

非农就业对农户清洁能源消费及其持续性的影响*

——以炊事清洁能源消费为例

汪昊¹ 张俊飏²

摘要：农户生活用能升级是实现农村能源转型的关键。本文利用具有全国代表性的中国家庭追踪调查（CFPS）的农户面板数据，采用多维固定效应模型、工具变量法等，考察非农就业对农户炊事清洁能源消费的影响。结果表明：非农就业对农户炊事清洁能源消费具有促进作用，而且这一作用主要通过提高家庭人均纯收入水平、减少可用劳动力数量来实现。异质性分析结果表明：非农就业对农户炊事清洁能源消费的影响，在正规就业组、仅男性非农就业组、男女均非农就业组和高经济发展水平地区更显著。本文进一步分析了非农就业对农户炊事清洁能源消费持续性的影响，发现在其他条件不变的情况下，非农就业能够提升农户持续使用炊事清洁能源的概率，且随着收入的增长，非农就业对农户炊事清洁能源消费持续性的边际影响逐渐增强。当前，应持续创造和提供非农就业机会，以促进农村能源转型。

关键词：非农就业 炊事清洁能源消费 清洁能源消费持续性 农村能源转型

中图分类号：F328；X24 **文献标识码：**A

一、引言

确保人人获得负担得起、可靠和可持续的现代能源已经在 2015 年被联合国列为可持续发展目标之一^①。然而，许多发展中国家的农户仍普遍使用秸秆、柴草和煤炭等非清洁能源。中国农户仍未完全摆脱柴草和散煤等非清洁能源，45%的农户将柴草等生物质作为主要生活能源，24%的农户将煤炭作

*本文是浙江农林大学科研发展基金人才启动项目（编号：2023FR015）、国家社会科学基金重点项目“基于经济高质量发展的农业自然资源高效利用研究”（编号：20AZD091）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：张俊飏。

^①资料来源：《目标 7. 确保人人获得负担得起、可靠和可持续的现代能源》，<https://www.un.org/zh/node/21053>。

为主要生活能源，东北地区和西部地区将柴草和煤炭作为主要生活能源的农户占全部农户的比重甚至超过 80%^①。2021 年，中国居民消费了约 2.6 亿吨散煤^②。现有研究表明，长期使用秸秆、柴草和煤炭等非清洁能源会导致温室气体排放和大气中颗粒物浓度增加，引发严重的环境问题（师华定等，2010；Fan et al., 2021；曹翔等，2021）。长期室内污染会增加农户结核病、肺癌和呼吸道等疾病发生的概率（方黎明和刘贺邦，2019）。在此背景下，推动农村能源转型，对改善农村人居环境和全面推进乡村振兴具有重要的现实意义。

农户清洁能源消费转型在现阶段面临多重挑战。首先，农户收入水平较低，难以负担清洁能源消费成本（吴施美和郑新业，2022）；其次，农户环境问题认知水平不高，且多数农户受传统生活习惯影响，生活用能方式转变的意愿不强，能源消费转型阻力较大（史清华等，2014）；最后，农户清洁能源消费的后劲不足。政府大力推广清洁能源，虽然能够短暂改变农户传统用能方式，但就长期而言，农户持续使用清洁能源的能力仍然不足（廖华，2019）。根据《中国散煤综合治理研究报告 2021》数据，2018—2019 年，北方地区按村统计平均散煤复燃率达到 14%，有地区甚至高达 36%^③。本文基于中国家庭追踪调查（china family panel studies，简称 CFPS）2016 年和 2018 年的数据分析发现，2016 年使用清洁能源的农户占全部农户的比重为 48.13%，这部分农户中仅有 52.7% 的农户在 2018 年继续使用清洁能源。在此背景下，国内外学者开始探索影响农户使用清洁能源的因素，从而破解农户清洁能源消费转型难题。一些研究证实了家庭收入水平、居住面积、家庭人口规模、年龄和受教育程度等家庭经济和人口特征会影响家庭用能选择（仇焕广等，2015，秦青等，2017；Hou et al., 2018；袁俐雯等，2022；吴施美和郑新业，2022）。

随着农村人口流动限制的逐步放松，农村劳动力进城务工的现象越发普遍（钱龙和洪名勇，2016）。《2021 年农民工监测调查报告》数据显示，2021 年全国农民工已达 29251 万人，比 2020 年增加 691 万人，增长率达到 2.4%^④。在此背景下，越来越多的学者从非农就业视角研究农户清洁能源消费问题，并且得出较为一致的结论：一方面，非农就业能够提升农户收入水平，弱化农户使用清洁能源的预算约束（Hou et al., 2018；Ma et al., 2018a）；另一方面，非农就业通常伴随着农村劳动力的转移，而劳动力转移有利于拓宽农户获取环境信息的渠道（陈瑛等，2012），提升农户环境认知水平，从而增强农户使用清洁能源的意愿。Martey et al.（2022）利用加纳的数据，研究发现非农就业增加了农户的清洁能源消费，减少了非清洁能源消费。上述研究为本文研究奠定了基础，但这些研究大多使用截面数据，难以控制烹饪能力和饮食偏好等不可观测因素的影响（Zheng, 2023），可能会导致估计偏误。Sun et al.（2022）利用 2009 年和 2013 年两期调研数据，研究发现非农就业人数的增加导致从事农业

^①资料来源：《第三次全国农业普查主要数据公报（第四号）》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-12/16/content_5247677.htm。

^②资料来源：《推动煤炭清洁高效利用》，https://www.ndrc.gov.cn/fggz/hjzy/jnhnx/202210/t20221011_1338505.html。

^③资料来源：《中国散煤综合治理研究报告 2021》，<https://energy.pku.edu.cn/docs/2021-11/d584da0a5fd64e149bf7b2458d3c9080.pdf>。

^④资料来源：《2021 年农民工监测调查报告》，https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1901452.html。

生产的劳动力数量的减少，提高了传统生物质能源的影子价格，从而抑制农户对传统生物质能源的需求。Zheng（2023）利用2014年和2016年中国劳动力动态调查数据，发现非农就业可以通过减少可用劳动力数量、家庭聚餐时间和增加厨房设备购买来促进清洁能源消费转型。

上述研究虽然在时间上控制了不可观测因素的影响，但是依旧存在可拓展的空间：一是已有研究均基于计划行为理论，从农户清洁能源消费的可获得性、可负担性角度展开研究，但是该理论只能解释家庭的短期能源消费行为，不能揭示短期行为和长期行为的差异，忽视了农户清洁能源消费的可持续性。关于个体持续性亲环境行为的研究不多，且主要集中在绿色低碳技术采纳和信息技术应用等领域。盖豪等（2020）认为外部环境规制和内部感知价值能够使农户持续采纳亲环境技术；盖豪等（2021）证明政策宣传能够在一定程度上提升农户采纳绿色低碳技术的持续性；Wemyss et al.（2019）基于瑞士的微观数据，发现设定智能手机应用程序能够提升家庭节电行为的持续性。关于农户清洁能源消费持续性的研究有待进一步拓展。二是已有研究主要从人口经济因素方面分析非农就业影响农户清洁能源消费的机制（Sun et al., 2022; Zheng, 2023），忽视了农户心理因素的影响。现有研究表明，农户心理因素会影响家庭能源投资决策，农户积极的心理能够增强家庭改善生活能源消费的意愿，提升家庭福利水平（畅华仪等，2020）。

本文在现有研究的基础上，利用CFPS2016年和2018年两期全国层面的家庭面板数据，以炊事清洁能源消费为例，研究非农就业对农户清洁能源消费和清洁能源消费持续性的影响。炊事能源是指家庭日常做饭使用的能源，需要说明的是，本文选择研究农户炊事清洁能源消费的原因在于：在农村地区，炊事能源消费量占农户家庭生活能源总消费量的比重达44%^①。本文的边际贡献主要体现在以下两方面：一是在笔者掌握的文献中，研究非农就业对农户炊事清洁能源消费持续性影响的文献较少，本文基于CFPS2016年和2018年的数据，分析非农就业对农户炊事清洁能源消费持续性的影响，拓展非农就业对炊事清洁能源消费持续性影响的研究，对既有研究形成补充。二是本文在评估非农就业对农户炊事清洁能源消费影响的基础上，从多角度验证非农就业影响农户炊事清洁能源消费的作用机制，进一步丰富相关研究。

二、理论分析

根据《中华人民共和国能源法（征求意见稿）》，清洁能源是指开发利用和使用过程中环境污染物和二氧化碳等温室气体零排放或者低排放的能源^②。本文基于此定义并结合相关文献（如何可等，2023），将电、天然气、液化气和太阳能等能源定义为清洁能源，将秸秆、柴草和煤炭等使用后产生较大污染的能源定义为非清洁能源。在本文研究中，非农就业是指农户劳动力主要从事非农业方面的工作。

（一）非农就业与农户炊事清洁能源消费

随着农村经济的发展和劳动力市场的日益开放，非农就业收入已成为许多农户最重要的收入之一。

^①资料来源：《中国家庭能源消费研究报告（2015）》，http://nads.ruc.edu.cn/upfile/file/20160524085312_906914_35342.pdf。

^②参见《中华人民共和国能源法（征求意见稿）》，<http://heic.org.cn/upload/file/20210825/16298599822982313.pdf>。

这一转变不仅影响农户的经济状况，还对其能源消费模式产生深远影响。

第一，非农就业会提高农户的收入水平，提升农户清洁能源消费的负担能力。根据预算约束理论，家庭消费受到家庭收入水平的制约，非农就业能够改善家庭经济状况，拓宽家庭消费的可选择集。而且随着家庭收入的提升，家庭个体的收入弹性随之增加，更愿意使用高成本但环保的清洁能源。收入水平和能源成本是影响农户清洁能源消费的重要因素（杨柳和万江红，2022），使用清洁能源所要承担的经济成本通常比使用非清洁能源高。非清洁能源获取是一个高强度、多环节的体力劳动项目，需要家庭投入一定量的劳动力和一定的时间（Shi et al., 2009）。对许多经济条件较差的农户而言，他们使用非清洁能源（如秸秆、柴草和煤炭等）所要承担的成本除包括经济成本外，还包括家庭劳动力消耗的时间与体力成本。根据能源阶梯理论，当农户的收入水平提升且足以支付使用清洁能源的经济成本时，农户倾向于从秸秆、柴草和煤炭等非清洁能源消费转向电力和天然气等清洁能源消费（吴施美和郑新业，2022）。根据新迁移经济学理论，非农就业通常取决于家庭的整体决策，非农就业不仅提升了迁移者（家庭非农就业的劳动力）的绝对收入水平，而且通过汇款等方式提高了家庭其他成员的收入水平，从而弱化家庭的预算约束（Ma et al., 2018b），提升家庭的清洁能源消费支付能力。此外，收入水平提高有助于提升家庭购买或更新燃气灶和电饭煲等厨房烹饪设备的能力，厨房烹饪设备升级为清洁能源消费创造了便利条件（Hou et al., 2018）。

第二，非农就业会减少农户可用劳动力数量，提升农户获取非清洁能源的机会成本。根据机会成本理论，个体的行为是理性的，为了实现自身效用最大化，个体在进行资源分配时会评估不同选择的成本与收益，进而做出最优选择。非农就业会增加农户获取非清洁能源的机会成本，使农户使用非清洁能源变得不经济，即相较于直接获取非清洁能源，通过非农就业赚取工资以购买清洁能源的边际成本更低（Ma et al., 2019）。家庭非农就业劳动力增加，则家庭可用劳动力数量会相应减少，从而导致家庭为获取非清洁能源而能够投入的劳动力数量减少（Pachauri and Jiang, 2008）。此外，家庭劳动力非农就业比例增加，通常意味着家庭常住人口的减少，常住人口减少会降低家庭能源消耗量，而减少的能源更多是非清洁能源，这在小规模人口家庭中体现得尤为明显（Chen et al., 2006）。这一方面是因为使用天然气和电力等清洁能源比使用非清洁能源更方便（Ma et al., 2019）；另一方面是因为相比大规模人口家庭，小规模人口家庭使用清洁能源所花费的时间更少、成本更低（Martey et al., 2022）。

第三，非农就业会提升农户对环境问题的认知水平，提高农户使用清洁能源的概率。根据社会认知理论，环境、行为和人是相互独立又相互作用的理论实体。人处于某种环境中会激发其人格能动性，从而反思过去的行为，把控合理的行为，承诺未来的行为（Bourdieu, 1986）。实现非农就业的家庭劳动力能够接触外部环境，有助于拓宽其视野（杜三峡等，2021），使他们体验城市或城镇的生活方式和人居环境，从而能够在一定程度上提升农户的环境问题感知程度。当这部分群体回到农村后，他们会反思过去的能源消费行为，并且在未来的能源消费中更青睐清洁能源，即当农户意识到使用非清洁能源会导致严重的环境污染等问题时，农户会增加清洁能源消费。此外，当农户认识到环境污染会影响自身健康，增加呼吸道疾病甚至癌症的发生概率时，理性的农户将倾向于使用成本更高的清洁能源，以保持良好的家庭人居环境。根据以上分析，本文提出如下研究假说。

H1: 非农就业对农户炊事清洁能源消费具有正向影响。

H2: 非农就业主要通过提高家庭收入水平、减少可用劳动力数量和提升农户的环境问题感知程度三个渠道影响农户炊事清洁能源消费。

(二) 非农就业与农户炊事清洁能源消费持续性

根据期望确认理论,个体在初次使用清洁能源后,会对使用清洁能源的成本、收益和使用便利程度等有一定的了解,并在此基础上作出更为理性的持续使用清洁能源的决策,农户持续使用清洁能源的行为不能被简单地视为农户当前使用清洁能源行为的延伸(Thong et al., 2006)。非农就业对农户清洁能源消费持续性的影响主要体现在两个方面。一是提升预期收入的稳定性。家庭的清洁能源消费转型成本不仅包括能源消费费用,还包括清洁能源设备投资。例如,农户使用电力和燃气需要购买与之相匹配的电磁炉和燃气灶等烹饪设备,购买与更新能源设备对农户而言是一项跨期投资,即当期购买,分期获得该设备的效用。根据跨期选择理论,农户购买清洁能源设备的决策不仅取决于农户当期收入,还受预期收入的影响。当预期收入不稳定时,农户会减少清洁能源设备投资,以规避潜在的风险。相比农业生产经营,非农就业提升了农户预期收入的稳定性,农户从事农业生产经营所获得的收入更容易受自然因素、社会经济因素等的影响,因此主要从事农业生产经营的农户更倾向于依靠自身的储蓄来应对各种风险(文洪星和韩青, 2018; 姚先国等, 2021; 肖剑和罗必良, 2023)。未非农就业的农户会降低当期能源消费支出,使用成本更低的非清洁能源。二是发挥城镇居民的示范效应(文洪星和韩青, 2018)。农村劳动力在向城市流动后,城镇居民的能源消费偏好、消费场景和能源使用政策要求等会影响农村劳动力。这会导致部分农村劳动力的能源消费观念、消费意识等潜移默化地受到城市生活方式的影响。他们会不自觉地学习和模仿城镇居民的能源消费方式,进而将这种能源消费观念传递给留守家庭成员,实现农户清洁能源消费的持续转型。根据以上分析,本文提出如下研究假说。

H3: 非农就业对农户炊事清洁能源消费持续性具有正向影响。

三、数据与实证策略

(一) 数据来源

本文使用北京大学中国社会科学调查中心的CFPS数据。CFPS是全国性的综合社会跟踪调查项目,涵盖社会、经济、人口、教育和健康等内容,采用三阶段不等概率的整群抽样设计,并于2010年正式开展基线调研,此后在2012年、2014年、2016年、2018年和2020年进行追访。本文使用的是CFPS2016年和2018年个人和家庭层面的数据^①。该数据主要记录了个人信息特征(人口统计学特征等)和家庭信息特征(家庭规模、收入水平、非农就业情况和家庭清洁能源消费情况等)。本文还控制了水电燃料消费价格指数的影响,该指数数据来源于国家统计局网站^②。2016年和2018年的CFPS并未调查家

^①本文使用2016年和2018年数据的原因是:在清理面板数据时发现,在剔除一系列不符合本文研究要求、数据存在缺失的样本后,仅2016年和2018年的数据比较全面和完整。

^②国家统计局网站地址: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

庭户主相关情况，基于本文的研究问题并参考杨子砚和文峰（2020）的做法，本文将家庭财务问题回答人视为户主。本文删除了城市居民样本，并剔除了存在数据缺失的农户样本，最终获得 7900 个样本，涉及 3950 户农户。样本覆盖中国 26 个省份 198 个县（市、区）的 497 个行政村。

（二）变量说明

1.被解释变量——炊事清洁能源消费状况、炊事清洁能源消费持续性。本文的被解释变量包括炊事清洁能源消费状况和炊事清洁能源消费持续性两个变量。炊事清洁能源消费状况根据 CFPS 家庭问卷题项中受访者对“您家最主要用哪种燃料做饭？”的回答来定义。借鉴 Ma et al.（2022）的研究，若农户最主要使用清洁能源（电、天然气、煤气、液化气和太阳能等），则炊事清洁能源消费状况赋值为 1；若农户最主要使用非清洁能源（秸秆、柴草和煤炭等），则炊事清洁能源消费状况赋值为 0。若农户在 2016 年和 2018 年均主要使用清洁能源，则炊事清洁能源消费持续性变量赋值为 1，否则炊事清洁能源消费持续性变量赋值为 0。

2.核心解释变量——非农就业劳动力占比。现有研究主要用两种方式衡量农户非农就业状况：一是用户主非农就业情况（务农、兼业或务工）来反映家庭非农就业状况（Martey et al., 2022；吕沛璐等，2022）；二是用非农就业劳动力占比（非农就业劳动力数量占农户劳动力总数的比重）来反映家庭非农就业状况（王春超，2011；Wang et al., 2017）。本文选择后一种衡量方式，其原因在于：虽然单个家庭成员的就业行为通常取决于农户整体决策（王春超，2009），但是不同家庭成员就业状况对家庭能源消费的影响程度存在差异（Zheng., 2023），单个家庭成员的就业决策可能难以准确反映农户非农就业状况。本文根据 CFPS 问卷题项中受访者对“主要工作是农业工作还是非农工作？”的回答来界定劳动力是否非农就业，然后加总农户层面非农就业劳动力数量，用非农就业劳动力数量占农户劳动力总数的比重衡量非农就业劳动力占比变量。为确保本文分析的科学与完整性，后文使用户主非农就业情况衡量农户非农就业状况，进行稳健性检验。

3.控制变量。为缓解混杂变量对本文因果效应估计的干扰，本文参考 Ma et al.（2022）的研究，从个人和家庭两个层面选取影响农户清洁能源消费的控制变量。个人特征变量包含户主性别、户主年龄、户主党员身份、户主受教育年限和户主健康状况等；家庭特征变量包含家庭本地常住人口数、家庭负担人口数、家庭总收入、能源消费支出、固定资产价值和能源价格等。

4.机制变量。根据上述分析，非农就业可能主要通过提高家庭收入水平、减少可用劳动力数量和提升农户的环境问题感知程度三个渠道影响农户炊事清洁能源消费。本文分别用家庭人均纯收入、可用劳动力数量和环境问题感知状况三个变量，检验上述三个作用机制。其中：家庭人均纯收入以家庭总收入减去生产经营性支出的差值与家庭总人口数的比值衡量；可用劳动力数量以家庭总劳动力数量与非农就业劳动力数量的差值衡量；环境问题感知状况根据 CFPS 问卷题项中受访者对“您认为环境问题在中国有多严重”的回答来赋值，该变量取值为 0~10，变量取值越大，表明农户认为环境问题越严重。

表 1 展示了所有变量的定义及描述性统计结果。可以观察到，全样本中约 53.6%的农户主要使用清洁能源进行日常炊事活动，约 46.4%的农户仍然主要使用秸秆、柴草和煤炭等非清洁能源。非农就业现象在农村地区较为普遍，全样本中非农就业劳动力占比的均值为 0.314，表明平均每户农户有接近

1/3 的劳动力在非农行业就业。

表 1 变量定义及描述性统计结果

变量	变量定义	观测值	均值	标准差
炊事清洁能源消费状况	您家最主要用哪种燃料做饭：电、天然气、煤气、液化气和太阳能等清洁能源=1，秸秆、柴草和煤炭等非清洁能源=0	7900	0.536	0.499
炊事清洁能源消费持续性	家庭是否持续使用清洁能源：农户在 2016 年和 2018 年均主要使用清洁能源=1，其他=0	1901	0.527	0.499
非农就业劳动力占比	非农就业劳动力数量占农户劳动力总数的比重	7900	0.314	0.386
户主性别	男性=1，女性=0	7900	0.553	0.497
户主年龄	户主年龄（岁）	7900	52.400	13.690
户主党员身份	党员=1，非党员=0	7900	0.042	0.201
户主受教育年限	户主受教育的年限（年）	7900	5.745	4.396
户主健康状况	户主自评健康状况：非常健康=5，很健康=4，比较健康=3，一般=2，不健康=1	7900	2.794	1.271
家庭本地常住人口数	农户本地常住人口数量（人）	7900	2.716	1.181
家庭负担人口数	农户 16 岁以下及 65 岁以上人口数（人）	7900	1.005	0.945
家庭总收入	家庭总收入（元）	7900	43823.950	122171.100
能源消费支出	家庭过去一年的燃料费用（分）	7900	9384.291	17264.090
固定资产价值	家庭生产性固定资产总额（分）	7900	1794.674	4196.611
能源价格	水电燃料消费价格指数	7900	101.244	3.960
家庭人均纯收入	家庭总收入减去生产经营性支出的差值与家庭总人口数的比值（元/人）	7900	16462.380	54621.490
可用劳动力数量	家庭总劳动力数量与非农就业劳动力数量的差值	7900	1.000	1.127
环境问题感知状况	您认为环境问题在中国有多严重：0~10；分值越高，代表农户认为环境问题越严重	7668	6.158	2.817

注：①参考林伯强和杜克锐（2013）的研究，本文选用水电燃料消费价格指数作为能源价格的代理变量，并以 2010 年的水电燃料消费价格指数为基期对 2016 年和 2018 年水电燃料消费价格指数进行平减；②家庭总收入、能源消费支出、固定资产价值和家庭人均纯收入在后续回归中加 1 取对数。

（三）模型设定

1. 基准模型——多维固定效应模型。为获取非农就业影响农户炊事清洁能源消费的无偏估计量，本文控制家庭的非时变因素和随时间变化的宏观经济因素的影响。参考 Zheng（2023）的研究，本文采用多维固定效应模型进行估计，以缓解由忽略可观测和不可观测因素而导致的内生性问题^①。本文构建模型如下：

$$fuels_{it} = \alpha_1 off_farm_{it} + \beta control_{it} + \gamma_i + \sigma_t + \mu_j \times \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

^①由于存在多组固定效应，为避免“虚拟变量陷阱”问题（在包含截距项时，如果变量有 m 个，就需要在模型中引入 m-1 个虚拟变量，引入 m 个虚拟变量会导致模型解释变量之间存在完全多重共线性），本文的部分计量模型不包含截距项。

(1) 式中： i 和 t 分别表示农户和年份， j 表示村庄； $fuels_{it}$ 为被解释变量，即炊事清洁能源消费状况； off_farm_{it} 为核心解释变量，即非农就业劳动力占比； $control_{it}$ 代表一系列控制变量。 α_1 和 β 为待估参数； γ_i 表示家庭固定效应，主要用于控制家庭能源消费习惯等不可观测因素对炊事清洁能源消费状况的影响； σ_t 表示时间固定效应，主要用于控制时间层面不随个体变化的影响因素，如国家宏观政策等； $\mu_j \times \sigma_t$ 表示村庄时间交互固定效应（以下简称“村庄时间固定效应”），主要用于控制随时间和村庄变化的遗漏变量的影响，如村庄基础设施水平等； ε_{it} 是一个独立同分布的随机误差项，捕捉一些可能影响炊事清洁能源消费状况的其他因素。

2. 进一步分析的模型——Probit 模型。炊事清洁能源消费持续性变量为 0-1 离散变量，为避免模型估计中的影像问题（何可等，2015）和进一步探讨非农就业对炊事清洁能源消费持续性的影响，本文采用二元 Probit 模型进行估计，其基本模型为：

$$y_{it} = \delta_0 + \delta_1 off_farm_{it} + \sigma control_{it} + \xi_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： y_{it} 为第 i 个农户的炊事清洁能源消费持续性，核心解释变量、控制变量与 (1) 式一致； δ_0 表示常数项； δ_1 为非农就业影响农户炊事清洁能源消费持续性的估计系数； ξ_{it} 为随机误差项。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

基于 (1) 式的基准回归结果如表 2 所示。为了评估非农就业对农户炊事清洁能源消费状况的影响，本部分逐步增加控制变量和各类固定效应。其中，方程 1 为不含控制变量的估计结果。在此基础上，方程 2 和方程 3 依次将个人特征变量、家庭特征变量纳入模型。不难发现，无论是否加入控制变量，非农就业劳动力占比变量均在 1% 的统计水平上显著，且系数为正。为进一步排除不可观测因素的干扰，方程 4 在控制家庭固定效应、时间固定效应的基础上，进一步控制村庄时间固定效应。根据方程 4 的估计结果，非农就业能够推动农户使用清洁能源，家庭非农就业劳动力占比每增加 1 个百分点，农户炊事活动使用清洁能源的概率提升 0.05 个百分点。该结论与 Sun et al. (2022) 的研究结论基本一致，H1 得到验证。

表 2 非农就业影响农户炊事清洁能源消费的基准回归结果

变量	炊事清洁能源消费状况			
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
非农就业劳动力占比	0.070*** (0.022)	0.069*** (0.022)	0.066*** (0.022)	0.050** (0.023)
户主性别		-0.026* (0.015)	-0.026* (0.015)	-0.025 (0.015)
户主年龄		-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)

表2 (续)

户主党员身份		-0.026 (0.026)	-0.026 (0.026)	-0.022 (0.028)
户主受教育年限		0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)
户主健康状况		0.006 (0.006)	0.006 (0.006)	0.007 (0.006)
家庭本地常住人口数			0.010 (0.008)	0.014 (0.009)
家庭负担人口数			-0.036*** (0.012)	-0.043*** (0.012)
家庭总收入			-0.000 (0.003)	-0.002 (0.003)
能源消费支出			0.004** (0.002)	0.004* (0.002)
固定资产价值			0.001 (0.003)	-0.000 (0.003)
能源价格			0.001 (0.002)	-0.003 (0.058)
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
村庄时间固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
观测值	7900	7900	7900	7630
R ²	0.589	0.589	0.590	0.641

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误。

(二) 稳健性检验

为检验基准回归结果的稳健性，本文采取五种方式进行稳健性检验：一是使用工具变量法，以缓解可能存在的内生性问题；二是使用倾向得分匹配法进行估计，以缓解样本的自选择问题；三是增加控制变量；四是调整样本；五是替换核心解释变量。

1.工具变量法。基准回归可能存在由反向因果关系导致的内生性问题。非清洁能源收集是一项高强度、多环节的体力劳动，需要消耗家庭成员大量的时间和精力（Shi et al., 2009），这将占据农户劳动力本应用于生产性活动的时间。在家庭劳动力非农就业之前，农户使用清洁能源会减少家庭为获取非清洁能源而付出的时间和精力，从而提高家庭劳动力非农就业的概率，这可能带来内生性问题，进而导致本文的基准回归存在估计偏误。为此，本文使用工具变量法，以消除内生性问题带来的估计偏误。参考相关研究（如黄枫和孙世龙，2015；杨子砚和文峰，2020），本文将村庄中除样本农户之外其他农户非农就业劳动力占比的均值作为非农就业劳动力占比的工具变量（以下简称“其他农户非农就业劳动力占比”）。通常而言，工具变量需满足两个条件：一是工具变量与内生变量相关，即相

关性；二是工具变量与模型的扰动项不相关，即外生性。农户多基于血缘、亲缘和乡缘等构建村庄社会网络（郭斌，2012），农户能够通过村庄社会网络寻找务工机会。同时，农户非农就业行为受村内其他农户就业选择的影响，表现出一定的同群性（黄枫和孙世龙，2015）。从这个角度看，村庄其他农户非农就业状况会影响样本农户的非农就业决策，工具变量满足相关性要求。其他农户非农就业劳动力占比与样本农户清洁能源消费没有直接关系。其原因在于：农户使用清洁能源所要承担的成本较高，农户清洁能源消费情况与农户经济条件密切相关（袁俐雯等，2022），即其他农户非农就业劳动力占比不会影响样本农户长期的能源消费选择和能源消费习惯。因此，本文认为其他农户非农就业劳动力占比不会直接影响样本农户能源消费决策，满足外生性要求。理论上，其他农户非农就业劳动力占比可以作为本文核心解释变量的工具变量。

具体估计结果如表3所示。首先，第一阶段估计结果显示，本文选取的工具变量其他农户非农就业劳动力占比与潜在内生变量非农就业劳动力占比之间存在显著的相关性。其次，第一阶段估计结果显示，F值为415.37，通过了Cragg-Yogo检验，说明本文选取的工具变量并非弱工具变量。最后，第二阶段估计结果显示，非农就业劳动力占比对农户炊事清洁能源消费状况存在显著的正向影响，且估计系数为0.046。这证实了前述估计结果的稳健性。

表3 非农就业影响农户炊事清洁能源消费的工具变量法估计结果

变量	非农就业劳动力占比	炊事清洁能源消费状况
	第一阶段	第二阶段
其他农户非农就业劳动力占比	0.773*** (0.250)	
非农就业劳动力占比		0.046* (0.028)
控制变量	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
村庄时间固定效应	控制	控制
第一阶段F值	415.37	
观测值	7630	7630

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平；②括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；③控制变量同表2方程4。

2.使用倾向得分匹配法。本文在基准回归中，利用多维固定效应模型分析非农就业对农户炊事清洁能源消费状况的影响。但是，一方面，农户的非农就业状况不是随机的，可能受可观测样本特征的影响，这将导致样本自选择问题；另一方面，基准回归模型设定可能存在由线性回归函数形式设定错误导致的估计偏误问题。为解决上述问题，本文使用倾向得分匹配（propensity score matching，简称PSM）方法，构造一组与非农就业农户样本相匹配的从事农业生产经营的农户样本，从而建立一个合理的反事实框架。非农就业劳动力占比为连续变量，因此，本文参考Zheng（2023）的方法，根据农户非农就业劳动力占比是否大于其样本均值，将样本农户分为两组。其中，非农就业劳动力占比大于

其样本均值的农户属于处理组，小于其样本均值的农户属于对照组。为了保证匹配的质量，需要进行平衡性检验和共同支撑域检验。表4报告了相关检验结果。根据表4，伪R²由匹配前的0.220显著下降到匹配后的0.008~0.010；协变量的均值偏差由匹配前的37.6%显著下降到匹配后5.6%~6.0%；中位数偏差由匹配前的39.9%显著下降到匹配后的6.8%~8.2%。总偏误大大降低，平衡性检验通过，这表明本文的匹配结果较好^①。

表4 平衡性检验结果

匹配方法	伪R ²	均值偏差(%)	中位数偏差(%)
匹配前	0.220	37.6	39.9
最近邻匹配(1对3匹配)	0.010	6.0	8.2
最近邻匹配(1对5匹配)	0.009	5.9	8.1
半径匹配(半径为0.01)	0.008	5.7	6.8
核匹配(带宽为0.06)	0.008	5.6	6.8

表5报告了使用4种匹配方法得到的非农就业对农户炊事清洁能源消费状况影响的平均处理效应，即ATT值。不难发现，不论使用哪种匹配方式，最后所得估计结果均十分接近，ATT值均在1%的统计水平上显著，说明非农就业对农户炊事清洁能源消费的正向影响在统计上是显著的。以上结果验证了前文分析结论，即非农就业能够促进农户清洁能源消费。

表5 非农就业对农户炊事清洁能源消费状况影响的PSM方法估计结果

匹配方法	处理组	对照组	ATT	标准误
最近邻匹配(1对3匹配)	0.643	0.471	0.173***	0.017
最近邻匹配(1对5匹配)	0.643	0.468	0.175***	0.015
半径匹配(半径为0.01)	0.643	0.460	0.173***	0.013
核匹配(带宽为0.06)	0.643	0.470	0.173***	0.014
平均值	0.643	0.467	0.174	

注：①***表示1%的显著性水平；②通过自助法得到标准误，重复抽样500次。

3.增加控制变量。本文虽然控制了多种固定效应，但依旧可能存在由遗漏变量导致的内生性问题。具体而言，根据《人类减贫的中国实践》白皮书，在脱贫攻坚背景下，农村基础设施有明显的改善，“截至2020年底，全国贫困地区新改建公路110万公里、新增铁路里程3.5万公里，贫困地区具备条件的乡镇和建制村全部通硬化路、通客车、通邮路”^②，交通网络完善便利了农户外出务工。2016年以来，政府部门持续推进无电地区电力建设、农村电网改造升级、骨干电网和输电通道建设等电网专项工程，使电网覆盖更多偏远地区，农村地区基本实现稳定可靠的供电服务全覆盖，这使农户可以用更大功率的电器或者天然气做饭。同时，政府支持农村产业发展和促进农户就业，通过就业帮扶车间等^③

^①因篇幅限制，共同支撑域检验结果未展示，留存备索。

^②资料来源：《〈人类减贫的中国实践〉白皮书》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-04/06/content_5597952.htm。

^③参见《人力资源社会保障部 发展改革委 财政部 农业农村部 乡村振兴局关于切实加强就业帮扶巩固拓展脱贫攻坚成果助力乡村振兴的指导意见》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2021/content_5616174.htm。

就业载体，创造更多就业岗位来提高农户收入水平。本部分尝试加入村庄特征变量，以反映前述政策的影响。2016年和2018年的CFPS并未加入村庄特征的相关问题，因此，本文引入2010年低保户比例变量（村庄低保户数量占村庄总户数的比重）来反映脱贫攻坚的影响^①。估计结果如表6方程1所示，加入低保户比例后，非农就业对农户炊事清洁能源消费的影响在1%的统计水平上显著，证明了前文研究结论的稳健性。

4.调整样本。老年人往往不会过多参与家庭的非清洁能源收集活动，且非农就业的机会较少。为防止使用老年人样本可能导致的估计偏误，本文借鉴随淑敏和何增华（2020）的研究，将户主年龄在65岁以上的样本农户定义为老年农户，剔除老年农户样本后重新进行回归。估计结果如表6方程2所示，剔除老年农户样本后，非农就业对农户炊事清洁能源消费的影响在5%的统计水平上显著，证明了前文研究结论的稳健性。

现有文献多使用截面数据分析非农就业与农户炊事清洁能源消费的因果关系，本部分利用截面数据进行稳健性检验。具体而言，参考Zheng（2023）的研究，本文将面板数据拆分为2016年和2018年两年的截面数据，分别利用IV-Probit模型进行回归，估计结果如表6方程3和方程4所示。基于截面数据的估计结果表明，非农就业能够促进农户炊事清洁能源消费，本文的估计结果具有稳健性。

5.替换核心解释变量。不同家庭成员的就业决策对农户清洁能源消费决策的影响程度存在差异（Zheng，2023），而户主通常对家庭事务具有决定权，因此，本文使用户主非农就业情况（户主非农就业=1，户主在农业领域就业=0）来反映农户的非农就业情况，替换核心解释变量重新进行估计。估计结果如表6方程5所示，替换核心解释变量后，非农就业对家庭炊事清洁能源消费的影响在10%的统计水平上显著，表明前文估计结果具有稳健性。

表6 非农就业影响农户炊事清洁能源消费的稳健性检验结果

变量	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5
	增加控制变量	剔除老年农户样本	2016年样本	2018年样本	替换核心解释变量
非农就业劳动力占比	0.789*** (0.211)	0.066** (0.031)	2.505*** (0.121)	2.596*** (0.102)	
低保户比例	0.311 (0.384)				
户主非农就业情况					0.104* (0.063)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	未控制	未控制	控制
时间固定效应	控制	控制	未控制	未控制	控制
村庄时间固定效应	未控制	控制	未控制	未控制	控制

^①2010年的调研村庄比2016年和2018年少，在一定程度上会导致样本损失，因此，本文在稳健性检验中加入低保户比例变量，但在后文分析中未加入这一变量。

表 6 (续)

第一阶段 F 值	32.86	282.98			187.61
Wald 检验值			78.91***	85.70***	
观测值	6156	5860	3950	3950	7630

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②方程 1、方程 2 和方程 5 括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误，方程 3 和方程 4 括号内为稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 4；④表中各方程估计结果均为基于工具变量法的第二阶段估计结果。

(三) 异质性分析

1.考虑非农就业类型的异质性。由于户籍制度壁垒和劳动力自身技能水平等条件的制约，新兴部门难以吸收传统部门和农业部门转移出来的全部劳动力（何冰和周申，2019）。同时，制度不完全背景下的全球化和市场化催生出大量的非正规经济部门，这些非正规经济部门的就业灵活性大、门槛低。非正规就业是一种劳动关系不稳定的、短期性的、季节性的和临时性的就业形式。因此，部分传统部门或农业部门转移出来的劳动力，通过非正规就业获取收入。但是，与正规就业不同，非正规就业的劳动者在劳动关系中处于弱势地位，不仅工资收入低、工作不稳定（李根丽和尤亮，2022），而且劳动者通常缺乏社会保障和医疗保险等福利保障措施。这些都增加了非正规就业者面临的风险。基于以上分析，本文认为，相较于非正规就业，正规就业的劳动者的预期收入更稳定，使用清洁能源面临的经济约束更小，更倾向于使用清洁能源。本文将非农就业的样本农户细分为正规就业组和非正规就业组，考察两种不同的非农就业类型下非农就业对农户清洁能源消费的影响。根据中国劳动和社会保障部劳动科学研究所课题组（2005）的研究，如果受访者在工作中购买了养老保险、失业保险、医疗保险、工伤保险和生育保险中的任一项，或者与雇主签订了劳动合同，则该农户属于正规就业组，否则该农户属于非正规就业组。分组回归结果如表 7 所示，在其他条件不变的情况下，非农就业对农户炊事清洁能源消费的影响仅在正规就业组显著。

表 7 非农就业影响农户炊事清洁能源消费的非农就业类型异质性估计结果

变量	炊事清洁能源消费状况	
	非正规就业组	正规就业组
非农就业劳动力占比	-0.038 (0.036)	0.031** (0.015)
控制变量	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
村庄时间固定效应	控制	控制
第一阶段 F 值	682.13	284.27
观测值	1127	2647

注：①**表示 5%的显著性水平；②括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 4；④表中各列估计结果均为基于工具变量法的第二阶段估计结果。

2.考虑家庭非农就业结构的异质性。中国农业生产模式主要以“男工女耕”为主，即在农村地区，男性劳动力在非农部门就业，女性劳动力留在农村照料老人、小孩和从事农业生产（何可等，2015）。但随着女性受教育程度的增加，女性非农就业的概率逐步增加（韩叙和夏显力，2019）。根据第四期中国妇女社会地位调查，2020年农村在业女性中，非农就业比例为39.5%，比2010年提高了15.4个百分点^①。

已有研究证实，在家庭利润最大化原则的驱动下，多数家庭呈现“一家两制”甚至“一家三制”的劳动力分配格局（张一晗，2022；杨丹和冷利，2023），即家庭劳动力分配在不同的产业部门。一般而言，农村劳动力的人力资本水平较低，大多数非农就业劳动力从事的是劳动密集型和技术要求较低的工作，男性从事这些工作的优势要比女性大。因此，具有相对务工优势的男性劳动力在工作机会和收入上一般要高于女性劳动力（Kilic et al., 2009），这可能影响农户的清洁能源消费选择。此外，家庭中的男性劳动力和女性劳动力都在非农部门就业，会显著提高农户的收入水平（Peterman et al., 2014），增强农户的清洁能源消费能力，从而促进农户的清洁能源消费。

在此背景下，本文探讨不同家庭非农就业结构下非农就业对农户清洁能源消费的影响，具体考虑三种家庭非农就业结构：仅男性劳动力非农就业、仅女性劳动力非农就业、男女劳动力均非农就业。本文根据这三种家庭非农就业结构，将非农就业的农户样本分为仅男性非农就业组、仅女性非农就业组和男女均非农就业组，进行分组回归。具体估计结果如表8所示。不难发现，非农就业对农户炊事清洁能源消费的影响在仅男性非农就业组和男女均非农就业组显著。

表8 非农就业影响农户炊事清洁能源消费的家庭非农就业结构异质性估计结果

变量	炊事清洁能源消费状况		
	仅男性非农就业组	仅女性非农就业组	男女均非农就业组
非农就业劳动力占比	0.030** (0.012)	0.014 (0.105)	0.004* (0.002)
控制变量	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
村庄时间固定效应	控制	控制	控制
第一阶段F值	27.24	24.36	116.56
观测值	2007	569	1198

注：①**、*分别表示5%、10%的显著性水平；②括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；③控制变量同表2方程4；④表中各列估计结果均为基于工具变量法的第二阶段估计结果。

3.考虑地区经济发展水平的异质性。中国地域辽阔，各地区经济发展水平有较大差异，因此不同

^①资料来源：《第四期中国妇女社会地位调查主要数据情况》，http://paper.cnwomen.com.cn/html/2021-12/27/nw.D110000zgfnb_20211227_1-4.htm。

地区非农就业对农户炊事清洁能源消费的影响可能存在差异 (Ma et al., 2019)。本文根据各省份 2016 年的人均地区生产总值对全部样本进行分组, 将人均地区生产总值高于 2016 年中位数 (4.673 万元) 的地区定义为高经济发展水平地区, 其余为低经济发展水平地区, 以此探讨不同经济发展水平下非农就业对农户炊事清洁能源消费的影响。根据表 9 的估计结果, 非农就业对农户炊事清洁能源消费的影响仅在高经济发展水平地区显著。可能的原因是: 随着地区经济发展, 农户非农就业的机会增多, 非农收入往往也更高, 更能够促进农户清洁能源消费。此外, 在高经济发展水平地区, 人们会更加关注环境问题, 更能意识到使用非清洁能源的负面影响, 因而更愿意使用清洁能源。

表 9 非农就业影响农户炊事清洁能源消费的地区经济发展水平异质性估计结果

变量	炊事清洁能源消费状况	
	高经济发展水平地区	低经济发展水平地区
非农就业劳动力占比	0.089** (0.036)	-0.002 (0.048)
控制变量	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
村庄时间固定效应	控制	控制
第一阶段 F 值	206.44	419.05
观测值	4020	3558

注: ①**表示 5% 的显著性水平; ②括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误; ③控制变量同表 2 方程 4; ④表中各列估计结果均为基于工具变量法的第二阶段估计结果。

(四) 作用机制分析

非农就业能够促进农户炊事清洁能源消费, 那么, 非农就业如何影响农户炊事清洁能源消费? 首先, 非农就业会提高农户的收入水平, 从而弱化农户使用清洁能源的预算约束; 其次, 非农就业影响农户可用劳动力数量, 从而影响农户获取非清洁能源的难度; 最后, 非农就业会开阔农户视野, 提升农户对生态环境问题的认知水平, 从而影响农户清洁能源消费。因此, 本部分探讨非农就业对农户家庭人均纯收入、可用劳动力数量和环境问题感知状况的影响, 以检验上述三个作用机制。所有方程均采用工具变量法进行估计, 具体估计结果如表 10 所示。

根据表 10 方程 1 的估计结果, 非农就业劳动力占比提高了农户的家庭人均纯收入, 从而推动清洁能源消费转型, H2 得到部分验证。该估计结果验证了能源阶梯假说, 即随着收入的增加, 居民会逐渐转向使用清洁能源。根据方程 2 的估计结果, 非农就业劳动力占比对可用劳动力数量具有显著的负面影响, 说明非农就业显著减少了农户可用劳动力数量, 有利于推动农户使用清洁能源, H2 得到部分验证。可能的解释是: 柴草和煤炭的获取是耗时和耗费精力的活动, 需要农户投入足够的劳动力和一定的时间, 非农就业劳动力将时间分配在获取非清洁能源上的机会成本较高, 因此理性的农户会倾向于使用清洁能源。根据方程 3 的估计结果, 非农就业劳动力占比对环境问题感知状况不存在显著

影响，可能的原因是农户更关注非农就业带来的经济利益，对环境保护的关注相对不足。综上所述，H2 得到验证。

表 10 非农就业影响农户炊事清洁能源消费的作用机制估计结果

变量	方程 1	方程 2	方程 3
	家庭人均纯收入	可用劳动力数量	环境问题感知状况
非农就业劳动力占比	0.784*** (0.100)	-1.606*** (0.034)	0.033 (0.219)
控制变量	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
村庄时间固定效应	控制	控制	控制
第一阶段 F 值	415.37	415.37	409.77
观测值	7630	7630	7586

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 4；④表中各方程估计结果均为基于工具变量法的第二阶段估计结果。

五、进一步分析：非农就业对清洁能源消费持续性的影响

（一）非农就业对农户炊事清洁能源消费持续性的影响

农户持续使用清洁能源，才能真正实现对生态环境和农户自身健康的长效保护，但现有文献尚未讨论农户的清洁能源持续使用行为。

根据能源堆叠假说，在家庭用能转型过程中，清洁能源完全替代非清洁能源的现象不会出现，受多种因素的影响，家庭同时使用多种能源的情况更可能存在。农户使用清洁能源的成本要高于使用非清洁能源的成本，导致部分农户可能缺乏持续使用清洁能源的内生动力，存在“非清洁能源—清洁能源—非清洁能源”的能源消费过程。因此，本文以炊事清洁能源消费持续性为被解释变量，使用 Probit 模型探讨非农就业对农户炊事清洁能源消费持续性的影响。

具体估计结果如表 11 所示，所有方程均控制了省份固定效应^①，方程 2 运用工具变量法所得估计结果。其中，第一阶段估计结果在 5%的统计水平上通过了 Wald 检验，表明本文选取的工具变量并非弱工具变量。根据表 11，使用 Probit 模型和运用工具变量法所得估计结果基本一致，非农就业劳动力占比对农户炊事清洁能源消费持续性存在显著的正向影响，即在其他条件不变的前提下，农户非农就业劳动力占比的增加会提高农户持续使用清洁能源的概率，H3 得到验证。农户持续使用清洁能源的原因可能是：非农就业能够帮助农户积累经济资本，提升收入水平和增强收入稳定性（邹杰玲等，2018），

^①这部分回归所用数据为截面数据，当控制最小单位（本文中的农户）的固定效应时，同一农户的观测值唯一，没有变异性，无法估计出系数。因此，本文在此处控制省份固定效应。

农户负担得起持续使用清洁能源的成本，从而激发农户使用清洁能源的内生动力。

表 11 非农就业对农户炊事清洁能源消费持续性影响的估计结果

变量	方程 1	方程 2	
	炊事清洁能源消费持续性 Probit 模型	非农就业劳动力占比 工具变量法第一阶段	炊事清洁能源消费持续性 工具变量法第二阶段
非农就业劳动力占比	0.264*** (0.086)		1.248** (0.634)
其他农户非农就业劳动力占比		0.234*** (0.048)	
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
Wald 检验值		4.99**	
观测值	1901	1901	1901

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表 2 方程 4；④农户持续使用清洁能源的行为是指农户 2016 年使用清洁能源，2018 年依旧使用清洁能源，因此，回归剔除了 2016 年不使用清洁能源的农户样本。

（二）基于家庭收入的异质性检验

根据能源阶梯假说，随着收入的增加，家庭更可能从使用非清洁能源转向使用更环保的清洁能源（Ma et al., 2019; 吴施美和郑新业, 2022）。结合持久收入理论，居民消费不是取决于现期收入的绝对水平，而是取决于居民的持久收入。非农就业能够直接和间接推动农户持久增收，扩展农户预算约束边界（文洪星和韩青, 2018），提高农户能源消费水平。因此，本文认为，农户使用清洁能源之后，会对使用清洁能源的成本和收益有一定的认知，农户炊事清洁能源持续使用行为在很大程度上取决于农户的持久收入水平，持久收入稳定的农户更可能持续使用清洁能源。

本文借鉴文洪星和韩青（2018）的研究，构建收入变动情况变量，以农户 2016 年和 2018 年财产性收入和工资性收入总和的对数值的差值衡量^①。若收入变动情况大于 0，则表明农户 2018 年的财产性收入和工资性收入之和相较于 2016 年有所增加；若收入变动情况小于 0，则表明农户 2018 年的财产性收入和工资性收入之和相较于 2016 年有所降低。

本文进而构建非农就业劳动力占比和收入变动情况的交互项，验证在农户收入变动下，非农就业对农户炊事清洁能源消费持续性的边际影响如何变化。具体估计结果如图 1 所示，随着农户收入增加，非农就业对农户炊事清洁能源消费持续性的边际影响逐渐增强，且在统计上由不显著逐渐变得显著。

^①农户 2018 年财产性收入和工资性收入总和的对数值减去 2016 年财产性收入和工资性收入总和的对数值，即为收入变动情况的取值。

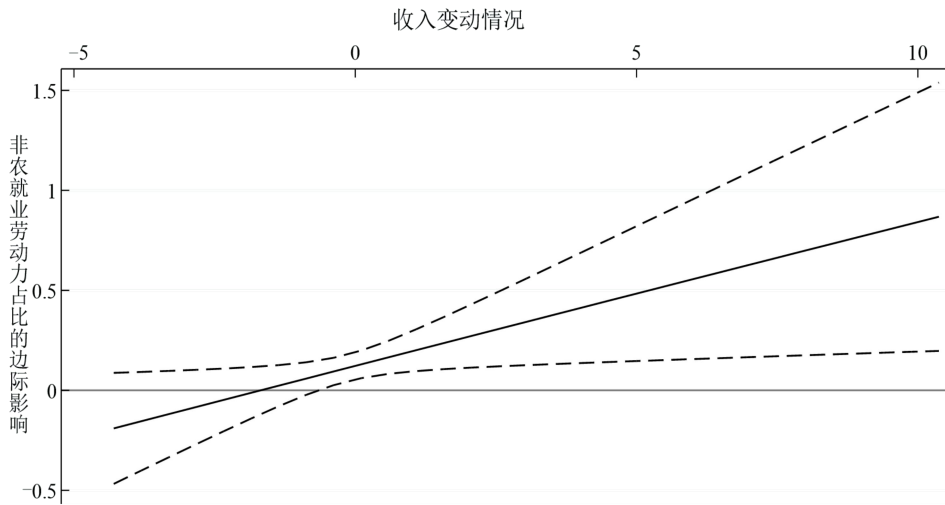


图1 基于家庭收入的异质性检验结果

注：图中的实线为非农就业劳动力占比对炊事清洁能源消费持续性的边际影响，虚线为95%的置信区间。

六、研究结论与政策启示

本文基于2016年和2018年的CFPS数据，利用多维固定效应模型和工具变量法等，探究非农就业对农户炊事清洁能源消费的影响及其作用机制。研究发现：首先，非农就业能够显著促进农户炊事清洁能源消费。在使用工具变量法、使用PSM方法、调整样本、增加控制变量和更换核心解释变量后，这一结论仍然稳健。其次，非农就业对炊事清洁能源消费的促进作用在正规就业组、仅男性非农就业组、男女均非农就业组和高经济发展水平地区更显著。再次，非农就业对农户炊事清洁能源消费的促进作用主要通过提高家庭人均纯收入水平和减少农户可用劳动力数量来实现。最后，非农就业能够提高农户炊事清洁能源消费持续性，而且随着收入增加，非农就业对炊事清洁能源消费持续性的边际影响逐渐增强。

基于上述结论，本文得出如下政策启示。首先，创造更多的就业岗位，积极引导农户非农就业，增强农户清洁能源持续消费能力。一方面，政府部门可以依托县域经济、乡村产业发展，为农户提供优质就业岗位，包括加大以工代赈实施力度、扶持本地企业发展和吸引外来企业入驻等；另一方面，政府部门可以开展区域间劳务协作，健全劳务输入地与劳务输出地对接协调机制，发展劳务组织和经纪人，有序组织输出地农村劳动力外出就业，完善跨区域就业保障机制，稳定农户收入，激励其使用清洁能源。其次，完善非正规就业群体的社会保障。逐步消除城乡、行业和身份等影响平等就业的制度障碍，健全完善农民工非农就业市场，为非正规就业劳动者营造良好的就业环境，以促进该群体使用清洁能源。最后，政府在推进农村能源转型过程中，应考虑地区发展水平差异，因地制宜，适当加大对欠发达地区清洁能源消费转型的政策支持力度，在资金、项目等方面给予更多支持。

参考文献

- 1.曹翔、高瑀、刘子琪, 2021: 《农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响分析》, 《中国农村经济》第10期, 第64-83页。
- 2.畅华仪、何可、张俊飏, 2020: 《挣扎与妥协: 农村家庭缘何陷入能源贫困“陷阱”》, 《中国人口·资源与环境》第2期, 第11-20页。
- 3.陈瑛、杨先明、周燕萍, 2012: 《社会资本及其本地化程度对农村非农就业的影响——中国西部沿边地区的实证分析》, 《经济问题》第11期, 第23-27页。
- 4.杜三峡、罗小锋、黄炎忠、唐林, 2021: 《外出务工促进了农户采纳绿色防控技术吗?》, 《中国人口·资源与环境》第10期, 第167-176页。
- 5.方黎明、刘贺邦, 2019: 《生活能源、农村居民的健康风险和能源扶贫》, 《农业技术经济》第7期, 第115-125页。
- 6.盖豪、颜廷武、张俊飏, 2020: 《感知价值、政府规制与农户秸秆机械化持续还田行为——基于冀、皖、鄂三省1288份农户调查数据的实证分析》, 《中国农村经济》第8期, 第106-123页。
- 7.盖豪、颜廷武、周晓时, 2021: 《政策宣传何以长效? ——基于湖北省农户秸秆持续还田行为分析》, 《中国农村观察》第6期, 第65-84页。
- 8.郭斌, 2012: 《农村社会网络嵌入与农业企业层级控制结构——以某省J农业有限公司为例》, 《中国农村观察》第6期, 第22-30页。
- 9.韩叙、夏显力, 2019: 《子女处于不同受教育阶段对农村已婚女性非农就业的影响》, 《大连理工大学学报(社会科学版)》第1期, 第48-57页。
- 10.何冰、周申, 2019: 《贸易自由化与就业调整空间差异: 中国地级市的经验证据》, 《世界经济》第6期, 第119-142页。
- 11.何可、张俊飏、张露、吴雪莲, 2015: 《人际信任、制度信任与农民环境治理参与意愿——以农业废弃物资源化为例》, 《管理世界》第5期, 第75-88页。
- 12.何可、朱信凯、李凡略, 2023: 《聚“碳”成“能”: 碳交易政策如何缓解农村能源贫困?》, 《管理世界》第12期, 第122-144页。
- 13.黄枫、孙世龙, 2015: 《让市场配置农地资源: 劳动力转移与农地使用权市场发育》, 《管理世界》第7期, 第71-81页。
- 14.李根丽、尤亮, 2022: 《非认知能力对非正规就业者工资收入的影响》, 《财经研究》第3期, 第124-138页。
- 15.廖华, 2019: 《中国农村居民生活用能现状、问题与应对》, 《北京理工大学学报(社会科学版)》第2期, 第1-5页。
- 16.林伯强、杜克锐, 2013: 《要素市场扭曲对能源效率的影响》, 《经济研究》第9期, 第125-136页。
- 17.吕沛璐、冯淑怡、王博、曲福田, 2022: 《农户土地和劳动力资源配置决策及其影响因素》, 《资源科学》第8期, 第1577-1588页。
- 18.钱龙、洪名勇, 2016: 《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析》, 《中国农村经济》第12期, 第2-16页。

- 19.秦青、马奔、贺超、温亚利, 2017: 《基于生计资本的农户能源消费结构差异性研究——以陕、川、滇3省农户为例》, 《经济问题》第8期, 第78-82页。
- 20.仇焕广、严健标、李登旺、韩炜, 2015: 《我国农村生活能源消费现状、发展趋势及决定因素分析——基于四省两期调研的实证研究》, 《中国软科学》第11期, 第28-38页。
- 21.师华定、齐永青、刘韵, 2010: 《农村能源消费的环境效应研究》, 《中国人口·资源与环境》第8期, 第148-153页。
- 22.史清华、彭小辉、张锐, 2014: 《中国农村能源消费的田野调查——以晋黔浙三省2253个农户调查为例》, 《管理世界》第5期, 第80-92页。
- 23.随淑敏、何增华, 2020: 《人口老龄化对企业创新的影响——基于人口普查数据与微观工业企业数据的实证分析》, 《人口研究》第6期, 第63-78页。
- 24.王春超, 2009: 《中国农户就业决策行为的发生机制——基于农户家庭调查的理论与实证》, 《管理世界》第7期, 第93-102页。
- 25.王春超, 2011: 《农村土地流转、劳动力资源配置与农民收入增长: 基于中国17省份农户调查的实证研究》, 《农业技术经济》第1期, 第93-101页。
- 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, 第91-109页。
- 27.吴施美、郑新业, 2022: 《收入增长与家庭能源消费阶梯——基于中国农村家庭能源消费调查数据的再检验》, 《经济学(季刊)》第1期, 第45-66页。
- 28.肖剑、罗必良, 2023: 《中国式农业现代化的重要议题: 谁来改造传统农业? ——来自农民工回流对农业专业化经营影响的证据》, 《改革》第8期, 第82-100页。
- 29.杨丹、冷利, 2023: 《农户劳动力配置与“一家两制”行为——基于收入效应和挤出效应的分析》, 《农业技术经济》第3期, 第18-36页。
- 30.杨柳、万江红, 2022: 《“廉价的高品位”: 农户清洁能源消费中的家庭禀赋与接近效应》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第131-145页。
- 31.杨子砚、文峰, 2020: 《从务工到创业——农地流转与农村劳动力转移形式升级》, 《管理世界》第7期, 第171-185页。
- 32.姚先国、冯履冰、周明海, 2021: 《中国劳动力迁移决定因素研究综述》, 《中国人口科学》第1期, 第117-125页。
- 33.袁俐雯、张俊飏、何可、赖晓敏、王璇, 2022: 《生计资本、多样化非农生计策略与农户清洁能源消费意愿——以生物天然气为例》, 《长江流域资源与环境》第1期, 第244-257页。
- 34.张一晗, 2022: 《教育变迁与农民“一家三制”家计模式研究》, 《中国青年研究》第2期, 第61-69页。
- 35.中国劳动和社会保障部劳动科学研究所课题组, 2005: 《中国灵活就业基本问题研究》, 《经济研究参考》第45期, 第2-16页。
- 36.邹杰玲、董政祎、王玉斌, 2018: 《“同途殊归”: 劳动力外出务工对农户采用可持续农业技术的影响》, 《中国农村经济》第8期, 第83-98页。

37. Bourdieu, P., 1986, *The Forms of Capital*, Oxford: Blackwell Publishers Ltd, 81-93.
38. Chen, L., N. Heerink, and M. V. D. Berg, 2006, "Energy Consumption in Rural China: A Household Model for Three Villages in Jiangxi Province", *Ecological Economics*, 58(2): 407-420.
39. Fan, J., L. Zhou, Y. Zhang, S. Shao, and M. Ma, 2021, "How does Population Aging Affect Household Carbon Emissions? Evidence from Chinese Urban and Rural Areas", *Energy Economics*, 100(2): 105356.
40. Hou, B., H. Liao, and J. Huang, 2018, "Household Cooking Fuel Choice and Economic Poverty: Evidence from a Nationwide Survey in China", *Energy Build*, Vol. 166: 319-329.
41. Kilic, T., C. Carletto, B. Davis, and A. Zezza, 2009, "Investing Back Home Return Migration and Business Ownership in Albania", *Economics of Transition*, 17(3): 587-623.
42. Ma, W. L., A. Abdulai, and C. Ma, 2018a, "The Effects of Off-Farm Work on Fertilizer and Pesticide Expenditures in China", *Review of Development Economics*, 22(2): 573-591.
43. Ma, W. L., A. Renwick, P. Nie, J. J. Tang, and R. Cai, 2018b, "Off-Farm Work, Smartphone Use and Household Income: Evidence from Rural China", *China Economic Review*, Vol. 52: 80-94.
44. Ma, W. L., H. Zheng, and B. Gong, 2022, "Rural Income Growth, Ethnic Differences, and Household Cooking Fuel Choice: Evidence from China", *Energy Economics*, Vol. 107, 105851.
45. Ma, W. L., X. Zhou, and A. Renwick, 2019, "Impact of Off-Farm Income on Household Energy Expenditures in China: Implications for Rural Energy Transition", *Energy Policy*, Vol. 127: 248-258.
46. Martey, E., P. M. Etwire, F. Adusah-Poku, and I. Akoto, 2022, "Off-Farm Work, Cooking Energy Choice and Time Poverty in Ghana: an Empirical Analysis", *Energy Policy*, Vol. 163, 112853.
47. Pachauri, S., and L. Jiang, 2008, "The Household Energy Transition in India and China", *Energy Policy*, 36(11): 4022-4035.
48. Peterman, A., J. A. Behrman, and A. R. Quisumbing, 2014, *A Review of Empirical Evidence on Gender Differences in Nonland Agricultural Inputs, Technology, and Services in Developing Countries*, Netherlands: Springer, 145-186.
49. Shi, X. P., N. Heerink, and Q. U. Futian, 2009, "The Role of Off-Farm Employment in the Rural Energy Consumption Transition—A Village-Level Analysis in Jiangxi Province, China", *China Economic Review*, 20(2): 350-359.
50. Sun, D., X. Yang, and H. Qiu, 2022, "Off-Farm Work and Rural Residential Energy Transition: A Farm-Household Model and Empirical Evidence from China", *China Agricultural Economic Review*, 4(4): 816-831.
51. Thong, J. Y. L., S. J. Hong, and K. Y. Tam, 2006, "The Effects of Post-Adoption Beliefs on the Expectation-Confirmation Model for Information Technology Continuance", *International Journal of Human-Computer Studies*, 64(9): 799-810.
52. Wang, X., J. Huang, and S. Rozelle, 2017, "Off-Farm Employment and Agricultural Specialization in China", *China Economic Review*, 42(11): 155-165.
53. Wemyss, D., F. Cellina, E. Lobsiger-Kägi, V. D. Luca, and R. Castri, 2019, "Does It Last? Long-Term Impacts of an App-Based Behavior Change Intervention on Household Electricity Savings in Switzerland", *Energy Research & Social Science*, Vol. 47: 16-27.

54.Zheng, L. Y., 2023, "Impact of Off-Farm Employment on Cooking Fuel Choices: Implications for Rural-Urban Transformation in Advancing Sustainable Energy Transformation", *Energy Economics*, Vol. 118, 106497.

(作者单位: ¹华中农业大学经济管理学院;

²浙江农林大学浙江省乡村振兴研究院)

(责任编辑: 光明)

The Impact of Off-Farm Employment on C Rural Households' Clean Energy Consumption and Its Sustainability: An Example of Cooking Clean Energy Consumption

WANG Hao ZHANG Junbiao

Abstract: Upgrading rural households' domestic energy use is the key to realizing the rural energy transition. Using nationally representative household panel data from the China Family Panel Studies (CFPS), this paper examines the impact of off-farm employment on the clean energy consumption for cooking by rural households using the multi-dimensional fixed-effects model and instrumental variable approach, etc. The results show that off-farm employment has a facilitating effect on the consumption of clean energy for cooking by rural households, and this effect is mainly achieved by increasing the per capita net income of households and reducing the amount of available labor. The results of heterogeneity analysis show that the effect of off-farm employment on clean energy consumption for cooking in rural households is more significant in the formal employment group, the male-only non-farm employment group, the male and female off-farm employment group, and the areas with high level of economic development. This paper further analyses the impact of off-farm employment on the sustainability of clean energy consumption for cooking by rural households, and finds that, all else being equal, off-farm employment increases the probability of sustained use of clean energy for cooking by rural households, and that the marginal impact of non-farm employment on the sustainability of clean energy consumption for cooking by rural households gradually increases as income grows. Currently, it is supposed to create and provide off-farm employment opportunities on a sustained basis in order to facilitate the rural energy transition.

Keywords: Off-Farm Employment; Clean Energy Consumption for Cooking; Energy Consumption Sustainability; Rural Energy Transition