

---

# 健康、非农就业与农户家庭清洁能源使用

## ——基于华中三省的调研数据

李凡略<sup>1, 2</sup> 何可<sup>1, 2</sup> 畅华仪<sup>1, 2</sup> 张俊飏<sup>1, 31</sup>

(1. 华中农业大学经济管理学院, 湖北 武汉 430070;

2. 湖北农村发展研究中心, 湖北 武汉 430070;

3. 华中农业大学湖北生态文明建设研究院, 湖北 武汉 430070)

**【摘要】:** 基于湖北、湖南、河南 3 省农户微观调研数据, 利用条件混合过程估计法, 探讨健康、非农就业对农户家庭清洁能源使用强度的影响。研究发现, 健康状况较差或存在非农就业行为的农户, 更加倾向于使用清洁能源, 但由于受到制度和市场约束, 健康状况与非农就业的交互作用并不显著。进一步的异质性分析表明, 健康对农户家庭清洁能源使用的影响不因年龄、收入、生态环境认知而变化, 非农就业的影响则表现出显著差异: 中青年、低收入、高生态环境认知组更容易受到非农就业的影响而具有更高的清洁能源使用强度。由此, 为实现农村家庭能源使用结构的升级, 政府在加强农村卫生健康事业发展的同时, 还需加强有关清洁能源知识的宣传教育, 破除农村居民参与非农就业的制度和市场阻碍, 进而推进健康中国战略和清洁能源优先发展战略的协同发展。

**【关键词】:** 清洁能源 健康 非农就业 农村

**【中图分类号】:** F328 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2021)11-2778-14

伴随着经济的快速发展, 城市居民在生活上已经基本实现了清洁能源对薪材、秸秆、煤炭等传统固体能源的替代, 但是大部分农村家庭仍然维持着传统以固体能源为主的能源使用结构。据第二次全国农业普查(2008)数据<sup>1</sup>, 中国农村 2007 年的能源消费结构比较单一, 农户炊事能源消费中柴草占比 60.2%, 煤炭占比 26.1%, 煤气、天然气占比 11.9%, 电力占比仅 0.8%。而近年来随着国家和政府部门对“三农”问题的不断重视, 农村在得到较大发展的同时, 家庭生活能源的消费结构也由传统的单一固体能源逐步转向了电力、液化气、沼气等较为清洁能源和传统固体能源相结合的多元化能源消费结构。第三次全国农业普查(2016)数据显示<sup>2</sup>, 中国农村生活能源消费呈现出多元化趋势, 电力和燃气占比分别达到 58.6%和 49.3%, 传统固体能源使用比例则略有下降, 其中, 柴草占比 44.2%, 煤炭为 23.9%。由此不难发现, 虽然现阶段农村家庭能源使用结构有了较大改善, 但柴草、煤炭等固体能源比重仍然不低。

已有研究表明, 以固体能源为主的能源使用结构会对农户健康造成较大威胁。例如, 固体能源的不充分燃烧会释放出大量的

---

**作者简介:** 李凡略(1997~), 男, 博士研究生, 主要研究方向为农业资源与环境经济。E-mail:lifanluework@gmail.com; 何可, E-mail:hekework@gmail.com

**基金项目:** 国家社会科学基金一般项目(21BGL157)

悬浮颗粒物、温室气体以及污染物<sup>[1]</sup>,从而导致农村空气的污染,特别是作为做饭和取暖的主要能源在室内燃烧,容易导致室内的空气污染,农户长期暴露在这种污染中,会严重危害到自身的身体健康<sup>[2]</sup>。对于低收入的农户来说,受到自身经济水平的限制,较难负担得起抽油烟机等净化室内空气质量的设备,因而其所受到的危害更为严重<sup>[3,4]</sup>。同时,薪材等固体能源的过度使用也容易带来严重的生态环境破坏<sup>[5]</sup>。与此相反,已有研究表明,使用清洁能源可以降低农户对不可再生化石燃料的依赖,从而减少有害气体的排放<sup>[6]</sup>。此外,根据方黎明等<sup>[7]</sup>的研究,农户如果实现了清洁能源对传统固体能源的替代,可以在很大程度上改善其健康状况。事实上,农村地区存在着发展清洁能源的巨大潜力,拥有大量秸秆、畜禽粪尿等废弃物可以进行资源化利用,而基于循环经济发展理念合理利用这些农业废弃物,已被认为是我国乡村振兴战略的一大助力<sup>[8]</sup>。因此,研究哪些因素会影响农村家庭能源使用结构,进而为促进农村家庭能源使用结构优化提出合理建议,就成为了一个至关重要的问题。

目前,国内外针对农户能源使用结构方面的研究比较丰富。这些研究主要从农户能源使用结构的决策、影响因素,以及能源使用结构的不合理对室内空气污染及其对健康状况的影响等方面进行了分析<sup>[9,10]</sup>。其中,学者们针对有关农村家庭能源使用结构影响因素研究则主要从农民的个体因素、家庭因素、社会经济因素、文化因素和地理因素等方面进行考察<sup>[11,12,13]</sup>。也有部分学者研究了健康对农户清洁能源使用的影响,如何威风等<sup>[14]</sup>通过将农户划分成四种类型,发现“基本型农户”的家庭平均健康状况越好,其薪材使用量越大;“人力资产型农户”平均健康状况越好,其薪材使用量越小。但其并未考虑到健康与能源使用结构可能存在内生性问题,因此得出的结论可能存在偏误。同时整体而言,针对这一议题的研究也相对较少,大体上集中在传统固体能源对农户健康状况造成危害<sup>[15,16,17,18]</sup>以及农民采用清洁能源对健康状况的改善作用<sup>[7,19]</sup>等方面,忽视了健康状况对清洁能源使用的影响。

由此本文将研究的重点聚焦于农户健康状况对清洁能源使用行为的影响,以期对既有文献进行补充。理论上,健康状况的改变可能会引致行为发生变化,从而改变农户能源使用结构。一方面,农户的健康状况会在很大程度上影响其参与农业劳动的概率和时间<sup>[20]</sup>,因此当农户的健康状况改善后,可能会花费更多时间从事采集薪材、秸秆等固体能源的农业活动,进而增加其使用固体能源的可能性;另一方面,农户的健康状况也可能会提高农户外出务工时间<sup>[21]</sup>,与此相对应,其从事农业生产的时间便会减少,从而可能会减少农户采集固体能源的时间,进而减少其对需要耗费时间精力的固体能源使用,转而获得更方便的清洁能源,换言之,健康状况的改善可能会通过促进农户外出务工而提高其清洁能源使用强度。此外,本文还引入了非农就业这一变量,以期进一步发现非农就业能否对农户健康状况与清洁能源使用的关系产生影响。具体而言,对于存在非农就业的农户而言,较好的健康状况可能会带来更多非农就业时间,因此他们清洁能源使用的强度可能较高,但对于不存在非农就业的农户而言,健康状况的提升更有可能为他们带来更多农业活动参与,因此清洁能源的使用强度较低。然而,上述分析尚缺乏实证检验。那么,农户的健康状况是否会对其能源使用结构造成影响?如果能,非农就业是否在其中具有重要作用?为了回答上述问题,本文使用湖北、湖南、河南3省稻农的调查数据,分析了农户健康对家庭清洁能源使用结构的影响,并在此基础上通过构造健康与非农就业的交互项,考察健康与非农就业的交互效应,以期研究非农就业在健康状况对清洁能源使用的影响上能否发挥重要作用。同时,考虑到健康与清洁能源使用强度存在着互为因果的内生性关系,即清洁能源使用较多的农户可能有着较好的健康状况,但同时农户的健康状况恶化后,也可能会听从医生的建议而增加清洁能源的使用,故而本文运用 OrderedProbit 模型以及工具变量的方法展开研究。相较于同类研究,本文可能有在两个方面有所贡献:第一,在为数不多研究健康状况对能源使用结构影响的文章中,本文可能是较早将健康与非农就业纳入同一分析框架,进而探讨它们对清洁能源使用影响的研究;第二,本文使用工具变量的方法克服了健康状况与清洁能源使用之间可能存在的内生性问题。

本文余下的内容是:第二部分从理论上分析健康状况与农户清洁能源使用之间的关系;第三部分详细介绍本文的数据来源以及对相关变量进行描述性统计;第四部分为本文的实证分析部分,包括基准回归以及稳健性检验;第五部分为异质性分析;第六部分为本文的结论部分。

## 1 概念界定与研究假说

### 1.1 概念界定

传统意义上的清洁能源指的是对环境友好的能源，具有环保、污染程度小的特点。具体而言，在《中华人民共和国能源法(征求意见稿)》(2007)中将水电、核电、天然气、风能、生物质能、太阳能、地热能和海洋能界定为清洁、低碳的能源<sup>3</sup>。因此参考国家法律法规以及一些相关文献中对清洁能源概念的界定<sup>[22,23]</sup>，本文将清洁能源定义为使用后所产生污染较小的能源，比如使用电、天然气、液化气、太阳能、沼气等能源。清洁能源是一种不排放污染物的绿色能源，大力发展清洁能源不仅能够保证国家能源安全以及控制二氧化碳的排放，同时也能够对实现产业升级以及经济的绿色增长起到重大促进作用<sup>[24]</sup>。因此相较于使用固体能源，清洁能源的使用在带来环境改善的同时，也能够促进农村经济的绿色和可持续发展。

## 1.2 研究假说

能源堆积理论(Fuel Stacking Theory)认为，由于现代能源供应不稳定，家庭需要使用多种能源作为备用<sup>[25]</sup>，因此燃料的堆放在发展中国的城市和农村地区都很普遍。这种燃料的堆放也对应着多种燃料使用模式<sup>[26]</sup>。一般地，相对于城市，农村获取传统固体能源更便利，因此农户更有可能增加固体能源的堆放<sup>[27]</sup>，且这类能源主要是薪材、秸秆<sup>[22]</sup>。故而，有着更好身体状况的农户，能够更好地采集固体能源，增加固体能源使用。但如果农户的健康状况较差，其采集固体能源的能力与意愿受到限制。此时，为满足基本生活需要，他们往往更偏向于使用耗费劳力较少的现代清洁能源。但另一方面，农户健康状况的提高，又有可能为其带来更多的外出务工时间<sup>[21]</sup>，从而挤占了其固体能源采集活动的时间，为满足基本生活需要，农户会增加更为方便的清洁能源使用。

与此同时，非农就业也是影响农户清洁能源使用强度的潜在重要因素。理论上，非农就业对农户清洁能源使用强度的影响机理主要来自以下两个方面：(1) 非农就业挤占了农户的农业生产劳动时间，从而在很大程度上会影响其土地经营规模，高珊等<sup>[28]</sup>的研究表明，农户的非农就业会增加农户家庭的耕地流出。当耕地流出以后，农户土地经营面积将减少，从而会影响到农作物的种植面积，进而将减少农户可获得的秸秆量。此外，孔凡斌等<sup>[29]</sup>的研究也表明，如果农户家庭收入以非农林收入为主，那么其将选择更多地流出林地，更少地转入林地。这意味着，农户可获得的薪材量也会降低。故而，当农户可获得的固体能源减少后，为满足基本生活需要，可能会增加清洁能源使用。(2) 从机会成本的角度来看，固体能源采集行为是一种没有收入的家务劳动<sup>[30]</sup>，而与此相反，非农就业通常比固体能源收集活动有更高的投资回报率，如果家庭有更多的非农业就业机会，他们将倾向于使用更有效率的燃料，如天然气和电力<sup>[31,32]</sup>。

此外，农户非农就业状况的不同，也有可能为农户健康状况与清洁能源使用强度的关系带来影响。具体而言，根据人力资本理论和 Grossman<sup>[33]</sup>的健康需求理论，健康作为一种资本也能够如同其他资本一样，因投资的增加而获得未来收益。对于存在非农就业的农户而言，当其健康人力资本增加时，可能会为其创造更多非农就业时间<sup>[34,35]</sup>，从而减少农户参与能源采集活动的时间，这意味着他们会较多的使用清洁能源；而对于未能参与非农就业的农户而言，较好的身体健康状况意味着他们可以从事更多农业活动，从而增强其采集固体能源的能力和意愿。根据上述分析，本文提出如下假说：

H1: 农户健康状况对农户清洁能源的使用强度影响显著，但方向不确定。

H2: 农户的非农就业行为会提高清洁能源使用的强度。

H3: 农户的健康与非农就业对清洁能源使用强度存在着显著的正向交互作用。

## 2 数据来源、变量选择和模型设定

### 2.1 数据来源

本研究使用的数据来自课题组 2019 年 7 月对华中 3 省(湖北、湖南、河南)稻农的调研数据。因为能源使用结构受到自然

条件、生活习惯以及收入差距等方面的影响,所以在样本选择的时候需要充分考虑到自然环境条件、地域生活习惯以及经济发展水平的不同,同时又考虑到课题组长期在湖北、湖南、河南3省进行农户调研,具有良好的基础。综上所述,选择以上3个省份研究农户健康对于清洁能源使用强度具有一定的代表性和有效性。调查过程遵循随机抽样以及分层抽样,每个省份选择3个县,每个县选择3~5个镇,每个镇再随机抽取3~5个村庄,每个村庄随机抽取10~25户农户。在剔除前后矛盾、信息缺失的问卷后,最终获得843份农户数据。此外,所有连续型变量的数据均在1%水平上进行了winsor缩尾处理,以减少异常值的影响。样本中有797位受访者为男性,占有效样本的94.54%;大部分样本都是中老年人,大于45岁及以上的受访者有785位,占有效样本的93.12%,其中大于65岁及以上的老年人有257位,占有效样本的30.49%。

## 2.2 变量选取及描述性分析

农户的清洁能源使用强度是本文的被解释变量。已有研究一般通过分析农户不同能源的总使用量或在生活中是否主要清洁能源来衡量农户的能源使用结构<sup>[30,37]</sup>。但由于家庭能源生活能源使用的广泛性,即农户可能在生活的不同方面使用不同能源,而在有些方面能源的使用可能与健康没有相关性(比如使用机动车、发电机所使用的能源)。因此,采用这种测量方法并不能够精准度量与农户身体健康存在相关性的能源使用方式。为了解决这一问题,本文拟从烹饪、取暖、洗澡三个方面是否使用清洁能源来衡量其使用强度,这三个方面能源使用结构都与农户健康息息相关,更有可能因为健康状况的改变而影响其能源使用。本文对清洁能源使用强度的定义为如果农户在烹饪、取暖、洗澡中没有一方面主要使用清洁能源,则赋值为1;如果农户有一方面主要使用清洁能源,则赋值为2;如果农户有两个方面主要使用清洁能源,则赋值为3;如果农户所有方面都主要使用清洁能源,则赋值为4。最后得到农户清洁能源使用强度由低到高依次为1~2~3~4,为一个有序的分类变量。

农户健康状况是本文的核心解释变量。相对于其他家庭成员的健康状况,户主更能够了解自身健康状况中蕴含的信息,其自身健康状况中往往蕴含了很多家庭经济状况与财富状况的信息,而且其健康状况所涵盖的风险信息能够在家庭的消费决策中体现出来<sup>[36]</sup>。也就是说,相对于其他成员的健康状况的变化,户主对自身健康状况变化的体会更深刻。同时户主作为家庭生产活动的主要决策者,由于对自身健康状况的体会更深刻,因此户主健康状况的变化很有可能影响到清洁能源的消费决策,故本文主要考虑户主的健康状况。参考中国综合社会调查(CGSS)对健康问题的衡量方式,本文通过询问受访农户“与同龄人相比,您目前的健康状况是?”衡量农户的健康状况,若受访者表示“很差”,则赋值为1;“较差”赋值为2;“一般”赋值为3;“好”赋值为4;“很好”赋值为5。这一变量的测量与程名望等<sup>[38]</sup>的研究保持一致。

已有较多文献证实了个人特征、家庭特征、社会资本、政策因素、地形因素等对农户能源使用结构有重要影响<sup>[39,40,41]</sup>。借鉴已有研究成果,本文把可能影响农村家庭清洁能源使用强度的控制变量分为五类:一是反映受访者特征的变量,比如受访者的性别、受教育年限、务农年限、是否有非农就业;二是认知水平变量,比如受访者的生态环境认知水平;三是反映农户家庭特征的变量,比如家庭人口结构、家庭年收入、家庭成员的最高受教育年限、家庭中是否有人是共产党员、家庭中是否有人当过村及以上的干部;四是反映农户交通条件的变量,比如家庭距离最近集市的距离、家门口是否能通小汽车;五是反映地形特征的变量,比如村庄的主要地形。同时为了控制不同省份的环境差异而造成的影响,本文还引入了省份的虚拟变量。

除此之外,清洁能源的使用成本也是影响农户采用清洁能源的一大重要因素。然而,在主要的清洁能源中,同一省份电力价格一致,本文已经对省份的虚拟变量进行了控制,若继续控制电力价格,会出现共线性的问题;而现阶段液化石油气和天然气尚未在农村普及。据《中国城乡建设统计年鉴(2017)》的数据显示,2017年只有25.02%的农村人口可以获得天然气。本文调研的某些地区(如桐柏县)尚未开通天然气,而在开通了天然气的地区(如:岳阳县、桃园县、浏阳市)价格差异较小<sup>4</sup>。考虑到上述限制,本文仅使用“村里是否有废弃物制沼气项目补贴(1=是;0=否)”对清洁能源使用成本进行控制,若村里存在沼气补贴项目,农户使用沼气的成本会较低。相关变量的设置、说明以及描述性统计详见表1。

表1 变量设置及赋值说明

变量名	设置及赋值说明	均值	标准差	最小值	最大值
清洁能源使用强度	没有一项主要使用清洁能源=1;有一项主要使用清洁能源=2; 有两项主要使用清洁能源=3;全部项主要使用清洁能源=4	2.906	1.045	1	4
自评健康	跟同龄人相比,您目前的健康状况是? 很差=1;较差=2;一般=3;好=4;很好=5	3.425	0.961	1	5
性别	男性=1;女性=0	0.945	0.227	0	1
受教育年限	受访者实际受教育年限(年)	6.609	3.488	0	16
务农年限	截至2018年,累计务农多少年?(年)	36.777	14.256	0	74
是否有非农业就业	2018年是否有非农就业?是=1;否=0	0.349	0.477	0	1
生态环境认知	您对绿色低碳农业的了解程度? (1~5分,分数越高越了解)	2.329	1.385	1	5
65岁以上人口数量	户口本上65岁以上人口数量	0.779	0.867	0	3
家庭总人口数	家庭户口本上的总人口数量	4.878	2.030	1	14
家庭年收入的対数	ln 家庭实际年总收入(元)	10.660	0.910	8.294	13.017
家庭成员最高受教育年限	家庭成员实际最高受教育年限(年)	11.440	3.578	0	23
党员户	家庭中是否有人是共产党员?是=1;否=0	0.250	0.433	0	1
干部户	家庭中是否有人当过村级或以上干部?是=1;否=0	0.133	0.340	0	1
距离最近集市的距离的対数	ln 距离最近集市的距离(m)	7.422	1.308	0	12.206
家门口道路能否通小汽车	通往您家的道路能否通小汽车?能=1;不能=0	0.926	0.261	0	1
平原	村里主要地形是否为平原:是=1;否=0	0.088	0.283	0	1
山地	村里主要地形是否为山地:是=1;否=0	0.045	0.208	0	1
沼气补贴	村里是否有废弃物制沼气项目补贴:是=1;否=0	0.241	0.428	0	1
湖北省	湖北省=1;其他省份=0	0.357	0.479	0	1
湖南省	湖南省=1;其他省份=0	0.349	0.477	0	1

### 2.3 模型设定

由于本文采用的身体自评健康指标是农户对自己身体状况的主观感受,在实际的问卷调查时,采用了主观评分的方法,因此是一个离散的排序数据(Ordered Data)。此外,本文的家庭清洁能源也是一个离散的排序数据。所以本文使用 Ordered Probit 模型研究农户健康状况对家庭清洁能源使用强度的影响,这也是有关健康定量分析中最常用的方法<sup>[42, 43]</sup>。本文设定的具体模型如下:

$$Health\ h_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* \leq \lambda_1 \\ 2 & \text{if } \lambda_1 < y_i^* \leq \lambda_2 \\ 3 & \text{if } \lambda_2 < y_i^* \leq \lambda_3 \\ 4 & \text{if } \lambda_3 < y_i^* \leq \lambda_4 \\ 5 & \text{if } \lambda_4 < y_i^* \end{cases}$$

式中： $y_i^*$ 为潜变量， $\lambda_1 < \lambda_2 < \lambda_3 < \lambda_4$ ， $\lambda_i$ 为待估参数，被称作截断点。只有在扰动项分布符合正态分布的时候，模型才为OrderedProbit模型。本文设置的基本模型如下，公式(1)为基准模型，公式(2)为加入农户健康与外出务工交互项的模型：

$$y_i = \beta_1 Health_i + \gamma_i X_i + \lambda_i \delta_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$y_{ij} = \beta_1 Health_i + \beta_3 Health_i^* NFP_i + \gamma_i X_i + \lambda_i \delta_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

式中： $Health_{ij}$ 表示受访者自评健康； $NFP_{ij}$ 表示受访者2018年是否有非农就业， $X_i$ 表示其他控制变量， $\delta_i$ 表示省份的虚拟变量， $\varepsilon_i$ 为残差项。

由于受访者的健康状况可能和清洁能源使用强度存在内生性问题，因此本文采用工具变量的方法解决这一问题。本文拟采取受访者上一年的务农月数作为农户健康状况的工具变量，其原因在于：过长的务农时间，很有可能会给农户带来关节炎、脊椎病等骨骼肌肉方面的疾病<sup>[44, 45]</sup>，为农户的身体健康带来严重危害。同时也考虑到农户的务农时间跟因变量与其他控制变量之间没有直接联系，故本文使用农户去年的务农月数作为受访者自评健康的工具变量。但是由于农户的清洁能源使用强度和自评健康都是离散型的变量，基于连续变量的二阶段回归等工具变量的方法不再有效<sup>[46, 47]</sup>，因此参考Roodman<sup>[48]</sup>、董香书<sup>[49]</sup>以及童庆蒙等<sup>[50]</sup>的研究，本文采用工具变量的条件混合过程估计方法(Conditional Mixed Process, CMP)进行工具变量法的Ordered Probit模型分析。该方法目前已经得到学术界的认可及广泛使用<sup>[51]</sup>，是通过以似不相关回归，并基于极大似然估计法，构造递归方程而实现的两(多)阶段回归。故在估计公式(1)前，需要加入使用工具变量法得出农户自评健康变量与工具变量之间的诱导方程，具体如下：

$$Health_i = \beta_{IV} Z_i + \delta_i X_i + \alpha_i \delta_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

式中： $Health_i$ 表示受访者自评健康； $Z_i$ 为工具变量； $X_i$ 表示其他控制变量； $\delta_i$ 、 $\alpha_i$ 为待估参数； $\varepsilon_i$ 为误差项。

此外，在估计公式(2)前，除了要估计公式(3)外，还需加入交互项与工具变量之间的诱导方程，具体如下：

$$Health_i^* NFP_i = \beta_{IV} Z_i^* NFP_i + \delta_i X_i + \alpha_i \delta_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

式中： $Health_i$ 表示受访者自评健康； $NFP_i$ 表示受访者2018年是否有非农就业， $Z_i$ 为工具变量， $X_i$ 表示其他控制变量， $\delta_i$ 、 $\alpha_i$ 为待估参数， $\varepsilon_i$ 为误差项。

### 3 模型估计与结果分析

#### 3.1 基准回归结果分析

表 2 汇报了基准回归的结果，回归 1 为未包含交互项的结果，回归 2 是包含交互项的结果。回归 3 和回归 4 分别为回归 1 和回归 2 使用工具变量后的结果。通过表 2 可以看到，回归 3 与回归 4 中辅助估计参数  $\text{atanhrho}$  的结果都显著异于 0，表明如果不使用工具变量可能会存在内生性问题，在使用了 CMP 方法后，得到的结果要比使用 Oprobit 模型所得到的结果更优，通过比较不同模型之间的回归结果，可以发现，当没有使用工具变量时，健康状况与清洁能源使用强度之间的关系不显著。但是当使用工具变量时，健康对清洁能源使用强度的影响表现出显著的负相关，这表明如果忽视了内生性问题，可能难以发现农户健康对清洁能源使用强度的影响。因此本文主要基于回归 3 和回归 4 的结果进行分析<sup>5</sup>。

不难发现，农户的健康状况对农村家庭清洁能源使用强度具有显著负向作用，假说 1 得到了解释；此外，存在非农就业的农户对清洁能源使用强度更大，假说 2 得到了验证；但是健康与非农就业的交互作用不显著，即农户并不会因拥有更好的健康状况而增加非农就业的参与，进而增加清洁能源使用强度，这与假说 3 不一致。具体分析如下：

健康方面，两个回归中，农户的健康状况对家庭清洁能源使用强度的影响均在 1%水平下显著，说明健康状况较好的农户，清洁能源使用强度较低。这一结果也表明拥有更高健康状况的农户可以更好地收集秸秆、薪材等传统的固体能源，但是健康状况较差的农户，在外的采集活动会减少，从而收集到的秸秆、薪材的量也会减少，此时为了满足基本生活需要，会转而使用不用付出太多劳力的清洁能源。

非农就业方面，在回归 3 中，农户非农就业对家庭清洁能源使用强度的影响在 5%的水平下显著，即存在非农就业的农户往往有着更高的清洁能源使用强度。可能的解释是，当农户参与非农就业后，其土地经营面积以及从事农业活动的时间均会减少，因此能够获取固体能源的数量、花费在收集固体能源的时间均会下降，为了保证一般生活中能源的需求，会增加对具有便利性特点的清洁能源使用强度。

但在回归 4 中，交互项的作用不显著说明，非农就业与健康状况对清洁能源使用强度不能起到交互作用。这跟假说 3 不一致，造成这一现象的可能原因是，我国农户的非农就业受到制度与市场的双重障碍。从制度方面来看，虽然目前我国已经进行了户籍制度的改革，但是农民工依旧难以享受到和城镇居民完全相同的社会服务，社会保障程度依旧较低<sup>[53]</sup>。这一制度制约了农户到城市进行非农就业的机会，更多的农户只能到本乡镇进行非农就业。从市场方面来看，农户能否顺利获得非农就业取决于整个社会对于非农就业的需求水平，但在我国就业形势越来越紧张的情况下，农户也难以在城市或本乡镇获得非农就业的机会。在这双重影响下，即使存在非农就业的农户有着较好的健康状况，可能也不会帮助其增加非农就业参与的时间，进而产生较高的清洁能源使用强度。

表 2 健康状况与农户清洁能源使用强度：基准回归结果

	回归 1 (Oprobit)	回归 2 (Oprobit)	回归 3 (IV-Oprobit)	回归 4 (IV-Oprobit)
自评健康	0.019 (0.042)	0.003 (0.051)	-0.933*** (0.167)	-0.878*** (0.258)
性别	-0.075 (0.173)	-0.714 (0.173)	-0.099 (0.168)	-0.107 (0.168)

受教育年限	0.010 (0.012)	0.010 (0.012)	0.013 (0.012)	0.014 (0.012)
务农年限	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.004)
是否有非农业就业	-0.045 (0.084)	-0.218 (0.321)	0.231** (0.096)	0.610 (1.893)
生态环境认知	0.103*** (0.031)	0.102*** (0.031)	0.022 (0.040)	0.027 (0.042)
65岁以上人口数量	-0.099** (0.050)	-0.099** (0.050)	-0.060 (0.049)	-0.062 (0.049)
家庭总人口	-0.005 (0.020)	-0.005 (0.020)	0.023 (0.020)	0.022 (0.020)
家庭年收入的 对数	0.104** (0.048)	0.106** (0.048)	0.230*** (0.045)	0.225*** (0.049)
家庭成员最高 受教育年限	0.017 (0.011)	0.017 (0.011)	0.019 (0.011)	0.018 (0.012)
党员户	0.005 (0.104)	0.004 (0.104)	0.073 (0.094)	0.075 (0.096)
干部户	0.048 (0.130)	0.046 (0.130)	0.115 (0.118)	0.117 (0.118)
距离最近集市的 距离的对数	-0.069** (0.031)	-0.070** (0.031)	0.023 (0.036)	0.022 (0.037)
家门口道路 能否通小汽车	0.044 (0.138)	0.046 (0.138)	0.081 (0.131)	0.077 (0.133)
平原	1.181*** (0.166)	1.180*** (0.166)	0.456 (0.335)	0.485 (0.323)
山地	-0.009 (0.186)	-0.006 (0.187)	-0.201 (0.171)	-0.203 (0.171)
自评健康* 是否有非农就业	——	0.049 (0.087)	——	-0.109 (0.535)
沼气补贴	0.310*** (0.094)	0.311*** (0.094)	0.242** (0.099)	0.247** (0.097)
湖北省	0.141 (0.096)	0.142 (0.096)	0.316*** (0.094)	0.313*** (0.094)

湖南省	-0.361*** (0.111)	-0.363*** (0.111)	0.116 (0.169)	0.106 (0.163)
Wald 卡方值	117.63 (P=0.000)	117.62 (P=0.000)	1260.87 (P=0.000)	13778.60 (P=0.000)
PseudoR <sup>2</sup>	0.0572	0.0573	---	---
atanrho_12	---	---	1.261** (0.523)	1.205** (0.489)
atanrho_13	---	---	---	0.576** (0.277)
atanrho_23	---	---	---	0.638*** (0.034)
Observations	843	843	843	843

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著，括号中为稳健标准误。

### 3.2 稳健性检验

为了检验基准回归的结果是否稳健，本文采取以下 3 种策略来进行稳健性检验：(1) 由于前文对健康状况的衡量采取的指标是受访者的自评健康，可能存在主观偏误，因此本文使用更加客观的指标——“2018 年看病次数”衡量受访者的健康状况。如果受访者 2018 年看病次数越多，其健康状况也就越差；(2) 由于户主决策也很有可能是在综合考虑其他家庭成员的健康状况后做出的，因此本文使用医疗支出占家庭总支出的比重衡量农村家庭整体的健康状况，以代替自评健康变量；(3) 考虑到户主往往都是家庭中年龄较大的男性，在本文样本中有 30.49%的受访者为 65 岁以上的老年人。由于年老体衰，他们往往不能从事太多的农业生产经营活动、能源采集活动。因此为了防止老年样本可能带来的结果偏误，本文参考何可等<sup>[54]</sup>的研究，剔除了样本中户主年龄为 65 岁以上的样本，以此进行稳健性检验。回归结果见表 3，回归 5 和回归 6 为使用看病次数变量的回归结果，回归 7 和回归 8 为使用家庭整体健康状况变量的回归结果，回归 9 和回归 10 为剔除了老年样本的回归结果。从各个回归的结果来看，本文研究结果基本上是稳健的。

表 3 稳健性检验

	无交互项 回归 5	有交互项 回归 6	无交互项 回归 7	有交互项 回归 8	删除老年样本 (无交互项) 回归 9	删除老年样本 (有交互项) 回归 10
自评健康	---	---	---	---	-0.879*** (0.271)	-0.595 (0.418)
看病次数	0.294*** (0.029)	0.291*** (0.039)	---	---	---	---

家庭整体健康状况	---	---	6.064*** (0.345)	6.208*** (0.658)	---	---
是否有非农业就业	0.187** (0.094)	0.162 (0.198)	0.305*** (0.076)	0.346 (0.268)	0.235** (0.115)	2.076 (2.062)
交互项	---	0.016 (0.090)	---	-0.491 (3.113)	---	-0.527 (0.588)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald 卡方值	1655.69 (P=0.000)	4370.59 (P=0.000)	3858.10 (P=0.000)	9302.95 (P=0.000)	769.24 (P=0.000)	12096.67 (P=0.000)
atanrho_12	-2.450 (2.531)	-2.537 (2.879)	-2.478* (1.505)	-2.676 (2.509)	1.031* (0.596)	0.921* (0.498)
atanrho_13	---	-0.592** (0.238)	---	-0.485* (0.269)	---	0.817** (0.386)
atanrho_23	---	0.569*** (0.173)	---	0.533*** (0.056)	---	0.762*** (0.045)
Observations	843	843	843	843	586	586

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著，括号中为稳健标准误。

## 4 异质性分析

### 4.1 按不同年龄阶段分组

年龄对于农户日常生活决策与习惯的影响巨大。老一辈的农户受到传统观念的影响会更深，并且相对于中青年人来说，他们的健康状况一般来说也较差。此外，不同年龄阶段农户的非农就业能力也不同，因此年龄异质性可能会导致健康、非农就业对农户清洁能源使用强度产生不一样的结果。据此，本文将 65 岁以下的受访者定义为中青年组、65 岁及以上的受访者定义为老年组，回归结果见表 4。不难发现，对于农村的中青年人和老年人来说，如果其自评健康较高，家庭清洁能源使用强度会较低。这也说明农户不管处于什么年龄阶段，健康对其清洁能源使用的影响都是负向显著。还可发现，是否有非农就业对中青年群体清洁能源使用强度的影响表现出显著正相关，但是老年群体是否有非农就业与清洁能源使用强度的关系不显著。造成这一现象的可能原因是，中青年人往往倾向于在外地从事非农就业<sup>[55]</sup>，难以对自家土地进行管理，能够获取固体能源的时间和数量都会减少，从而会增加对清洁能源的使用。而对于老年人来说，由于自身年龄较大，较难参与非农就业，仍有足够的时间进行固体能源的采集活动，而对于部分能够从事非农就业的，其地点也一般也会是本地<sup>[56]</sup>，且时间也不会太长，因而在整体上非农就业对老年群体的影响不显著。此外，健康与非农就业的交互项对于这两类人群都不显著。

表 4 不同年龄段人群的异质性分析

	中青年组(无交互项)	中青年组(有交互项)	老年组(无交互项)	老年组(有交互项)
--	------------	------------	-----------	-----------

	回归 7	回归 8	回归 9	回归 10
自评健康	-0.879*** (0.271)	-0.595 (0.418)	-1.044*** (0.157)	-1.006*** (0.208)
是否有非农业就业	0.235** (0.115)	2.076 (2.062)	0.178 (0.187)	2.082 (2.939)
自评健康* 是否有非农业就业	---	-0.527 (0.588)	---	-0.536 (0.827)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald 卡方值	769.24 (P=0.000)	12096.67 (P=0.000)	1008.67 (P=0.000)	14953.69 (P=0.000)
atanrho_12	1.031* (0.596)	0.921* (0.498)	1.950 (1.307)	2.089 (1.390)
atanrho_13	---	0.817** (0.386)	---	0.489* (0.251)
atanrho_23	---	0.762*** (0.045)	---	0.330*** (0.049)
Observations	586	586	257	257

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著，括号中为稳健标准误。

#### 4.2 按不同收入水平分组

清洁能源大部分属于商品能源，其使用需要付费，因此不同收入状况的居民可能对清洁能源使用状况存在差异。据此，本文以 2018 年中国农村人均可支配收入为划分依据，将样本划分为高、低收入两组<sup>⑥</sup>，回归结果见表 5。不难发现，无论对低收入组而言，还是对于高收入组而言，健康状况对清洁能源使用强度的影响都表现出显著负相关，两者之间并无差异。非农就业对低收入组清洁能源使用强度的影响表现出显著正相关，但对高收入组不显著。对于低收入人群来说，由于收入水平较低，因此非农就业能够给他们带来收入增长的效用更大，故而这类人群会更加重视非农就业的机会，在非农就业上分配更多的时间，从而减少其采集固体能源的活动，进而可以实现能源使用结构的转型。此外，非农就业与健康的交互项对两种收入水平的人群都不显著。

#### 4.3 按不同生态环境认知水平分组

计划行为理论认为主体的认知决定主体的行为动机<sup>[57]</sup>，并且在很大程度上认知会影响到主体的行为。受传统认知的影响，农户一般倾向于使用固体能源，但是生态环境认知程度较高的群体可能因认识到固体能源的危害，从而倾向于使用清洁能源。因此，本文将生态环境认知在 4 分及以上的群体定义为高认知组，反之则为低认知组，以区分不同生态环境认知群体的健康状况、非农就业对其清洁能源使用强度的影响，回归结果见表 6。不难发现，农户健康状况对低认知组和高认知组的清洁能源使用强度影响均显著为负，说明不管对于何种认知水平的农户，其健康对清洁能源使用强度没有差异。此外，从表 6 中还可以发现，非农就业对高认知组提高清洁能源使用强度具有显著的正向作用，但对于低认知组而言不显著。造成这一现象的可能原因是，高认知

组能够认识到使用固体能源的危害，因此在非农就业挤占了采集固体能源的时间后，不会再维系以固体能源使用为主的传统能源使用结构，转而会增加清洁能源的使用。但对于低认知组而言，虽然非农就业会减少其采集固体能源的时间和数量，但由于低认知组难以认识到固体能源使用所带来的危害，故很有可能存在路径依赖(Pathdependence)行为，难以放弃使用固体能源的传统。但是不管是对于低认知组，还是对于高认知组，交互项都不显著。

表 5 不同收入群体的异质性分析

	低收入组(无交互项) 回归 11	低收入组(有交互项) 回归 12	高收入组(无交互项) 回归 13	高收入组(有交互项) 回归 14
自评健康	-0.839*** (0.267)	-0.839** (0.342)	-1.181*** (0.096)	-1.071* (0.557)
是否有非农业就业	0.253* (0.152)	-0.067 (2.487)	0.170 (0.130)	0.860 (4.442)
自评健康* 是否有非农业就业	---	0.089 (0.718)	---	-0.187 (1.198)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald 卡方值	693.08 (P=0.000)	8200.47 (P=0.000)	1253.25 (P=0.000)	9541.22 (P=0.000)
atanrho_12	1.111* (0.638)	1.052* (0.598)	2.101 (1.409)	1.756* (0.954)
atanrho_13	---	0.389 (0.334)	---	0.842 (0.720)
atanrho_23	---	0.588*** (0.038)	---	0.744*** (0.068)
Observations	561	561	282	282

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著，括号中的数值为稳健标准误。

表 6 不同生态环境认知群体的异质性分析

	低认知组(无交互项) 回归 15	低认知组(有交互项) 回归 16	高认知组(无交互项) 回归 17	高认知组(有交互项) 回归 18
自评健康	-0.884*** (0.248)	-0.770** (0.364)	-1.248*** (0.147)	-0.228 (0.451)
是否有非农业就业	0.146	0.809	0.619***	8.543***

	(0.102)	(1.986)	(0.232)	(2.135)
自评健康* 是否有非农业就业	---	-0.192 (0.568)	---	-2.204 (0.579)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald 卡方值	912.15 (P=0.000)	10861.29 (P=0.000)	910.76 (P=0.000)	490615.40 (P=0.000)
atanrho_12	1.261* (0.740)	1.133* (0.649)	1.519* (0.886)	0.664** (0.334)
atanrho_13	---	0.609** (0.309)	---	2.457 (2.033)
atanrho_23	---	0.656*** (0.038)	---	0.501*** (0.074)
Observations	658	658	185	185

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著，括号中的数值为稳健标准误。

## 5 结论与政策启示

本文基于华中三省调研数据，分析了健康状况对于农户清洁能源使用强度的影响，同时通过构造非农就业与健康状况之间的交互项，检验了健康状况与非农就业对家庭清洁能源使用强度的交互作用。研究表明：(1)健康状况较差的农户，家庭使用清洁能源的强度较高。(2)存在非农就业的农户，家庭清洁能源使用强度较高，但是农户的健康状况与非农就业对家庭清洁能源使用强度不存在显著的交互作用。说明农户是否存在非农就业与健康与清洁能源使用强度的关系并不存在显著影响。(3)本文进一步的异质性分析表明，健康状况对农户家庭清洁能源使用强度的影响在不同年龄、收入、生态环境认知中没有显著差异，都为显著负相关，但非农就业的影响则表现出较为明显的异质性，具体来说，中青年、低收入、高生态环境认知组会受到非农就业影响而具有更高的清洁能源使用强度，而老年、高收入、低生态环境认知组所受影响较小。

由此，本文得到了以下的政策建议：(1)本文结论表明较之于健康状况良好的农户，健康状况较差的农户拥有更高的清洁能源使用强度，表明需加强对传统固体能源健康危害的宣传，尤其应对引导健康状况良好的农户予以足够重视，从而改变农村传统的能源使用观。(2)政府部门需更为关注农户的非农就业问题，通过促进农户的非农就业，增加其对于清洁能源的使用。对于中青年、高生态环境认知的农户来说，可通过提供小额信贷保障、免受行政事业性收费以及享受创业技能培训补贴等方式，为农户营造良好的自主创业环境，使农户通过自主创业为自身创造非农就业的机会；对于农村低收入人群来说，国家的就业政策需对其有所倾斜，具体来说政府需要加强对低收入人群职业教育与技能培训的投入力度，进而增强农村低收入人群参与非农就业的竞争力。(3)由于农村劳动力进入非农行业受到制度和市场的约束，健康状况较好的农村劳动力难以通过增加非农就业的参与而改善能源使用结构，因此政府需要对农户的非农就业提供支持。通过户籍制度改革为农户在外地从事非农就业提供制度保障，坚持以一二三产业融合发展为路径扩大当地就业市场，从而破除农户从事非农就业的制度和市场障碍。

### 参考文献：

- 
- [1]师华定, 齐永青, 刘韵. 农村能源消费的环境效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(8):148-153.
- [2]BONJOUR S, ADAIR-ROHANI H, WOLF J, et al. Solid fuel use for household cooking:Country and regional estimates for 1980-2010[J]. Environmental Health Perspectives, 2013, 121(7):784-790.
- [3]MURRAY E L, BRONDI L, KLEINBAUM D, et al. Cooking fuel type, household ventilation, and the risk of acute lower respiratory illness in urban Bangladeshi children:A longitudinal study[J]. Indoor Air, 2012, 22(2):132-139.
- [4]方黎明, 刘贺邦. 生活能源、农村居民的健康风险和能源扶贫[J]. 农业技术经济, 2019(7):115-125.
- [5]LIU G, LUCAS M, SHEN L. Rural household energy consumption and its impacts on eco-environment in Tibet taking Taktse county as an example[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2008, 12(7):1890-1908.
- [6]ATHIRA G, BAHURUDEEN A, APPARI S. Sustainable alternatives to carbon intensive paddy field burning in India:A framework for cleaner production in agriculture, energy, and construction industries[J]. Journal of Cleaner Production, 2019.
- [7]方黎明, 陆楠. 能源替代的健康效应——生活能源替代对中老年农村居民健康的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(6):40-49.
- [8]何可. 农业废弃物资源化生态补偿[M]. 人民出版社, 2019.
- [9]LAY J, ONDRACZEK J, STOEVER J. Renewables in the energy transition:Evidence on solar home systems and lighting fuel choice in Kenya[J]. Energy Economics, 2013, 40:350-359.
- [10]AKINTAN O, JEWITT S, CLIFFORD M. Culture, tradition, and taboo:Understanding the social shaping of fuel choices and cooking practices in Nigeria[J]. Energy Research & Social Science, 2018, 40:14-22.
- [11]RAVINDRA K, KAUR-SIDHU M, MOR S, et al. Trend in household energy consumption pattern in India:A case study on the influence of socio-cultural factors for the choice of clean fuel use[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 213 (2019):1024-1034.
- [12]史清华, 彭小辉, 张锐. 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[J]. 管理世界, 2014(5):80-92.
- [13]刘满芝, 刘贤贤. 基于 STIRPAT 模型的中国城镇生活能源消费影响因素研究[J]. 长江流域资源与环境, 2017, 26(8):1111-1122.
- [14]何威风, 阎建忠, 花晓波. 不同类型农户家庭能源消费差异及其影响因素——以重庆市“两翼”地区为例[J]. 地理研究, 2014, 33(11):2043-2055.
- [15]GOHLKE J M, THOMAS R, WOODWARD A, et al. Estimating the Global Public Health Implications of Electricity and Coal Consumption[J]. Environmental Health Perspectives, 2011, 119(6):821-826.

- 
- [16]LIAO H, TANG X, WEI Y M. Solid fuel use in rural China and its health effects[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2016, 60:900-908.
- [17]HOU B D, TANG X, MA C, et al. Cooking fuel choice in rural China: Results from microdata[J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 142:538-547.
- [18]SURYADHI M A H, ABUDUREYIMU K, KASHIMA S, et al. Effects of household air pollution from solid fuel use and environmental tobacco smoke on child health outcomes in indonesia[J]. Journal of occupational and environmental medicine, 2019, 61(4):335-339.
- [19]NIE P, SOUSA-POZA A, XUE J. Fuel for life: Domestic cooking fuels and women's health in rural China[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2016, 13(8):810.
- [20]杨志海, 麦尔旦·吐尔孙, 王雅鹏. 健康冲击对农村中老年人农业劳动供给的影响——基于 CHARL 数据的实证分析[J]. 中国农村观察, 2015(3):24-37.
- [21]秦立建, 秦雪征, 蒋中一. 健康对农民工外出务工劳动供给时间的影响[J]. 中国农村经济, 2012(8):38-45.
- [22]廖华, 唐鑫, 魏一鸣. 能源贫困研究现状与展望[J]. 中国软科学, 2015(8):58-71.
- [23]SIMKOVICH S M, WILLIAMS K N, POLLARD S, et al. A Systematic Review to Evaluate the Association between Clean Cooking Technologies and Time Use in Low-and Middle-Income Countries[J]. International journal of environmental research and public health, 2019, 16(13).
- [24]徐斌, 陈宇芳, 沈小波. 清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长[J]. 经济研究, 2019, 54(7):188-202.
- [25]HOSIER R H, KIPONDYA W. Urban household energy use in Tanzania: Prices, substitutes and poverty[J]. Energy Policy, 1993, 21(5):454-473.
- [26]MASERA O R, SAATKAMP B D, KAMMEN D M. From linear fuel switching to multiple cooking strategies: A critique and alternative to the energy ladder model[J]. World Development, 2000, 28(12):2083-2103.
- [27]FOLEY G. Photovoltaic applications in rural areas of the developing world[M]. The World Bank, 1995.
- [28]高珊, 黄贤金. 农村市场化对农户耕地流转的影响——以沪苏皖农户调查为例[J]. 长江流域资源与环境, 2012, 21(7):816-820.
- [29]孔凡斌, 廖文梅. 基于收入结构差异化的农户林地流转行为分析——以江西省为例[J]. 中国农村经济, 2011(8):89-97.
- [30]邵秀军. 西部山区农户薪材消费的影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2011(7):85-91, 96.
- [31]DUFLO E, GREENSTONE M, HANNA R. Indoor air pollution, health and economic well-being[J]. Surveys and Perspectives Integrating Environment and Society, 2008, 1(1):1-9.

- 
- [32]LIAO H, CHEN T, TANG X, et al. Fuel choices for cooking in China: Analysis based on multinomial Logit Model[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 225:104-111.
- [33]GROSSMAN M. On the concept of health capital and the demand for health[J]. Journal of Political Economy, 1972, 80(2):223-255.
- [34]孙顶强, 冯紫曦. 健康对我国农村家庭非农就业的影响: 效率效应与配置效应——以江苏省灌南县和新沂市为例[J]. 农业经济问题, 2015, 36(8):28-34, 110.
- [35]邓力源, 唐代盛, 余驰晨. 我国农村居民健康人力资本对其非农就业收入影响的实证研究[J]. 人口学刊, 2018, 40(1):102-112.
- [36]何兴强, 史卫. 健康风险与城镇居民家庭消费[J]. 经济研究, 2014, 49(5):34-48.
- [37]邓慧慧, 虞义华. 中国农村能源系统绿色转型研究——基于中国农村家庭能源调查数据[J]. 浙江社会科学, 2018(1):57-65, 101.
- [38]程名望, Jin Yanhong, 盖庆恩, 等. 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[J]. 经济研究, 2014, 49(11):130-144.
- [39]梁育填, 樊杰, 孙威, 等. 西南山区农村生活能源消费结构的影响因素分析——以云南省昭通市为例[J]. 地理学报, 2012, 67(2):221-229.
- [40]李岩岩, 赵湘莲, 陆敏. 碳税与能源补贴对我国农村能源消费的影响分析[J]. 农业经济问题, 2013, 34(8):100-104, 112.
- [41]王琦, 熊康宁, 盈斌, 等. 喀斯特地区农村能源消费特征及影响因素[J]. 中国农业资源与区划, 2019, 40(3):146-157.
- [42]周广肃, 樊纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 管理世界, 2014(7):12-21+51+187.
- [43]卫龙宝, 毛文琳. 不同筹资渠道的卫生支出对农村中老年居民健康影响的差异——基于 CHARLS 数据的经验分析[J]. 农业技术经济, 2019(10):53-63.
- [44]DONHAM K J, RAUTIAINEN R H, LANGE J L, et al. Injury and illness costs in the certified safe farm study[J]. The Journal of Rural Health, 2007, 23(4):348-355.
- [45]TONELLI S, CULP K, DONHAM K. Work-related musculoskeletal disorders in senior farmers: Safety and health considerations[J]. Workplace Health & Safety, 2014, 62(8):333-341.
- [46]ANGRIST J D. Estimation of limited dependent variable models with dummy endogenous regressors: Simple strategies for empirical practice[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2001, 19(1):2-28.
- [47]SAJAJIA Z. Maximum likelihood estimation of a bivariate ordered probit model: implementation and Monte

---

Carlo simulations[J].The Stata Journal,2008,4(2):1-18.

[48]ROODMAN D.Fitting fully observed recursive mixed-process models with cmp[J].Stata Journal,2011,11(2):159-206.

[49]董香书, Proochista Ariana. 为何农村医生工作不满意?——工作收入、医患关系和工作满意度的实证研究[J]. 管理世界, 2012(11):77-88.

[50]童庆蒙, 张露, 张俊飏. 土地转入能否提升农民生活满意度?——来自湖北省江汉平原地区的经验证据[J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(3):614-622.

[51]RUSSO G. Job and life satisfaction among part-time and full-time workers:The “identity” approach[J]. Review of social economy, 2012, 70(3):315-343.

[52]周广肃, 谭华清, 李力行. 外出务工经历有益于返乡农民工创业吗?[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(2):793-814.

[53]卢海阳, 梁海兵, 钱文荣. 农民工的城市融入: 现状与政策启示[J]. 农业经济问题, 2015, 36(7):26-36, 110.

[54]何可, 张俊飏, 张露, 吴雪莲. 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[J]. 管理世界, 2015(5):75-88.

[55]马瑞, 徐志刚, 叶春辉. 农村进城就业人员城市就业及生活境况分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(S1):420-423.

[56]宁光杰. 自选择与农村剩余劳动力非农就业的地区收入差异——兼论刘易斯转折点是否到来[J]. 经济研究, 2012, 47(S2):42-55.

[57]AJZEN I. The theory of planned behavior[J]. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 1991, 50(2):179-211.

#### 注释:

1 数据来源: 国家统计局, 第二次全国农业普查主要数据公报(第四号). [http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/200802/t20080226\\_30464.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/200802/t20080226_30464.html)

2 数据来源: 国家统计局, 第三次全国农业普查主要数据公报(第四号). [http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/201712/t20171215\\_1563634.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/201712/t20171215_1563634.html)

3 资料来源:[http://www.china.com.cn/policy/txt/2007-12/04/content\\_9339171.htm](http://www.china.com.cn/policy/txt/2007-12/04/content_9339171.htm)

4 据湖南省发展和改革委员会的数据显示, 2018年岳阳县居民第一档用气价格为2.73(元/m<sup>3</sup>); 桃园县为2.97(元/m<sup>3</sup>); 浏阳市为2.65(元/m<sup>3</sup>), 详情可参见:[http://fgw.hunan.gov.cn/xxgk\\_70899/tzgg/201808/t20180831\\_5086233.html](http://fgw.hunan.gov.cn/xxgk_70899/tzgg/201808/t20180831_5086233.html)

---

5 考虑到有些控制变量可能存在内生性问题,参考周广肃<sup>[52]</sup>的研究,本文不对控制变量的回归结果进行过多的分析.

6 国家统计局的数据显示,中国 2018 年农村居民人均可支配收入为 14 617 元,本文通过将样本农户家庭收入除以家庭户口本总人数,得出农村家庭的平均收入,然后将农户家庭的平均收入与 2018 年农村居民可支配收入比较。平均收入低于 14 617 元的样本,本文定义为低收入组,反之,则为高收入组.