

清洁能源采纳对农村居民福利的影响研究

邓和品*, 刘炜杰, 刘炎颖, 陈璐敏, 卓伊颖, 郭佳琦

华南农业大学经济管理学院, 广东广州, 中国

*通讯作者

【摘要】在全球气候变化加剧与各国能源转型趋势深化的宏观背景下, 清洁能源以其独特优势为政界与学术界所聚焦。本文以中国农村为研究对象, 依托中国家庭追踪调查(CFPS)数据库2016-2022年的4期面板数据, 系统探讨了清洁能源采纳对农村居民福利的影响效应。研究选取双向固定效应(FE)模型作为基准回归架构, 借助滞后一期核心解释变量充当工具变量来开展内生性检验, 同时引入1%缩尾处理以及安慰剂检验等手段对模型稳健性予以验证。结果表明: 其一, 清洁能源采纳能够显著提升居民综合福利水平; 其二, 异质性分析结果揭示了清洁能源采纳对男性、老年群体及小家庭的福利提升效应更为显著。本研究不仅为清洁能源进一步推广政策的制定提供了一定的实证支撑, 还为乡村振兴以及共同富裕目标的实现给出了合理建议。

【关键词】CFPS 面板数据; 清洁能源; 综合福利水平; 双向固定效应(FE)模型

【基金项目】本文系2024年度华南农业大学大学生创新创业训练计划项目成果(项目编号: S202410564026)

1. 绪论

1.1 研究背景

全球气候变暖形势严峻, 极端气候事件频发, 化石能源供需矛盾日益突出。国际社会形成共识, 全球发展必须从依赖化石能源的模式向清洁化、低碳化甚至无碳化的能源体系转变[1]。随着新能源技术的快速进步, 太阳能、风能等清洁能源成本大幅降低, 已成为应对气候变化的有效能源替代方案。随着能源转型战略的加速推进, 中国于2020年9月提出“碳达峰”“碳中和”目标, 郑重承诺二氧化碳排放力争在2030年前达到峰值和努力在2060年前实现碳中和。

农村家庭能源消费是国家能源体系的重要组成部分, 是农村经济与社会发展的重要支撑, 对推进乡村振兴和实现碳达峰碳中和目标具有基础性意义。然而, 受限于经济发展水平、地理区位以及沉没成本[2]等因素, 我国农村地区长期延续着低效、高消耗的传统能源使用模式[3]。由此引发的空气污染以及环境破坏等问题, 不但极大地阻碍了能源转型进程, 而且会严重影响农民的生活品质。

中国政府高度重视农村清洁能源推广工作, 出台了一系列政策文件予以支持、鼓励与引导。2021年中央一号文件首次提出“实施乡村清洁能源建设工程”, 要求加大农村电网建设, 推进燃气下乡、生物质能源开发及煤炭

清洁化利用。2022年, 《关于加快推进农村能源转型发展的指导意见》强调推动农村能源绿色低碳转型, 支持分布式光伏、风能等清洁能源推广。2023年国家能源局等四部门联合印发的《农村能源革命试点县建设方案》强调各地要因地制宜深入推进农村能源革命, 基本形成以清洁能源为主、安全可靠的农村能源供给、消费、技术体系和管理体制。2024年中央一号文件又指出要推进农村电网巩固提升, 推动农村分布式新能源发展。

因此, 深入探究清洁能源采用对农村居民福利的影响效应, 对于制定具有针对性的政策举措以促进农村地区清洁能源的广泛应用和提升农村居民的福利水平具有重要的理论价值与现实意义。

1.2 主要创新点

1.2.1 多重福利指标

现有关于居民福利的研究, 大多仅聚焦于单一维度的福利指标, 或是侧重于客观福利, 如收入水平、健康水平等物质层面的改善; 或是仅关注主观福利, 像生活满意度、幸福感等心理感受。这些研究的福利测度本质上陷入了“幸福悖论”类似的困境——收入增长与主观幸福感提升的长期脱节[4]。因为居民福利是一个复杂且多元的概念, 单一维度的指标难以全面、准确地反映居民福利的真实变化。本研究通过综合考量家庭现额资金、健康水平、生活

满意度与幸福感等多维度因素,将客观福利的可量化指标与主观福利的心理认知指标进行融合,形成一个综合福利水平的研究变量,从而更为全面、准确地反映清洁能源采纳对农村居民福利的综合效应。

1.2.2 可持续发展评估框架创新

在既有可持续发展评估体系的理论框架中,能源转型作为实现联合国可持续发展目标的核心路径,学术界对于能源转型的研究已经较为成熟。但是主要集中在宏观层面,通过“清洁能源使用情况”、“节能减排”与“经济增长”等指标从整体衡量能源转型成果[5]。这种宏观视角虽然能够把握能源转型的现状与总体趋势,但是忽略了能源转型过程中微观主体的实际感受和影响。本研究以农户为研究视角,深入探讨能源转型对农村居民福利水平的影响,能够更全面、深入地评估能源转型和可持续发展的成效,为清洁能源的进一步推广政策的制定和实施提供更具针对性的建议。

2. 概念界定及文献综述

2.1 概念界定

2.1.1 清洁能源

从技术角度看,清洁能源定义有着明确又细致的标准,也被称为“绿色能源”。从广义的角度看,清洁能源是实现能源系统化、效能化及清洁化应用的技术体系;狭义上专门指的就是非化石能源,这类能源在被消耗之后可恢复补充,体现出可再生性,而且在生产和使用过程中基本不排放或者只排放极少的温室气体[6]。

中国农业农村部参照农村地区能源实际应用情境,对清洁能源的定义制定了更有针对性的标准,把热效率达到或超过35%、污染物排放量不超过传统燃料60%的能源定义为清洁能源。此标准充分考量了农村地区能源使用的特点跟需求,为农村清洁能源的推广和应用提供了明确的技术性基础。

2.1.2 居民福利

在福利研究的学术谱系内,居民福利作为关键概念已被大量引用,但鉴于研究主题跟目标存在差别,对居民福利的定义也体现出显著的差异化与多样性的特点。

国内学者做的居民福利方面的研究,一般从“社会福利”与“民生”的角度开展。朱志鹏[7]认为,居民福利是居民生活、劳动、心理、家庭等多方面的综合呈现,居民福利水平的高低情形,不仅跟个体当下生活状况紧密相联,还与社会的可持续发展关联度高。刘一凡

[8]宣称,应从经济福利和精神福利两个维度去考量福利,指出福利囊括了所有与民众生活相关的范畴,不仅是经济收入层面的福利,还涉及文化、医疗、教育、环境、科技等范畴的福利。张要要[9]在相关研究中指出,居民福利是社会经济发展成果在微观层面的直接体现,也是评判和理解社会经济改革成效的重要切入点。

相较于国内研究,国外在居民福利研究领域更聚焦于经济学科的视角,并逐步构建起一套主客观相结合的成熟评价体系。例如,Krause[10]对社会福利的界定采用广义社会福利概念,主要测度维度包括:公共健康(公共卫生部门)、公共福利(现金援助)、住房与社区发展状况等。Larsen和Ivan[11]在相关研究中对居民福利的测度指标主要有:消费者剩余、居民外部性和税收收入。

基于对国内外相关文献的系统梳理与理论融合,本研究运用家庭现额资金、健康水平、生活满意度及幸福感等指标相融合的方式对居民福利予以界定。

2.2 文献综述

2.2.1 清洁能源采纳的经济福利

清洁能源可以通过多条途径提升农户的经济福利。一是在农户家庭层面,清洁能源的引入使炊事效率提升,节约时间成本,部分家庭可腾出人力进行副业生产或外出务工[12]。二是在社区层面,清洁能源基础设施的改善可吸引投资,带动当地就业和产业结构升级。Kim等人[13]指出,从长远来看,清洁能源使用能够带动农村经济增长,缩小城乡差距。李柄柯[14]构建多维贫困指数发现,清洁能源采纳使农户贫困脆弱性降低5.12%。李娜等[15]测算光伏扶贫项目的成本效益比达1:3.2,发电收益和就业创造形成持续增收机制。

2.2.2 清洁能源采纳的健康与环境福利

在健康方面,传统生物质燃料燃烧造成的室内空气污染是许多发展中国家和地区人群健康风险的重要来源。刘子铭和李佳[16]开展实证研究后表明,采用清洁能源使农村中老年人月均医疗方面的支出减少127元,呼吸系统疾病就诊比例下降了34.2%。李慧等[17]借助污染物暴露模型开展测算,若全面推广清洁炊事能源,农村PM_{2.5}年均浓度可降低18μg/m³,儿童患哮喘的发病率下降22%。李娜等[15]经研究得到,实施“煤改气”政策后,试点县孕妇死亡率下降了9.8%,说明能源转型存在跨代际健康收益。

于环境保护这件事上, Guta[18]研究说明, 推广清洁能源能起到减少对林地资源过度依赖的作用, 降低森林砍伐的百分比, 进而实现对当地生态系统的保护, 实现人与自然的和谐发展。同时, 减少对生物质燃料的使用也能让温室气体排放降低, 为应对全球气候变化起到了积极效果。

2.2.3 清洁能源采纳的社会与心理福利

除了经济跟健康产生的效益, 部分研究开始把关注点放在清洁能源对农村社会资本与心理福利的改善上。李娜等[15]依托 CFPS 数据开展的双重差分分析表明, 选用清洁能源的用户生活满意度评分升高 0.47 个标准差, 未来信心指数有 21.3% 的提高。起建凌等[19]利用内生转换模型发现, 技术采纳农户社区归属感的得分比对照组高出了 0.82 个单位, 技术培训里的社交互动巩固了关系网络。研究还了解到, 因为清洁能源的推广, 女性日均炊事时间降低了 1.2 个小时, 时间再分配造就了参与文化活动的空间, 推动拔高生活的幸福水平。

3. 中国农村清洁能源利用发展情况

3.1 沼气

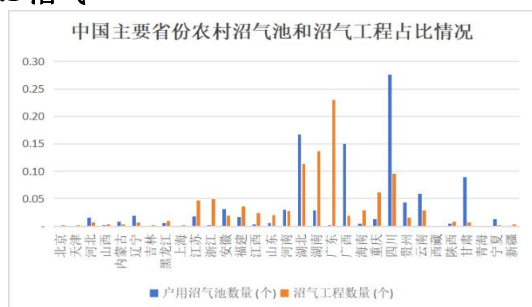


图 1. 2023 年中国主要省份农村户用沼气池和沼气工程数量占比图

数据来源: 《中国能源统计年鉴 2023》

沼气以人畜粪污或农林有机废弃物为发酵原料, 不仅能通过厌氧发酵处理产生清洁的沼气燃料, 还能够产生沼液、沼渣等有机肥料[20], 经济效益与环境效益显著。

我国农村户用沼气池的推广成效十分显著, 数量最大的四川、重庆、湖北三省市农业生产条件优越, 农作物产量高, 农业产生大量的废弃物, 为户用沼气池提供了充沛的原料补给, 使得户用沼气池大范围地普及(见图 1)。

就农村沼气工程数量而言, 广东比其他省份领先一步, 展现出其在沼气工程规模化发展当中的显著优势。广东的经济发展水平及技术水平都较高, 能为沼气工程建设提供足量的资金与技术支撑, 对能源的迫切需求也为沼气

工程发展打造了良好的市场环境。

3.2 水力发电



图 2. 2022 年中国主要省份乡村水力发电情况图

数据来源: 《中国能源统计年鉴 2023》

长期以来农村水电站在解决农村用电、助力脱贫攻坚、促进节能减排、减轻洪涝灾害、改善农田灌溉条件和农村生产生活条件以及促进农村经济发展等方面发挥着重要的作用[21]。国家出台了一系列支持农村水电建设的政策, 如资金扶持、税收优惠等, 这些政策为农村水电建设提供了良好的发展环境(见图 2)。

整体来看, 农村水电站主要分布于大江大河流域。其中, 广东、福建等经济较发达省份, 对农村水电站建设的资金支持力度和技术水平具有明显优势。同时, 这些省份临海且河流众多、水流量大、落差适宜, 为水电站的建设提供了良好的自然条件。而四川省虽然在农村水电站的数量方面不占优势, 但是农村水电年发电量却领跑全国。这主要归功于四川得天独厚的地理条件, 一方面四川位于长江上游, 拥有众多的河流, 水资源丰富; 另一方面, 四川地形崎岖起伏, 多山地, 河流落差大, 使得水电站水能转换效率较高。

3.3 太阳能

3.3.1 太阳房

太阳房是以太阳能为核心能源供给的建筑类型, 可很好解决北方冬季农村住宅的室内温度低、保温性能差、取暖能耗高等问题[22]。

从图 3 可知, 我国太阳房主要应用于西北地区, 西藏、甘肃两省绝对领先, 其地处高海拔或干旱半干旱区, 太阳辐射总量丰富, 日照时数长, 为太阳房建设推广提供天然优势。龙凯晨[23]通过实地调研发现西北地区农村的民居构造、居民生活习惯、室内外热环境状况以及冬季热舒适需求规律等特征使该地区适宜采用太阳能建筑特别是被动式太阳房来满足居民的热舒适。同时, 政府在推进农村建筑太阳能光伏一体化建设方面发挥了关键作用, 通过出台系列优惠政策, 如财政补贴、税收减

表 1.变量定义表

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	综合福利水平,根据农户家庭现额资金、健康水平、生活满意度及生活幸福感标准化后加权所得	家庭现额资金:一年里家庭的现金(广义)和银行存款总额 健康水平:以1-5级自评量表量化。1=不健康;5=非常健康 生活满意度:以1-5分自评量表量化。1=很不满意;5=很满意 生活幸福感:以0-10分自评量表量化。0分最低,10分最高
	清洁能源采纳	根据做饭燃料区分,0为未采纳,1为已采纳。0=柴草/煤炭;1=罐装煤气/液化气/天然气/管道煤气/太阳能/沼气/电
	性别	女=0,男=1
	年龄	岁
控制变量	受教育水平	受访者的受教育年限
	环保观念	认为环境问题的严重程度:以1-10评分表量化。1分最低,10分最高
	社会地位	以1-5分自评量表量化。1=很低;5=很高
	家庭固定资产价值/万元	以房屋市场价值衡量
	家庭规模	一起居住的家庭成员数量

4.3 主要变量描述性统计分析

表 2 报告了本研究变量数据的描述性统计分析结果,可知被解释变量与各解释变量均呈现显著异质性,为后续回归分析提供了丰富的个体差异基础。具体来看,样本的平均福利水平(welfare)为 5.585,处于取标准化后的 0-10 福利水平范围的中间位置,标准差为

1.047,说明样本所代表的群体福利水平处于中等且具备一定的个体差异。清洁能源采纳(energy)被设定为二元变量,均值为 0.591,意味着仅有约 59.1%的农村家庭的做饭燃料选择了清洁能源,农村地区的清洁能源渗透率仍有较大提升空间。

表 2.各变量描述性统计

变量名称	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
welfare	9435	5.5852	1.047	1.00	5.54	8.31
energy	9435	0.5909	0.492	0.00	1.00	1.00
age	9435	52.8837	13.893	16.00	53.00	92.00
gender	9435	0.6158	0.486	0.00	1.00	1.00
eduy	9435	6.6393	4.302	0.00	7.00	19.00
envir	9435	6.2008	2.945	0.00	6.00	10.00
status	9435	3.2764	1.120	1.00	3.00	5.00
Family size	9435	3.9086	1.977	1.00	4.00	21.00
ln_housevalue	9435	2.5044	1.101	0.01	2.40	8.29

表征样本个体特征的变量中,年龄的均值为 52.884 周岁,虽然调查样本选择具有局限性,但仍凸显了我国农村老龄化严重的现实,方差为 13.893,涵盖了从 16 周岁到 92 周岁的广泛年龄段人群;性别(gender)作为二元变量,均值 0.616 表明男性比例略高于女性,标准差 0.486 反映出性别分布合理;平均受教育年限(eduy)为 6.639 年,其标准差为 4.302,显示出样本间受教育程度差异显著;居民环保观念(envir)的均值为 6.201,标准差却高达 2.945,表明农村居民对环境问题的认知存在明显差异;社会地位评分(status)均值为 3.276,标准差为 1.120,表明个体间对自身的社会层级感知存在一定差异,但整体处于量表设定

(0-5)的中间偏上的位置。

对于表征样本家庭特征的两个变量,家庭规模(familysize)的均值为 3.909 人,最值间差距巨大。这表明样本家庭成员数量差异较大,有的是独居,而有的则是一个家族集聚。固定资产价值取对数(ln_housevalue)均值 2.504,标准差 1.101,固定资产价值作为家庭财富的重要体现,反映出家庭间经济水平存在差异,可能对家庭在能源投资、福利感知等方面产生影响。

4.4 模型设定

在研究清洁能源采纳对居民福利的影响时,考虑到可能存在的个体异质性和时间趋势的影响,我们采用了双向固定效应模型,模型

设定如下：

$$Welfare_{it} = \beta_0 + \beta_1 Energy_{it} + \eta Control + \mu_i + \lambda_t + \xi_{it} \quad (1)$$

其中：

● $Welfare_{it}$ 表示农村居民 i 在第 t 年的综合福利水平，通过家庭现额资金、健康水平、生活满意度和生活幸福感等多维指标形成的综合福利水平衡量；

● $Energy_{it}$ 为核心解释变量，代表农村居民 i 在第 t 年是否采纳清洁能源（二元变量，采纳取 1，未采纳取 0）；

● $Control$ 为控制变量，包括性别、年龄、受教育水平、家庭规模等；

● β_0 为截距项， β_1 为清洁能源采纳对农村居民福利的影响系数， η 则为控制变量系数；

● μ_i 和 λ_t 分别代表个体固定效应和时间固定效应；

● ξ_{it} 为随机误差项，涵盖未观测因素（如居民风险偏好、临时政策冲击）。

5. 实证分析结果

5.1 基准回归

本研究运用双向固定效应模型揭示清洁能源采纳对农村居民福利的影响。基准回归结果如表 3 所示。表 3 第（1）列仅考量清洁能源采纳（energy）对福利（welfare）的直接效应。结果显示，energy 的回归系数为 0.089，且在 10% 的显著性水平下通过检验，这意味着在控制年份和个体固定效应之后，可以初步判断清洁能源采用对农村居民福利具有显著的直接正向作用。在模型（2）中，进一步纳入年龄（age）、性别（gender）等个体特征控制变量。此时，energy 的系数为 0.090，显著性水平提升。结果与模型（1）近乎一致，表明控制个体特征后，核心变量的效应未发生实质性改变。模型（3）进一步增添家庭规模（familysize）和固定资产价值（ln housevalue）两个家庭特征变量。此时，energy 的系数仍为 0.090**，表明双向固定效应模型所设定的核心效应具有高度稳健性。

综上，在控制年份固定效应和个体固定效应的基础上，清洁能源采纳统计上显著提升农村居民福利。系数的稳定性表明这一效应不受控制变量的干扰，具备较强的稳健性。

表 3. 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
变量	回归 1	回归 2	回归 3
energy	0.089*	0.090**	0.090**
	(0.046)	(0.045)	(0.045)
age		0.096**	0.094**

		(0.042)	(0.042)
envir		0.011**	0.011**
		(0.005)	(0.005)
status		0.106***	0.106***
		(0.016)	(0.016)
gender		-0.337	-0.350
		(0.776)	(0.776)
eduy		-0.005	-0.005
		(0.018)	(0.018)
familysize			0.023
			(0.018)
ln housevalue			0.001
			(0.024)
Constant	6.250***	1.264	1.264
	(0.450)	(2.184)	(2.185)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
Observations	9,435	9,435	9,435
R-squared	0.004	0.021	0.022
Number of pid	6,422	6,422	6,422

Standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

5.2 内生性检验

5.2.1 滞后一期核心解释变量

遗漏变量、反向因果和测量误差等是内生性问题的主要来源。工具变量法是解决内生性问题的常用手段之一。滞后一期核心解释变量作为合适的工具变量，从相关性来看，农村居民的能源使用决策有惯性和延续性，上一期的清洁能源采纳情况与当期的清洁能源采纳情况存在较强关联；就外生性而言，滞后一期核心解释变量除了通过影响当期的解释变量外不会直接影响相应的被解释变量，且不会受当期未观测随机因素即误差项的影响。

将滞后一期核心解释变量作为工具变量运用两阶段最小二乘法进行回归。第一阶段将内生解释变量（energy）对工具变量（Lenergy）以及其他控制变量进行回归检验工具变量的有效性。在给出的结果中，第一阶段回归中 Lenergy 的系数为 0.172，且在 5% 的显著性水平下显著，说明滞后一期的能源采纳对当期能源采纳有显著的正向影响，表明工具变量与内生解释变量具有相关性。在第二阶段回归中，energy 在 1% 的显著性水平上正向显著。内生性检验结果与前文研究结果方向一致，增强了研究结论的可靠性（见表 4）。

5.3 稳健性检验

5.3.1 双侧 1% 缩尾

为了检验样本数据中可能的异常值导致估计结果不够准确和稳健,本研究首先对各个变量进行双侧 1%缩尾处理,其核心思想是对数据的极端值进行适当调整,既保留了数据的主体特征,又避免了极端值对整体数据分布和统计分析的过度干扰。结果显示,在排除可能的异常值对回归结果的影响后,所得结果基本一致(见表 5)。

表 4.滞后一期核心解释变量回归结果

变量	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段
Lenergy	0.172** (0.082)	
energy		11.493*** (1.914)
age	-0.013 (0.008)	0.078** (0.037)
o.gender	-	-
envir	-0.020*** (0.006)	0.146*** (0.037)
status	-0.069*** (0.018)	0.670*** (0.123)
eduy	-0.011 (0.013)	0.100* (0.056)
familysize	-0.034** (0.016)	0.167** (0.079)
ln_housevalue	-0.031 (0.021)	0.046 (0.086)
Constant	1.877*** (0.536)	-10.203*** (3.662)
Observations	2,406	2,406
R-squared	0.106	0.204
Number of pid	2,223	2,223

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 5.双侧 1%缩尾检验结果

变量	(1) 1%缩尾处理
energy	0.093** (0.045)
age	0.067* (0.038)
envir	0.012** (0.005)
status	0.104*** (0.016)
gender	-0.354 (0.764)
eduy	-0.005 (0.017)

familysize	0.026 (0.018)
ln_housevalue	-0.002 (0.024)
2018.year	-0.780* (0.445)
2020.year	-0.871* (0.461)
2022.year	-0.999** (0.489)
Constant	2.564 (2.021)
Observations	9,435
Number of pid	6,422
R-squared	0.021

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.3.2 安慰剂检验

为了进一步解决潜在的内生性、稳健性问题,本研究通过实施安慰剂检验以排除遗漏变量或随机噪音对估计结果的干扰。其核心逻辑是通过随机生成“虚假处理变量”,模拟无真实效应时的系数分布,以此检验原假设“清洁能源采纳对农村居民福利有显著正向影响”。

图 6 显示,横轴估计系数高度集中在 0 附近,说明虚假处理变量对农村居民福利的估计效应接近于零,即原研究中检测到的清洁能源采纳的显著影响并非由随机噪音或模型误设导致。纵轴左侧 p 值随系数绝对值增大迅速攀升,特别是系数绝对值大于 0.05 时 p 值接近 1,表明虚假处理变量对福利影响统计上不显著,排除了多种因素对原结论的干扰。右侧纵轴的密度曲线呈单峰集中分布在 0 附近,远离 0 极端值密度显著降低,说明绝大部分安慰剂检验的估计结果均未偏离原假设。而且,真实系数在安慰剂分布的极端位置(5%临界外)且位于右尾(正值)。这些都进一步支持了原有研究结论。

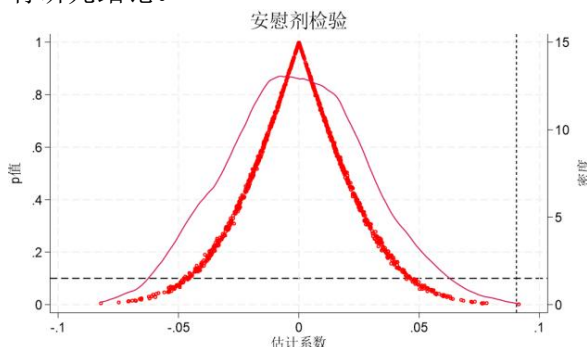


图 6.安慰剂检验结果

5.4 异质性分析

5.4.1 性别异质性

表 6. 性别分组回归结果

	(1)	(2)
	女性组	男性组
energy	0.061 (0.084)	0.115* (0.061)
age	-0.004 (0.016)	0.032*** (0.011)
0.gender	0.000 (.)	
status	0.107*** (0.032)	0.107*** (0.024)
eduy	0.002 (0.024)	-0.013 (0.026)
ln_housevalue	0.046 (0.044)	-0.025 (0.031)
familysize	0.021 (0.032)	0.027 (0.023)
envir	0.010 (0.010)	0.012* (0.007)
1.gender		0.000 (.)
_cons	5.178*** (0.812)	3.397*** (0.611)
Observations	3,625	5,810
Number of ~d	2,514	3,910
R-squared	0.018	0.024

Standard errors in parentheses

 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

性别分组回归结果显示(见表6), 男性组核心解释变量变量的系数为0.115, 且在10%的显著性水平下具有统计意义, 而女性组的系数不具有统计意义。这种明显的性别差异, 根源在于农村家庭分工与资源分配的结构性性别不平等。

在农村家庭的传统性别分工模式下, 女性承担了无偿照顾家庭成员的任务和大量家务劳动, 导致她们的家庭活动范围以厨房为中心, 与能源使用时空关联性强[25]。清洁能源的采用直接减少了传统炊事燃料燃烧所产生的室内污染物, 从理论上来说, 应显著改善女性的健康福利[26,27]。然而, 在农村家庭中, 女性传统上需承担繁重的家务劳动, 由此带来的生理负担以及对个人可支配时间的占用等, 会对其主观福利产生负面影响[28]。因此, 其健康福利的提升可能会被降低的主观福利所削弱。

男性组的显著效应源于清洁能源采用的间接经济机制。传统上, 男性作为家庭的主要决策主体, 更有可能通过与清洁能源供应商合

作或获取政策补贴而获得直接经济收益。以户用光伏建设为例, 农村屋顶如果安装一套5.5 kWp的光伏电站, 选择“五成自用, 五成上网”模式, 年均总收益约3235.4元, 6年即可回本[29], 而这笔收入一般会为男性户主所得。

5.4.2 年龄异质性

表 7. 年龄分组回归结果

	(1)	(2)	(3)
	青年人	中年人	老年人
energy	0.089 (0.118)	0.089 (0.078)	0.187** (0.083)
age	0.009 (0.019)	0.029** (0.014)	0.001 (0.016)
0.gender	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)
1.gender	0.408*** (0.147)	0.000 (.)	-1.181*** (0.107)
status	0.051 (0.059)	0.124*** (0.031)	0.138*** (0.029)
eduy	0.006 (0.026)	-0.054 (0.038)	0.033 (0.028)
ln_housevalue	0.042 (0.046)	-0.042 (0.042)	0.042 (0.044)
familysize	0.072 (0.054)	-0.019 (0.026)	0.040 (0.032)
envir	0.016 (0.014)	0.015 (0.009)	0.004 (0.009)
_cons	3.907*** (0.680)	4.011*** (0.792)	5.586*** (1.094)
Observations	2,343	3,923	3,150
Number of ~d	1,803	2,627	2,213
R-squared	0.015	0.027	0.036

Standard errors in parentheses

 * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

为探究清洁能源采纳对不同年龄段个体的影响效应, 本研究依据联合国世界卫生组织所提出的年龄分段标准——18岁至44岁为青年人、45岁至59岁为中年人、60岁及以上为老年人, 对样本进行年龄划分。回归结果表明(见表7), 清洁能源对老年人的福利提升效应显著(系数0.187**), 而青壮年组未达到显著水平。

具体来讲, 以传统生物质能源和化石能源为主的现有能源结构导致中国居民尤其是农村居民以及老年人等弱势群体生命健康面临重大风险[30]。清洁能源替代传统燃煤以提升老年人群体福利的核心途径之一是以零碳或低碳特性而降低PM2.5、一氧化碳等对健康存在负面影响的污染物排放从而提升健康效益[31], 还能消除因拾取柴薪可能致使老年人

受伤的风险。因此，使用清洁能源能够显著降低老年人的医疗消费支出，减少其经济负担[32]。同时清洁能源设备的技术革新显著减少了传统能源获取以及因传统燃料燃烧效率低

下所造成的时间浪费[33]。如此一来，老年人将拥有更多休闲娱乐时间，有效缓解了农村孤寡老人因社交隔离而产生的心理问题。

5.4.3 家庭规模异质性

表 8.家庭规模分组回归结果

	(1)	(2)	(3)
	小家庭	中等家庭	大家庭
energy	0.154*	-0.014	0.163
	(0.092)	(0.068)	(0.103)
age	0.039	0.230***	-0.037
	(0.055)	(0.078)	(0.498)
gender	0.000	0.291	0.000
	(.)	(1.053)	(.)
status	0.171***	0.069***	0.090**
	(0.033)	(0.024)	(0.041)
eduy	-0.004	0.024	-0.032
	(0.040)	(0.025)	(0.039)
ln housevalue	0.047	0.034	-0.033
	(0.052)	(0.037)	(0.055)
familysize	0.438**	0.020	0.002
	(0.178)	(0.046)	(0.057)
envir	0.017	0.009	0.003
	(0.011)	(0.008)	(0.013)
2016.year	0.000	0.000	0.000
	(.)	(.)	(.)
2018.year	-0.416	-1.102	-0.285
	(1.103)	(0.762)	(1.995)
2020.year	-0.373	-1.570*	-0.134
	(1.120)	(0.808)	(1.000)
2022.year	-0.623	-1.968**	0.000
	(1.149)	(0.880)	(.)
_cons	2.282	-5.423	7.646
	(3.225)	(3.821)	(27.850)
Observations	2,669	4,779	1,987
Number of ~d	1,995	3,449	1,447
R-squared	0.065	0.016	0.024

Standard errors in parentheses

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

本研究将人口规模为 1-2 人的家庭界定为“小家庭”、3-5 人的家庭界定为“中等家庭”、6 人及以上的家庭界定为“大家庭”。小家庭（1-2 人）的回归系数为 0.154*，这意味着清洁能源采用对小家庭的福利水平具有显著的正向效应，而其他家庭组在统计意义上未呈现显著性（见表 8）。

农村小家庭通常由留守老人或未生育子女的年轻夫妇构成。老年家庭一般面临健康方面的问题[34]、收入来源受限[35]以及能源需求较低[30]等状况。清洁能源的使用能够直接提高生活品质，减少室内污染，改善健康情形，

进而显著提升福利水平[17]。此外，由于小家庭的成员数量较少，清洁能源设备的边际成本相对较低，且资源分配效率更高[17]。而年轻家庭成员一般以从事非农务工为主，缺乏收集传统固体燃料的时间和意识，该阶段的家庭便趋向选择更加清洁的现代能源[36]，故而清洁能源的使用将对其直接产生正向效应。

6.结论与政策建议

6.1 研究结论

本研究采用双向固定效应模型作为基准回归框架，确认清洁能源的采纳对农村居民综合福利水平产生了显著的积极效果。该结果的

内在机制可归为多重路径：从经济福利视角看，清洁能源拓宽了家庭的收入途径，且降低了获取传统燃料产生的时间成本，由此能增加家庭资金收入；就健康福利视角而言，污染物排放的削减改善了居住环境，进而推动居民健康水平上升；就主观福利的视角而言，清洁能源获取的便捷性以及燃烧效率的提升，使得农村居民生理负担减轻，可自主支配的时间增多，间接提升了生活方面的幸福感与满意度。

异质性分析进一步揭示，清洁能源采纳的福利提升效应有着显著的群体差异，这对政策精准制定具有重要启示。福利提升效应于男性群体而言更为明显，主要是因为男性在家庭能源决策时起主导作用以及社会文化因素的影响；对于年龄维度而言，老年群体（年龄60岁以上）体现出显著效应，缘由在于老年人对健康和主观福利的感受敏感度高；从家庭规模这一方面，小家庭（成员数 ≤ 2 人）因其成员组成特点，且转型成本更低、资源配置效率更高，福利提升明显可见。

6.2 政策建议

6.2.1 性别层面

上述结论为精准设计性别敏感的清洁能源推广政策提供了依据。针对女性，应加强清洁能源健康效益宣传，将隐性福利纳入政策评估体系。同时提供定向技能培训，开展清洁能源设备使用与维护培训，尤其关注小规模家庭女性；针对男性，可探索“燃料经济”与生产性活动的联动补贴机制，激发其对清洁能源的采纳意愿。此外，还需设立小额信贷计划，降低农村女性获取资金购买清洁能源设备的门槛，实施能源补贴政策，对采用清洁能源的农村女性户主家庭给予补贴，减轻其经济压力，最大化清洁能源采纳的整体福利效应。

6.2.2 年龄段层面

考虑到不同年龄段需求差异，对于青壮年群体，可结合其生产生活特点，开发清洁能源在农业生产、小型加工等领域的应用场景。例如推广清洁能源动力的农用设备，设置专项扶持资金，鼓励其将清洁能源与创业、生产活动结合，激发其对清洁能源的使用兴趣与动力，促进清洁能源在全年龄段的广泛采纳。针对老年人，加大清洁能源设备的宣传推广力度，定期组织医疗团队开展对因传统能源使用引发的疾病的筛查活动，结合降低室内污染物、减少拾取柴薪受伤风险等优势，宣传清洁能源对健康的保障作用，提高老年群体对清洁能源的认知与接受度。

6.2.3 家庭规模层面

依据不同的家庭规模实际，政府需要制定更加精确化、更具针对性的政策举措。小家庭收入来源有限，政府可设立一定的清洁能源专项补贴，为小家庭购置、安装清洁能源设备提供资金支持，以降低其经济负担，进而提高清洁能源设备的普及率。而且农村小家庭多由老年人独居或夫妻二人组成，这类群体往往因社交圈相对狭窄、接触新信息渠道有限等因素，存在信息获取不畅的情况。政府可针对性开展健康与能源科普宣传活动。对于中等和大家庭，政府应该积极引导推行集中采购清洁能源设备、集中建设清洁能源设施的模式，通过规模效应一定程度上降低单位成本，提高清洁能源使用的经济性。同时，可以推行差异化的政策试点，家庭规模越大，如达到一定的使用标准，政府即可给予相应的补贴，并在施行一段时间根据效果优化与推广。

参考文献

- [1] 汪鹏, 王翹楚, 韩茹茹, 汤林彬, 刘昱, 蔡闰佳, 陈伟强. 全球关键金属-低碳能源关联研究综述及其启示[J]. 资源科学, 2021, 43 (04): 669-681.
- [2] 刘畅. 高邮市农村能源转型发展的现状及对策研究[D]. 扬州大学, 2024. DOI:10.27441/d.cnki.gyzdu.2024.001829.
- [3] 陈正盛. 乡村振兴背景下湖南农村可再生能源利用与发展对策研究[D]. 湖南工业大学, 2024. DOI:10.27730/d.cnki.ghngy.2024.000722.
- [4] Easterlin R A. Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence[M]// Nations and households in economic growth. Academic press, 1974: 89-125.
- [5] 巩磊. “双碳”目标视角下能源转型与经济韧性的关系及影响研究[D]. 吉林财经大学, 2024.
- [6] 马辉, 张文静, 黄梦娇. 农村住宅清洁能源推广影响因素研究——基于天津市的调查信息[J]. 生态经济, 2019, 35 (09): 133-137.
- [7] 朱志鹏. 数字鸿沟对农村居民福利的影响[D]. 西南财经大学, 2023. DOI:10.27412/d.cnki.gxncu.2023.001274.
- [8] 刘一凡. 数字普惠金融对居民福利水平的影响研究[D]. 中南财经政法大学,

- 2023.DOI:
10.27660/d.cnki.gzczu.2023.001554.
- [9] 张要要.乡村治理对农户家庭福利的影响研究[J].四川轻化工大学学报(社会科学版), 2025, 40(02): 116-128.
- [10] Meredith A. Krause (2016) Exploring the “Paradox” of Local Social Welfare Spending: Modeling Variations in Responsiveness to Municipal-Level Ideology[D]. Harvard University.
- [11] Larsen, Ivan (2021) Essays on the Industrial Organization and Regulation of Recreational Cannabis Markets[D]. The University of Texas at Austin.
- [12] Dinkelman, T. (2011). The effects of rural electrification on employment: New evidence from South Africa. *American Economic Review*, 101(7), 3078-3108.
- [13] Kim, K., Rahimnejad, M., & Song, J. (2016). Strategies for the development of a sustainable business model for the biogas industry: The case of South Korea. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 54, 835-845.
- [14] 李柄柯.农村家庭能源贫困对儿童主观福利的影响研究——基于CFPS数据的实证分析[D].成都:西南财经大学, 2022.
- [15] 李娜, 张广来, 任亚运.清洁能源应用会影响中国农村居民主观福祉吗[J].江西财经大学学报, 2023(网络首发).
- [16] 刘子铭, 李佳.农户清洁能源采纳能降低中老年人的医疗消费吗?——基于2015年CHARLS数据的实证分析[J].中国农村经济, 2020(4): 156-162.
- [17] 李慧, 李玥, 牟文玉, 张冷悦, 周游.家庭燃料转型健康影响研究进展[J].北京理工大学学报(社会科学版), 2024, 26(3): 43-50.
- [18] Guta, D. D. (2015). Effect of fuelwood scarcity and socio-economic factors on household bio-based energy use and energy substitution in rural Ethiopia. *Energy Policy*, 75, 217-227.
- [19] 起建凌, 袁欣, 金璟, 许娟, 施东琦.绿色生态技术采纳提高了农民福利水平吗?——基于654份香蕉种植户的数据调查[J].生态经济, 2024, 40(5): 110-117.
- [20] 罗尔呷, 张宇, 冯玮宇等.我国沼气产业发展的历程、现状和未来方向研究: 基于河南漯河地区的典型案例分析[J].中国农业资源与区划, 2022(5): 132-142.
- [21] 关帅, 刘树锋, 崔静思等.广东省农村水电站高质量发展的问题及对策[J].广东水利水电, 2022, (10): 102-107.
- [22] 郑训臻, 姜海川, 张瑞腾.东北地区既有农村住宅被动式太阳房节能改造探析[J].农业工程技术, 2024, 44(16): 50-52.DOI: 10.16815/j.cnki.11-5436/s.2024.16.025.
- [23] 龙凯晨.西北乡村太阳能住宅供暖效果评价体系研究[D].西安理工大学, 2023.DOI: 10.27398/d.cnki.gxalu.2023.000204.
- [24] 颜鲁薪, 李永萍, 李小苗.基于Kalman算法融合多传感器的高精度太阳灶追踪系统研究[J].今日制造与升级, 2024, (10): 8-11.
- [25] KHAMATI-NJENGA B, CLANCY J. Concepts and issues in gender and energy[EB/OL]. (2002-12-05) [202210-02]. https://ris.utwente.nl/ws/portalfiles/portal/5132343/Concepts_in_Gender_and_Energy_final_version_as_submitted.pdf.
- [26] 常安娣.乡村振兴背景下能源贫困对农村女性的影响: 一种基于能力的视角[J].湖南人文科技学院学报, 2025, 42(02): 40-47.
- [27] 韩竹馨.家庭能源消费升级: 影响因素与效应[D].山西财经大学, 2024.DOI: 10.27283/d.cnki.gsxcc.2024.001065.
- [28] Karytsas S, Polyzou O, Karytsas C. Factors affecting willingness to adopt and willingness to pay for a residential hybrid system that provides heating/cooling and domestic hot water[J]. *Renewable energy*, 2019, 142:591-603.
- [29] 赵大伟.农村户用型光伏发电的效益分析及发展潜力[J].辽宁农业科学, 2023, (03): 76-77.
- [30] 王强, 周侃, 林键.中国城乡家庭能源平等变化特征分析[J].地理学报, 2022, 77(02): 457-473.
- [31] 王强, 党牛, 蒋子龙, 等.碳中和背景下能源转型研究综述与展望[J].地理学报, 2025, 80(03): 586-604.
- [32] DUFLO E, GREENSTONE M, HANNA R. Indoor air pollution, health and economic well-being[J]. *Surveys & Perspectives Integrating Environment & Society*, 2008(1): 1-9.
- [33] MEKONNEN D, BRYAN E, ALEMU T, et al. Food versus fuel: examining trade offs in the allocation of biomass energy sources to domestic and productive uses in Ethiopia[J].

- Agricultural Economics, 2017, 48:425-435.
- [34] 高红霞, 徐娟, 陈晶.农村留守家庭健康风险的生态学应对理论模型初探[J].医学与社会, 2013, 26(04): 63-65.
- [35] 浙江大学中国农村家庭研究创新团队.中国农村家庭发展报告[M].浙江大学出版社: 202112.253.
- [36] 丁翔.农户生活清洁能源采用行为及激励机制研究[D].西北农林科技大学, 2024.DOI: 10.27409/d.cnki.gxbnu.2024.002853.