入增长后,其人均蛋白质摄入量显著提升18.5%。究其原因,平均受教育程度高的家庭在作食物消费决策时,不仅会考虑家庭成员的吃饱 and 吃好,还会考虑如何吃得健康,且受教育程度较高的家庭对富含蛋白质的肉蛋奶等动物类食物营养价值的知晓率也较高。

最后,除了家庭成员平均年龄和受教育年限以外,家庭农业生产类型也是影响营养摄入的重要途径^[28,41]。主要从事养殖业的脱贫农民家庭在收入增长后,其家庭人均蛋白质、脂肪摄入量分别显著提升19.6%和21.2%,人均碳化物摄入量显著降低20.4%。对此,可能的原因是,相较于种植业,从事养殖业的脱贫农民家庭是动物类食物的生产者,因此更容易消费肉蛋奶及动、植物油脂等高营养价值的食物来替代主食的消费,即增加蛋白质和脂肪的摄入量减少碳化物摄入量。

5 结论、政策启示与讨论

5.1 结论

本文结合脱贫农民家庭通过食物消费来改善营养的特点,基于宁夏回族自治区1026份脱贫家庭的调研数据,研究了收入增长与脱贫农民家庭营养结构的关系。首先,本文从理论层面探讨了收入增长对农民个体营养结构的影响机理。其次,选用异方差稳健的OLS模型测算了收入增长对脱贫农民

⑧ 由于本文研究的是家庭消费,因此异质性研究基于家庭结构特征进行分组。

家庭营养结构的影响,并采用替换核心解释变量法和分位数回归法验证了该影响的稳健性。最后,为体现样本的结构性差异,进一步根据家庭成员平均年龄、家庭成员平均受教育程度以及家庭农业生产类型对该影响进行了组群差异分析。主要结论如下:

(1)在控制了脱贫农民家庭户主特征、家庭特征、就业特征以及食物价格等因素后,脱贫农民家庭人均总热量、碳化物、蛋白质、脂肪和维生素需求的收入弹性分别为0.221、-0.135、0.253、0.218和-0.092。

(2)组群差异结果表明,收入增长对家庭成员平均年龄在41岁及以上、家庭成员平均受教育程度为初中及以上、从事养殖业的脱贫农民家庭营养结构影响更为显著。

5.2 政策启示

从现实情况来看,脱贫农民作为刚摆脱贫困、发展能力较弱的脆弱群体,其收入虽然已经高于绝对贫困线,但相当数量的脱贫家庭并未实现稳定脱贫,风险抵御能力依旧较弱,营养结构不合理问题突出,长此以往可能会对社会公平产生负面影响。因此,立足于巩固脱贫攻坚成果和乡村振兴战略加快实施的背景下,本文提出以下两点建议:

(1)持续巩固脱贫成果,对脱贫农民的营养消费进行精准化引导和干预。从食物供给角度看,针对脱贫农民家庭的营养结构不均衡、人均维生素摄入量降低等问题,应该在保障粮食产量充足的基础上适当增加大棚蔬菜、设施农业等现代化特色种养殖产业的发展,助推绿色食物消费体系建设;同时,提升脱贫农民家庭蔬菜、水果等食物的自给能力。

(2)加大对脱贫农民食物消费与营养的政策性倾斜研究,扩大社会保障覆盖面。政府有关部门应制定旨在改善脱贫农民营养状况的特殊政策(如发放食物券、现金补贴等),以减少脱贫农民家庭间的营养差距;同时,探索建立城乡互融的社会保障体系,提高脆弱人群尤其脱贫农民的健康、营养水平,促进其家庭饮食多样性,减少营养不良现象的发生。

5.3 讨论

受研究区域、研究对象及研究方法等的影响,

本文对脱贫农民家庭人均总热量需求收入弹性的估计结果为0.221,略高于张车伟等^[42]的研究结论,且仍在国际贫困家庭热量收入弹性的范围(0.1~0.3)内,这表明,尽管从统计意义上收入增长对脱贫农民家庭人均总热量摄入有显著促进作用,但实际改善的效果较小;而本文对脱贫农民家庭人均蛋白质、脂肪摄入需求收入弹性的估计结果与Huang等^[43]、Tian等^[32]估计的弹性值基本一致,说明收入增长使得脱贫农民家庭食物消费的种类更加丰富。与以往研究不同的是,本文对脱贫农民家庭人均碳化物需求收入弹性的估计值为负,这是食物消费结构升级的结果,说明脱贫农民家庭用多样化的副食消费替代了富含碳化物的粮食等主食消费,同时能够从侧面体现出中国精准扶贫的有效成果;但人均维生素摄入的下降需要政府加强营养知识的宣传和指导,以更好地实现营养均衡。

参考文献(References):

- [1] 陈光,王征兵,王娟. 脱贫农民收入不平等研究: 基于陕西省周至县的数据[J]. 农业技术经济, 2022, (9): 59-73. [Chen G, Wang Z B, Wang J. A study on income inequality of poverty-alleviated households from the perspective of income structure: Based on the poverty alleviation data of Zhouzhi County, Shaanxi Province[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2022, (9): 59-73.]
- [2] 李哲敏. 近50年中国居民食物消费与营养发展的变化特点[J]. 资源科学, 2007, 29(1): 27-35. [Li Z M. Change of Chinese inhabitant's food consumption and nutrition development in the last 50 years[J]. Resources Science, 2007, 29(1): 27-35.]
- [3] 黄泰,卫嫚,席建超. 欠发达地区旅游脱贫后返贫风险及防控机制[J]. 资源科学, 2022, 44(9): 1932-1948. [Huang T, Wei M, Xi J C. Risk and prevention mechanism of returning to poverty after poverty alleviation through tourism in underdeveloped areas[J]. Resources Science, 2022, 44(9): 1932-1948.]
- [4] 尹业兴,贾晋,申云. 中国城乡居民食物消费变迁及趋势分析[J]. 世界农业, 2020, (9): 38-46. [Yin Y X, Jia J, Shen Y. Analysis on trends of food consumption of urban and rural residents[J]. World Agriculture, 2020, (9): 38-46.]
- [5] Jiang S F, Qin X Z. The inequality of nutrition intake among adults in China[J]. Journal of Chinese Economic and Business Studies, 2018, 17(6): 1-25.
- [6] 朱宁,秦富. 城镇居民家庭鸡蛋价格承受能力及购买倾向研究: 基于主产区与主销区的调研[J]. 农业技术经济, 2020, (11): 110-121. [Zhu N, Qin F. Research on the affordability of egg prices for urban residents: A survey of the main production areas and main sales areas[J]. Agricultural Technology Economics, 2020, (11): 110-121.]

2023年10月

- es and purchasing tendency for urban households: Based on the investigation of main production area and main sales area[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2020, (11): 110–121.]
- [7] 刘鹏举, 马云倩, 郭燕枝. 基于LASSO方法的四川农村居民食物消费支出影响因素探究[J]. *中国农业资源与区划*, 2020, 41(8): 213–219. [Liu P J, Ma Y Q, Guo Y Z. Influencing factors of food consumption expenditure of rural residents in Sichuan based on LASSO method[J]. *Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning*, 2020, 41(8): 213–219.]
- [8] Komarek A M, Dunston S, Enahoro D, et al. Income, consumer preferences, and the future of livestock-derived food demand[J]. *Global Environmental Change*, 2021, DOI: 10.1016/j.gloenvcha.2021.102343.
- [9] 宁光杰, 宫杰婧. 政府转移支付政策的营养效果: 兼论乡村振兴背景下农村低收入困难家庭营养帮扶的路径[J]. *经济社会体制比较*, 2022, (3): 88–99. [Ning G J, Gong J J. Nutritional effect of government transfer payments: Analysis of nutritional assistance to rural low-income poor families under the background of rural vitalization[J]. *Comparative Economic & Social Systems*, 2022, (3): 88–99.]
- [10] Gao Y, Zheng Z H, Henneberry S R. Is nutritional status associated with income growth? Evidence from Chinese adults[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2020, DOI: 10.1108/CAER-11-2019-0216.
- [11] 周莹, 谢清心, 张林秀, 等. 新冠肺炎疫情对农村居民食物消费的影响: 基于江苏省调查数据的实证分析[J]. *农业技术经济*, 2022, (7): 34–47. [Zhou Y, Xie Q X, Zhang L X, et al. The impact of COVID-19 on food consumption in rural China: Evidence from household survey in Jiangsu Province[J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2022, (7): 34–47.]
- [12] 高杨, 郑志浩. 不同补贴方式对中国农村低收入家庭食物安全改善效果比较[J]. *资源科学*, 2021, 43(10): 1990–2002. [Gao Y, Zheng Z H. Comparison of the effects of different subsidy forms on improving food security of low-income rural households in China[J]. *Resources Science*, 2021, 43(10): 1990–2002.]
- [13] Sachdev P K, Babaei M, Freeland-Graves J H. Supplemental nutrition assistance program (SNAP): Does receiving assistance impact food choices?[J]. *Nutrition and Dietary Supplements*, 2019, 11: 19–35.
- [14] 何志鹏, 冯昕, 余康, 等. 城镇医疗保险对农民工营养结构的影响[J]. *世界农业*, 2020, (11): 11–19. [He Z P, Feng X, Yu K, et al. The effect of the urban health insurance on the nutritional intake structure of migrant workers[J]. *World Agriculture*, 2020, (11): 11–19.]
- [15] Jawara H, Thiele R. The nutrient-income elasticity in ultra-poor households: Evidence from Kenya[J]. *The European Journal of Development Research*, 2021, 33: 1795–1819.
- [16] Zhu W B, Chen Y F, Han X R, et al. How does income heterogeneity affect future perspectives on food consumption? Empirical evidence from urban China[J]. *Foods*, 2022, DOI: 10.3390/foods11172597.
- [17] He Z, Yu K. Identifying a sustained pathway to multidimensional poverty reduction: Evidence from two Chinese provinces[J]. *The Journal of Development Studies*, 2019, 55(1): 137–158.
- [18] Nie P, Sousa-Poza A. A fresh look at calorie-income elasticities in China[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2016, 8(1): 55–80.
- [19] 蔡娇丽, 张力. 社会经济地位与老年健康不平等: 基于生命历程视角的研究[J]. *新视野*, 2020, (6): 99–107. [Cai J L, Zhang L. Socio-economic status and inequality in elderly health: Based on the life course perspective[J]. *Expanding Horizons*, 2020, (6): 99–107.]
- [20] 蔡进, 禹洋春, 邱继勤. 国家精准扶贫政策对贫困农户脱贫增收的效果评价: 基于双重差分模型的检验[J]. *人文地理*, 2019, 34(2): 90–96. [Cai J, Yu Y C, Qiu J Q. Evaluation on effect of national accurate poverty alleviation policy on rural poor households: Based on double difference model[J]. *Human Geography*, 2019, 34(2): 90–96.]
- [21] 姚志, 何蒲明. 中国农村居民粮食消费需求及弹性测算[J]. *统计与决策*, 2020, 36(3): 52–56. [Yao Z, He P M. Measurement on Chinese rural residents' grain consumption demand and elasticity[J]. *Statistics and Decision*, 2020, 36(3): 52–56.]
- [22] Meng X, Gong X D, Wang Y. Impact of income growth and economic reform on nutrition availability in urban China: 1986–2000[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2009, 57(2): 261–295.
- [23] 张翠玲, 强文丽, 牛叔文, 等. 基于多目标的中国食物消费结构优化[J]. *资源科学*, 2021, 43(6): 1140–1152. [Zhang C L, Qiang W L, Niu S W, et al. Options of Chinese dietary pattern based on multi-objective optimization[J]. *Resources Science*, 2021, 43(6): 1140–1152.]
- [24] 张宗利, 徐志刚. 收入增长与膳食知识对超重人群热量摄入的影响: 基于居民体重管理决策模型[J]. *农业现代化研究*, 2020, 41(1): 104–114. [Zhang Z L, Xu Z G. Impacts of dietary knowledge and income growth on calorie intake in overweight individuals: Based on weight management decision model[J]. *Agricultural Modernization Research*, 2020, 41(1): 104–114.]
- [25] Dawson P J, Tiffin R. Estimating the demand for calories in India[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1998, 80(3): 474–481.
- [26] 李云云, 王灵恩, 刘晓洁, 等. 基于入户跟踪调研的山东省农村居民家庭食物消费结构与特征研究[J]. *自然资源学报*, 2018, 33(6): 978–991. [Li Y Y, Wang L E, Liu X J, et al. Structure and characteristics of food consumption of rural households in Shan-

- dong Province based on household tracking survey[J]. *Journal of Natural Resources*, 2018, 33(6): 978–991.]
- [27] Sinharoy S S, Waid J L, Haardörfer R, et al. Women's dietary diversity in rural Bangladesh: Pathways through women's empowerment[J]. *Maternal & Child Nutrition*, 2018, DOI: 10.1111/mcn.12489.
- [28] 李晓云, 张晓娇. 收入与农业生产类型对中国农村居民营养的影响[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2020, (4): 37–49. [Li X Y, Zhang X J. The impact of income and agricultural production categories on nutrition intake of rural residents in China[J]. *Journal of Huazhong Agricultural University (Social Science Edition)*, 2020, (4): 37–49.]
- [29] 刘欢, 刘静. 出生队列、收入来源与消费不平等: 兼论消费不平等的形成机制[J]. *消费经济*, 2020, 36(6): 34–45. [Liu H, Liu J. Birth cohort, source of income and consumption inequality: On the formation mechanism of consumption inequality[J]. *Consumer Economy*, 2020, 36(6): 34–45.]
- [30] 陈操. 帮扶模式、帮扶周期、帮扶力度与低收入群体增收效应[J]. *吉首大学学报(社会科学版)*, 2022, 43(6): 122–131. [Chen C. Support model, duration, intensity and the income-growth effect of the low-income groups[J]. *Journal of Jishou University (Social Science Edition)*, 2022, 43(6): 122–131.]
- [31] Deaton A, Muellbauer J. An almost ideal demand system[J]. *The American Economic Review*, 1980, 70(3): 312–326.
- [32] Tian X, Yu X H. The demand for nutrients in China[J]. *Frontiers of Economics in China*, 2013, 8(2): 186–206.
- [33] 李国景, 陈永福. 收入水平、老龄化与营养摄入: 基于广东省城镇住户数据的研究[J]. *南方经济*, 2018, (2): 103–119. [Li G J, Chen Y F. Income level, aging and nutritional intake: A study based on urban household data in Guangdong Province[J]. *Southern Economy*, 2018, (2): 103–119.]
- [34] 司静波, 王艺蕊. 决胜阶段农村贫困人口收入结构性变化及影响因素分析[J]. *云南民族大学学报(哲学社会科学版)*, 2020, 37(6): 66–71. [Si J B, Wang Y C. Structural changes of poor farmers' income and influencing factors in the decisive stage[J]. *Journal of Yunnan University for Nationalities (Philosophy and Social Science Edition)*, 2020, 37(6): 66–71.]
- [35] 中国营养学会. 中国居民膳食营养素参考摄入量(2013版)[M]. 北京: 科学出版社, 2014. [China Nutrition Society. *Reference Intake of Dietary Nutrients for China Residents (2013 Edition)*[M]. Beijing: Science Press, 2014.]
- [36] 刘心怡, 张伟, 陈小知. 数字普惠金融对不同区域农户收入的差异化影响研究: 基于数字基础与城镇化的视角[J]. *农业现代化研究*, 2022, 43(6): 984–994. [Liu X Y, Zhang W, Chen X Z. Research on the differential impact of digital inclusive finance on farmers' income in different regions: From the perspective of digital infrastructure and urbanization[J]. *Research on Agricultural Modernization*, 2022, 43(6): 984–994.]
- [37] 余志刚, 孙子烨, 崔钊达. 收入及其不确定性对城乡居民膳食健康的影响研究[J]. *农业经济与管理*, 2023, (2): 35–47. [Yu Z G, Sun Z Y, Cui Z D. Study on impact of income and income uncertainty on urban and rural residents' dietary health[J]. *Agricultural Economics and Management*, 2023, (2): 35–47.]
- [38] 闫辰聿, 和红. 城镇化的微观健康效应: 户籍转变对农业转移人口健康的影响[J]. *西北人口*, 2022, 43(5): 37–48. [Yan C Y, He H. The micro-health effects of urbanization: The research on the impact of household registration change on the health of rural migrant population[J]. *Northwest Population*, 2022, 43(5): 37–48.]
- [39] 章政, 祝丽丽, 张涛. 农户兼业化的演变及其对土地流转影响实证分析[J]. *经济地理*, 2020, 40(3): 168–176. [Zhang Z, Zhu L L, Zhang T. An empirical analysis of the evolution of farmer household's concurrent business and impact on the land leased market in China[J]. *Economic Geography*, 2020, 40(3): 168–176.]
- [40] 朱方明, 李敬. 中心市场偏离度、交易参与度与贫困程度[J]. *四川大学学报(哲学社会科学版)*, 2020, (1): 43–54. [Zhu F M, Li J. Lack of involvement in the central market, lack of transaction and poverty level[J]. *Journal of Sichuan University (Philosophy and Social Science Edition)*, 2020, (1): 43–54.]
- [41] Wan Y, Hu W Y, Hu H. Understanding nutritional intake of Chinese farmers from the perspective of sustainable livelihood analysis[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2021, 28(2): 1–17.
- [42] 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, (1): 199–216. [Zhang C W, Cai F. Food demand and nutritional elasticity in poor areas of rural China[J]. *Economics (Quarterly)*, 2002, (1): 199–216.]
- [43] Huang K S, Gale F. Food demand in China: Income, quality, and nutrient effects[J]. *China Agricultural Economics Review*, 2009, 1(4): 395–409.

The impact of income growth on the nutritional structure of poverty-alleviated rural families: Empirical evidence from 1026 households in Ningxia

LI Yu, LI Tao

(College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China)

Abstract: [Objective] In the post-poverty alleviation era, examining the relationship between household income growth and nutritional intake structure of poverty-alleviated farmers is not only the key to preventing poverty due to illness, but also an important issue to be considered to achieve the effective connection between poverty alleviation, rural revitalization, and common prosperity. [Methods] Based on the research data of 1026 poverty-alleviated farmers in Ningxia Hui Autonomous Region, this study first empirically analyzed the effect of income growth on the nutritional intake structure of poverty-alleviated farmers by using the ordinary least squares (OLS) model on the basis of theoretical analysis. Second, the results of the OLS model were discussed in terms of endogeneity and tested for robustness from a multidimensional perspective. Finally, this study compared the cohort differences of the impact on different poverty-alleviated farmers. [Results] Income growth has a significant impact on the nutritional needs of poverty-alleviated farming households. The income elasticity of total calories, carbides, protein, fat, and vitamins of poverty-alleviated farming households is 0.221, -0.135, 0.253, 0.218, and -0.092, respectively. Endogeneity and robustness tests support this conclusion. In addition, the analysis of group differences showed that the nutritional intake structure of households with average age of 41 years and above, education level of junior high school and above, and engaged in aquaculture is more significantly affected by income growth. [Conclusion] Proper dietary intake of nutrients is a potential determinant of population health and long-term stable economic development. It is recommended that the government should pay attention to the imbalance in the nutritional structure of families as a result of income growth, while formulating relevant policies to improve the household income of poverty-alleviated farmers.

Key words: income growth; poverty-alleviated households; food consumption; nutritional structure; OLS model; Ningxia Hui Autonomous Region