

互联网与农村家庭现代能源使用行为

——来自 CFPS 的经验证据

宋佳雨 李凡略 何 可*

摘要:农村能源转型是满足人民对美好生活向往的内在要求,对于促进乡村振兴、实现“双碳”目标具有重要意义。本文利用中国家庭追踪调查数据(CFPS),评估了互联网接入对农村家庭采纳现代能源使用行为的影响。研究表明,互联网接入显著促进了农村家庭对现代能源的采纳,这一发现在考虑了内生性问题并经过稳健性检验后仍然成立。进一步的传导机制分析揭示,互联网接入不仅显著影响了农村家庭的环境污染主观评价,还增加了他们获取正规信贷的机会,这些因素共同作用于农村家庭现代能源使用行为。异质性分析发现,互联网接入对于提高户主出生于“改革开放”前以及抚养比较低的农村家庭的现代能源使用行为尤为有效。据此,本文建议通过加强农村基础设施建设、提供信贷支持以及实施差异化能源补贴,以推动农村家庭广泛使用现代能源。

关键词:互联网接入;农村家庭;现代能源;数字技术

一、引言

《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》指出要“聚焦建设美丽中国,加快经济社会发展全面绿色转型^①”。在这一过程中,促进农村家庭能源转型显得尤为

*宋佳雨,华中农业大学经济管理学院,华中农业大学农业绿色低碳发展实验室,邮政编码:430070,电子邮箱:songjiayuwork@gmail.com;李凡略,华中农业大学农业绿色低碳发展实验室,邮政编码:430070,电子邮箱:li-fanluework@gmail.com;何可(通讯作者),华中农业大学农业绿色低碳发展实验室,邮政编码:430070,电子邮箱:hekework@gmail.com。

本文获得国家自然科学基金面上项目“减污降碳视角下长江经济带种养结合循环农业的生态经济效率:时空演进与提升策略”(42371306),教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“乡村产业兴旺科技支撑的体制机制研究”(21JZD030),中国博士后科学基金第74批面上资助项目“农业碳交易的政策红利:发生机理、效应评估与农户响应”(2023M743858)的资助。感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见。文责自负。

①资料来源:《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》,https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm?sid_for_share=80113_2。

关键。1985—2021年,中国农村家庭能源消费总量逐年攀升,人均能源消费量从89.9千克标准煤增至534.8千克标准煤,涨幅达5.9倍^①。然而,受家庭经济状况、认知水平和能源可及性等因素的限制,中国农村家庭仍然在很大程度上依赖柴草和散煤等传统固体能源(吴施美、郑新业,2022;何可等,2023;何可、张俊飏,2024)。传统固体能源燃烧效率较低,并且在燃烧过程中会产生氮氧化物、一氧化碳和颗粒物(PM)等污染物,严重威胁农村居民健康(Gordon et al.,2014)。研究表明,如果农村家庭能够从使用传统能源转向使用更清洁的现代能源,如电力、天然气、太阳能等,农村儿童和成年人患慢性支气管疾病的概率将分别下降80%和45%(Mestl et al.,2006;Mestl et al.,2007)。鉴于此,农村能源转型问题引起了政府部门的高度关注。《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》提出要“构建农村现代能源体系”^②。《加快农村能源转型发展助力乡村振兴的实施意见》进一步指出要“推动构建清洁低碳、多能融合的现代农村能源体系,全面提升农村用能质量”^③。因而,研究如何推动农村家庭能源转型这一问题具有重要意义。

近年来,随着中国农村互联网普及率不断提高,互联网已成为推动农村地区发展的重要力量。据中国互联网络信息中心(China Internet Network Information Center,CNNIC)发布的第52次《中国网络发展状况统计报告》^④,截至2023年6月,中国农村网民规模已达3.01亿人,农村互联网普及率达到了60.5%。互联网的普及不仅为农村地区带来了新的发展机遇,而且深刻地改变了家庭的能源使用行为(Zhang et al.,2023)。因此,已有研究针对互联网与家庭现代能源使用之间的关系展开了深入研究(Emodi et al.,2022;Guo et al.,2023)。然而,现有研究在探讨这一问题时,往往未能明确区分农村与城市家庭的差异。与城市相比,农村地区社会结构相对封闭,社会网络规模较小,信息和资源获取渠道有限,对现代能源的认识不足。互联网的接入有助于打破这一局限,提高农村家庭对现代能源的了解,从而促进其使用现代能源。因此,研究互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响显得尤为重要。尽管已有少量研究开始关注互联网与农村家庭现代能源使用行为之间的关系,但这些研究在方法论上存在不足。例如,一些研究在探讨这一问题时忽视了样本自选择和遗漏变量所导致的内生性问题(李风琦,2016)。即使注意到了内生性问题,部分研究在选择工具变量时也未能充分考虑其与内生变量的相关性。例如,有研究选择“同村其他村民平均互联网接入情况”作为工具变量(He et

①资料来源:《中国能源统计年鉴》, <https://data.cnki.net/statisticalData/index?ky=中国能源统计年鉴>。

②资料来源:《中共中央 国务院印发乡村振兴战略规划(2018—2022年)》, https://www.gov.cn/zhengce/2018-09/26/content/2018/content_5325534.htm。

③资料来源:《加快农村能源转型发展助力乡村振兴的实施意见》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-01/07/content_5666809.htm。

④资料来源:《第52次〈中国网络发展状况统计报告〉》, <https://www.cnnic.net.cn/n4/2023/0828/c88-10829.html>。

al., 2022), 但这一选择可能受到村庄特征的影响, 导致工具变量与核心自变量互联网接入以及村庄固定效应相关联。在未控制村庄固定效应的情况下, 该工具变量可能与扰动项相关, 不满足工具变量的外生性要求, 从而影响研究结论的准确性。此外, 即使控制了村庄固定效应, 由于工具变量与村庄固定效应高度相关, 问题仍未得到有效解决。这表明, 在进行此类研究时, 需要更加谨慎地选择和验证工具变量, 以确保研究结果的可靠性和有效性。

鉴于此, 本文从理论和实证两个层面探讨了互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响, 并揭示了其内在机制。相较于既有研究, 本文的主要贡献在于两个方面。第一, 在研究数据上, 本文采用四期追踪调查数据, 这有助于更准确地分析互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响。此外, 本文选取“2012年家庭邮寄通信支出”这一历史变量作为工具变量, 这一历史变量与当期变量相比, 在相关性和外生性方面具有明显优势, 从而使得估计结果更加可靠。第二, 在研究内容上, 本文分析了互联网如何通过影响农村家庭环境污染主观评价和促进信贷获取两大途径来影响农村家庭现代能源使用行为, 有助于全面理解互联网影响农村家庭现代能源使用行为的内在机理。考虑到“改革开放”对中国农村家庭所产生的深远影响, 以及老龄化和少子化背景下农村家庭抚养比的复杂性, 本文还分别探究了在“改革开放”、农村家庭少儿抚养比和老年抚养比三个因素的影响下, 互联网对农村家庭现代能源使用行为影响的差异, 为相关政策制度的完善提供了理论支撑和实践指导。

本文余下的内容: 第二部分进行了理论分析并提出研究假说; 第三部分详细介绍了本文的数据来源、相关变量以及模型设置; 第四部分为实证结果分析; 第五部分利用因果中介效应模型, 探究了环境污染主观评价和信贷获取在互联网推动农村家庭现代能源使用行为过程中发挥的作用; 第六部分是基于“改革开放”、农村家庭少儿抚养比和老年抚养比的进一步探讨; 第七部分对全文进行总结, 并提出了相应的对策建议。

二、理论分析与研究假说

在农村地区, 现代能源通常指的是那些能够促进当地经济发展和提升农民生活质量的清洁、低碳、安全、高效的能源形式^①。现代能源与传统固体能源(如柴草和煤炭)相比, 具有显著的优势。传统固体能源在燃烧过程中, 尤其是在明火或简陋炉灶中, 往往会燃烧不完全, 从而产生有害物质, 对人类健康和环境造成负面影响(Wang et al., 2014)。相比之下, 液化石油气、天然气和电力等现代能源在热值和能效方面具有显著的优势, 并且在使用过程中不会产生像传统固体能源那样的次生环境污染。基于这些特性, 学术文献普遍将柴草、煤炭等归类为传

^①资料来源:《“十四五”现代能源体系规划》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-03/23/content_5680759.htm;《加快农村能源转型发展助力乡村振兴的实施意见》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-01/07/content_5666809.htm。

统能源,而将液化石油气、天然气和电力等视为现代能源(Cameron et al., 2016; Carter et al., 2020)。这种分类反映了能源转型的重要性,即从依赖对环境和健康有害的传统能源,向使用更加清洁、高效的现代能源转变,让低碳发展的成果惠及农村地区,以实现改善农村居民的生活质量和可持续发展(He et al., 2022; 李凡略、何可, 2024)的目标。

(一)互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响效应分析

信息技术的快速发展使得互联网成为影响农村家庭现代能源使用行为的一个关键因素。现代网络经济理论认为,互联网的重要性质之一在于其能够实现物元、信息元和信息的统一,把物元完全转化为信息元和信息,形成信息态的屏幕化市场(张永林, 2016)。在这样的市场中,信息的获取、传递、处理和应用都将变得更加便捷、高效和智能(黄鑫, 2023)。一方面,互联网有助于城镇地区的先进文化和前沿理念向农村地区传播,能够减小城乡家庭之间的知识和文化差异。这种文化交流和知识传播有可能改变农村家庭传统的消费观念,从而影响他们的能源使用选择(刘婷婷等, 2022; 陈鹏等, 2023)。另一方面,互联网为农村家庭提供了一个快速、广泛的信息交流平台。农村家庭可通过社交媒体等在线平台分享使用现代能源的经验和益处。这些分享可以激发相同生活背景下其他农村家庭的兴趣,形成同群效应,从而鼓励更多农村家庭转而使用现代能源(Srinivasan & Carattini, 2020)。此外,由于农村家庭通常对能源价格较为敏感,且现代能源的初始投资成本相对较高,这使得他们在选择能源时可能偏向于成本较低但对环境影响较大的传统能源(Pachauri & Jiang, 2008)。通过互联网,农村家庭可及时了解现代能源的优惠政策和补贴信息,比较现代能源在质量、效率、对环境和健康的影响等方面的优势,由此增强对现代能源的偏好。基于上述分析,本文提出了第一个研究假说:

假说1:互联网会促进农村家庭的现代能源使用行为。

(二)互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响机制分析

本文认为互联网能够影响农村家庭的环境污染主观评价,并降低获取信贷的成本,从而推动他们采用现代能源。具体来说,互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响主要通过以下两个途径实现:

第一,互联网能够作用于农村家庭的环境污染主观评价,进而推动他们的现代能源使用行为。一方面,互联网为农村家庭提供了获取环境相关信息的途径,特别是网络上流传的环境问题的负面报道,能够激发他们的共鸣,使他们产生危机意识(Mestl et al., 2007),促使农村家庭意识到环境问题的严重性和紧迫性,由此潜移默化地提高他们对环境保护的关注度(Liu et al., 2021)。这种认知上的变化可能会促使农村家庭积极寻求能源转型,比如采用天然气、电力等现代能源替代薪柴、煤炭等传统能源。因此,农村家庭对环境污染的主观评价在互联网影响下形成的认知改变,可能会影响他们采纳现代能源的行为。另一方面,互联网传播了

环境保护的社会规范和公众期望,这种社会压力激励人们改进能源使用习惯。同时,通过互联网进行的社交互动可能会进一步强化这些社会规范的影响力。因此,农村家庭对环境污染的主观感知,作为对社会规范的内化,可能会影响他们采纳现代能源的决策。

第二,互联网通过提高农村家庭获取信贷途径,有助于促进他们采纳现代能源使用方式。信贷获取包括正规信贷和非正规信贷两个方面。正规信贷主要指从银行等金融机构获得的贷款,而非正规信贷则包括政府允许的民间贷款等非正规融资模式(柳松等,2020)。互联网的使用有助于缩短政策时滞,打破传统金融的壁垒,使农村信贷信息更加及时准确,降低正规信贷获取的门槛和成本(Tadesse & Bahigwa, 2015; 周月书等, 2020)。同时,互联网所提供的金融知识与理念,有助于提升农村家庭的金融素养,增强他们获取正规信贷的意愿,优化信贷资金的使用效率,并提高采用现代能源的可能性(尹志超等, 2015; 王小华等, 2023)。此外,互联网的普及能够显著提升农村家庭获取非正规信贷的能力及扩大其获取非正规信贷范围,从而减轻他们的财务负担,并激发他们使用现代能源的意愿。传统上,农村家庭主要依赖亲友或熟悉的民间组织来获得非正规信贷,这使得信贷渠道较为有限。然而,通过互联网的接入,农村家庭能够拓宽社交网络,积累社会资本,进而提高非正规信贷的可获得性(Brown & Roper, 2017)。综合来看,互联网能够从正规信贷和非正规信贷两个方面增加农村家庭信贷获取,为农村家庭使用现代能源创造有利经济条件,进而促进现代能源使用行为。基于上述讨论,本文提出了以下研究假说。

假说2:互联网能够通过影响农村家庭的环境污染主观评价,从而促进其现代能源使用行为。

假说3:互联网能够通过增加农村家庭的信贷获取,从而促进其现代能源使用行为。

三、数据与实证方法

(一)数据介绍

本文所使用的微观数据来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据库。CFPS是由北京大学中国社会调查中心(ISSS)负责实施的追踪调查数据,旨在通过跟踪收集个体、家庭和社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁。该数据于2010年进行首次全国层面的调查,之后每两年进行一次追踪调查。考虑到2010年和2012年的调查缺乏与个人互联网使用情况相关的数据,故本文采用2014—2020年四轮追踪调查数据所形成的非平衡面板数据进行研究。

CFPS的调查问卷主要包括个人问卷、家庭问卷和村(居)问卷三个层次的问卷,本文的研究主要利用个人问卷和家庭问卷的调查数据。样本筛选方法:剔除城市居民样本,保留农村居民作为主要样本;删除部分数据明显异常或主要变量缺失的样本。需要说明的是,CFPS数据并未明确说明谁是户主,因此本文参考董晓林等(2019)的做法,将家庭的财务回答人视为

户主。

(二)变量描述

1.被解释变量:现代能源使用行为

现代能源使用行为是本文的被解释变量,根据问卷中的问题“您家最主要用哪种燃料做饭?”进行定义。答案选项为1~6,分别代表柴草、煤炭、罐装煤气/液化气、天然气/管道煤气、太阳能/沼气、电力。本文将柴草和煤炭归类为传统能源,赋值为0;其他选项归类为现代能源,赋值为1。这一做法与现有研究的做法一致(Ma et al.,2022;Zhu et al.,2023)。

2.核心解释变量:互联网接入

家庭是否接入互联网是本文的核心解释变量。本文借鉴周广肃和梁琪(2018)的处理方法,用户主的互联网接入情况来衡量整个家庭的互联网接入状态。户主的互联网接入情况不仅反映了家庭对互联网的使用程度,还体现了家庭对互联网的态度和认知水平。同时,作为家庭的决策者,户主的行为和决策对家庭成员具有显著影响。因此,使用户主的互联网接入情况作为衡量标准,来研究互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响,具有合理性。关于互联网接入的定义,在不同年份的问卷中有所差异。2014年根据问卷中的问题“您是否上网?”进行定义,若回答“是”,则定义为接入互联网,赋值为1,否则赋值为0。2016年、2018年和2020年根据问卷中“您是否使用移动设备,比如手机、平板,上网?”和“您是否使用电脑上网?”进行定义,如果回答均为否,则定义为未接入互联网,赋值为0,否则为1。

使用现代能源与未使用现代能源农村家庭的互联网接入情况如表1所示。不难发现,使用现代能源的农村家庭接入互联网的比例高达48.9%,而未使用现代能源的农村家庭的互联网接入比例仅为23.6%,前者是后者的两倍多。此外,无论是通过移动设备还是电脑上网,使用现代能源的家庭的接入率都显著高于未使用现代能源的家庭。这一现象暗示了互联网的接入可能与农村家庭采用现代能源的行为存在正相关关系,即互联网的普及可能促进了农村家庭对现代能源的使用。

表1 使用现代能源与未使用现代能源农村家庭的互联网接入情况

	使用现代能源	未使用现代能源
互联网接入	48.9%	23.6%
移动上网(2016年、2018年、2020年)	16.9%	3.9%
电脑上网(2016年、2018年、2020年)	41.9%	18.8%

为进一步观察互联网与农村家庭现代能源使用行为的潜在关联,本文绘制了图1^①。结果显示,对于传统能源(即柴草和煤炭)而言,接入互联网的农村家庭占比均低于未接入互联网的农村家庭。对于现代能源(即燃气和电力)而言,接入互联网的农村家庭占比均高于未接入互联网的农村家庭。由以上分析可以发现,互联网与农村家庭现代能源使用行为之间可能存在正相关关系,但为确定这一关系是否存在则需要进一步的实证检验。

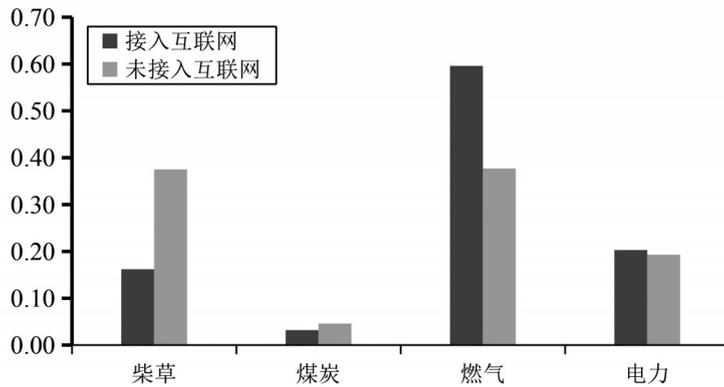


图1 不同互联网接入情况下农村家庭各类能源使用占比

3.机制变量

本文主要检验环境污染主观评价和信贷获取两条路径。其中,农村家庭环境污染主观评价用CFPS问卷问题“总的来说,您认为环境问题在中国的严重程度如何?”来衡量,答案选项为0~10,0代表不严重,10代表非常严重。借鉴Yao等(2020)的做法,如果选择0,则赋值为1,表示不严重;选择1和2,则赋值为2,表示有点严重;选择3~5,则赋值为3,表示比较严重;选择6~8,则赋值为4,表示严重;选择9和10,则赋值为5,表示非常严重。本文参考刘魏等(2021)的方法,将信贷获取分为正规信贷获取和非正规信贷获取。其中,正规信贷获取根据CFPS调查问卷中“待偿银行贷款”进行表征,选择1表示有,选择0表示没有;非正规信贷获取使用CFPS调查问卷中“待偿亲友及民间借贷”进行表征,选择1表示有,选择0表示没有。

4.控制变量

本文参考已有研究(张勋等,2019;李江龙等,2024),选取了包括户主层面特征、家庭层面特征、村庄层面特征的控制变量,并引入个体和年份固定效应以消除回归偏误。值得说明的是,CFPS 2016年、2018年和2020年均缺乏村庄层面特征的数据,本文使用CFPS 2014年村(居)问卷中相对应的数据进行匹配。村庄到县城的距离和村庄的地形地貌均属于短期内不会改变或变化程度很小的特征,进行跨时间匹配具有一定的合理性。表2给出了变量的描述性统计特

^①为便于对比分析,本文在此处将“罐装煤气/液化气”与“天然气/管道煤气”占比合并,统称为“燃气”。此外,鉴于“太阳能/沼气”的占比过低,图1未展示“太阳能/沼气”的占比情况。

征。

表2 变量的描述性统计特征

	变量	度量方法	均值	标准差
被解释变量	现代能源使用行为	您家最主要用哪种燃料做饭:现代能源=1;传统能源=0	0.4996	0.5000
核心解释变量	互联网接入	户主是否接入互联网:是=1;否=0	0.2933	0.4553
机制变量	环境污染主观评价	总的来说,您认为环境问题在中国的严重程度如何:不严重=1;有点严重=2;比较严重=3;严重=4;非常严重=5	3.6268	1.0691
	正规信贷获取	是否有未偿还的银行贷款:有=1;没有=0	0.0918	0.2887
	非正规信贷获取	是否有未偿还的民间和亲友借款:有=1;没有=0	0.1715	0.3770
户主层面控制变量	户主年龄	单位:岁	49.6667	11.9994
	户主性别	户主性别:男=1;女=0	0.6250	0.4841
	户主受教育年限	单位:年	6.6223	4.1161
	户主婚姻状况	户主婚姻状况:有配偶=1;无配偶=0	0.8822	0.3224
	户主健康状况	户主健康状况:健康=1;不健康=0	0.6537	0.4758
家庭层面控制变量	家庭规模	家庭成员人数	3.4954	1.7350
	家庭资产	单位:元,取对数	5.5013	4.8671
	家庭人均收入	单位:元,取对数	9.0605	1.3530
	家庭少儿抚养比	家庭14岁以下人口占15~64岁人口的比重	0.3060	0.4410
	家庭老年抚养比	家庭65岁以上人口占15~64岁人口的比重	0.1978	0.4015
村庄层面控制变量	村庄交通状况	到本县县城距离(里),取对数	3.7301	0.7888
	丘陵	是=1;否=0	0.3145	0.4643
	高山	是=1;否=0	0.1530	0.3600
	高原	是=1;否=0	0.0811	0.2729
	平原	是=1;否=0	0.4121	0.4922

(三)实证方法

1.基准回归

由于互联网接入是一个二值虚拟变量,本文通过以下 Probit 模型来探究互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响:

$$Fuel_{it} = \beta_0 + \beta_1 Internet_{it} + \beta_2 X_{it} + \theta_j + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在(1)式中, $Fuel_{it}$ 为农村家庭 i 在 t 年是否使用现代能源的二值虚拟变量; $Internet_{it}$ 代表农村家庭户主是否接入互联网的虚拟变量; X_{it} 为户主、家庭、村庄层面的特征变量; θ_j 表示个体固定效应,用来控制个体差异; δ_t 表示年份固定效应,用来控制时间趋势, ε_{it} 为随机误差项。

2.内生性处理

在计量模型估计中,内生性问题可能导致估计结果出现偏误和不一致。虽然本文已经尽可能控制了其他影响农村家庭现代能源使用行为的关键变量,但影响农村家庭现代能源使用行为的因素众多且复杂,可能存在不可观测的因素同时影响互联网接入和农村家庭现代能源使用行为的情况。例如,扶贫政策不仅有助于提升农村互联网普及率,也有助于促进农村家庭现代能源使用行为,这类遗漏变量会导致模型(1)中的系数 β_1 低估互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响。此外,互联网接入作为一种个人决策,也可能因样本自选择而产生潜在的内生性问题,即接入互联网的农村家庭可能因资源禀赋等因素,本身就有更强的倾向使用现代能源,这不满足 Probit 模型观测值是随机抽取的假设,从而导致低估互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响。

由于内生变量(即互联网)是一个二值虚拟变量,而 IV-probit 模型仅适用于内生变量为连续变量的情形。因此,本文采用 Roodman(2011)提出的可检验并修正虚拟变量内生性的条件混合估计方法(CMP)进行内生性处理。该方法以似不相关回归为基础,基于极大似然估计法,通过构建递归方程组实现两(多)阶段回归模型的估计。其估计过程可分为两个阶段:第一阶段则是寻找内生解释变量的工具变量,并评估其与内生变量之间的相关性;第二阶段则将第一步的结果代入基准模型进行回归分析,并根据内生性检验参数 $atanhrho_12$ 判别变量的外生性。若该参数显著异于 0,则说明模型存在内生性问题,此时采用 CMP 进行估计更为可靠;反之,采用基准回归模型估计更为可靠。本文采用 CMP 估计互联网接入方程和农村家庭现代能源使用行为方程,前者估计工具变量对互联网接入的影响,并将结果代入农村家庭现代能源使用行为方程,以估计互联网接入对农村家庭现代能源使用行为的影响。

在选择工具变量时,本文以 Ciccone 和 Hall(1996)的思想为基础,借鉴祝仲坤和冷晨昕(2018)的研究,选取“2012年家庭邮寄通信支出”作为工具变量。一方面,根据消费行为的“棘轮效应”,消费习惯一旦形成,其调整和改变将会非常困难。从广义的角度理解,互联网接入也属于通信类消费的范畴,家庭通信支出所反映的网络使用习惯也会延续。因此,可以认为农村家庭通信支出与互联网接入存在相关性。另一方面,农村家庭邮寄通信支出与现代能源使用行为并不直接相关,且该工具变量属于历史变量,意味着其比当期变量具有更强的外生性,从而避免了反向因果问题的出现,满足工具变量外生性的要求。

四、实证结果及分析

(一)互联网对农村家庭现代能源使用行为影响的基准回归

本文采用逐步回归法进行基准回归,在 Probit 模型中依次加入户主、家庭和村庄层面的控制变量后,考察互联网对农村家庭现代能源使用行为影响的性质及其程度。考虑到 Probit 模

型的回归系数没有直接意义,无法解释其经济含义,因此,本文在回归结果中展示回归系数的平均边际效应。回归结果如表3所示,列(1)报告了加入户主层面控制变量的结果。不难发现,与未接入互联网的农村家庭相比,接入互联网的农村家庭使用现代能源的概率增加了10.49%。列(2)同时加入了户主层面和家庭层面控制变量。结果显示,互联网的系数略有下降,能够促使农村家庭使用现代能源的概率增加7.90%。列(3)展示了同时加入户主、家庭和村庄层面控制变量后的回归结果。不难发现,互联网对农村家庭现代能源使用行为依旧表现出显著的正向影响,能够促使农村家庭使用现代能源的概率增加7.14%。假说1得到验证。

表3 互联网对农村家庭现代能源使用行为影响的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
互联网接入	0.1049*** (0.0095)	0.0790*** (0.0098)	0.0714*** (0.0108)
户主年龄	0.0003 (0.0003)	0.0002 (0.0004)	-0.0007 (0.0005)
户主性别	-0.0959*** (0.0086)	-0.0984*** (0.0090)	-0.0532*** (0.0100)
户主受教育年限	0.0249*** (0.0010)	0.0211*** (0.0011)	0.0147*** (0.0012)
户主婚姻状况	-0.0425*** (0.0110)	-0.0237* (0.0126)	-0.0264* (0.0141)
户主健康状况	0.0268*** (0.0077)	0.0120 (0.0082)	0.0112 (0.0091)
家庭规模		-0.0060** (0.0026)	-0.0079*** (0.0028)
家庭资产		0.0069*** (0.0008)	0.0055*** (0.0009)
家庭人均收入		0.0537*** (0.0038)	0.0420*** (0.0028)
家庭少儿抚养比		0.0266 (0.0097)	0.0426*** (0.0108)
家庭老年抚养比		-0.0452*** (0.0105)	-0.0453*** (0.0114)
村庄交通状况			-0.1051** (0.0061)
丘陵			-0.0855*** (0.0260)
高山			-0.2004*** (0.0277)
高原			-0.0953*** (0.0294)
平原			0.0469* (0.0256)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	23223	19625	15277

注:①*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平;②标准误为聚类到村级层面的稳健标准误;③汇报结果为平均边际效应。下表同。

(二)内生性问题处理

正如前文所述,在探讨互联网对农村家庭现代能源使用行为影响的过程中可能会存在内生性问题。因此,本文进一步通过CMP模型处理潜在的内生性问题,结果如表4所示。不难发现,工具变量的回归系数在(1)(2)(3)列上的结果均在1%的置信水平上显著,说明工具变量与内生变量存在较强的相关性。同时,atanhrho_12也均在1%或5%的置信水平上显著,表明需要采用CMP模型来处理内生性问题。与表3中Probit模型的平均边际效应相比,在处理了内生性问题后,互联网对农村家庭现代能源使用行为的平均边际效应依然显著为正,且大幅上升至30.72%。这进一步说明,如果忽略了互联网与农村家庭现代能源使用行为之间的内生性问题,就很有可能导致互联网在推动农村家庭现代能源使用行为上的影响被低估。

表4 互联网对农村家庭现代能源使用行为的CMP模型估计结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
互联网接入	—	0.5155*** (0.0989)	—	0.5308*** (0.1057)	—	0.3072** (0.1371)
2012年邮寄通信支出	0.1879*** (0.0176)	—	0.1807*** (0.0176)	—	0.1877*** (0.0200)	—
atanhrho_12	-0.1565** (0.0618)	—	0.2012*** (0.0670)	—	0.0645*** (0.0240)	—
户主层面特征控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭层面特征控制变量	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄层面特征控制变量	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	19677	19677	16496	16496	13596	13596

(三)稳健性检验

1.替换解释变量

为减少测量误差对估计结果的潜在影响,本文参考周广肃和樊纲(2018)的研究,选择“互联网使用强度”这一变量作为替代指标来衡量“互联网接入”。互联网使用强度综合反映了用户在一定时间内使用互联网的频率、时长、范围和深度,能够体现用户对互联网的依赖性及使用效果,从而更全面细致地评估互联网对用户行为的影响力和价值。这一指标不仅涵盖了“互联网接入”的信息,还进一步揭示了用户接入互联网的深度和广度。若农村家庭的互联网

使用强度较高,这不仅意味着该家庭已接入互联网,还表明他们使用互联网的目的和方式具有多样化特征。因此,“互联网使用强度”能更准确地描述农村家庭的互联网接入行为和特征,有效评估互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响。在具体操作上,本文以户主每周的上网时长作为衡量互联网使用强度的指标。根据CFPS的调查问题“一般情况下,您每周业余时间有多少小时用于上网?”,我们将每周上网时长超过中位数的户主定义为互联网高使用强度用户,赋值为1;等于或低于中位数的户主则定义为互联网低使用强度用户,赋值为0。表5所示的回归结果进一步证实了互联网使用强度对农村家庭现代能源使用行为具有显著的正向促进作用。

表5 稳健性检验结果:更换解释变量回归结果

变量	Probit	CMP	
		第一阶段	第二阶段
互联网使用强度	0.0667** (0.0261)	—	0.1951*** (0.0578)
2012年邮寄通信支出	—	0.0637* (0.0348)	—
atanhrho_12	—	0.0653*** (0.0176)	—
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	3588	3588	3588

2.控制交互固定效应

在进行基准回归分析时,本文纳入了个体固定效应和年份固定效应,以控制个体固有特征差异及随时间变化的经济周期和政策等宏观因素的影响,从而减少这些因素对估计结果的潜在干扰。然而,这种方法可能未能充分考虑地区层面的经济特征差异,以及政策在地区层面实施的时间和力度上的差异。例如,不同地区的经济发展水平可能导致能源价格存在差异,以及“煤改气”“煤改电”、碳交易等能源政策在各地区的推行时间和执行力度也可能有所不同。为了增强研究结果的稳健性,本文进一步加入了村庄-年份固定效应,以排除地区经济特征和地区政策执行差异等因素的影响。表6展示了加入这些控制变量后的回归结果,再次确证了互联网使用对农村家庭现代能源使用行为具有显著的正向影响,验证了研究结论的稳健性。

表 6 稳健性检验:控制交互固定效应

变量	Probit	CMP	
		第一阶段	第二阶段
互联网接入	0.3282*** (0.0385)	—	0.3017** (0.1489)
2012年邮寄通信支出	—	0.1942*** (0.0184)	—
atanhrho_12	—	-0.0645*** (0.0219)	—
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
村庄-年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	13050	11810	11810

3. 替换回归模型

为了避免模型选择引致结果偏误,本文使用扩展回归模型(Extended Regression Model, ERM)对基准模型进行稳健性检验。ERM模型利用多元正态分布的信息进行条件极大似然估计,可同时处理内生变量、内生样本选择、内生处理指派、随机效应或多种情形组合的内生性问题,具有很强的灵活性和适应性。由于被解释变量为虚拟变量,本文选择ERM子模块中的Eprobit模型进行回归,结果如表7所示。可以发现,互联网接入对农村家庭现代能源使用行为影响的估计系数在1%的置信水平上显著为正,验证了互联网接入对农村家庭现代能源使用行为具有显著促进作用。

表 7 稳健性检验:ERM模型回归结果

变量	Probit	ERM
互联网接入	0.0714*** (0.0108)	0.3570*** (0.0426)
控制变量	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制
观测值	15277	13596

4.数据截尾处理

数据截尾处理是一种普遍采用的方法,用于消除数据中可能存在的异常值。在进行稳健性检验时,数据截尾处理可以帮助我们判断模型对异常值的敏感度。如果经过截尾处理的数据得出的回归结果与原始数据的基准回归结果基本一致,这表明模型具有稳健性。相反,如果结果出现显著差异,则可能表明模型受到了异常值的影响,需要进一步审查数据的质量和分布特性。为了消除异常值可能带来的影响,并验证模型的稳健性,本文对所有连续变量实施了双侧1%和5%的截尾处理,并在此基础上重新进行了回归分析。表8展示的回归结果表明,无论是双侧1%还是5%的截尾处理,Probit模型和CMP模型的回归系数均在至少5%的置信水平上显著,与基准回归结果基本一致,这进一步证实了模型结果的可靠性和对异常值的不敏感性。

表8 稳健性检验:数据截尾处理的回归结果

变量	Probit		CMP			
	1%截尾	5%截尾	1%截尾		5%截尾	
			第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
互联网接入	0.0651*** (0.0114)	0.0754*** (0.0137)	— —	0.3007** (0.1370)	— —	0.3500*** (0.1151)
2012年邮寄通信支出	—	—	0.1809*** 0.0212	—	0.2647*** 0.0302	—
atanrho_12	—	—	0.0724*** (0.0277)	—	0.0811*** (0.0238)	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	13800	9597	12366	12366	8276	8276

五、基于环境污染主观评价与信贷获取的机制分析

前文理论阐述了互联网接入通过环境污染主观评价和信贷获取促进农村家庭现代能源使用行为。为验证上述机制,本文参考江艇(2022)的方法构建如下模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Internet_{it} + \lambda Control_{it} + \theta_j + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M_{it} 表示机制变量,包括农村家庭环境污染主观评价和信贷获取,其他变量同式(1)。式

(2)检验互联网对机制变量的影响。

(一)基于环境污染主观评价的机制分析

环境污染主观评价变量是一个有序多分类变量,取值越大,表示农村家庭认为环境问题

的严重程度越高。因此,本文采用 Oprobit 模型来估计互联网对农村家庭环境污染主观评价产生的影响。Oprobit 模型是一种广义线性模型,用于建立有序分类变量与自变量之间的关系,适用于被解释变量有多个可能的取值,且取值具有一定顺序关系的情形。估计结果如表 9 所示。互联网对农村家庭环境污染主观评价的 CMP 模型估计结果中, atanhrho_{12} 参数显著,此时 CMP 模型估计结果更加准确。互联网对农村家庭环境污染主观评价的 CMP 模型估计结果表明,与未接入互联网的农村家庭相比,接入互联网的农村家庭具有更严格的环境污染主观评价,说明互联网能够影响农村家庭环境污染主观评价,从而促进农村家庭现代能源使用行为。假说 2 得到验证。

表 9 接入互联网对农村家庭环境污染主观评价的影响

变量	Oprobit	CMP	
		第一阶段	第二阶段
互联网接入	0.1720*** (0.0249)	—	0.3056*** (0.0920)
2012 年邮寄通信支出	—	0.1832*** (0.0182)	—
atanhrho_{12}	—	-0.0865*** (0.0268)	—
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	15134	13509	13509

(二)基于信贷获取的机制分析

互联网对农村家庭正规信贷获取和非正规信贷获取的影响估计结果如表 10 所示。就正规信贷获取而言,在 CMP 模型估计结果中, atanhrho_{12} 参数显著,意味着 CMP 模型估计结果在这种情况下更加准确。回归结果表明,互联网对农村家庭获取正规信贷具有显著的正向影响,而正规信贷的增加又正向促进了农村家庭在现代能源使用上的决策。就非正规信贷获取而言,Probit 模型和 CMP 模型估计结果均不显著,即互联网并不能通过增加农村家庭非正规信贷获取显著促进现代能源使用行为。究其原因,农村家庭的社会网络主要基于人际关系、地域联系和血缘关系构建,这些网络不仅是农村家庭获得社会支持和信任的基础,也是非正规信贷获取的关键渠道。面对面的交流在增强社会网络稳定性和亲密度方面发挥重要作用,且更贴合农村居民的生活习惯和文化传统。因此,农村家庭更偏好通过线下交流而非互联网来获取非正规信贷。综上所述,互联网能够通过增加农村家庭信贷获取中的正规信贷获取,影响农村家庭的现代能源使用行为,假说 3 得到验证。

表 10 使用互联网对农村家庭信贷获取的影响

变量	Probit		CMP			
	正规信贷获取	非正规信贷获取	正规信贷获取		非正规信贷获取	
			第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
互联网接入	0.0260*** (0.0063)	0.0127 (0.0088)	— —	0.3112** (0.1337)	— —	-0.1169 (0.1200)
2012年邮寄通信支出	—	—	0.1867***	—	0.1820***	—
atanrho_12	—	—	0.0188	—	0.0184	—
	—	—	0.0971*** (0.0398)	—	0.0943 (0.0726)	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	15216	15216	13586	13586	13586	13586

六、基于“改革开放”与家庭抚养比的进一步探讨

上文验证了互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响和作用机理,接下来本文将基于“改革开放”和家庭抚养比进行异质性分析。选择“改革开放”作为划分标准的原因在于,“改革开放”后农村的基础设施和公共服务、农民的生活方式、教育水平和数字素养等均有了翻天覆地的变化,受到外界环境影响的农村家庭可能对互联网这一技术偏向型技术进步呈现出不同的接受程度,从而影响现代能源使用行为。通常而言,已有研究在探讨“改革开放”造成的差异性影响时,会将受访者的出生日期和“改革开放”的时间节点作为分组依据(邹薇、马占利,2019;何可等,2021)。本文同样也采用该方式,根据户主年龄将全部样本分为了“改革开放前出生组”和“改革开放后出生组”,两组样本变量的统计结果见表11。

就被解释变量而言,改革开放后出生组使用现代能源的比例要比改革开放前出生组的比例高10.87%。就解释变量而言,与改革开放前出生组相比,改革开放后出生组接入互联网的比例更高。值得注意的是,两组样本的户主平均年龄存在显著差异。改革开放后出生组的户主平均年龄为31.28岁,而改革开放前出生组的户主平均年龄则高达53.64岁。经过t检验,这种年龄差异在1%的统计水平上显著,客观上反映出本文通过年龄对样本进行分组的做法具有一定的合理性。

表 11 改革开放前后出生样本组的特征比较

变量	改革开放后出生组	改革开放前出生组
使用现代能源	58.88%	48.01%
接入互联网	72.56%	19.93%
年龄	31.28***	53.64
观测值	2675	12552

注:①***表示改革开放后出生组与改革开放前出生组之间的差异的t检验结果在1%的统计水平上显著;②受篇幅限制,没有报告除年龄之外的其他控制变量的统计结果。

表 12 汇报了根据“改革开放”分组的回归的结果。改革开放后出生组与改革开放前出生组的CMP模型估计结果中,atanrho_12参数均显著,表明此时CMP模型估计结果更加可靠。结果表明,无论户主出生于改革开放之前还是之后,互联网均能显著促进农村家庭使用现代能源。然而,对比分析显示,互联网对户主为改革开放前出生的农村家庭影响更为显著。这一差异的可能解释是,改革开放后出生的户主普遍受教育程度较高,更熟悉互联网的使用,对新技术和新事物的接受度也较高。相反,改革开放前出生的户主可能更多受到传统观念和生活习惯的影响,对现代能源技术和产品的了解相对有限,选择上也更为保守。互联网作为现代信息传播的关键渠道,能够提供丰富、详尽且准确的信息,有助于打破信息壁垒和认知障碍。这对于那些对现代能源相对陌生的农村家庭尤为重要,它可以帮助这部分家庭更深入地了解现代能源的优势和可靠性。因此,互联网在促使这部分家庭从传统能源向现代能源转型当中起到了关键作用。综上所述,互联网对户主为改革开放前出生的农村家庭产生了更显著的正向影响。

表 12 改革开放前后出生样本组的回归结果

变量	改革开放后出生组			改革开放前出生组		
	Probit	CMP		Probit	CMP	
		第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段
互联网接入	0.0844*** (0.0221)	—	0.3428** (0.1703)	0.0722*** (0.0125)	—	0.5825*** (0.1468)
2012年邮寄通信支出	—	0.1138*** (0.0321)	—	—	0.2181*** (0.0237)	—
atanrho_12	—	-0.1455** (0.0724)	—	—	-0.2384** (0.0937)	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	2675	1901	1901	12552	11695	11695

本文选择家庭抚养比作为研究划分标准,原因在于中国全面消除绝对贫困后,农村居民的基本生存需求已得到保障,开始追求包括现代能源在内的更高层次的需求。然而,由于中国农村家庭抚养比的情况较为复杂,这导致他们在现代能源使用上表现出较大的差异性(郑瑞坤、向书坚,2021)。例如,一些家庭可能由于老年抚养比较高,倾向于减少能源支出以应对养老负担;而另一些家庭则可能因少儿抚养比较高,更愿意采用现代能源以提升子女的生活质量。因此,本文将家庭抚养比分为老年抚养比和少儿抚养比,旨在探究这两种抚养比对互联网与农村家庭现代能源使用行为关系的差异性影响。本文根据受访家庭的老年抚养比和少儿抚养比是否高于当年全国平均老年抚养比和少儿抚养比,将全部样本分别划分为高少儿抚养比组与低少儿抚养比组以及高老年抚养比组与低老年抚养比组。相应年份全国抚养比的数据来源于《中国统计年鉴(2022)》^①。

表13汇报了根据农村家庭老年抚养比分组回归的结果。两组的CMP模型估计结果中,低老年抚养比组 atanhrho_12 参数显著,此时CMP模型估计结果更加准确,而高老年抚养比组 atanhrho_12 参数不显著,此时Probit模型估计结果更加准确。估计结果表明,互联网对低老年抚养比农村家庭和高老年抚养比农村家庭现代能源使用行为均产生了显著的正向影响。相较于高老年抚养比农村家庭,互联网对低老年抚养比农村家庭现代能源使用行为的促进作用更大。

表 13 老年抚养比分组回归结果

变量	低老年抚养比组			高老年抚养比组		
	Probit	CMP		Probit	CMP	
		第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段
互联网接入	0.0667*** (0.0111)	—	0.3519** (0.1418)	0.0452*** (0.0209)	—	0.2126** (0.1034)
2012年邮寄通信支出	—	0.1982*** (0.0200)	—	—	0.1225*** (0.0333)	—
atanhrho_12	—	-0.1001*** (0.0369)	—	—	0.0637 (0.4552)	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	14036	12489	12489	4379	4133	4133

^①资料来源:《中国统计年鉴(2022)》, <https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2022/indexch.htm?eqid=94073a19000058b0000000026446163b>。

表 14 汇报了根据农村家庭少儿抚养比分组回归的结果。对于低少儿抚养比组与高少儿抚养比组, $atanrho_{12}$ 参数均表现出显著性, 意味着 CMP 模型估计结果具有更高的可靠性。结果表明, 互联网对低少儿抚养比农村家庭和高少儿抚养比农村家庭现代能源使用行为均具有显著的促进作用。特别是, 相较于高少儿抚养比农村家庭, 互联网对低少儿抚养比农村家庭的促进作用更大。可能的原因是, 互联网为农村家庭带来了创业和非农就业机会。低少儿抚养比农村家庭中, 成年人可能拥有更多时间和精力, 从而更有可能参与非农就业和创业活动。这不仅有助于提高他们的收入, 还能增强他们的社会网络资源。因此, 这些家庭在选择使用现代能源方面可能具有更强的经济能力和更广泛的信息渠道, 从而更倾向于采纳现代能源。

表 14 少儿抚养比分组回归结果

变量	低少儿抚养比组			高少儿抚养比组		
	Probit	CMP		Probit	CMP	
		第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段
互联网接入	0.0739*** (0.0113)	—	0.4382*** (0.1603)	0.0714*** (0.0153)	—	0.3133*** (0.1040)
2012年邮寄通信支出	—	0.1796*** (0.0216)	—	—	0.1730*** (0.0268)	—
$atanrho_{12}$	—	-0.1563*** (0.0486)	—	—	0.0864*** (0.0159)	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	13869	12489	12489	7424	6652	6652

总体而言, 互联网对低少儿抚养比农村家庭和低老年抚养比农村家庭现代能源使用行为的促进作用要大于高少儿抚养比农村家庭和高老年抚养比农村家庭。究其原因, 可能是高抚养比农村家庭负担较重, 面临更大的生活压力和经济压力, 导致他们因精力与资源的限制, 无法充分关注并选择使用现代能源。即使他们能够通过互联网了解现代能源, 也可能因为经济压力而无法承担能源转型的成本。反之, 低抚养比农村家庭在经济负担较轻的情况下, 能源消费成本较低, 可能更倾向于选择使用现代能源。因此, 互联网使用更能有效激发他们使用现代能源的意愿与行为。

七、结论与对策建议

本文以农村家庭为研究对象,利用CFPS 2014年、2016年、2018年和2020年四轮的全 国调查数据,重点关注互联网对农村家庭现代能源使用行为的影响及具体路径。研究发现:第一,互联网对农村家庭采纳现代能源的行为具有显著的促进作用。接入互联网的农村家庭使用现代能源的可能性比未接入互联网的家庭高出30.72%。第二,互联网能够显著影响农村家庭的环境污染主观评价,也会促进农村家庭正规信贷获取,从而推动农村家庭选择使用现代能源。第三,互联网对现代能源使用行为的影响,在那些户主出生于改革开放前的农村家庭以及少儿抚养比和老年抚养比较低的农村家庭中更为显著。农村地区能源绿色转型发展,既是满足人民高品质生活需求的必然选择,又是构建现代能源体系的关键环节。此举对于巩固拓展脱贫攻坚成果、推动乡村振兴,以及实现碳达峰、碳中和目标具有深远影响。而互联网的发展及其广泛应用,已经深刻影响了人们的工作和生活方式。利用互联网来推动农村家庭能源转型,已经成为一种必然趋势。积极利用互联网和数字化技术,可以显著影响农村家庭的环境污染主观评价,同时为他们提供更多的信贷机会,从而促进其使用现代能源。这不仅可以改善农村家庭的生活质量,还有助于推动社会的可持续发展。

基于上述发现并结合中国当前的实际情况,本文提出以下三个方面的对策建议。首先,加强农村基础设施的建设。一方面,加速推进农村地区的宽带网络和5G网络覆盖,以便农村家庭能够更加便捷地获取现代能源相关信息和服务。我们应充分利用网络技术的包容性增长特性,通过创新技术手段,加强在农村家庭中对现代能源使用的教育和宣传工作。利用互联网平台和媒体资源,广泛宣传现代能源的优势和效益,从而提升农村家庭对现代能源的认知水平和使用意愿。另一方面,我们需要提升农村能源基础设施和公共服务的质量。在确保能源供应稳定且经济上可行的前提下,有序地将电网和供气设施扩展至农村地区,推动农村家庭在生活取暖、烹饪等领域的能源使用向现代能源转型。其次,完善针对农村家庭现代能源使用的财政支持和信贷政策。通过互联网渠道,为农村家庭提供现代能源项目的申报、审批和监管等一站式服务,以降低他们使用现代能源的成本和风险。特别关注那些户主年龄较大的农村家庭,针对他们的特殊需求和面临的困难,提供更加精准和有效的现代能源使用服务及援助。最后,对于那些少儿抚养比和老年抚养比较高的农村家庭,应实施现代能源专项补贴等优惠政策。这样做可以提高这些家庭的消费能力,降低他们使用现代能源的经济负担和门槛。

参考文献:

[1] 陈鹏,钟肖英,桂周. 互联网发展对城市生态效率的影响——基于中国285个地级市的实证分析[J]. 环境经济研究,2023,8(04):48-73.

- [2] 董晓林,孙楠,吴文琪. 人力资本、家庭融资与农户创业决策——基于CFPS 7981个有效样本的实证分析[J]. 中国农村观察,2019(3):109-123.
- [3] 何可,李凡略,畅华仪. 构建低碳共同体:地方性共识与规模养殖户农业碳交易参与——以农村沼气CCER碳交易项目为例[J]. 中国农村观察,2021(5):71-91.
- [4] 何可,张俊飏.“双碳”目标下的乡村生态建设:现实基础、主要问题与实现路径[J]. 世界农业,2024(04):38-49.
- [5] 何可,朱信凯,李凡略. 聚“碳”成“能”:碳交易政策如何缓解农村能源贫困? [J]. 管理世界,2023(12):122-144.
- [6] 黄鑫. 互联网基础设施建设加速了能源低碳化转型吗? ——来自“宽带中国”战略的经验证据[J]. 环境经济研究,2023,8(02):21-41.
- [7] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [8] 李凡略,何可. 发展生态低碳农业:历史传承与中国式现代化追求[J]. 华中农业大学学报,2024,43(03):1-8.
- [9] 李风琦. 城镇化、信息化对农村生活能源消费影响实证分析[J]. 统计与决策,2016(23):123-126.
- [10] 李江龙,张琪琳,刘泓汛. 北方地区清洁取暖政策与居民幸福感——基于空气质量改善效应的进一步评估[J]. 环境经济研究,2024,9(01):21-39.
- [11] 柳松,魏滨辉,苏柯雨. 互联网使用能否提升农户信贷获得水平——基于CFPS面板数据的经验研究[J]. 经济理论与经济管理,2020(7):58-72.
- [12] 刘婷婷,温雪,潘明清. 数字经济提升农村家庭消费能力:理论机制与实证检验[J]. 经济问题,2022(7):95-101.
- [13] 刘魏,张应良,王燕. 数字普惠金融发展缓解了相对贫困吗?[J]. 经济管理,2021(7):44-60.
- [14] 吴施美,郑新业. 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[J]. 经济学(季刊),2022(1):45-66.
- [15] 王小华,刘云,宋檬. 数字能力与家庭风险金融资产配置[J]. 中国农村经济,2023(11):102-121.
- [16] 尹志超,宋全云,吴雨,等. 金融知识、创业决策和创业动机[J]. 管理世界,2015(1):87-98.
- [17] 郑瑞坤,向书坚. 后扶贫时代中国农村相对贫困的一种测定方法与应用研究[J]. 数量经济技术经济研究,2021(11):144-162.
- [18] 邹薇,马占利. 家庭背景、代际传递与教育不平等[J]. 中国工业经济,2019(2):80-98.
- [19] 张勋,万广华,张佳佳,等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究,2019(8):71-86.
- [20] 张永林. 互联网、信息元与屏幕化市场——现代网络经济理论模型和应用[J]. 经济研究,2016(9):147-161.
- [21] 周广肃,樊纲. 互联网使用与家庭创业选择——来自CFPS数据的验证[J]. 经济评论,2018(5):134-147.
- [22] 周广肃,梁琪. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J]. 金融研究,2018(1):84-101.
- [23] 周月书,笄钰婕,于莹.“互联网+农业产业链”金融创新模式运行分析——以大北农生猪产业链为例[J]. 农业经济问题,2020(1):94-103.
- [24] 祝仲坤,冷晨昕. 互联网使用对居民幸福感的影响——来自CSS2013的经验证据[J]. 经济评论,2018(1):78-90.
- [25] Brown, P., S. Roper. Innovation and Networks in New Zealand Farming[J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 2017, 61(3): 422-442.
- [26] Cameron, C., S. Pachauri, N. D. Rao, et al. Policy Trade-offs Between Climate Mitigation and Clean Cook-stove Access in South Asia[J]. Nature Energy, 2016, 1(1): 1-5.

- [27] Carter, E., L. Yan, Y. Fu, et al. Household Transitions to Clean Energy in a Multiprovincial Cohort Study in China[J]. *Nature Sustainability*, 2020, 3(1): 42–50.
- [28] Ciccone, A., R. E. Hall. Productivity and the Density of Economic Activity[J]. *American Economic Review*, 1996, 86(1): 54–70.
- [29] Emodi, N. V., E. U. Haruna, N. Abdu, et al. Urban and Rural Household Energy Transition in Sub-Saharan Africa: Does Spatial Heterogeneity Reveal the Direction of the Transition?[J]. *Energy Policy*, 2022, 168: 113118.
- [30] Gordon, S. B., N. G. Bruce, J. Grigg, et al. Respiratory Risks from Household Air Pollution in Low and Middle Income Countries[J]. *The Lancet Respiratory Medicine*, 2014, 2(10): 823–860.
- [31] Guo, J., Y. Xu., Y. Qu, et al. Exploring Factors Affecting Household Energy Consumption in the Internet Era: Empirical Evidence from Chinese Households[J]. *Energy Policy*, 2023, 183: 113810.
- [32] He, J., C. Qing, S. Guo, et al. Promoting Rural Households' Energy Use for Cooking: Using Internet[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 184: 121971.
- [33] He, K., F. Li., H. Wang, et al. A Low-Carbon Future for China's Tech Industry[J]. *Science*, 2022, 377(6614): 1498–1499.
- [34] Liu, P., C. Han, M. Teng. The Influence of Internet Use on Pro-environmental Behaviors: An Integrated Theoretical Framework[J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 2021, 164: 105162.
- [35] Ma, W., H. Zheng, B. Gong. Rural Income Growth, Ethnic Differences, and Household Cooking Fuel Choice: Evidence from China[J]. *Energy Economics*, 2022, 107: 105851.
- [36] Mestl, H. E. S., K. Aunan, H. M. Seip. Potential Health Benefit of Reducing Household Solid Fuel Use in Shanxi Province[J]. *Science of the Total Environment*, 2006, 372(1): 120–132.
- [37] Mestl, H. E. S., K. Aunan, H. M. Seip. Health Benefits from Reducing Indoor Air Pollution from Household Solid Fuel Use in China—Three Abatement Scenarios[J]. *Environment International*, 2007, 33(6): 831–840.
- [38] Pachauri, S., L. Jiang. The Household Energy Transition in India and China[J]. *Energy Policy*, 2008, 36(11): 4022–4035.
- [39] Roodman, D. Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with Cmp[J]. *The Stata Journal*, 2011, 11(2): 159–206.
- [40] Srinivasan, S., S. Carattini. Adding Fuel to Fire? Social Spillovers in the Adoption of LPG in India[J]. *Economic Journal*, 2020, 130(12): 2235–2260.
- [41] Tadesse, G., G. Bahigwa. Mobile Phones and Farmers' Marketing Decisions in Ethiopia[J]. *World Development*, 2015, 68: 296–307.
- [42] Wang, R., S. Tao, Y. Balkanski, et al. Exposure to Ambient Black Carbon Derived from a Unique Inventory and High-resolution Model[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2014, 111(7): 2459–2463.
- [43] Yao, Y., X. Li., R. Smyth, et al. Air Pollution and Political Trust in Local Government: Evidence from China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2020, 115: 102724.
- [44] Zhang, S. H., J. Yang, C. Feng. Can Internet Development Alleviate Energy Poverty? Evidence from China[J]. *Energy Policy*, 2023, 173: 113407.
- [45] Zhu, H., W. Ma, P. Vatsa, H. Zhang. Clean Energy Use and Subjective and Objective Health Outcomes in Rural China[J]. *Energy Policy*, 2023, 183: 113797.

Internet and Modern Energy Usage Behaviors of Rural Households: An Empirical Evidence from CFPS

Song Jiayu^{a,b}, Li Fanlue^{a,b}, He Ke^{a,b}

(a: College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University;

b: Laboratory of Green and Low-Carbon Development in Agriculture, Huazhong Agricultural University)

Abstract: The rural energy transition is an inherent requirement to meet people's aspirations for a better life. It plays a critical role in promoting rural revitalization, and achieving the "Carbon Peaking and Carbon Neutrality" goal. This paper utilizes data from the China Family Panel Studies (CFPS) to assess the impact of the internet on rural households' adoption of modern energy. The results indicate that internet access significantly promotes the use of modern energy in rural households. This conclusion remains robust after accounting for endogeneity issues and conducting robustness checks. Further analysis of the transmission mechanisms reveals that the internet not only significantly influences rural households' subjective evaluation of environmental pollution but also increases their access to formal credit, both of which contribute to their modern energy usage. Heterogeneity analysis shows that the internet is particularly effective in increasing modern energy use among households where the head was born before the "Reform and Opening-up" and those with fewer dependents. Based on these findings, this paper suggests that enhancing rural infrastructure, expanding credit support, and implementing targeted energy subsidies are essential to promoting the widespread adoption of modern energy in rural households.

Keywords: Internet Access; Rural Households; Modern Energy; Digital Technology

JEL Classification: P48,Q43,Q56

(责任编辑:卢 玲)