

# 男性外出务工、女性赋权与家庭成员 蛋白质摄入\*

——来自欠发达地区农村的证据

郝晶辉<sup>1,2</sup> 王 菲<sup>1,2</sup> 黄佳琦<sup>3</sup>

**摘要：**本文利用2015年和2018年贵州、云南、陕西和甘肃四省欠发达地区农村2089份农户追踪调查数据，运用固定效应模型实证分析男性外出务工、女性赋权对家庭成员的蛋白质营养物质摄入的影响，并进一步探究女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中的作用。结果表明：男性外出务工不仅能提高家庭成员蛋白质摄入，还可促进女性赋权；同时，女性赋权的改善也可提高家庭成员蛋白质摄入。另外，总体而言，女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中发挥部分中介效应，尤其是在收入较高的农户组，女性赋权发挥完全中介效应。本文认为，在推动男性外出务工增加农户收入的基础上，可通过进一步提高女性赋权来促进家庭成员蛋白质摄入。

**关键词：**女性赋权 蛋白质摄入 男性外出务工 欠发达地区

**中图分类号：**F328 **文献标识码：**A

## 一、引言

《“健康中国2030”规划纲要》指出，健康是经济社会发展的基础条件，是民族昌盛和国家富强的重要标志<sup>①</sup>。通过科学合理的膳食结构摄入全面均衡的营养是获得健康以及健康人力资本的保障。民众健康水平的提高有助于积累健康人力资本、增加劳动参与率以及促进经济和社会的长期发展

---

\*本文研究受到国家自然科学基金重点国际合作研究项目“精准扶贫与互联网扶贫的实施机制与效果评估研究”（编号：71661147001）、华中农业大学自主科技创新基金项目“合作社对小农户生产销售行为影响机理研究”（编号：2662019QD003）和中央高校基本科研业务费专项基金资助项目“农业产业经济创新团队建设”（编号：2662020JGPY002）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，文责自负。本文通讯作者：黄佳琦。

<sup>①</sup>资料来源：《中共中央国务院印发〈“健康中国2030”规划纲要〉》，[http://www.gov.cn/xinwen/2016-10/25/content\\_5124174.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2016-10/25/content_5124174.htm)。

(Shekar et al., 2017)。到 2019 年底，中国农村人口依然占到总人口的 39.4%<sup>①</sup>。因此，现阶段提高农村人力资本对整体提升中国人力资本有着重大意义。

2020 年，中国取得脱贫攻坚战的重大胜利，消除了农村几千年以来的绝对贫困。但是，已脱贫的农村贫困人口仍然存在较大的返贫风险。因此，如何有效应对欠发达地区农村所面临的返贫（尤其是因病返贫）挑战以巩固脱贫成果，成为国家和社会各界关注的重大问题。欠发达地区农户存在的营养不良问题，不仅是物质贫困，更是健康人力资本上的贫困（王兴稳等，2012）。相反，农户良好的健康状况不仅能增加成员的劳动供给时间（秦立建等，2012）、提高成员个体的劳动生产率（张车伟，2003），还能降低农户维持健康的成本（王兴稳等，2012），从而有利于欠发达地区的农户累积健康人力资本，有助于农户增收脱贫（程名望等，2014），巩固拓展欠发达地区的脱贫成果。

然而，健康人力资本发挥作用依赖于一定数量的食物消费（王弟海，2012）。个体只有从一定数量的食物消费中摄入蛋白质等人体必需的营养素，才能够维持基本的生命活动（Fogel, 1994），从而发挥人力资本作用。蛋白质是生命的物质基础，蛋白质的摄入不足会导致人体免疫力下降（赵方蕾等，2021），损害人体健康。但由于富含蛋白质的食物相对于大米、面粉等主食和蔬菜较为昂贵，中国居民的膳食营养结构中的蛋白质摄入与发达国家相比相对不足（封志明、史登峰，2006），特别是在欠发达地区的农村。对于低收入农户而言，低蛋白的食物消费不利于其获得或维持健康，反而阻碍其健康人力资本的积累，限制其获取收入的能力，使之更难以提高收入从而摆脱贫困（Banerjee and Duflo, 2011）。因此，探讨如何提高欠发达地区农户的食物消费水平以保障其蛋白质等营养物质的摄入，对于提高农户收入水平、减少贫困有着重要意义，也有助于从健康人力资本的角度研究如何降低农户因营养不良和疾病侵害所导致的返贫风险。

居民食物消费与营养摄入的影响因素是多方面的。已有研究多集中于对宏观层面的影响因素的讨论，例如经济增长（郑志浩等，2015）、农业生产结构和生产类型（李晓云、张晓娇，2020）、人口结构及职业结构（钟甫宁、向晶，2012）、城镇化（刘华、胡雪枝，2013）、医疗保险（马双等，2010）、基础设施（包括道路、饮用水）建设（王兴稳等，2012）等。微观层面的影响因素主要包括：户主的性别、年龄、受教育年限等个体特征，家庭人口规模及结构等家庭特征，以及耕地面积和收入等要素禀赋特征（肖海峰等，2008）。此外，外出务工被认为是提高农村居民食物消费水平和营养摄入水平的重要影响因素（田旭等，2018）。然而，现有研究较少从性别差异的角度讨论此问题，女性及女性赋权（即女性在家庭生产、生活等方面的决策权）在关于家庭食物消费影响因素的研究中极少被提及。家庭日常生活消费往往由女性做主，因此女性在很大程度上决定了家庭成员的食物消费和营养摄入（Kassie et al., 2020）。更鲜有研究进一步探讨女性赋权在男性外出务工对家庭成员的食物消费和营养摄入的影响中可能发挥的作用。

综上所述，已有的研究虽然考虑了上述宏观因素和微观因素对农村家庭食物消费和营养摄入的影响，但忽略了女性作为食物消费决策者和实际食物管理者对家庭成员的食物消费可能产生的影响，更

<sup>①</sup>资料来源：《中国统计年鉴 2020》，<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2020/indexch.htm>。

未进一步探讨女性赋权在男性外出务工影响家庭成员的食物消费和营养摄入的过程中可能发挥的作用。

本文运用 2015 年和 2018 年贵州、云南、陕西、甘肃四省欠发达地区农村 2089 份农户追踪调查数据，分析男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响及其机制。本研究分析的样本农户来自欠发达地区农村，这些地区也是农村居民营养不良从而健康问题高发的地区。因而本研究也为解决营养不良损害了健康人力资本从而可能导致返贫的问题，提供了有益思路与理论依据。相较于以往的研究，本文可能的贡献在于：一是将男性外出务工、女性赋权与家庭成员蛋白质摄入纳入同一研究框架中，在分析男性外出务工影响家庭成员蛋白质摄入的基础上，进一步探讨女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中的作用机制；二是构建女性赋权综合指标对女性赋权进行测度，涵盖农业生产决策、生产性资产、财务支配、人际交往以及日常消费五个方面。

本文余下内容安排如下：第二部分提出研究假说；第三部分介绍数据来源、模型设定及变量说明；第四部分进行实证分析和稳健性检验；第五部分是结论与讨论。

## 二、研究假说

营养和健康是人力资本的重要构成部分。保障农村居民的营养摄入，提高其健康水平，有助于提升农户的劳动生产率，促进农户收入水平的提高。男性外出务工可改变农户家庭收入、消费观念与农业生产结构，从而对家庭成员的营养摄入产生影响。此外，男性外出务工为家庭权力在性别格局上的重构提供了机会，对女性赋权具有促进作用。由于女性往往更注重营养健康领域的支出，女性赋权的增加有助于提高家庭成员的营养摄入。

### （一）男性外出务工对家庭食物营养消费的影响

外出务工是农户通过重新配置家庭劳动力要素以获得更高收入的重要途径。外出务工可通过增收效应、消费示范效应以及对农业生产的挤出效应影响家庭成员的食物营养消费，具体影响路径可以归纳为以下三点。

第一，男性外出务工可促进农户增收。从收入构成视角看，外出务工不仅直接增加了农户的工资性收入，还可能促使农户对家庭拥有的土地进行流转，实现土地资源的重新配置，间接增加其财产性收入（文洪星、韩青，2018）。外出务工促进了农户增收，进而放宽了家庭的预算约束和流动性约束。家庭潜在食物消费的数量与种类更加丰富，从而改善家庭食物消费和营养摄入（李雷等，2019）。

第二，男性外出务工可促使农户家庭消费观念的改变。根据消费示范效应，置身于比自身日常消费水平较高的环境中将会刺激该消费者增加消费支出。因此，农村劳动力进入食物营养消费水平较高的城镇后，也会不自觉地模仿城镇居民的消费方式与消费习惯（文洪星、韩青，2018），从而提高自身的食物营养消费。此外，农村劳动力向城市流动也可使他们将营养健康知识和信息传递给留守的家庭成员，进而影响农户家庭的食物消费结构，增加其蛋白质等营养物质的摄入水平（李雷等，2019）。

第三，男性外出务工可对农户原本自给自足的农业生产产生“挤出效应”，从而影响农户的食物多样性。从农业生产要素配置的视角来看，外出务工减少了农户在农业生产上的劳动力配置（秦立建等，2011），进而可能引发土地资源的再配置。农户原来自给自足的农业生产因土地转出而难以维系

(孙新华, 2013)。在欠发达地区, 由于地形限制和交通阻碍, 农户居住较为分散且附近较少有菜市场或定期集市等, 因而农户的日常食物需求难以满足。自给自足的多样化农业生产是增加农户的食物可获得性、改善膳食结构和增加营养素摄入量的重要途径(李晓云、张晓娇, 2020)。外出务工对农户原来的自给自足的多样化农业生产构成冲击, 原有的家庭食物消费结构和营养摄入可能也随之发生变化。

也有学者指出, 不同性别的劳动力外出务工对家庭成员营养健康状况的影响也不同(刘晓昀, 2010)。女性外出务工导致其家庭照料时间减少, 对家庭成员的健康产生不利影响(孙文凯、王乙杰, 2016)。而男性通常较少从事家庭照料活动, 男性外出务工对家庭成员营养健康状况的影响主要通过收入效应实现。基于以上分析, 本文提出假说 1。

H1: 男性外出务工可以增加家庭成员蛋白质摄入。

## (二) 男性外出务工、女性赋权与家庭成员蛋白质摄入

男性外出务工也对家庭权力的性别格局构成了冲击。一方面, 男性外出务工使女性更多地参与农业生产决策和农业生产活动, 赋予女性“缺席性领导权”; 同时, 女性通过递补性地承担农业劳动, 增强其经济及决策独立性, 使其对家庭的贡献更加显性化, 因而可能会获得更多的家庭决策权力(孟宪范, 1995)。另一方面, 留守女性的农业生产经营收入通常远低于其配偶的非农务工收入, 导致女性在家庭中的经济资源处于劣势, 因而农业女性化不利于女性赋权以及女性家庭地位的提升(高小贤, 1994)。然而, 经济资源对家庭权力的影响受制于时间和空间, 即外出务工的男性所拥有的经济资源在家庭权力的性别格局中所能发挥的作用, 会随着其与家庭的物理距离的增加而减弱(陈志光、杨菊华, 2010), 家庭中的女性成员因而能获得更多的家庭权力。由此, 本文提出假说 2。

H2: 男性外出务工可以促进女性赋权。

在中国农村, 女性往往是家庭照料和家务劳动的主要承担者(范红丽、辛宝英, 2019)。女性通过家庭日常食物消费决策影响家庭成员的食物消费和营养摄入。首先, 相较于男性, 女性更具有利他性, 她们更多地将自己视为家庭中的一员而不是独立的个体(Kabeer, 1999)。其次, 由于家庭成员的偏好差异, 在家庭联合决策模型(collective model)中, 家庭成员通常需要通过博弈和协商决定家庭内部资源的配置(Hoddinott and Haddad, 1995)。家庭食物消费决策是家庭决策的重要组成部分, 受家庭内部权力结构影响(殷浩栋等, 2018)。相关研究发现, 在有限的家庭预算内, 女性相较于男性更倾向于、也更注重营养健康领域的支出(Quisumbing and Maluccio, 2003; 吴晓瑜、李力行, 2011)。女性如果被赋予更多的家庭决策权(即女性赋权), 掌握更多的家庭资源配置权, 可能会促使其家庭食物营养消费支出提高。因此, 增加女性赋权可促进家庭成员的饮食多样性和蛋白质摄入(Kassie et al., 2020), 从而改善家庭成员的营养健康状况。因而本文提出假说 3。

H3: 女性赋权可以增加家庭成员蛋白质摄入。

若上述假说都成立, 即男性外出务工和女性赋权均能增加家庭成员蛋白质摄入, 且男性外出务工可以促进女性赋权, 那么可以推断女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中发挥中介效应。因此, 本文提出假说 4。

H4: 女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中发挥中介效应。

假说 H1~H4 阐释了男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响及其影响机制，如图 1 所示。

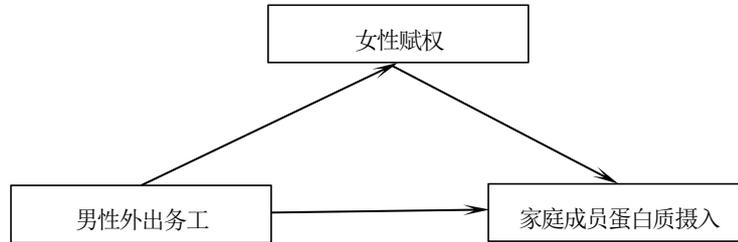


图 1 男性外出务工、女性赋权与家庭成员蛋白质摄入的关系

### 三、数据来源、模型设定及变量说明

#### (一) 数据来源

本文数据来源于笔者参与的中国贫困县农户贫困与食物安全跟踪调查所形成的面板数据库<sup>①</sup>。本研究使用的数据涵盖了 2015 年和 2018 年陕西、云南、贵州以及甘肃 4 省 7 个贫困县 2089 户农户的追踪调查数据。7 个贫困县（包括陕西省的镇安县和洛南县，云南省的武定县和会泽县，贵州省的盘州市和正安县，以及甘肃省的清水县）均位于中国西部山区，自然灾害较为频发，市场发育程度较低，基础设施建设较薄弱。

该调查采取典型调查、概率比例规模抽样与随机抽样相结合的方式进行抽样。首先，依据本项目的前期相关研究结论（参见肖运来、聂凤英，2010）<sup>②</sup>，本文从 271 个食物不安全感县里，兼顾合作意愿与合作基础以及数据的可获取性选出上述 7 个贫困县。其次，采用概率比例规模抽样与随机抽样的方法抽取样本。第一阶段，除甘肃清水县抽取 16 个样本村<sup>③</sup>以外，每个县按照各村人口数排序抽取各县人口数排名靠前的 19 个村。第二阶段，采取等距随机抽样的方法，每个样本村随机抽取 12 户样本农户，共计 1560 户样本农户。需要特别说明的是，在 2018 年的重访中，调查人员在入户调查时如果

<sup>①</sup>该数据库的建设始于 2010 年，之后每隔两年根据研究需要收集一次数据。迄今为止该数据库涵盖了 2010 年、2012 年、2015 年、2018 年调查地区的相关数据。由于本研究问卷所涉及的问题始于 2015 年，所以本文使用的数据仅涵盖 2015 年和 2018 年。

<sup>②</sup>肖运来、聂凤英（2010）从食物供给能力、可获得性、利用条件、消费和营养以及供给的脆弱性等方面分析了 592 个贫困县的食物安全状况，并用聚类分析法将这些贫困县划分为三类，即食物相对安全县、食物安全潜力县和食物不安全县。本文所关注的 7 个县来自于其中的 271 个食物不安全贫困县。

<sup>③</sup>清水县并非 2009 年初始抽取的样本县，而是团队根据研究需要在 2012 年扩充的样本县。虽然在清水县抽取样本村的依据和其他样本县一致，但在综合合作意愿、合作基础以及数据的可获取性等因素后，项目组最终在清水县只抽取了 16 个样本村。



庭在  $t$  年是否有男性成员外出务工,  $WEScore_{i,t}$  为农户家庭  $i$  在  $t$  年的女性赋权得分,  $control_1 \sim control_3$  为控制变量向量,  $\varepsilon_{i,t}$ 、 $u_{i,t}$ 、 $v_{i,t}$  为随机干扰项。

本文借鉴 Baron and Kenny (1986)、Sobel (1982)、Zhao et al. (2010) 以及温忠麟、叶宝娟 (2014) 的做法, 对女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中的中介效应进行检验。具体来说, 在 (1) ~ (3) 式中, 若待估系数  $a_1$ 、 $b_1$ 、 $c_2$  都显著, 则女性赋权在外务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中发挥中介效应。若待估系数  $a_1$  显著, 但  $b_1$ 、 $c_2$  至少有一个不显著, 则需采用 Bootstrap 检验进一步检验间接效应 ( $b_1 \times c_2$ ) 是否显著。若间接效应显著, 则认为女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中存在中介效应。在中介效应存在的基础上还应继续检验  $c_1$  的显著性, 若不显著说明存在完全中介效应, 若显著则说明存在部分中介效应。

### (三) 变量设定

1. 家庭成员蛋白质摄入。本文的被解释变量为家庭成员蛋白质摄入, 采用家庭每标准人的日均蛋白质摄入量来衡量, 以克为单位, 按照以下步骤获取。首先, 按照《中国食物成分表》中关于各类食物的单位蛋白质含量 (如 100 克牛肉含 20 克蛋白质), 本文将农户一个月内消费的食物 (包括粮食、豆制品、薯类、蔬菜、水果、水产品、肉类、蛋类、乳制品、油脂类、调味品、饮品等类别) 量转化为农户调查当月 (30 天) 的蛋白质总摄入量, 然后再折算出农户日均蛋白质摄入量。其次, 因为年龄与性别差异, 个人对蛋白质的需求会有所不同, 所以本文依照《中国居民膳食营养素参考摄入量表 (DRIs)》将农户的每个家庭成员折算成标准人<sup>①</sup>, 再加总得到该户的标准人数。最后, 用农户日均蛋白质摄入量除以其标准人数便可得到该农户每标准人的日均蛋白质摄入量。

2. 男性外出务工。本文将外出务工定义为户籍仍在农村的劳动者离开户籍所在地, 从事农业和非农产业劳动并获得工资性收入的行为。本文使用的男性外出务工变量为虚拟变量, 即农户有男性成员外出务工赋值为 1, 否则赋值为 0。

3. 女性赋权。如何定义和测度女性赋权一直是女性权力相关研究的重点。Kabeer (1999) 将女性赋权定义为原本被剥夺了做出战略性生活选择能力的女性获取这一能力的过程, 包括资源 (resources)、能动性 (agency)、成就 (achievement) 3 个维度。其中, 资源指可以提高女性选择能力的物质资源、人力资源以及社会资源。能动性指女性为自身设定目标并付诸行动的能力。成就是指赋权带来的福利结果。多数研究从能动性维度出发, 将女性的决策权作为其权力的测度 (例如徐安琪, 2005)。

现今发展经济学领域关于女性赋权的测度及相关研究中, 女性农业赋权指数 (the women's empowerment in agriculture index, WEAI) 这一综合指标已被广泛使用。WEAI 通过对女性赋权的直接测度, 能够较全面且综合地反映女性赋权的整体情况。WEAI 包含赋权指数和性别平等指数 (gender parity index, GPI)。其中, 赋权指数通过女性在农业生产决策 (decisions about agricultural production)、生产资源的获取与决策权 (access to and decision-making power about productive resources)、收入使用

<sup>①</sup>标准人指轻体力活动水平的 18 岁男性, 每标准人每日的蛋白质平均需要量 (EAR) 为 60 克。限于篇幅, 标准人数的详细计算过程未在文中展开说明, 折算方法参见郭红卫 (2009)。

控制 (control of use of income)、社区领导权 (leadership in the community) 和时间分配 (time allocation) 5 个维度 (the five domains of empowerment, 5DE) 来衡量; 性别平等指数则通过家庭内部权力分配指数来衡量 (Alkire et al., 2013)。在 WEAI 的基础上, 黄艳芳等 (2017) 将上述赋权指数的 5 个维度调整为生产、资源、资产、日常消费、信贷及社会关系共 6 个维度, 并赋予每个维度 1/6 的权重, 构建调整的 WEAI 以测度中国贫困地区女性在农业中的赋权状况。

为测度女性赋权的整体情况, 本文在 WEAI 的基础上进行调整, 通过女性在农业生产决策、生产性资产、财务支配、人际交往、日常消费 5 个维度的决策参与度构建女性赋权得分 (WEScore)。

女性赋权得分前 4 个维度的设置同 WEAI 的 5DE 中前 4 个维度基本一致。不同之处在于, 女性赋权得分使用日常消费维度替换 WEAI 的时间分配维度。这是因为本文所关注的是女性赋权对于家庭成员蛋白质摄入的影响, 而日常消费 (包括食物消费) 的决策参与会直接关系到家庭成员的营养摄入, 因此女性在日常消费维度的决策参与度应被考虑。相比之下, 时间分配维度 (包括女性工作量与闲暇时间满意度) 更多体现的是家庭的总体状况, 其能否反映女性的真实赋权有待商榷 (Holland and Rammohan, 2019)。此外, 由于数据受限, 本文借鉴黄艳芳等 (2017) 构建调整的 WEAI 测度中国贫困地区女性在农业中的赋权状况的做法, 对于女性赋权得分未考虑 GPI。

本文所使用的女性赋权得分的维度、定义、赋值规则与权重设置详见表 2。

表 2 女性赋权得分的维度、定义、赋值规则与权重

女性赋权维度	定义	赋值规则	权重
农业生产决策	种什么、养什么等决策	男性决定=1;	1/5
生产性资产	农机具、耕牛等役畜买卖	男女共同决定, 但以男性为主=2;	1/5
财务支配	由谁管钱	男女共同商量决定=3;	1/5
人际交往	婚丧嫁娶等人情往来的决策	男女共同决定, 但以女性为主=4;	1/5
日常消费	食物、衣物等日常消费的决策	女性决定=5	1/5

4. 控制变量。除以上关键解释变量, 本文控制了女性年龄、女性教育、女性信贷、女性社区参与、健康状况、家庭收入、耕地面积、家庭菜园、畜禽养殖、生活燃料、通讯支出以及市场距离等变量 (Krumbiegel et al., 2020)。其中, (2) 式的控制变量仅包含女性年龄、女性教育、女性信贷、女性社区参与、健康状况。

本文使用的所有变量的定义及赋值如表 3 所示。

表 3 变量的定义

变量	定义及赋值
家庭成员蛋白质摄入	农户家庭每标准人日均蛋白质摄入量 = $\Sigma^a$ (每类食物 30 天内消费量 × 单位食物蛋白质含量) / (标准人数 × 30), 单位: 克
男性外出务工	是否有男性成员外出务工: 是=1, 否=0
女性赋权得分	女性在农业生产决策、生产性资产、日常消费、财务支配及人际交往 5 个方面的赋权程度均值
女性年龄	女性年龄, 单位: 岁
女性教育	女性受教育年限, 单位: 年

女性信贷	女性是否能在银行借到钱：是=1，否=0
女性社区参与	女性是否参与村集体活动：是=1，否=0
健康状况	在过去12个月中，有无家庭成员持续3个月以上身体不好：是=1，否=0
家庭收入	扣除外出务工汇款收入后的全年家庭总收入（单位：元）的自然对数
耕地面积	家庭耕地面积（单位：亩）的自然对数
家庭菜园	房前屋后是否种植作物：是=1，否=0
畜禽养殖	是否饲养牲畜或家禽：是=1，否=0
生活燃料	是否使用木柴做饭：是=1，否=0
通讯支出	全年通讯支出（电话费和邮寄费等），单位：元
市场距离	与最近市场或集市的距离，单位：公里

注：<sup>a</sup>指对食物类别进行加总。

#### （四）变量描述性统计分析

表4分别列示了全样本以及2015年和2018年两期样本各变量的均值与标准差。

表4 变量的描述性统计分析

变量	全样本		2015年		2018年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
家庭成员蛋白质摄入	85.76	55.46	82.72	51.26	90.40	61.06
男性外出务工	0.530	0.499	0.504	0.500	0.571	0.495
女性赋权得分	2.701	1.030	2.791	1.019	2.564	1.033
女性年龄	50.15	10.82	49.71	10.87	50.82 <sup>a</sup>	10.70
女性教育	3.832	3.660	3.876	3.657	3.765	3.666
女性信贷	0.399	0.490	0.324	0.468	0.514	0.500
女性社区参与	0.506	0.500	0.534	0.499	0.463	0.499
健康状况	0.620	0.486	0.597	0.491	0.655	0.476
家庭收入	10.03	1.226	9.954	1.160	10.14	1.313
耕地面积	1.573	0.721	1.470	0.700	1.729	0.725
家庭菜园	0.584	0.493	0.596	0.491	0.567	0.496
畜禽养殖	0.761	0.426	0.755	0.430	0.770	0.421
生活燃料	0.536	0.499	0.547	0.498	0.519	0.500
通讯支出	112.8	106.8	103.7	101.9	126.7	112.5
市场距离	6.640	5.892	6.409	5.747	6.993	6.095
样本量	2089		1262		827	

注：<sup>a</sup>由于本文所使用的数据为非平衡面板数据，样本的替代导致2018年与2015年的女性年龄均值差异并非为3岁，而是1.11岁。这意味着，2018年中样本农户的女性较2015年更年轻。但考虑到重访调查农户中女性的年龄增长，样本的平均年龄增大，即代表的是相对年长的群体，该样本对于年龄的总体代表性减弱。而替换的农户中的女性相对年轻，这在一定程度上有助于纠正由于样本的平均年龄偏大而导致的样本不具年龄的总体代表性的问题。

表4中，相较于2015年，2018年样本农户的平均蛋白质摄入量有所增加。有男性家庭成员外出

务工的农户比例也从 2015 年的 50% 提高到了 2018 年的 57%。但样本农户的女性赋权得分从 2015 年的 2.79 下降到了 2018 年的 2.56。

## 四、实证结果与分析

### （一）基准回归结果及分析

表 5 列示了基准回归的估计结果。在处理面板数据时，究竟使用固定效应模型还是随机效应模型，需进行 Hausman 检验。Hausman 检验结果在 5% 的显著性水平上拒绝了原假设，表明固定效应模型优于随机效应模型<sup>①</sup>。进一步地，考虑到时间趋势对于被解释变量的潜在影响，本文对（3）式进行双向固定效应模型回归，估计结果显示年度虚拟变量并不显著。因此，本文使用个体固定效应模型对（1）～（3）式进行估计，结果如表 5 列（1）～（3）列示。作为参照，表 5 列（4）～（6）还列出了采用混合回归模型<sup>②</sup>对（1）～（3）式进行估计的结果。

从列（1）的结果可知，男性外出务工使得农户家庭每标准人的日均蛋白质摄入量显著上升。这验证了本文的假说 H1，即男性外出务工增加了家庭成员蛋白质摄入。

列（2）给出了男性外出务工对女性赋权影响的回归结果。与本文的预期一致，男性外出务工对女性赋权得分有显著的正向影响。这一结果验证了本文的假说 H2。这是因为，男性外出务工在短期内赋予了留守女性“缺席性领导权”（孟宪范，1995），使得女性有机会按照自身偏好支配家庭收入，进行生产生活决策。该结论也与陈志光、杨菊华（2012）的研究结果相一致。

列（3）的结果显示，在控制女性赋权后，男性外出务工的影响显著且估计系数为正。这表明在其他条件不变的情况下，相对于没有男性外出务工的农户，有男性外出务工的农户每标准人日均蛋白质摄入量提高了 12.817 克。该结果再次验证了本文的假说 H1，即男性外出务工可以增加家庭成员蛋白质摄入。另外，女性赋权得分在 5% 的水平上显著，且系数为正。在其他条件不变的情况下，女性赋权得分每提高 0.1，家庭每标准人的日均蛋白质摄入量增加 0.639 克。此结果验证了本文的假说 H3，即女性赋权可以增加家庭成员蛋白质摄入。该结论也与吴晓瑜、李力行（2011）的研究结论基本相符。可能的解释为：作为家庭食物主要管理者的女性，在有限的预算内，相较于男性更偏好、更注重营养健康领域的支出（Quisumbing and Maluccio, 2003），且可通过合理安排膳食等提高家庭成员的营养水平（黄艳芳等，2017）。

结合列（1）～（3）的结果可知，男性外出务工和女性赋权均可增加家庭成员蛋白质摄入，且男性外出务工可以促进女性赋权，即假说 H1～H3 均成立。因此可以推断，女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中发挥中介效应（假说 H4）。且从列（3）的结果来看，控制女性赋权的

<sup>①</sup>限于篇幅，随机效应模型的估计结果未在文中展示，感兴趣的读者可向笔者索取。

<sup>②</sup>LM 检验结果在 1% 的显著性水平上拒绝了“不存在个体随机效应”的原假设，即在随机效应模型与混合回归模型二者之间，应选择随机效应模型。结合 Hausman 检验结果（即固定效应模型优于随机效应模型）可以推断出，对于本文的研究数据而言，固定效应模型优于混合回归模型。

影响后，男性外出务工仍显著且系数为正。因此，女性赋权在其中发挥的是部分中介效应，中介效应占总效应的比重为0.122<sup>①</sup>。这在某种程度上说明，男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的促进作用大约有 12.2%是通过女性赋权的中介作用实现的。

表 5 基准回归估计结果

	个体固定效应模型			混合回归模型		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
男性外出务工	14.482** (7.172)	0.277** (0.108)	12.817* (6.982)	17.011*** (1.685)	0.057 (0.047)	17.151*** (1.698)
女性赋权得分	—	—	6.389** (3.075)	—	—	-1.692 (1.084)
女性年龄	0.687* (0.359)	-0.006 (0.007)	0.708* (0.362)	0.313** (0.122)	-0.003 (0.003)	0.301** (0.120)
女性教育	2.751 (1.742)	-0.038 (0.027)	2.909* (1.763)	0.437 (0.247)	0.016* (0.007)	0.471* (0.225)
女性信贷	—	0.336*** (0.080)	—	—	0.344*** (0.043)	—
女性社区参与	—	0.249*** (0.083)	—	—	0.240*** (0.041)	—
健康状况	-11.658** (5.940)	-0.090 (0.091)	-10.858* (5.813)	-8.454*** (1.783)	-0.076 (0.043)	-8.585*** (1.788)
家庭收入	7.954** (3.381)	—	8.396** (3.354)	3.624* (1.484)	—	3.592* (1.478)
耕地面积	-2.882 (4.825)	—	-2.454 (4.763)	1.802 (2.386)	—	1.410 (2.281)
家庭菜园	4.372 (5.474)	—	4.705 (5.401)	-4.094* (1.708)	—	-3.948* (1.614)
畜禽养殖	8.530 (6.289)	—	9.720 (6.453)	1.929 (4.027)	—	2.124 (3.919)
生活燃料	3.929 (5.483)	0.127 (0.103)	3.051 (5.603)	4.904 (2.855)	-0.049 (0.085)	4.731 (2.826)
通讯支出	0.051* (0.030)	-0.001* (0.000)	0.054* (0.030)	0.016 (0.015)	-0.000** (0.000)	0.016 (0.015)
市场距离	0.363 (0.761)	0.004 (0.010)	0.323 (0.750)	0.641*** (0.167)	-0.015*** (0.002)	0.624*** (0.158)
常数项	-54.243 (35.250)	2.800*** (0.412)	-78.579** (35.970)	17.682 (13.337)	2.733*** (0.191)	23.641 (14.447)

<sup>①</sup>具体的计算公式为： $b_1c_2 / a_1 = 0.277 \times 6.389 / 14.482 = 0.122$ 。

男性外出务工、女性赋权与家庭成员蛋白质摄入

组间R <sup>2</sup>	0.063	0.080	0.073	—	—	—
R <sup>2</sup>	—	—	—	0.041	0.061	0.041
样本量	2089	2089	2089	2089	2089	2089

注：①列（1）、（3）、（4）、（6）的被解释变量为家庭成员蛋白质摄入，列（2）和列（5）的被解释变量为女性赋权得分；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

此外，无论是否控制女性赋权的影响，列（1）和列（3）的结果表明各控制变量对家庭成员蛋白质摄入的影响基本一致，控制变量中的女性年龄及其受教育水平对家庭成员蛋白质摄入具有较为显著的促进作用。此外，如列（2）的所示，女性社区参与对女性赋权得分具有显著的正向影响。这与 Majokweni and Molnar（2021）的研究结果相一致。女性参与村集体活动可扩大交往范围，有助于其获取更多社会资本，从而有助于缩小家庭内部夫妻之间的资源禀赋差异，提高女性赋权。列（1）和列（3）显示，健康状况对家庭成员蛋白质摄入具有显著的负向影响。家庭成员的健康状况不佳会减少家庭劳动力的有效供给，导致农户收入减少，收紧家庭预算约束，家庭食物消费的数量与种类因此受到负向影响，不利于家庭成员的营养摄入和健康水平的改善。而列（1）和列（3）均表明，家庭收入对家庭成员蛋白质摄入有显著的正向影响，该结论与李雷等（2020）的研究结论基本一致。另外，通讯支出越高，外出务工人员同家庭的联系越紧密，越有利于向家庭灌输新的消费和健康观念，从而间接提高家庭成员蛋白质摄入。

## （二）稳健性检验

1. 稳健性检验一：估计偏误的测算。上文使用个体固定效应模型估计了男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响。使用这一模型可以解决不随时间变化但随不同个体变化的遗漏变量问题，但仍可能存在随时间而变化的遗漏变量问题，从而造成估计偏误。因此，本文借鉴 Altonji et al.（2005）及 Bellows and Miguel（2009）的方法，利用可观测变量计算不可观测变量造成估计偏误的可能性，进行稳健性检验<sup>①</sup>。首先进行两组回归，一组不加入控制变量或仅加入少数控制变量，另一组加入全部控制变量，分别计算两组回归中的关键解释变量的系数  $\hat{\beta}^R$  和  $\hat{\beta}^F$ （ $R$  代表包含部分控制变量组， $F$  代表包含全部控制变量组）。其次，将  $\hat{\beta}^R$  和  $\hat{\beta}^F$  代入如下公式： $Ratio = \left| \hat{\beta}^F / (\hat{\beta}^R - \hat{\beta}^F) \right|$ ，计算出  $Ratio$  值。由上述公式可知： $\hat{\beta}^R$  和  $\hat{\beta}^F$  的差异越小， $Ratio$  值越大，可观测变量对被解释变量的影响就越小，即不可观测变量造成的估计偏误越大； $|\hat{\beta}^F|$  越大， $Ratio$  值越大，不可观测变量对被解释变量的影响就越大。然而需要特别指出， $Ratio$  值越大，表明因遗漏变量造成估计偏误的可能性越小。因为若要改变当前的估计结果，则应在现有模型的基础上纳入更多的遗漏变量，且这些遗漏变量对被解释变量的解释力也须变得越大，而这种可能性随着  $Ratio$  值的增大而减小。

本文借鉴丁从明等（2018）的做法，针对家庭成员蛋白质摄入这一被解释变量，分别构建两个包

<sup>①</sup>该稳健性检验的具体步骤参见丁从明等（2018）。

含受约束控制变量 (restricted set of control variables) 的回归以及两个包含全部控制变量 (full set of control variables) 的回归。其中, 前者包括回归一和回归二: 回归一只引入关键解释变量 (男性外出务工), 不加入控制变量; 回归二引入关键解释变量 (男性外出务工) 以及女性年龄、女性教育。后者包括回归三和回归四: 回归三包含 (3) 式的全部控制变量; 回归四包含 (3) 式的全部控制变量和省份虚拟变量。然后, 本文利用混合回归模型依次估计上述 4 个回归中关键解释变量 (男性外出务工) 的系数, 并分别计算 *Ratio* 值<sup>①</sup>。上述过程包含了 4 种情形, 具体如表 6 所示。例如在情形一中, 首先对回归一进行估计, 得到男性外出务工的估计系数  $\hat{\beta}^R$  (16.583); 其次对回归三进行估计, 得到男性外出务工的估计系数  $\hat{\beta}^F$  (17.011); 最后, 根据 *Ratio* 的计算公式算出所对应的 *Ratio* 值 (39.745)。类似地, 可计算出情形二、情形三和情形四下的 *Ratio* 值分别为 25.504、19.626 和 27.927 (见表 6)。

表 6 稳健性检验一: 估计偏误的测算

	受约束控制变量的回归	包含全部控制变量的回归	对应的 <i>Ratio</i> 值
情形一	回归一	回归三	39.745
情形二	回归二	回归三	25.504
情形三	回归一	回归四	19.626
情形四	回归二	回归四	27.927

表 6 的结果显示, 四种情形之下计算得到的 *Ratio* 值介于 19.626~39.745 之间, 均值为 28.201。换言之, 若要改善现有的估计结果, 那么遗漏变量的影响至少要达到现有控制变量影响的 19.626 倍, 平均则要达到 28.201 倍, 而这一可能性极小。此结果在某种程度上证明了本文基准回归估计结果的稳健性<sup>②</sup>。

2. 稳健性检验二: 替换关键解释变量。本文通过改变女性赋权得分的各维度指标权重, 重新构建调整后的女性赋权得分 (*A-WE Score*), 以替换之前的女性赋权得分 (*WE Score*)。具体而言, 将原本 5 个维度重新划分为生产和生活 2 个维度, 各赋 1/2 的权重, 然后在两个维度内部均等划分权重。因此, 生产维度的农业生产决策以及生产性资产各占 1/4 的权重, 而生活维度的财务支配、人际交往以及日常消费各占 1/6 的权重。本文同样使用个体固定效应模型分别对 (1) ~ (3) 式进行估计, 估计结果 (见表 7) 与基准回归一致。由此, 可以认为, 男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入有正向影响, 男性外出务工能促进女性赋权, 且回归结果是稳健的。

表 7 稳健性检验二: 替换关键解释变量

	(1)	(2)	(3)

<sup>①</sup>与 Bellows and Miguel (2009) 的研究一致, 本文使用混合回归的估计系数计算 *Ratio* 值。限于篇幅, 本文并未展示 4 个模型的估计结果, 感兴趣的读者可向笔者索取。

<sup>②</sup>由于 *Ratio* 值较大, 可认为在混合回归中, 遗漏变量造成估计偏误的可能性极小。而采用固定效应模型的基准回归还可解决不随时变的遗漏变量问题, 优于采用混合回归模型, 故可认为遗漏变量对于采用固定效应模型的基准回归造成估计偏误的可能性更小。因此, 基准回归的结果是可信的。

男性外出务工、女性赋权与家庭成员蛋白质摄入

男性外出务工	14.482** (7.172)	0.271** (0.109)	12.769* (6.970)
女性赋权得分	— —	— —	6.727** (3.046)
常数项	-54.243 (35.250)	2.687*** (0.415)	-79.016** (36.239)
组内R <sup>2</sup>	0.063	0.078	0.074
样本量	2089	2089	2089

注：①列（1）、（3）的被解释变量为家庭成员蛋白质摄入，列（2）的被解释变量为女性赋权得分；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内数字为标准误；④各回归已加入控制变量，估计结果略。

3.稳健性检验三：子样本回归。考虑到基准回归所使用的数据为非平衡面板数据，两期样本的农户不完全一致，有可能对估计结果造成偏误。本文从非平衡面板样本中提取平衡面板子样本（473 户，共 946 个样本），仍使用个体固定效应模型对（1）～（3）式进行估计。估计结果（见表 8）同基准回归一致，再次证明本文估计结果的稳健性。

表 8 稳健性检验三：子样本回归

	(1)	(2)	(3)
男性外出务工	14.482** (7.200)	0.277** (0.108)	12.817* (7.012)
女性赋权得分	— —	— —	6.389** (3.088)
常数项	-57.054 (35.969)	2.789*** (0.417)	-81.591** (36.671)
组内R <sup>2</sup>	0.063	0.080	0.073
样本量	946	946	946

注：①列（1）、（3）的被解释变量为家庭成员蛋白质摄入，列（2）的被解释变量为女性赋权得分；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内数字为标准误；④各回归已加入控制变量，估计结果略。

### （三）异质性分析

1.男性外出务工、女性赋权对不同收入水平的农户家庭成员蛋白质摄入的影响。为了考察男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入水平的农户间的差异，本文根据样本农户家庭人均收入的中位数（8678 元），将样本划分为高收入组与低收入组，对（1）～（3）式进行分组回归。回归结果如表 9 所示。

表 9 男性外出务工、女性赋权对不同收入水平的农户家庭成员蛋白质摄入的影响

	低收入组			高收入组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
男性外出务工	24.230* (12.361)	0.204 (0.171)	22.042* (11.463)	17.947* (10.878)	0.378** (0.164)	14.719 (10.906)

男性外出务工、女性赋权与家庭成员蛋白质摄入

女性赋权得分	—	—	11.684**	—	—	9.921**
	—	—	(5.908)	—	—	(4.436)
常数项	-2.972	2.040***	-32.165	13.858	3.139***	-22.708
	(36.605)	(0.690)	(42.150)	(40.352)	(0.651)	(42.310)
组内 R <sup>2</sup>	0.103	0.158	0.142	0.068	0.082	0.089
样本量	1044	1044	1044	1045	1045	1045

注：①列（2）、（5）的被解释变量为女性赋权得分，列（1）、（3）、（4）、（6）的被解释变量为家庭成员蛋白质摄入；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内数字为标准误；④各回归已加入控制变量（不包含家庭收入），估计结果略。

表 9 列（1）～（6）给出个体固定效应模型的估计结果。从列（1）和列（4）的结果可知，男性外出务工均在 10%的水平上显著且系数为正。换言之，无论是对于收入较低的农户还是收入较高的农户，男性外出务工都可增加家庭成员蛋白质摄入。列（2）和列（5）的结果显示，男性外出务工对女性赋权的影响仅在高收入组显著，即男性外出务工仅促进了高收入组农户的女性赋权。从列（3）和列（6）的结果来看，在控制女性赋权后，男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响仅在低收入组存在。女性赋权均在 5%的水平上显著，且系数均为正。这说明，无论是对于低收入组还是对于高收入组的农户，女性赋权均可增加家庭成员蛋白质摄入。

以上结果似乎表明，在没有控制女性赋权的影响时，男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入组间存在差异（24.230>17.947）；女性赋权得分对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入组间也存在差异（11.684>9.921）。但严格从统计意义上看，上述影响的异质性是否真实存在仍需进一步统计检验。现有用于检验组间系数差异的方法主要有三种：Chow 检验、似无相关模型检验以及费舍尔组合检验（参见连玉君、廖俊平，2017）。其中，由于 Chow 检验的假定条件较为严格<sup>①</sup>，本文使用似无相关模型检验以及费舍尔组合检验方法对上述影响的异质性进行检验。检验结果<sup>②</sup>表明，在没有控制女性赋权的影响时，男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入组间并无显著差异；女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入组间也无显著差异。因此，不可仅通过比较系数绝对值的大小得出男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响以及女性赋权得分对家庭成员蛋白质摄入的影响在不同收入组间存在差异的结论。

综上所述，由于男性外出务工对女性赋权的正向影响仅在高收入组中显著，且在控制女性赋权后，男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响不再显著。因此，女性赋权仅在高收入组中存在完全中介效应。

2.不同外出距离的男性外出务工对女性赋权的影响<sup>③</sup>。本文以没有男性外出务工为参照，使用男性

<sup>①</sup>Chow 检验暗含较为严格的假设条件：若仅引入关键解释变量与分组变量的交乘项，则相当于假设其他控制变量的系数在两组之间不存在差异。

<sup>②</sup>限于篇幅，本文并未展示似无相关模型检验与费舍尔组合检验的结果，感兴趣的读者可向笔者索取。

<sup>③</sup>除本文所展示的男性外出务工是否跨省对女性赋权的影响异质性分析外，笔者还按照男性外出务工是否跨市等多种划

跨省务工（是=1，否=0）和男性本省务工（是=1，否=0）替换（2）式中的男性外出务工变量，以分析不同外出距离的男性外出务工对女性赋权的异质性影响。从表 10 列（1）可以看到，男性跨省务工和男性本省务工均显著且系数为正。这表明，不论外出距离远近，相较于没有男性外出务工的农户，有男性外出务工的农户中女性赋权均显著提高。该结论与基准回归结果一致，但与男性跨省务工相比，男性本省务工的显著性水平较低，系数值较小。

进一步地，为直接比较男性跨省务工与男性本省务工对女性赋权的影响差异，本文在基准回归的基础上进一步缩小样本范围，将有男性外出务工的农户作为研究对象，并使用男性是否跨省务工替换（2）式中的男性外出务工变量进行估计。表 10 列（2）的结果说明，相较于男性本省务工，男性跨省务工对女性赋权的影响并不显著。换言之，男性是否跨省外出务工对女性赋权的影响并无显著差异。

表 10 男性外出务工目的地离家乡的不同距离对女性赋权的影响

	(1)	(2)
男性本省务工	0.257** (0.122)	— —
男性跨省务工	0.316*** (0.122)	0.103 (0.131)
常数项	2.797*** (0.412)	2.486*** (0.657)
组内 R <sup>2</sup>	0.080	0.081
样本量	2089	1108

注：①\*\*\*、\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内数字为标准误；③各回归已加入控制变量，估计结果略。

## 五、结论和讨论

本文通过分析 2015 年和 2018 年贵州、云南、陕西和甘肃四省欠发达地区农村的 2089 份农户追踪调查数据，运用个体固定效应模型验证男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响，并探讨女性赋权在男性外出务工对于家庭成员蛋白质摄入的影响中的作用机制。本文从农业生产决策、生产性资产、财务支配、人际交往以及日常消费 5 个方面综合测度农户女性赋权。研究结果发现：第一，男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入有显著的正向影响；第二，男性外出务工可改善女性赋权；第三，女性赋权也提高了家庭成员蛋白质摄入；第四，女性赋权在男性外出务工对家庭成员蛋白质摄入的影响中有部分中介效应，进一步地，对于收入较高的样本农户，女性赋权在男性外出务工对其家庭成员蛋白质摄入的影响中有完全中介效应。此外，男性外出务工距离家乡的远近对女性赋权的影响无显著差异。

上述结论有如下政策启示：在推动男性外出务工增加农户收入水平的基础上，可通过进一步提高

分标准进行异质性分析。结果显示，不同外出距离的男性外出务工对女性赋权的影响并无显著差异。限于篇幅，本文并未展示这些结果，感兴趣的读者可向笔者索取。

女性赋权来促进农户家庭成员蛋白质摄入。在当前中国不断加快城镇化进程和农村剩余劳动力继续转移的大背景下，农户基于“男主外，女主内”这一原则在性别之间进行非农经济活动和农业生产劳动的分工，留守女性因而已成为目前中国农村生产生活的最主要的参与主体。因此，一方面，政府应通过技术培训、农民就业辅导和职业培训等措施，积极帮助欠发达地区的农民增加外出务工的机会，助力农户收入水平的进一步提高，从而改善他们的蛋白质等营养摄入。另一方面，应更多关注留守在广大农村地区的女性的生存和生活状况。让社会逐步认识到：首先，在大批青壮年男性劳动力进城务工从事非农生产活动的背景下，农村留守女性已经成为当下中国农业生产的中坚劳动力群体；其次，农村留守女性对其家庭做出的贡献不仅仅局限于其从事农业生产所获得的直接收入，还应包括为解决男性外出务工的后顾之忧而承担的家庭照料工作（李实，2001），她们的社会价值应该得到进一步的评估和肯定。同时，应鼓励广大留守农村的女性积极参与村庄集体活动，增加女性的社区参与感。让女性在社区活动参与过程中获得更多的村庄话语权，从而提高农村女性赋权，改善农村女性的社会生活质量和地位。

本文在研究方法上可能存在一定的局限性，例如对女性赋权的测度。女性赋权是一个多维度、多侧面的动态变量，难以被精确测度（徐安琪，2005）。尽管本文考虑到家庭决策的重要程度差异，在稳健性检验中对不同方面决策的权重进行了调整，但由于这种差异无法被准确量化，不同权重的设置亦有一定的主观色彩。另外，因本文所使用的面板数据只有2015年和2018年两期，时间间隔较短。如果欲估算男性外出务工、女性赋权对农户家庭成员蛋白质摄入的影响在长期的变化以及变化趋势，需要使用更长时序的面板数据进行更进一步的论证。再者，由于样本和数据的限制，本文的研究结论的普遍性需要进一步探讨。本文着重讨论的是欠发达地区农村男性外出务工、女性赋权对家庭成员蛋白质摄入的影响及其机制，如果想进一步验证本文结论是否适用于其他地区，则需进一步收集这些地区的相关数据进行论证。

#### 参考文献

1. 陈志光、杨菊华，2012：《农村在婚男性流动对留守妇女家庭决策权的影响》，《东岳论丛》第4期。
2. 程名望、Jin Yanhong、盖庆恩、史清华，2014：《农村减贫：应该更关注教育还是健康？——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证》，《经济研究》第11期。
3. 丁从明、吴羽佳、秦姝媛、梁甄桥，2018：《社会信任与公共政策的实施效率——基于农村居民新农保参与的微观证据》，《中国农村经济》第5期。
4. 范红丽、辛宝英，2019：《家庭老年照料与农村妇女非农就业——来自中国微观调查数据的经验分析》，《中国农村经济》第2期。
5. 封志明、史登峰，2006：《近20年来中国食物消费变化与膳食营养状况评价》，《资源科学》第1期。
6. 高小贤，1994：《当代中国农村劳动力转移及农业女性化趋势》，《社会学研究》第2期。
7. 郭红卫，2009：《医学营养学》，上海：复旦大学出版社。
8. 黄艳芳、顾蕊、聂凤英，2017：《妇女赋权对贫困农户食品安全的影响》，《中国食物与营养》第5期。

- 9.李雷、白军飞、张彩萍, 2019: 《外出务工促进农村留守人员肉类消费了吗——基于河南、四川、安徽和江西四省的实证分析》, 《农业技术经济》第9期。
- 10.李雷、白军飞、张彩萍, 2020: 《贫困县视角下农村居民收入对膳食健康的影响研究——基于CHNS数据的微观实证》, 《农业现代化研究》第1期。
- 11.李实, 2001: 《农村妇女的就业与收入——基于山西若干样本村的实证分析》, 《中国社会科学》第3期。
- 12.李晓云、张晓娇, 2020: 《收入与农业生产类型对中国农村居民营养的影响》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 13.连玉君、廖俊平, 2017: 《如何检验分组回归后的组间系数差异?》, 《郑州航空工业管理学院学报》第6期。
- 14.刘华、胡雪枝, 2013, 《中国城镇居民收入增长对营养需求的影响研究》, 《农业技术经济》第2期。
- 15.刘晓昀, 2010: 《农村劳动力流动对农村居民健康的影响》, 《中国农村经济》第9期。
- 16.马双、臧文斌、甘犁, 2010: 《新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析》, 《经济学(季刊)》第1期。
- 17.孟宪范, 1995: 《“男工女耕”与中国农村女性的发展》, 《社会科学战线》第1期。
- 18.秦立建、秦雪征、蒋中一, 2012: 《健康对农民工外出务工劳动供给时间的影响》, 《中国农村经济》第8期。
- 19.秦立建、张妮妮、蒋中一, 2011: 《土地细碎化、劳动力转移与中国农户粮食生产——基于安徽省的调查》, 《农业技术经济》第11期。
- 20.孙文凯、王乙杰, 2016: 《父母外出务工对留守儿童健康的影响——基于微观面板数据的再考察》, 《经济学(季刊)》第3期。
- 21.孙新华, 2013: 《强制商品化: “被流转”农户的市场化困境——基于五省六地的调查》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 22.田旭、黄莹莹、钟力、王辉, 2018: 《中国农村留守儿童营养状况分析》, 《经济学(季刊)》第1期。
- 23.王弟海, 2012: 《健康人力资本、经济增长和贫困陷阱》, 《经济研究》第6期。
- 24.王兴稳、樊胜根、陈志钢、张晓波、吕开宇, 2012: 《中国西南贫困山区农户食品安全、健康与公共政策——基于贵州普定县的调查》, 《中国农村经济》第1期。
- 25.温忠麟、叶宝娟, 2014: 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第5期。
- 26.文洪星、韩青, 2018: 《非农就业如何影响农村居民家庭消费——基于总量与结构视角》, 《中国农村观察》第3期。
- 27.吴晓瑜、李力行, 2011: 《母以子贵: 性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据》, 《经济学(季刊)》第3期。
- 28.肖海峰、李瑞锋、努力曼, 2008: 《我国贫困地区农村居民家庭食品安全状况的自我评价及影响因素分析》, 《农业技术经济》第3期。
- 29.肖运来、聂凤英, 2010: 《中国食品安全状况研究》, 北京: 中国农业科学技术出版社。
- 30.徐安琪, 2005: 《夫妻权力和妇女家庭地位的评价指标: 反思与检讨》, 《社会学研究》第4期。
- 31.殷浩栋、毋亚男、汪三贵、王瑜、王姮, 2018: 《“母凭子贵”: 子女性别对贫困地区农村妇女家庭决策权的影

响》，《中国农村经济》第1期。

32.张车伟，2003：《营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据》，《经济研究》第1期。

33.赵方蕾、房红芸、赵丽云、慕迪、郭齐雅、琚腊红、何丽，2021：《2015年中国65岁及以上老年人膳食能量及宏量营养素摄入现状》，《卫生研究》第1期。

34.郑志浩、高颖、赵殷钰，2015：《收入增长对城镇居民食物消费模式的影响》，《经济学（季刊）》第1期。

35.钟甫宁、向晶，2012：《人口结构、职业结构与粮食消费》，《农业经济问题》第9期。

36.Alkire, S., R. Meinzen-Dick, A. Peterman, A. Quisumbing, G. Seymour, and A. Vaz, 2013, “The Women’s Empowerment in Agriculture Index”, *World Development*, 52:71-91.

37.Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber, 2005, “Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools”, *Journal of Political Economy*, 113(1):151-184.

38.Banerjee, A. V., and E. Duflo, 2011, *Poor Economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty*, New York: Public Affairs.

39.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.

40.Bellows, J., and E. Miguel, 2009, “War and Local Collective Action in Sierra Leone”, *Journal of Public Economics*, 93(11-12):1144-1157.

41.Fogel, R. W., 1994, “The Relevance of Malthus for the Study of Mortality Today: Long-run Influences on Health, Mortality, Labor Force Participation, and Population Growth”, NBER working paper no.h0054, <https://www.nber.org/papers/h0054>.

42.Hoddinott, J., and L. Haddad, 1995, “Does Female Income Share Influence Household Expenditures—Evidence From Côte d’Ivoire”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1): 77-96.

43.Holland, C., and A. Rammohan, 2019, “Rural Women’s Empowerment and Children’s Food and Nutrition Security in Bangladesh”, *World Development*, vol.124, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104648>.

44.Kabeer, N., 1999, “Resources, Agency, Achievements: Reflections on the Measurement of Women’s Empowerment”, *Development and Change*, 30(3): 435-464.

45.Kassie, M., M. Fisher, G. Muricho, and G. Diro, 2020, “Women’s Empowerment Boosts the Gains in Dietary Diversity from Agricultural Technology Adoption in Rural Kenya”, *Food Policy*, vol. 95, <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2020.101957>.

46.Krumbiegel, K., M. Maertens and M. Wollni, 2020, “Can Employment Empower Women? Female Workers in the Pineapple Sector in Ghana”, *Journal of Rural Studies*, 80:76-90.

47.Majokweni, Z. P., and J. J. Molnar, 2021, “Gender and Rural Vitality: Empowerment through Women’s Community Groups”, *Rural Sociology*, <https://doi.org/10.1111/ruso.12379>.

48.Quisumbing, A. R., and J. A. Maluccio, 2003, “Resources at Marriage and Intrahousehold Allocation: Evidence from Bangladesh, Ethiopia, Indonesia, and South Africa”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(3): 283-327.

49.Shekar, M., J. Kakietek, J. D. Eberwein, and D. Walters, 2017, “An Investment Framework for Nutrition: Reaching the Global Targets for Stunting, Anemia, Breastfeeding, and Wasting”, The World Bank.

50.Sobel, M. E., 1982, "Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models", *Sociological Methodology*, 13(7):290-312.

51.Zhao, X., J. G. Lynch, and Q. Chen, 2010, "Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis", *Journal of Consumer Research*, 37(2):197-206.

(作者单位: <sup>1</sup> 华中农业大学经济管理学院;

<sup>2</sup> 华中农业大学宏观农业研究院;

<sup>3</sup> 中国农业科学院农业信息研究所)

(责任编辑: 黄 易)

## **Male Labor Migration, Women Empowerment and Household Protein Intake: Evidence from Less Developed Rural Areas in China**

HAO Jinghui    WANG Fei    HUANG Jiaqi

**Abstract:** Based on the tracking survey data of 2089 rural households in less developed areas of Guizhou, Yunnan, Shaanxi and Gansu provinces in 2015 and 2018, this article applies a panel fixed effect model to estimate the impacts of male labor migration and women empowerment on farmer households' protein intake. It further analyzes the role of women empowerment in the pathway of male labor migration impact on farmer households' protein intake. The estimation results show that male labor migration does not only increase households' protein intake, but also imposes positive effect on women empowerment. Meanwhile, women empowerment can significantly increase farmer households' protein intake in less developed rural areas. After carrying out mediation effect test, the study finds that women empowerment plays a partial mediation role in the effect of male labor migration on households' protein intake. Furthermore, it finds that women empowerment has a total mediation effect on the male labor migration and households' protein intake in the higher income group. Therefore, women empowerment can be a second method to improve households' protein intake on the basis of increasing households' income by improving labor migration.

**Keywords:** Women Empowerment; Protein Intake; Male Labor Migration; Less Developed Rural Area