

居民医保个人筹资政策：缘起、困境与优化*

郑功成 谭琳子

摘要：居民医保是中国医保体系的主体性制度安排，而农民构成了居民医保的主要参保群体，该制度优劣直接关乎农民切身利益。中国居民医保采取“财政补助+个人缴费”的筹资模式，在个人缴费标准连年上涨引发居民缴费积极性下降甚至不再参保的情形下，亟待全面分析按人头缴纳等额、定额医保费用的现行居民医保筹资政策及其不良效应，寻求更加合理的政策设计与实践路径。居民医保实践表明，现行的个人筹资机制违背了医保筹资公平原则，导致低收入群体特别是农民群体缴费负担日益加重，加剧了医保逆向调节，还引发了“短板效应”，造成部分群体缴费压力大与总体筹资水平不高并存的矛盾局面。因此，改革现行筹资标准确定办法和年度调整方式势在必行，合理取向应当是综合考虑居民人均可支配收入和经济社会发展水平，实现依据个人或家庭收入一定比例筹资的目标。

关键词：居民医保 定额筹资 优化路径 共同富裕

中图分类号：F061.4; C913.7 **文献标识码：**A

一、引言

疾病是人生难以避免的风险，医疗保障则是化解人民群众疾病医疗后顾之忧并提升全民健康素质的基本制度保障（郑功成，2020）。在中国的医疗保障体系中，城乡居民基本医疗保险（以下简称“居民医保”）因覆盖约10亿人口而占据主体性制度安排地位，而参与居民医保的又主要是农村居民以及农村进城务工的流动人口，因此，这一制度直接关乎农村居民的切身利益。在居民医保制度中，筹资机制直接反映制度是否公正，决定制度能否可持续发展。中国居民医保采取“财政补助+个人缴费”的筹资模式，鉴于财政补贴运用的是公共资源，而个人缴费直接关乎个人的权利义务关系，缴费标准的调整往往引起广泛关注并在事实上对居民参保产生直接影响，从而处于居民医保筹资的核心地位。

2023年7月28日，国家医保局等部门发布2023年居民医保筹资标准，个人缴费标准为每人每年380

*本文研究得到北京市习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心重大项目和北京市社会科学基金重大项目“新发展阶段实现全体人民共同富裕的理论内涵和实践创新研究”（编号：21LLGLA067）的支持。

元^①。这是自 2016 年城乡居民医保统筹以来个人缴费标准的连续第 7 次增长，是 2003 年开始新型农村合作医疗试点时确定的个人缴费标准（10 元）的 38 倍^②。新的缴费标准发布后，“居民医保个人缴费标准又涨了？为什么连年涨价？”“该不该缴纳居民医保？”等新闻报道纷纷出现，反映了部分群体尤其是收入不高的农民群体缴费压力大、缴费积极性下降、基层征缴工作难度大等情况^③。一些地方已经出现居民缴费积极性下降甚至不再参保的现象。《中国医疗保障统计年鉴 2023》数据显示，2022 年居民医保参保人数较 2021 年下降了 2.5%，超过了往年不足 1% 的下降幅度。尽管国家医保局解释这一现象主要是参保结构变化和参保质量提升造成的，但这种解释并不能否认确有一部分农村居民因缴费标准提升而不再参保的情形。笔者 2023 年先后在广东肇庆、贵州毕节、重庆酉阳等地的调研也发现：农村居民特别是低收入农村居民反映医保缴费负担加重难以承受，并对未来缴费负担更加担忧；当地村干部反映农民参保意愿下降，动员参保压力上升，甚至出现村干部为完成任务而代为缴费的现象；地方医保部门亦称需要做更多工作才能维持参保局面，担心无法完成预定的居民医保覆盖或参保率目标任务。事实上，已有一部分居民因缴费标准上涨而选择不再缴费参保，这意味着有人开始因不能承受缴费负担而不再享受医疗保障。居民医保正在陷入两难境地：一方面，医疗费用支出的上涨和医保待遇的提升倒逼医保筹资标准不断提高；另一方面，连年提高的个人缴费标准给低收入参保者带来的缴费压力持续增大，进而影响全民参保。因此，现行的个人筹资方式对居民医保制度的不利影响在显著扩大。

近年来，围绕医保公平展开的研究成果日益增多。例如，范红丽等（2021）通过研究城乡统筹医保政策发现，医疗服务中存在“穷人补贴富人”现象；何文和申曙光（2021）通过对城乡居民医保一体化的研究发现，城乡居民医保一体化显著改善了居民健康但会导致健康不平等；林万龙和刘竹君

^① 参见《国家医保局 财政部 国家税务总局关于做好 2023 年城乡居民基本医疗保障工作的通知》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2023/7/28/art_104_11108.html。

^② 2016—2022 年，居民医保个人缴费标准分别为每人每年 150 元、180 元、220 元、250 元、280 元、320 元和 350 元。
参见《人力资源社会保障部财政部关于做好 2016 年城镇居民基本医疗保险工作的通知》，http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbz/shehuibaozhang/zcwj/201605/t20160506_239541.html；《人力资源社会保障部财政部关于做好 2017 年城镇居民基本医疗保险工作的通知》，http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbz/shehuibaozhang/zcwj/201704/t20170428_270179.html；《国家医保局 财政部 人力资源社会保障部 国家卫生健康委关于做好 2018 年城乡居民基本医疗保险工作的通知》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2018/8/14/art_104_6434.html；《国家医疗保障局 财政部〈关于做好 2019 年城乡居民基本医疗保障工作的通知〉》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2019/5/13/art_53_1287.html；《国家医保局 财政部 国家税务总局关于做好 2020 年城乡居民基本医疗保障工作的通知》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2020/6/17/art_53_3236.html；《国家医保局 财政部 国家税务总局关于做好 2021 年城乡居民基本医疗保障工作的通知》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2021/6/8/art_53_5237.html；《国家医保局 财政部 国家税务总局关于做好 2022 年城乡居民基本医疗保障工作的通知》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2022/7/8/art_104_8398.html。

^③ 资料来源：《经观头条 | 十亿居民医保挑战：催缴、停缴、该如何缴？》，<http://www.eeo.com.cn/2023/0805/600486.shtml>。

(2021)对医保扶贫政策实践的研究发现，医保扶贫政策造成了贫困人口与非贫困人口的福利“悬崖效应”。这些研究关注了中国医保制度中的核心问题，但对影响医保公平的源头即筹资机制的关注还不够。在与本文相关的既有文献中，华颖(2023a)、仇雨临和翟绍果(2010)认为中国居民医保筹资存在筹资负担不公、筹资结构失衡、缺乏科学调整机制等问题。郑功成(2022)关注到居民医保等额、定额筹资方式本身存在的诸多问题，认为这种筹资方式违背了社会保险应按收入水平承担缴费义务的普遍规律。李珍和张楚(2021)认为现行筹资机制引发了低收入群体筹资负担重、筹资水平提升难等负面效应。对此，郑功成和赵明月(2022)、华颖(2023b)提出要改变居民医保定额的筹资方式，依据参保者收入水平的一定比例筹资；李珍(2022)提出可以先依据地区或城乡居民人均可支配收入的一定比例缴费；付晓光等(2022)则提出可以建立个人缴费水平与相关经济指标衔接的筹资机制。从已有研究来看，针对居民医保筹资现存问题的讨论非常广泛，但对这些问题产生根源的讨论还很不充分，大多停留在感性认识层面，缺乏深入分析与症结解剖，对可行实践路径的讨论也偏少。根据2020年2月《中共中央 国务院关于深化医疗保障制度改革的意见》明确提出的到2030年全面建成医疗保障制度体系的目标要求^①，剩下的时间不到7年，为居民医保个人筹资正本清源并寻求新的出路，进而促使关乎10亿人民健康福祉的居民医保制度真正走向成熟和定型的任务十分紧迫。

在此背景下，本文旨在从居民医保个人筹资政策形成的动因和逻辑出发，分析这一政策的现实困境与改革的必要性、可行性，进而提出居民医保个人筹资政策的优化路径。

二、居民医保个人筹资政策形成的动因及实践效应

现行的居民医保制度筹资政策始自2003年的新型农村合作医疗(以下简称“新农合”)，当时确立的即是以户籍地为依据的自愿参保规则和个人等额、定额缴费的筹资方式，并一直延续至今。

(一) 居民医保个人筹资政策的成因

1.建制动因：农民疾病负担沉重，城乡居民健康状况差异明显。改革开放后，随着集体经济的衰落和人民公社的瓦解，计划经济时期的农村合作医疗制度因失去赖以存在的经济基础和组织基础而迅速衰落，农村居民看病就医丧失了有效的制度保障，绝大多数为自费医疗。1990—2001年，农民人均纯收入由686.31元增至2366.40元^②，约增长了2.45倍，而同期农村人均卫生费用由38.80元增至252.90元，约增长了5.52倍，个人卫生支出占卫生总费用的比重由37.1%上升至60.5%^③，医疗费用支出成为农民沉重的经济负担。1993年第一次国家卫生服务调查结果显示，在受调查的农村居民中，应住院而未住院率约为40.59%，其中约60.63%是由于经济困难^④。2003年第三次国家卫生服务调查结果显示，

^①参见《中共中央 国务院关于深化医疗保障制度改革的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2020-03/05/content_5487407.htm?eqid=ca9bce91000cfbce0000006645f2d2e。

^②资料来源：中华人民共和国国家统计局，2002：《中国统计年鉴2002》，北京：中国统计出版社，第343页。

^③资料来源：中华人民共和国卫生部，2003：《中国卫生统计年鉴2003》，北京：中国协和医科大学出版社，第59页。

^④资料来源：《1993年第一次国家卫生服务调查产出表》，<http://www.nhc.gov.cn/mohwsbwstjxxz/s8211/201009/49135.shtml>。

在受调查贫困户中，因疾病损伤致贫的比重为 33.5%，较 1998 年增加了 11.89 个百分点^①，疾病损伤是导致受调查贫困户家庭贫困的首要因素。

在城乡二元结构之下，农村居民和城市居民在疾病负担、健康状况方面差异明显。2003 年，调查地区自费医疗的农村居民占 79.00%，城市居民占 44.80%；因经济困难应住院未住院的农村居民占 75.40%，城市居民占 56.10%；因经济困难自己要求出院的农村居民占 67.30%，城市居民占 53.00%^②。农村新生儿死亡率、婴儿死亡率、5 岁以下儿童死亡率和孕产妇死亡率分别是城市的 2.26 倍、2.54 倍、2.26 倍和 2.37 倍^③。此外，农村居民还面临感染性疾病和慢性疾病的双重威胁，地方病在局部地区也有复发之势（曹普，2014）。可见，农民的看病就医和健康问题成为当时严峻的社会问题。这是 2003 年后重建农村居民医保制度的时代背景。

2. 当时条件：农民收入水平低，税费负担沉重。当时，看病就医问题仅仅是这一时期农民生活的一个缩影，事实上面临的是“农村真穷，农民真苦，农业真危险”（统称“三农”问题）的现实情况。1997—2002 年，农村居民人均可支配收入平均增幅为 4.66%，平均每年农民仅增收百元，而这一时期城乡收入差距进一步扩大，城镇居民人均可支配收入达到了农村居民的 3 倍^④。与此同时，农民还负担着农业税收和各项费用。1993 年，全国农业各税为 125.74 亿元，2002 年增加至 717.85 亿元，10 年增长约 4.71 倍^⑤。农民种地仅仅只能保本，80% 的农民亏本。此外，无论种不种地都必须缴纳人头费、宅基地费、自留地费等，农民税费负担十分沉重（李昌平，2009）。越是贫困地区，越是以农业为主的地区，农民负担越重（陆学艺，2002）。在这样的背景下，党中央高度重视“三农”问题，将加快农业发展和增加农民收入作为经济工作的重中之重，陆续推出了粮棉流通体制改革、农村税费改革、农村扶贫开发等措施。2002 年，朱镕基总理在第九届全国人民代表大会第五次会议记者招待会上回答中外记者提问时谈到，在其担任总理期间，最感头痛的事情就是增加农民收入^⑥。2003 年后，新一届政府将重建农村医保制度提上日程，希望借此减轻农民疾病医疗负担并增进农民福祉，同年，在部分地区开展新型农村合作医疗试点。可见，居民医保制度是在农民收入水平低、各种负担偏重的条件下推出的一种制度安排。

3. 部门共识：“3 个 10 元”方案。在上述背景下，国家卫生部门吸取 20 世纪 90 年代两次尝试“重建”农村合作医疗制度结果并不理想的教训，将资金的筹集视为建立农村医疗保障制度的关键，强化

^① 资料来源：《2003 年第三次国家卫生服务调查产出表》，<http://www.nhc.gov.cn/mohwsbwstjxxzx/s8211/201009/49142.shtml>；《1998 年第二次国家卫生服务调查产出表》，<http://www.nhc.gov.cn/mohwsbwstjxxzx/s8211/201009/49141.shtml>。

^② 资料来源：《2003 年第三次国家卫生服务调查产出表》，<http://www.nhc.gov.cn/mohwsbwstjxxzx/s8211/201009/49142.shtml>。

^③ 资料来源：中华人民共和国卫生部，2005：《中国卫生统计年鉴 2005》，北京：中国协和医科大学出版社，第 193 页。

^④ 资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^⑤ 资料来源：中华人民共和国国家统计局，2003：《中国统计年鉴 2003》，北京：中国统计出版社，第 282 页。

^⑥ 资料来源：《在第九届全国人民代表大会第五次会议记者招待会上朱镕基总理答中外记者问》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2002/content_61354.htm。

政府财政投入成为基本取向。在起草相关决定的过程中，通过综合考虑“三农”问题严峻的现实条件和对农民增收减负的政策取向，同时顾及农民意愿、避免较重的缴费负担，决定合理分配个人、中央与地方的筹资责任（徐晓新，2018）。最终达成的共识是低水平起步并采取责任分担机制，明确由中央财政投入10元、地方财政投入10元、农民个人缴费10元，即“3个10元”方案。2002年10月的《中共中央 国务院关于进一步加强农村卫生工作的决定》提出建立新型农村合作医疗制度，实行农民个人缴费、集体扶持和政府资助相结合的筹资机制，中央财政对中西部地区除市区以外的参加新型合作医疗的农民每年按人均10元安排合作医疗补助资金，地方财政对参加新型合作医疗的农民补助每年不低于人均10元^①。2003年，国务院办公厅转发卫生部等部门《关于建立新型农村合作医疗制度的意见》，提出各地区从2003年开始开展新型农村合作医疗（下文简称“新农合”）试点，2010年实现制度的基本覆盖^②。由此，中国正式建立起以个人低水平缴费和政府财政补贴相结合为基本筹资模式的农村医疗保障制度。

可见，中国农民医疗保障个人筹资政策的形成具有深刻的时代背景和现实约束。个人低水平定额缴费、财政大力补贴自然而然成为当时适宜的筹资模式选择。事实证明，操作简单方便、缴费水平较低的个人定额筹资模式对于新农合的广覆盖起到了极大的助力作用。到2005年，短短3年时间，新农合的参合率达到75.7%，补偿人次达到了1.22亿人次^③。

（二）居民医保个人筹资政策的发展及实践效应

1.定额筹资机制延续至今，筹资标准连年增长。新农合取得的效果为城镇居民医保的建立提供了借鉴。2007年，城镇居民医疗保险开始试点，延续了新农合个人定额缴费与政府财政补贴相结合的筹资机制，实际是将个人筹资由农村居民扩展到了城镇非就业居民。2016年，新农合和城镇居民医保开始整合为城乡居民医保。自此，每年由国家医保局、财政部发布本年度个人缴费最低标准，地方根据国家规定的最低标准和本地实际情况制定具体缴费标准和缴费办法，并于下半年开展参保缴费工作。可见，新农合确立的筹资政策深刻影响了之后政策的发展轨迹。

由表1可见，居民医保建制以来，个人缴费最低标准由2003年起步时的10元增至2023年的380元，且2016年城乡居民医保合并后，个人缴费标准一直保持着每年30~40元的定额增长。

表1 居民医保个人缴费标准及人均筹资水平变化情况 单位：元/人

年份(年)	个人缴费标准	财政补助标准	实际筹资水平	年份(年)	个人缴费标准	财政补助标准	实际筹资水平
2003	10	20	—	2014	90	320	409
2004	10	20	50	2015	120	380	515

^①参见《中共中央 国务院关于进一步加强农村卫生工作的决定》，https://www.moa.gov.cn/gk/zcfg/xzfg/200601/t20060123_541187.htm。

^②参见《国务院办公厅转发卫生部等部门关于建立新型农村合作医疗制度意见的通知》，https://www.gov.cn/zhuanti/2015-06/13/content_2879014.htm。

^③资料来源：《2005年中国卫生事业发展情况统计公报》，<http://www.nhc.gov.cn/mohwsbwstjxxz/s7967/200805/34853.shtml>。

表1 (续)

2005	10	20	42	2016	150	420	590
2006	10	40	52	2017	180	450	605
2007	10	40	59	2018	220	490	693
2008	20	80	96	2019	250	520	781
2009	20	80	96	2020	280	550	833
2010	30	120	156	2021	320	580	889
2011	50	200	246	2022	350	610	960
2012	50~60	240	312	2023	380	640	—
2013	60~70	280	359				

注：2003—2011年实际筹资水平为新农合数据。

资料来源：2003—2015年个人缴费标准和财政补助标准数据，以及2003—2022年实际筹资水平数据，均来自《中国医疗保障统计年鉴2023》（国家医疗保障局，2023：《中国医疗保障统计年鉴2023》，北京：中国统计出版社，第52页、第64页）；2016—2023年个人缴费标准与财政补助标准数据来自历年主管部门发布的政策文件（前文已说明）。

2. 具体筹资办法多样，大部分省份执行国家最低标准。在定额缴费的基本筹资方式下，各统筹区具体实践情况有所不同。据不完全统计（如表2所示），2023年有17个省份的缴费标准是全省统一且为国家规定的最低标准，即每人每年380元；有5个省份执行省级标准但全省差别不大；有5个省份执行市级标准且各市差别较大；4个直辖市均执行本市标准。另外，需要说明的是，针对建档立卡贫困户、特困人员、低保对象和其他困难人员，各省份均采取了保费减免或加大补贴等措施来保障贫困人口参保。

表2 2023年各省份居民医保个人缴费标准分类

缴费标准	对应地区
全省统一（国家最低标准）	河北、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、海南、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏
省级标准（全省差别不大）	内蒙古、辽宁、福建、西藏、新疆
市级标准（各市差别较大）	江苏、浙江、山东、广东、四川
直辖市（本市标准）	北京、上海、天津、重庆

注：缴费标准根据各省份医保局相关政策文件整理而得。

各地除筹资标准不同外，具体筹资办法也有所差别。31个省份形成了4种不同的缴费办法（如表3所示）。第一种为不区分任何个人特征，缴纳同等数额的保险费。2023年超过一半的省份采取该缴费办法。第二种是按照身份或年龄缴纳不同的定额费用。例如，北京市公布的2024年医保个人缴费标准为：老年人400元、学生儿童375元、劳动年龄内居民705元^①。第三种是可以自由选择的

^①参见《北京市医疗保障局 北京市财政局 关于调整2024年城乡居民基本医疗保险筹资标准及相关政策的通知》，https://ybj.beijing.gov.cn/zwgk/2020_zcwj/202312/t20231218_3503047.html。

多档缴费，这些地区划分了不同水平的缴费档次，参保者可以自由选择一档缴费，不同档次的缴费水平对应的医保待遇有所差别。例如，2024年重庆市居民医保个人缴费分为两档：380元和755元^①。第四种是按地区居民收入的一定比例缴费。例如，东莞市规定个人按本市上上年度居民人均可支配收入的0.8%按年缴费^②；深圳市则按本市上上年度城镇居民月可支配收入的1.8%按月缴费^③。虽然各统筹区的具体筹资办法多样，但绝大部分省份采取等额缴费办法，且与国家规定的最低缴费标准无差别或差别很小。

表3 2023年各省份居民医保个人缴费办法分类

缴费办法	实施地区
一个标准	执行全省统一标准的17个省份，执行省级标准省份中的大部分市，执行市级标准省份中的个别市
按身份或年龄差别缴费	执行省级标准省份中的部分市，执行市级标准省份中的部分市，北京，上海
分缴费水平的多档缴费 (自由选择)	天津，重庆，浙江（杭州、金华），山东（青岛、烟台、潍坊、泰安、威海），四川（成都、德阳、乐山、雅安、资阳、甘孜），西藏
按地区收入确定缴费标准	深圳、中山、东莞、金华

注：本表据各省份医保局相关政策文件及新闻报道整理，由于个别地区数据缺失或不准确，实际情况可能稍有出入。

3. 政策实际覆盖群体分化，不同收入群体筹资负担轻重不一。新农合与城镇居民医保最初的目标覆盖群体分别为农业户籍居民和城镇户籍居民中的非就业群体，但随着户籍界限被打破以及就业形式的多样化，许多非正规就业者被覆盖其中。2022年全国参加职工医保的约3.62亿人，其中灵活就业者只有5272万人；参加居民医保的约9.83亿人，其中成年人达7.21亿人^④。2亿多灵活就业人员^⑤中参加职工医保的人数不到1/4，而在7.21亿成年居民医保参保者中有一大部分灵活就业者参加的是居民医保，因为居民医保个人缴费标准低、操作简单方便，灵活就业者更倾向于选择后者。在实际覆盖群体内部分化明显的情况下，缴纳等额医保费用带来的是不同群体筹资负担的轻重不一。从2022年各省份的筹资标准来看，大部分省份的个人缴费标准在350元左右，与国家规定的最低缴费标准相差不大。如表4所示，这一标准占全国城镇居民和农村居民低收入组家庭人均可支配收入的比重分别为2.06%和6.97%，占高收入组家庭人均可支配收入的比重分别为0.33%和0.76%。低收入群体的缴费经济负担明显更重，且高收入群体和低收入群体间的负担差距在农村地区更加明显。

^①资料来源：《重庆2024年度城乡居民医保开始缴费 一档380元，二档755元》，https://wap.cq.gov.cn/ywdt/jrcq/202310/t20231014_12430044.html。

^②参见《东莞市人民政府关于印发〈东莞市医疗保障办法〉的通知》，https://www.dg.gov.cn/zwgk/zfxxgkml/sylbjj/content/post_4123094.html。

^③参见《深圳市人民政府令(第358号)深圳市医疗保障办法》，http://hsa.sz.gov.cn/ztzl/szsylbzbf/content/post_10875761.html。

^④资料来源：《2022年全国医疗保障事业发展统计公报》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2023/7/10/art_7_10995.html。

^⑤资料来源：《目前我国灵活就业规模达2亿人》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-05/20/content_5609599.htm。

表 4 2022 年个人缴费标准占全国城乡不同收入组居民人均可支配收入的比重

	低收入组	中低收入组	中等收入组	中高收入组	高收入组
城镇居民人均可支配收入（元）	16971	31180	44283	61724	107224
农村居民人均可支配收入（元）	5025	11965	17451	24646	46075
个人缴费标准占居民人均可支配收入的比重（城镇）（%）	2.06	1.12	0.79	0.57	0.33
个人缴费标准占居民人均可支配收入的比重（农村）（%）	6.97	2.93	2.01	1.42	0.76

资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

三、居民医保个人筹资政策实践的现实困境

建制初期，居民医保采取等额、定额的个人筹资方式，因操作简便、负担轻微、一目了然，在居民参保和制度扩面中确实发挥了积极的作用，但随着居民医保内部参保群体的分化和缴费标准的持续提升，这种筹资方式的不良效应日益显现，正在成为制约这一制度可持续发展的根本因素。

（一）违背筹资公平原则，加剧医保受益不公

公平性是医疗保障制度的价值取向和本质要求，医保制度应确保每个参保者公平、合理地承担筹资责任。等额、定额的个人缴费方式本身违背了“按能力筹资”的公平原则，同时也会放大医疗服务利用不平等所带来的医保受益差异，最终加剧医保受益不公平。

1. 筹资与个人可支付能力不匹配，高低收入群体缴费负担差距不断扩大。在医疗卫生领域，“筹资公平性”可以分为纵向公平与横向公平（Culyer and Wagstaff, 1993）。横向公平指具有同等支付能力的家庭或个人贡献相同；纵向公平指支付能力越高，贡献应越高（Culyer, 2015）。不少学者认为，“依据能力筹资”这一原则将医疗服务利用与支付分离开来，避免低收入等弱势群体因无能力支付而无法就医，从而能够促进医疗资源获取的机会平等（Wagstaff and Doorslaer, 2000）。纵向公平原则也是影响收入再分配的主要因素之一。因此，学术界普遍将“依据能力筹资”作为筹资纵向公平的原则。然而，在中国居民医保等额、定额的筹资方式下，个人缴费标准却与参保人的收入完全脱钩，结果是个人收入越低缴费负担越重，反之亦然。

表 5 客观地展现了 2003—2022 年居民医保个人缴费标准占农村不同收入组居民人均可支配收入的比重。相关政策实施近 20 年，低收入组的缴费负担由 1.15% 升至 6.97%，增长了 5 倍，而高收入组的缴费负担一直未超过 1%，且低收入组与高收入组的负担差距总体上越来越大。这表明在现行筹资机制下，群体间的缴费负担差距随收入差距的扩大而扩大。因此，这种筹资方式使得低收入群体的负担高于高收入群体，违背了“按能力筹资”的纵向公平原则，而且，随着居民医保覆盖群体内部不断分化，这种不公平必定伴随缴费标准的提升而持续加剧，进而成为损害制度功能并危及其可持续发展的关键因素。

居民医保个人筹资政策：缘起、困境与优化

表 5 个人缴费标准占不同收入组农村居民人均可支配收入的比重（2003—2022 年） 单位：%

年份（年）	低收入组	中低收入组	中等收入组	中高收入组	高收入组	低收入组与高收入组的差距
2003	1.15	0.62	0.44	0.31	0.16	0.99
2004	0.99	0.54	0.39	0.28	0.14	0.85
2005	0.94	0.50	0.35	0.25	0.13	0.81
2006	0.85	0.45	0.32	0.22	0.12	0.73
2007	0.74	0.39	0.27	0.19	0.10	0.64
2008	1.33	0.68	0.48	0.34	0.18	1.15
2009	1.29	0.64	0.44	0.31	0.16	1.13
2010	1.60	0.83	0.57	0.40	0.21	1.39
2011	2.50	1.17	0.81	0.56	0.30	2.20
2012	2.59	1.25	0.85	0.59	0.32	2.27
2013	2.71	1.27	0.88	0.62	0.33	2.38
2014	3.25	1.36	0.95	0.67	0.38	2.87
2015	3.89	1.66	1.16	0.83	0.46	3.43
2016	4.99	1.92	1.34	0.95	0.53	4.46
2017	5.45	2.16	1.50	1.06	0.58	4.87
2018	6.00	2.59	1.76	1.22	0.65	5.35
2019	5.86	2.56	1.79	1.27	0.69	5.17
2020	5.98	2.69	1.90	1.34	0.73	5.25
2021	6.59	2.76	1.93	1.38	0.74	5.85
2022	6.97	2.93	2.01	1.42	0.76	6.21

资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

2. 加剧逆向调节，引发医保公平性问题。世界卫生组织在《2000 年世界卫生报告》中提出，医疗卫生筹资体系应该包含风险的分散和交叉资助。公平的筹资能体现两个方面的资金流动：在同等收入下，资金由低风险者流向高风险者；在同等医疗需求（健康风险）下，资金由高收入者流向低收入者（世界卫生组织，2000）。这样既可以实现风险的分散，又可以保证低收入等弱势群体在相同医疗需求下得到同等满足。若存在违背上述两种转移方向的资金流动，则说明存在逆向调节，是不公平的。

医保资金的流动方向既与医保缴费有关，更与医疗服务利用密切相关。已有研究发现，相比低收入群体，高收入群体健康状况更好，且使用了更多的医疗服务（Morris et al., 2005; 解垩, 2009），医疗费用支出和医保报销额也较高（金双华等，2020）。当低收入者和高收入者处于同一个社会医疗保险体系时，由于低收入者对健康注意度低，他们对医疗服务的利用率也低；而高收入者则相反。在医保共付比例制条件下，对医疗服务利用的不平等导致低收入者从医保中获益更少，继而出现低收入者补贴高收入者的现象（Gwatkin et al., 2004; 田森等，2016; 周钦等，2016）。笔者在调研中也发现，越是低收入群体，特别是落后地区的农民，越是少看病甚至不看病；越是生活水平较高的群体，

越是重视健康维护。所呈现的是收入水平与医疗服务利用率存在正相关关系。由此可见，居民医保采取等额、定额的个人筹资方式，必然放大医疗服务利用不平等所带来的医保受益差异，造成低收入者补贴高收入者的逆向调节现象。此外，城乡医疗卫生资源配置失衡以及城乡居民对医疗卫生服务利用率差异等因素也导致了农村居民补贴城市居民的逆向调节现象。这显然违背医疗保障追求公平正义的初衷。

为了进一步验证上述结论，本文利用 2020 年中国家庭追踪调查数据考察居民医保制度下不同收入群体医疗服务利用、医疗保险受益和身体健康状况的差异^①。表 6 展示了不同收入组中健康状况较差者所占比重，以及不同收入组中医疗费用支出占总体医疗费用支出比重和医保报销金额占总体医保报销金额比重。从医疗费用支出比重和医保报销金额占比的分布来看，低收入组与高收入组的分布差异明显。低收入组的医疗费用支出比重和医保报销金额占比分别为 12.51% 和 12.14%，而高收入组这两者分别为 29.06% 和 34.72%，明显高于低收入组。医疗费用支出和医保报销金额与个人医疗需求即身体健康状况密切相关。但从健康状况分布来看，健康状况较差群体中处于低收入组的占 24.75%，处于高收入组的占 15.74%。这表明，低收入群体相比高收入群体健康状况更差，但获得的医保报销较少。

表 6 居民医保制度下不同收入组身体健康状况、医疗服务利用和医疗保险受益差异 单位：%

组别	健康状况较差者 所占比重	医疗费用支出占总体医疗 费用支出比重	医保报销金额占总体医保 报销金额比重
低收入组	24.75	12.51	12.14
中低收入组	19.99	17.79	18.02
中等收入组	20.86	18.95	17.01
中高收入组	18.66	21.69	18.11
高收入组	15.74	29.06	34.72

资料来源：2020 中国家庭追踪调查数据，<http://iss.sspku.edu.cn/cfps/index.htm>。

（二）产生“短板效应”，制度可持续性弱化

个人筹资是居民医保基金收入的重要来源。相比于可以灵活调整的财政补贴，个人筹资更具有不确定性和不稳定性。一方面，在自愿参保的原则下，个人的参保和缴费直接影响着筹资的总量；另一方面，作为医保支付的重要资金来源，个人筹资还影响着医疗保障待遇的实现，继而影响整个医保制度的可持续性。事实上，居民医保等额、定额的筹资方式弱化了制度的可持续性（李亚青，2023）。

1. 个人筹资负担加重，缴费意愿受影响。2003—2023 年，居民医保个人缴费标准由 10 元增至 380 元，增长了 30 多倍。在个人筹资负担整体加重的情形下，实行所有人等额、定额缴费，使得低收入

^①本文分别以“医疗费用支出额”、“医保报销额”和“健康状况是否较差”这三项指标衡量居民医保参保者的医疗服务利用情况、医疗保险受益情况和身体健康状况。“医疗费用支出额”为问卷中“住院总费用”和“其他伤病花费”之和；“医保报销额”为“医疗费用支出”减去“医疗费用自付花费”；将问卷中对“认为自己的健康状况如何？”这一问题回答为“一般”和“不健康”的参保者定义为“健康状况较差”的参保者。

者的缴费负担更加沉重，而高收入者的负担却在相对减轻。

如图1所示，2003—2022年，医保个人缴费水平占居民人均可支配收入的比重由0.38%增至1.74%，整体呈上升趋势。而居民医保的覆盖对象中有相当一部分为无收入群体。《2022年全国医疗保障事业发展统计公报》显示，中小学生儿童和大学生约占2022年居民医保参保总人数的26.74%^①。按2023年每个参保人要缴纳380元医保费用的标准，一个四口人的农村家庭就要缴纳1520元医保费，这对于低收入家庭特别是贫困边缘户来说无疑是沉重的经济负担。筹资负担的加重影响着参保者的缴费积极性。据相关媒体报道，有人大代表2021年就医保缴费提出了建议，他们认为，“多数农村家庭收入较低，连年个人缴费标准的上涨，使得一些村民缴费积极性下降，这给基层征缴工作带来了压力，其中征缴难度最大的群体主要是边缘贫困家庭并非脱贫人口”^②。因此，若按照目前居民医保个人筹资标准连年增长的趋势，筹资负担将不断上升，低收入群体难以承担医疗保险费用，在自愿参保的原则下，其参保缴费意愿下降甚至退保，最终将导致筹资的不可持续。

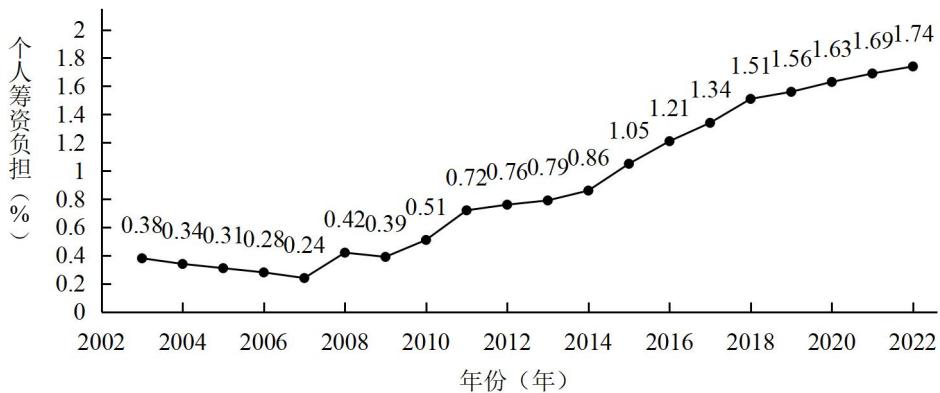


图1 居民医保个人筹资负担变化情况

注：个人筹资负担=个人缴费标准/农村居民人均可支配收入。本文的研究对象为居民医保参保者，而农民构成了参保主要群体，因此这里选取农村居民人均可支配收入来计算。

资料来源：2003—2015年个人缴费标准数据来自《中国医疗保障统计年鉴2023》（国家医疗保障局，2023:《中国医疗保障统计年鉴2023》，北京：中国统计出版社，第64页）；2016—2022年个人缴费标准数据来自历年主管部门发布的政策文件（前文已说明）。2003—2013年农村居民人均纯收入数据来自《中国统计年鉴2014》（中华人民共和国国家统计局，2014:《中国统计年鉴2014》，北京：中国统计出版社，第158页）；2014—2022年农村居民人均可支配收入数据来自《中国统计年鉴2016》（中华人民共和国国家统计局，2016:《中国统计年鉴2016》，北京：中国统计出版社，第174页）和《中国统计年鉴2023》（国家统计局，2023:《中国统计年鉴2023》，北京：中国统计出版社，第174页）。

2. 等额、定额缴费制限制了中高收入者承担更大责任。由于筹资有限，居民医保的保障水平明显

^①资料来源：《2022年全国医疗保障事业发展统计公报》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2023/7/10/art_7_10995.html。

^②资料来源：《居民医保筹资难何解 | 特稿精选》，<https://weekly.caixin.com/2022-01-22/101833513.html>。

低于职工医保。重大疾病是直接影响居民正常生活的大因素，甚至会导致患者及家庭陷入灾难性生活困境。因此，持续提升居民医保的筹资水平是促使这一制度从根本上解除全体居民疾病医疗后顾之忧的必然选择，这意味着未来还将提高筹资标准。然而，2023年，在多个地方已经出现农村居民不满甚至不参保现象，表明继续提高缴费标准必然会遇到更加强烈的不满。

与职工按工资额的2%缴纳个人医保费用相比，居民医保中个人缴纳380元医保费用显然并不高，但低收入群体已经难以承受。这个短板决定了有能力承受的中高收入者也没有承担更大责任，严重制约了筹资总体水平的提升。因此，现行个人筹资机制造成了一方面还需要持续提高个人缴费标准，另一方面又因低收入者日益不满而很难继续提升个人筹资水平的困局。

3. 筹资水平低，基金收支平衡受影响。从全国居民医保基金收支情况来看（如表7所示），虽然总收入大于总支出，但基金结存率和可支付月数整体呈下降趋势。从人口结构和医疗需求来看，2013年以来，人口老龄化速度加快，而由于身体机能下降、疾病风险上升，老年人的医疗费用支出明显大于其他人群。以职工医保医疗费用支出为例（如表8所示），退休人员的医疗费用占比多年维持在60%左右，高于在职职工。此外，医疗技术的进步、居民医疗需求水平的提升也加剧了医疗卫生费用支出的增长趋势。2009年以来，中国医疗卫生总费用年均增长率达到了13%^①，高于医保基金收入增速。同时，目前居民医保实际报销比例并不高，不少居民迫切期望提升居民医保待遇，《“十四五”全民医疗保障规划》亦要求稳定基本医疗保险住院待遇，稳步提高门诊待遇^②。在这样的情形下，居民医保基金收支平衡压力较大。

表7 居民医保基金收支增长情况（2013—2022年）

年份（年）	基金收入（亿元）	基金支出（亿元）	基金结余（亿元）	基金结存率（%）	可支付月数（月）
2013	1187	971	216	18.2	12.2
2014	1649	1437	212	12.9	10.0
2015	2109	1781	328	15.6	10.4
2016	2811	2480	331	11.8	9.6
2017	5653	4955	698	12.4	8.6
2018	6971	6277	694	10.0	8.4
2019	8575	8191	384	4.5	7.5
2020	9115	8165	950	10.4	8.9
2021	9724	9296	428	4.4	8.7
2022	10129	9353	776	7.7	9.0

资料来源：《2022年全国医疗保障事业发展统计公报》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2023/7/10/art_7_10995.html。

^①该数值由《中国统计年鉴2023》中的2009—2022年卫生总费用计算得出。资料来源：国家统计局，2023：《中国统计年鉴2023》，北京：中国统计出版社，第723页。

^②参见《国务院办公厅关于印发“十四五”全民医疗保障规划的通知》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2021/9/29/art_37_6137.html?xxgkhide=1。

表 8 职工医保退休人员医疗费用支出情况（2016—2022 年）

年份（年）	医疗保险医疗费用支出(亿元)	退休人员医疗费(亿元)	退休人员医疗费占总费用的比重(%)
2016	8764.2	5266.7	60.09
2017	9570.6	5744	60.02
2018	10494.8	6256.1	59.61
2019	11971.3	7053.7	58.92
2020	11281.1	6683.3	59.24
2021	12936.5	7461.4	57.68
2022	13898.0	7911.7	56.93

资料来源：国家医疗保障局，2023：《中国医疗保障统计年鉴 2023》，北京：中国统计出版社，第 33 页。

可见，即使在居民收入持续增长的条件下，由于现行筹资方式是按照人头缴纳等额、定额保险费用，具备支付能力的中高收入阶层也不需要多缴纳医疗保险费用，从而事实上限制了医保基金收入的持续增长。如图 2 所示，2009—2022 年居民医保人均缴费标准从每年 46.51 元增至 339.17 元，总体人均筹资水平从每年 138.17 元增至 1029.89 元。相比职工医保，居民医保长期维持着较低的筹资水平和增长速度，这是等额、定额的筹资方式引发的“短板效应”，将导致筹资难以应对基金支出压力，继而影响医保制度的持续运行。

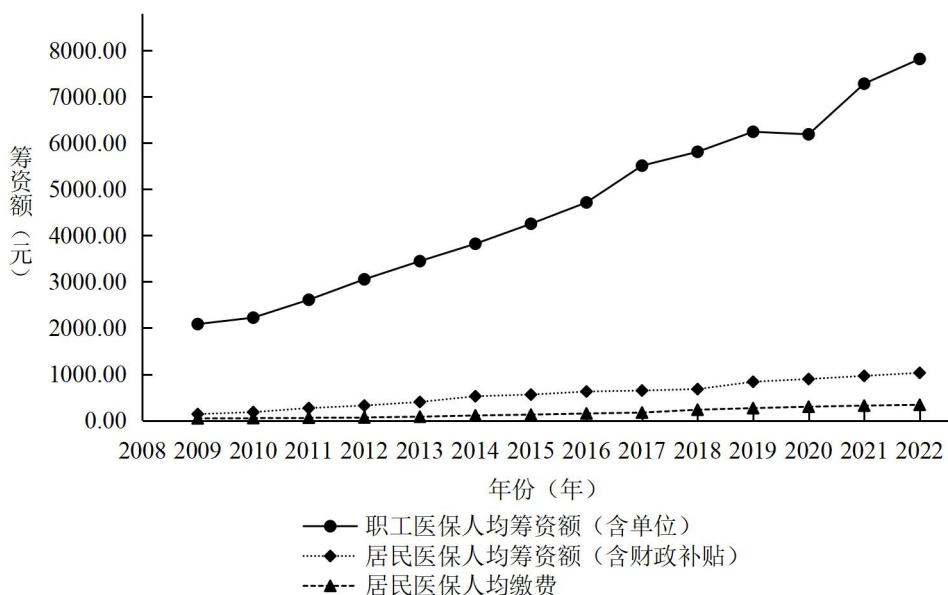


图 2 居民医保人均筹资水平增长趋势（2009—2022 年）

注：职工医保人均筹资额=职工医保基金收入/在岗职工参保人数，居民医保人均筹资额=居民医保基金收入/居民医保参保人数，居民医保人均缴费=居民医保个人缴费总额/居民医保参保人数。其中，居民医保数据中 2009—2018 年为城镇居民医保数据，2019—2022 年为城乡居民医保数据。

资料来源：国家医疗保障局，2023：《中国医疗保障统计年鉴 2023》，北京：中国统计出版社，第 13 页、第 15 页、第 20 页、第 52 页。

四、居民医保个人筹资政策的改革思路与实践方案

由前文分析可知，如果不对居民医保个人筹资机制进行改革，这一制度将陷入困境而无法自拔，最终损害的不仅是参保居民的切身利益，而且将产生波及全局的医保制度危机。因此，迫切需要将优化居民医保筹资机制作为深化医保改革的紧迫任务加快推进。

（一）改革思路：从定额缴费到比例筹资

从社会医疗保险的内在要求和采取这种制度类型的国外实践来看，“依据能力筹资”是更好的选择，即能力强者多缴费、能力弱者少缴费，具体则表现为按个人收入的一定比例筹集医疗保险基金，在此基础上，实行互助共济。因此，要摆脱居民医保个人筹资的困境、促进医保公平与可持续发展，当务之急是要改革按照人头缴纳等额、定额医疗保险费的个人筹资方式，代之以与参保人或其家庭收入挂钩的比例筹资方式，这是一条必由之路。

1. 比例筹资是采取社会医疗保险模式国家个人筹资的普遍原则。表9列举了德国、法国、日本和韩国参保者的医保个人缴费方式。虽然四国具体的医疗保险制度安排有所不同，但在个人筹资方面表现出高度一致性，即均考虑了参保者的收入和资产状况，并按参保者的可支付能力计算其应缴纳的医疗保险费用。此外，四国均可以家庭为单位参保，这样就覆盖了大部分非就业群体。实践证明，这些国家因奉行与个人收入甚至资产挂钩的医保缴费制度，不存在筹资不公的问题，其医保制度也实现了可持续发展。上述国家的经验值得中国借鉴。

表9 采取社会医疗保险模式的典型国家的医保个人缴费方式

国家	筹资方式	缴费收入衡量方式
德国	按应缴费收入的一定比例缴费	强制投保人：工资收入、养老金收入、自营所得收入
法国	按年收入的一定比例缴费	根据计算所得税时考虑的职业收入计算，如公司的利润或企业家的工资
日本	按照收入、资产、所在地区的人头和户数计算	收入基准、资产基准、人头分摊、户数分摊
韩国	以投保人的收入、财产、汽车等为标准计算收入分数，将收入分数乘以每分对应的金额计算	健康保险费=保险费分数×每分金额（2023年度标准为每分208.4韩元）

资料来源：该表内容从德国、法国、日本、韩国法定医疗保险相关网站资料整理而得。

2. 比例筹资能够改善筹资不公和可持续性弱化等问题。比例筹资之所以成为社会医疗保险的普遍规则，关键在于考虑了不同收入群体的缴费能力，能够确保医保基金随着个人收入增长而自动增长，进而为实现医保制度可持续发展奠定可靠的物质基础。以2022年农村居民医保缴费为例（如表10所示），若按职工医保2%的个人缴费率（农村居民人均可支配收入的2%），低收入组个人平均仅需缴纳医保费100.50元，中低收入组平均仅需缴纳239.30元，分别相当于同年规定的350元缴费标准的28.71%和68.37%，明显大幅度低于政策规定的最低缴费标准。如果执行这一标准，将大幅减轻中低收入群体的缴费负担，进而使居民医保逆向调节的现象得以化解，绝大多数农村居民将因此受益。

表 10 2%的费率下居民医保个人筹资标准和筹资负担变化

指标	低收入组	中低收入组	中等收入组	中高收入组	高收入组
筹资标准（元）	100.50	239.30	349.02	492.92	921.50
与实际最低标准的比较（元）	-249.50	-110.70	0.98	142.92	571.50
筹资负担变化（%）	-4.97	-0.93	0	0.58	1.24

注：筹资标准=2022年五等分组下农村居民人均可支配收入×2%；筹资负担变化=2%的费率下个人筹资标准与农村居民人均可支配收入的比值-实际个人筹资标准与农村居民人均可支配收入的比值。

资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

与此同时，在比例筹资模式下，居民医保个人筹资总体水平将提高，进而会使医保基金收入增长。如表 11 所示，若按照 2% 的费率，居民的人均缴费额和医保基金收入每年均将有明显增长。这将自动解决医保基金平衡问题。例如，2022 年居民人均缴费额将由 339.17 元提高至 402.66 元，医保基金总收入相应提升 624.39 亿元。依此推算，此后医保基金收入也将随着居民收入的增长而逐年增长。同时，还可在保持费率相对稳定的条件下，实现筹资规模随经济发展水平和工资水平不断变动(王增文,2023)。这样既能够实现居民医保筹资水平的科学动态调整，也可以为参保者提供一个稳定的缴费预期。

表 11 2%的费率下居民医保人均筹资水平和医保基金收入的变化

年份（年）	2%费率下的人均缴费额（元）	人均缴费额的变化（元）	医保基金收入增值（亿元）
2018	292.34	59.24	608.81
2019	320.41	53.33	546.59
2020	342.63	44.72	454.72
2021	378.62	57.19	576.86
2022	402.66	63.49	624.39

注：2%费率下的人均缴费额=农村居民人均可支配收入×2%；医保基金收入增值=人均缴费额增值×居民医保参保人数。

资料来源：农村居民人均可支配收入数据来自《中国统计年鉴 2023》（国家统计局，2023：《中国统计年鉴 2023》，北京：中国统计出版社，第 174 页）；居民医保参保人数数据来自《中国医疗保障统计年鉴 2023》（国家医疗保障局，2023：《中国医疗保障统计年鉴 2023》，北京：中国统计出版社，第 13 页）。

2021 年 9 月国务院办公厅印发的《“十四五”全民医疗保障规划》提出要完善居民医保筹资机制，研究建立缴费与经济社会发展水平和居民人均可支配收入挂钩的机制^①。这表明主管部门已经意识到现行居民医保个人筹资机制存在着内在缺陷。2022—2023 年，多位人大代表和政协委员就居民医保筹资机制改革提出了建议，他们认为要合理确定居民医保缴费水平，完善筹资机制，国家医保局在对这些建议的回复中仍然肯定当前筹资方式和办法对居民参保与扩大覆盖面的积极作用，同时也表示将针

^①参见《国务院办公厅关于印发“十四五”全民医疗保障规划的通知》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2021/9/29/art_37_6137.html?xxgkhide=1。

对现存问题逐步完善筹资机制^①，但目前还未见到有明确的改革推进思路。

（二）实践方案：逐步调整筹资标准确定方式，完善配套制度

1. 调整筹资标准确定方式。居民医保个人筹资方式改革的目标与方向日益明确，但推进改革还需要综合考虑现实条件和各种因素，因为个人筹资方式变革的实质是重构新的居民医保个人责任分担机制。居民显性收入与隐性收入同时存在，准确核定居民个人或家庭收入状况的条件还不完全具备，分步推进居民医保筹资方式改革将是合理取向。

第一，改变现行的筹资标准确定方式，分步推进改革。针对筹资方式的改革，有人主张由统一定额缴费转向差别定额缴费，实行统一费率，以地区居民人均可支配收入为缴费基数计算保费（王超群等，2022）。这种建议易于实施，但由于采用的是地区收入均值，低收入群体缴费负担可能依然较重。不仅如此，中国存在着区域发展不平衡，如广东的珠三角地区与省内其他地区的发展差距仍然很大。如果以地区来定制，则与提高统筹层次、促进制度公平的目标相悖。较为合理的取向是分三步推进：第一步，可以依据地区居民人均可支配收入的一定比例确定缴费标准，同时为低收入群体提供倾斜性政策支持。也可以按照收入高低将参保者划分为高、中、低收入档次，设定若干缴费档次，它虽然延续了等额、定额缴费制，但也初步体现了按能力筹资并伴随收入增长而增加筹资的规则，可以视为走向目标模式的过渡模式，对低保户、经济困难人员仍然适用现行的利用医疗救助资金代为缴费的政策。第二步是在统筹区域内实行比例缴费制，如鼓励经济较为发达、收入统计与核定机制较为健全的地区，先行探索按可支配收入一定比例缴费。第三步是在全国范围内实行统一的按比例缴费制，真正使按能力筹资、互助共济得到充分体现。以时间进程而言，根据《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》要实现的基本公共服务均等化目标^②，以及 2020 年《中共中央 国务院关于深化医疗保障制度改革的意见》明确提出要在 2030 年“全面建成以基本医疗保险为主体，医疗救助为托底，补充医疗保险、商业健康保险、慈善捐赠、医疗互助共同发展的医疗保障制度体系”的时间表^③，应当具有倒计时的紧迫感。在“十四五”期间启动第一步，“十五五”期间完成第二步，进入“十六五”时全面完成第三步任务，则居民医保制度将因矫正了最大制度性缺陷而步入成熟、定型发展阶段。

第二，制定合理的收入核算方法，为实现居民医保个人筹资按可支配收入一定比例缴费提供科学依据。从典型国家的筹资经验来看，参保者的收入或资产信息主要来自税务部门的税收信息和个人收入申报。基于现实中农村居民收入既有显性收入又有隐性收入的情形，需要在税收信息系统建立和完善

^①资料来源：《国家医疗保障局对十三届全国人大四次会议第 8688 号建议的答复》，http://www.nhsa.gov.cn/art/2021/10/26/art_110_7260.html。

^②参见《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm?eqid=838a73ce00111e8b00000002648db1bb。

^③参见《中共中央 国务院关于深化医疗保障制度改革的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2020/content_5496762.htm?eqid=b24e260f000354f1000000066492cd1b。

善的基础上，通过税务系统掌握参保者的收入信息，确定缴费基数；同时，健全居民收入监测，利用大数据等信息技术多渠道核定参保者收入信息。许多地区制定了家庭经济状况核定办法并运用大数据等信息技术进行核查。如上海市于2009年成立全国首个居民经济状况核对中心，与民政、人保、税务等14个部门和单位建立“电子比对专线”，实现了对家庭经济状况的客观评估^①。因此，未来可以通过纳税人信息、收入调查、个人收入申报等多渠道获取参保者的收入信息，并明确应缴费收入和缴费率，逐步实现按收入缴费的比例筹资。

第三，与政府补贴改革联动。在改革个人筹资机制的同时，还应当改革政府补贴机制。这种改革至少包括：一是改按户籍人口补贴为按常住人口补贴，让进城务工的农民工等群体能够就地享受平等的医保福利；二是向农村居民倾斜，因为农民所从事的产业收益低，再加之城乡医疗卫生资源布局的不平衡，农村居民更加需要政府分担筹资责任。

2.完善相关配套制度。第一，明确制度覆盖范围，实施强制参保。德国、日本、法国等国家无一不实施法定医疗保险强制参保政策，从法律层面明确覆盖范围，并保证参保者收入信息的获取。中国则规定对居民实行自愿参保^②。鉴于疾病导致生活困难的链条必须切断，医保制度客观上构成了走向共同富裕的基础性工程，而国家既定的目标也是全民医保，没有强制参保，不可能自动实现全民医保。因此，中国需要制定专门的医疗保障法，实行全民强制参保或自动参保（如新生儿自动参保、流动人口自动参保，均可通过补缴医保费方式实现），以此确保全体人民享受公平的法定医疗保障权益，同时明确参保者依法按比例缴费的义务。当然，还需要同步改革个人筹资机制，对于政府补贴机制，改以户籍人口为依据为以常住人口为依据，提升统筹层次到省级再建立国家级调剂基金制度，等等。

第二，完善税收制度，加强信息共享。日本采取个人所得税自行申报制度，在一定情形下，日本居民需要自行申报纳税（张耀文和张路乔，2019），国民健康保险经办机构可以根据税务部门所掌握的纳税人收入信息计算其应缴纳的医疗保险费用。韩国的法律规定，为了确定地区参保人的保险费用，如果需要，社会保险机构可以要求信用信息机构或金融机构提供参保者的金融信息。在中国，当前居民医保覆盖群体的收入不稳定、收入来源多样化，难以完全获取其个人或家庭的收入信息，国家推行个人税收申报制也只覆盖达到纳税标准的人群，相关部门之间信息交换还不充分，与第三方的信息交换和比对工作尚处于起步阶段（个人所得税改革方案及征管条件研究课题组，2017），税务部门难以有力监控税源（优化综合与分类相结合的个人所得税制研究课题组，2021），这些因素导致短期内难以实现比例筹资。因此，中国需要建立个税征管信息系统和第三方信息共享制度，加强部门间的信息互通，为核对居民医保参保者的收入状况、计算应缴保费提供一个完备的信息系统。

第三，优化医保目录与支付方式，不断提高医保保障水平。鉴于目前的居民医保还不能从根本上解除全体居民的疾病医疗后顾之忧，医保目录外的药品与医疗服务成为居民疾病的沉重负担，中国需

^①资料来源：《上海正式成立全国首个居民经济状况核对中心》，https://www.gov.cn/jrzq/2009-06/30/content_1353936.htm。

^②参见《中华人民共和国社会保险法》，http://www.mohrss.gov.cn/xxgk2020/fdzdgknr/zcfg/fl/202011/t20201102_394629.htm?eqid=b0f054eb0005008000000026434f2d2。

要继续优化并扩充医保目录，确保患者需要的合理用药得到充分满足，同时进一步完善医保支付方式，运用医保基金支付将家庭医生、基层医疗服务中心的作用真正发挥出来，以此增强医保制度的吸引力，进而增进城乡居民对改革个人筹资机制的理解与支持。

五、结语

中国式现代化进程在全面提速，走向共同富裕的步伐在明显加快，中国社会保障改革的核心使命必定要从渐进探索“破旧”全面转换到快速理性“立新”上来（郑功成，2021）。当前迫切需要基于目标导向，在提升对中国式现代化认识的基础上，真正创建出与之相适应的社会保障新制度文明（郑功成，2023）。居民医保因其覆盖了近四分之三的人口，是中国医保制度的主体，其成败事实上决定着整个医保制度的成败，对整个社会保障体系建设的影响重大，而医保制度的成败直接影响着人民疾病医疗与健康水平提升，以及健康中国建设的进程，进而对全体人民走向共同富裕产生重要影响。

当前居民医保遇到的困境在很大程度上是因为个人筹资方式违背了社会医疗保险制度的客观规律，其负面效应在持续发酵，如果任其发展下去，以农民为主体的低收入者必然会消极对待，中国全民医保的目标将会落空。因此，加快居民医保个人筹资机制改革势在必行。面向未来，应当坚定深化改革决心，明确居民医保个人筹资由等额、定额缴费制转向按可支配收入一定比例缴费制的目标，尽快打破现行政策的路径依赖，做好收入核定与信息共享等基础工作，重塑按能力筹资、根据需要保障的利益格局，为城乡居民提供清晰、稳定的预期，这应当是“十四五”“十五五”期间必须完成的任务。

当居民医保制度走向成熟后，再与职工医保制度加以整合，最终形成一个医保制度覆盖全民的格局，让包括亿万农民在内的全体人民真正享受同等的法定医疗保障权益。

参考文献

- 1.曹普，2014:《新中国农村合作医疗史》，福州:福建人民出版社，第202-203页。
- 2.范红丽、王英成、亓锐，2021:《城乡统筹医保与健康实质公平——跨越农村“健康贫困”陷阱》，《中国农村经济》第4期，第69-84页。
- 3.付晓光、耿蕊、杜本峰，2022:《居民医保个人缴费影响因素及适宜水平探讨》，《中国医疗保险》第2期，第24-27页。
- 4.个人所得税改革方案及征管条件研究课题组，2017:《个人所得税改革方案及征管条件研究》，《税务研究》第2期，第38-44页。
- 5.何文、申曙光，2021:《城乡居民医保一体化政策缓解了健康不平等吗？——来自中国地级市准自然实验的经验证据》，《中国农村观察》第3期，第67-85页。
- 6.华颖，2023a:《居民基本医疗保险：筹资政策、实践效应及其优化》，《长白学刊》第2期，第128-138页。
- 7.华颖，2023b:《中国居民医保制度：现实问题与改革出路》，《学术研究》第9期，第87-95页。
- 8.金双华、于洁、田人合，2020:《中国基本医疗保险制度促进受益公平吗？——基于中国家庭金融调查的实证分析》，《经济学（季刊）》第4期，第1291-1314页。

- 9.李昌平, 2009: 《我向总理说实话》, 西安: 陕西人民出版社, 第 19-24 页。
- 10.李亚青, 2023: 《中国式现代化与医疗保障体系改革》, 《社会保障评论》第 3 期, 第 36-48 页。
- 11.李珍, 2022: 《基本医疗保险参保机制改革的历史逻辑与实现路径》, 《暨南学报(哲学社会科学版)》第 11 期, 第 69-79 页。
- 12.李珍、张楚, 2021: 《论居民医保个人筹资机制从定额制到定比制的改革》, 《中国卫生政策研究》第 7 期, 第 1-10 页。
- 13.林万龙、刘竹君, 2021: 《变“悬崖效应”为“缓坡效应”?——2020 年后医疗保障扶贫政策的调整探讨》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 53-68 页。
- 14.陆学艺, 2002: 《“三农论”》, 北京: 社会科学文献出版社, 第 93 页。
- 15.仇雨临、翟绍果, 2010: 《完善全民医保筹资机制的理性思考》, 《中国医疗保险》第 5 期, 第 22-24 页。
- 16.世界卫生组织, 2000: 《2000 年世界卫生报告》, 王汝宽等译, 北京: 人民卫生出版社, 第 97-98 页。
- 17.田森、雷震、潘杰、曾理, 2016: 《收入差距与最优社会医疗保险制度设计——一个理论模型》, 《保险研究》第 11 期, 第 41-52 页。
- 18.王超群、史健群、李亚青, 2022: 《城乡居民医疗保险差别定额缴费对财政补助的影响——基于 2019 年 CHFS 数据的模拟》, 《财政研究》第 11 期, 第 110-128 页。
- 19.王增文, 2023: 《多层次医疗保障筹资的理论逻辑及实现路径》, 《社会保障评论》第 4 期, 第 99-113 页。
- 20.解垩, 2009: 《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》, 《经济研究》第 2 期, 第 92-105 页。
- 21.徐晓新, 2018: 《社会政策过程: 新农合中的央地互动》, 北京: 中国社会科学出版社, 第 122-123 页。
- 22.优化综合与分类相结合的个人所得税制研究课题组, 2021: 《我国个人所得税制优化研究》, 《公共财政研究》第 4 期, 第 4-17 页。
- 23.张耀文、张路乔, 2019: 《日本个人所得税自行纳税申报制度特色与借鉴》, 《财政科学》第 6 期, 第 152-158 页。
- 24.郑功成, 2020: 《“十四五”时期中国医疗保障制度的发展思路与重点任务》, 《中国人民大学学报》第 5 期, 第 2-14 页。
- 25.郑功成, 2021: 《面向 2035 年的中国特色社会保障体系建设——基于目标导向的理论思考与政策建议》, 《社会保障评论》第 1 期, 第 3-23 页。
- 26.郑功成, 2022: 《中国医疗保障基金: 政策演进、实践评估与可持续发展》, 《江淮论坛》第 5 期, 第 5-14 页。
- 27.郑功成, 2023: 《中国式现代化与社会保障新制度文明》, 《社会保障评论》第 1 期, 第 3-21 页。
- 28.郑功成、赵明月, 2022: 《面向未来的高质量医疗保障制度建设》, 《中共中央党校(国家行政学院)学报》第 6 期, 第 108-117 页。
- 29.周钦、田森、潘杰, 2016: 《均等下的不公——城镇居民基本医疗保险受益公平性的理论与实证研究》, 《经济研究》第 6 期, 第 172-185 页。
- 30.Culyer, A. J., and A. Wagstaff, 1993, “Need, Equity and Equality in Health and Health Care”, *Journal of Health Economics*, 12(4): 431-457.

- 31.Culyer, T., 2015, "Efficiency, Equity and Equality in Health and Health Care", University of York, Centre for Health Economics Working Paper 120, <https://pure.york.ac.uk/portal/en/publications/efficiency-equity-and-equality-in-health-and-health-care>.
- 32.Gwatkin, D. R., A. Bhuiya, and C. G. Victora, 2004, "Making Health Systems More Equitable", *Lancet*, 364(9441): 1273-1280.
- 33.Morris, S., M. Sutton, and H. Gravelle, 2005, "Inequity and Inequality in the Use of Health Care in England: An Empirical Investigation", *Social Science & Medicine*, 60(6): 1251-1266.
- 34.Wagstaff, A., and E. V. Doorslaer, 2000, "Equity in Health Care Finance and Delivery", in A. J. Culyer, and J. P. Newhouse (eds.) *Handbook of Health Economics*, Amsterdam: Elsevier Science Ltd, 1803-1862.

(作者单位: ¹中国人民大学中国社会保障研究中心;

²中国人民大学劳动人事学院)

(责任编辑: 胡 纳)

Individual Financing Policy of Resident Medical Insurance: Origin, Dilemma and Optimization

Zheng Gongcheng Tan Linzi

Abstract: The resident medical insurance is a principal institutional arrangement of China's health insurance system, where the farmers constitute the main insured group within the system and the quality of the system is directly related to the vital interests of farmers. The health insurance adopts the financing model of "financial subsidies + individual contributions". In the situation that the personal payment standard of the resident medical insurance has been rising for years, which triggers the decline of residents' payment motivation and even the phenomenon of their no longer participating in the insurance, there is an urgent need to comprehensively review the current resident medical insurance financing policy of paying the fixed or equal amount of medical insurance premiums according to the headcount and its adverse effects, and to seek for a more reasonable policy design and practice path. The practice of resident medical insurance shows that the current individual financing mechanism violates the equity principle of medical insurance financing, resulting in the increasing payment burden of low-income groups, especially farmers. It has exacerbated the regressive adjustment of the health insurance system, and also leads to the "short board effect", leading to a paradox of the coexistence of large payment pressure of some groups and low overall financing level. Therefore, it is imperative to reform the current financing standard determination method and annual adjustment method, and comprehensively consider the per capita disposable income of residents and the level of economic and social development, aiming to achieve a financing goal according to a certain proportion of individual or family income.

Keywords: The Resident Medical Insurance; Quota Financing; Optimized Path; Common Prosperity

“提低”目标下农村低保制度的捆绑效应 与优化路径分析*

宋 扬^{1,2} 程泽睿¹

摘要：低保制度作为中国社会救助体系中兜底性的核心制度安排，在实践中捆绑了大量的救助资源，这导致低保对象和其他低收入群体间的收入差距出现扩大的趋势，不利于增强“提低”效果和推动共同富裕。本文基于中国家庭追踪调查和中国家庭金融调查的样本数据，运用模糊断点回归的方法实证检验了不同时期农村低保制度的捆绑效应，并进行了政策模拟分析。结果发现，低保捆绑效应在脱贫攻坚时期不断放大，低保家庭获得的专项救助远高于其他低收入家庭，其中在危房改造、医疗健康和教育补助方面的差异尤为明显。进一步政策模拟发现，将低保捆绑的其他社会救助全部或部分转移至其他低收入群体，可以在不增加财政负担的前提下，缩小低收入群体内部的收入差距，提升社会救助的有效性。因此，本文建议打破低保的捆绑效应，更好地发挥社会救助的“提低”作用。

关键词：共同富裕 低收入群体 社会救助体系 低保捆绑效应

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告指出：“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。”^①习近平总书记在《扎实推动共同富裕》一文中提出了“扩中、提低、调高”的改革思路^②。其中，“提低”指提高低收入群体的收入水平，是实现共同富裕的关键和难点。从某种意义上说，“提低”是为了“扩中”，未来新增的中等收入人群，就来自现在的低收入人群（刘元春等，2022）。帮助低收入群体过上体面的生

*本文研究得到国家社会科学基金青年项目“生命周期视角下最低生活保障制度的全面影响与改革路径研究”（编号：18CJL049）、国家社会科学基金重点项目“人的全面发展的理论内涵与实现路径研究”（编号：22AZD114）和国家社会科学基金重大项目“强化就业优先政策、稳定和扩大就业研究”（编号：21ZDA098）的支持。

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第22页。

^②习近平，2021：《扎实推动共同富裕》，《求是》第20期，第4-8页。

活是共同富裕的底线，也是中国式现代化的必然要求（李实等，2023）。随着中国现行标准下绝对贫困问题的解决，扶贫工作的重点由消除绝对贫困转向减缓相对贫困（王晓毅，2020），针对低收入群体的长效救助机制已经成为当前研究的重要课题。

一直以来，社会救助体系是保障和改善低收入群体基本生活的兜底性、常态化制度安排。党的二十大报告进一步强调了“健全分层分类的社会救助体系”的重点任务^①。当前，中国已初步建立起“以基本生活救助为基础、以专项救助为支撑、以关爱帮扶为延伸、以社会力量参与为补充的救助保障体系”（张浩淼和谭洪，2023），对提高低收入家庭生活水平起到了积极作用。但有学者认为，现阶段低收入群体的政策支持体系面临制度框架不完善、保障水平不充分不平衡、治理能力不足三大难题（胡宏伟等，2022），社会救助还不能完全适应相对贫困的治理（陈业宏和郭云，2022），需要在保障标准、瞄准精度和强化政策耦合等方面进行完善（李棉管和岳经纶，2020）。

在社会救助体系中，最低生活保障制度（以下简称“低保制度”）是中国针对贫困人口的一项重要转移支付制度，在脱贫攻坚战中起到兜底扶贫的战略性作用，对于实现共同富裕和构建合理的收入分配格局意义重大。党的十八大以来，低保救助的范围不断扩大，救助力度持续加强，但社会救助的实践中出现了低保“泛福利化”现象，即把低保资格与许多专项救助和临时救助挂钩，低保资格成为获得其他社会救助的门槛，这被称为“低保的捆绑效应”（仇叶和贺雪峰，2017）。从笔者实地调研情况看，很多地区的专项救助主要向低保对象倾斜，而低保边缘群体等其他低收入群体获得的救助较少。社会救助资源在低收入群体内部分配不均衡会导致减贫效率下降，不利于推动共同富裕。

在共同富裕的背景下，“提低”不仅需要提高低收入群体的绝对收入水平，而且也要缩小低收入群体之间的收入差距。现有文献对社会救助“提低”效应的分析主要围绕两个方面展开。

第一，将政府救助作为一个整体，研究政府救助总额对居民收入水平以及收入差距的影响（罗楚亮等，2021）。有研究认为，政府救助对缩小居民收入差距发挥了重要作用，但存在转移支付率较低、瞄准效果较差等问题（岳希明等，2021）。这方面研究主要使用单期政府救助总额数据，无法捕捉政府救助“提低”效应的动态变化，也很难区分政府救助中不同救助类别的效果差异。

第二，聚焦政府救助中的某一项制度，讨论具体救助政策对低收入群体的影响。韩华为和高琴（2020）从物质福祉、关系福祉和主观福祉三个层面评估了低保制度对受助家庭的影响，研究发现受助家庭的物质福祉得到了明显改善；韩华为和高琴（2018）发现低保制度显著缓解了受助家庭的收入贫困问题。除此之外，低保制度还能够提高家庭整体的消费水平（Zhao et al., 2017），促进人力资本的投资和积累（梁晓敏和汪三贵，2015），增强家庭的发展韧性（李晗和陆迁，2022）。与其他形式的政府救助相比，低保救助发挥了更强的收入分配效应（蔡萌和岳希明，2018）。但也有部分学者指出，低保的

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第48页。

瞄准效率和减贫效率较低（宋扬和杨乃祺，2018），对低保户的社会参与可能产生负面影响（Gao et al., 2015）。上述文献尽管比较了不同政府救助的政策效应，但忽略了不同救助之间的相互影响，尤其是低保救助与专项救助产生的捆绑效应。

相较于现有研究，本文主要有两方面边际贡献。第一，本文首次运用因果识别方法对全国层面不同年份的低保捆绑效应大小进行实证估计。第二，本文运用社会成本收益分析和简化社会福利函数，考察在财政成本保持不变的情况下，如何将政府补助在低收入群体内部进行更好的分配以提升“提低”效果。这些政策分析对共同富裕背景下完善中国社会救助体系、更好增强“提低”效果有较为重要的参考价值。

二、分析框架与研究假说

（一）低收入群体内涵的界定

明确低收入群体的内涵是提低增富的一个核心问题，但目前关于低收入群体的界定和识别还未形成一致意见（左停等，2023）。沈扬扬和李实（2020）建议采用中国居民收入中位数的40%作为界定低收入群体的标准，重点帮扶“脆弱户”“监测户”两大群体。在政策实践中，各地政府普遍将低收入家庭定义为人均纯收入低于居住地2倍或1.5倍低保标准的家庭，主要包括低保家庭、特困家庭以及低保边缘家庭等；而国家统计局根据所有家庭的收入水平高低排序，将处于20%分位数以下的家庭认定为低收入家庭（李棉管和岳经纶，2020）。2023年10月，国务院办公厅转发的《关于加强低收入人口动态监测做好分层分类社会救助工作的意见》，明确了低收入人口范围，包括低保对象、特困人员、防止返贫监测对象、低保边缘家庭成员、刚性支出困难家庭成员以及其他困难人员^①。鉴于本文从低保制度的政策效应切入，为贴合政策实践，本文在政策模拟部分将低收入家庭定义为人均纯收入低于居住地2倍低保标准的家庭，考察低保制度对不同低收入人群的影响。

（二）低保捆绑效应的实践逻辑

低保制度是中国社会救助体系中兜底性的核心制度安排（宋扬等，2023）。2008年，国务院发布《关于在全国建立农村最低生活保障制度的通知》，提出通过建立农村低保制度，将符合条件的贫困人口纳入保障范围，有效解决农村贫困人口的温饱问题^②。这标志着农村低保制度在全国范围内的正式确立。2014年，国务院公布《社会救助暂行办法》，第一次以法规形式明确了“8+1”的社会救助体系^③。以低保救助和特困救助为核心，以医疗救助、教育救助、住房救助、就业救助、受灾救助、临时救助等专项制度为补充的社会救助体系基本形成（见图1）。

^①参见《国务院办公厅转发民政部等单位〈关于加强低收入人口动态监测做好分层分类社会救助工作的意见〉》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202310/content_6911066.htm。

^②参见《国务院关于在全国建立农村最低生活保障制度的通知》，https://www.gov.cn/zhuanti/2015-06/13/content_2878972.htm。

^③资料来源：《社会救助暂行办法》，https://www.gov.cn/zhengce/202203/content_3337922.htm。

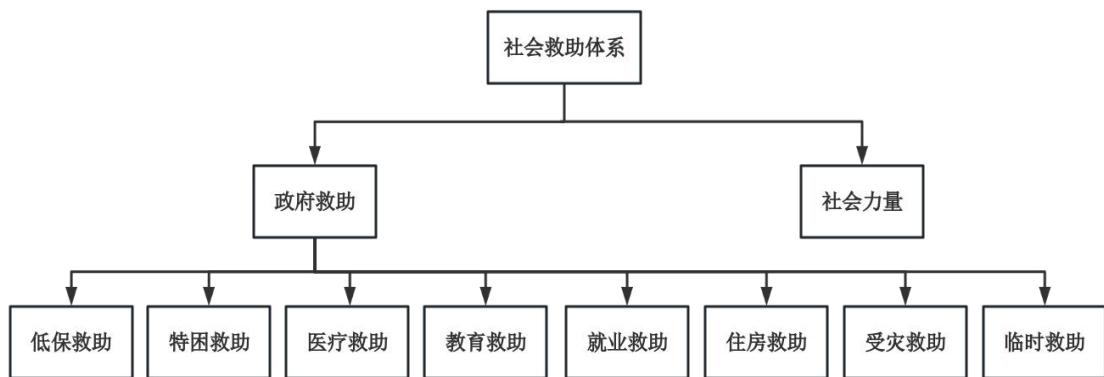


图1 社会救助体系框架

注：笔者根据2014年《社会救助暂行办法》内容绘制。

随着农村低保标准的提高以及专项救助范围的扩大，目前低保出现明显的“泛福利化”趋势，重点表现为最低生活保障向多项福利捆绑转变（仇叶和贺雪峰，2017）。许多专项救助资格，尤其是教育救助和医疗救助，常以低保资格为门槛，导致大量的救助资源向低保家庭集中，低保制度的“含金量”不断提高（安永军，2017）。以专项社会救助中的医疗救助为例，根据《国务院办公厅关于健全重特大疾病医疗保险和救助制度的意见》（以下简称《意见》）的规定，“对低保对象、特困人员原则上取消起付标准”，“对低保对象、特困人员符合规定的医疗费用可按不低于70%的比例救助，其他救助对象救助比例原则上略低于低保对象”^①。尽管《意见》中明确指出，“具体救助比例的确定要适宜适度，防止泛福利化倾向”，但实践中各地政府出于对基层工作成本和效率的考虑，往往采取“一刀切”的做法，将低保资格设定为获得医疗救助的重要参考因素，对非低保户申请医疗救助造成了一定障碍。除了医疗救助以外，教育救助、住房救助、临时救助等政府救助都与低保资格产生了不同程度的捆绑。党的十八大以来，各类政府救助的力度不断加大，低保的捆绑效应有明显增强的趋势。基于以上具象的实践逻辑，本文提出假说H1。

H1：低保捆绑效应有增强的趋势，主要表现为低保资格与医疗救助、教育救助等专项社会救助的捆绑。

（三）打破低保捆绑的理论分析

1. 相对贫困理论视角的分析。随着中国的扶贫目标从“解决以生存为核心的绝对贫困问题”向“缓解相对贫困以实现人民幸福和共同富裕”转变，社会救助应充分考虑受助群体间的公平。在相对贫困视角下，虽然低保捆绑为低保家庭提供了全方位的生活救助，但同时会导致其他低收入群体由于无法得到足够的社会救助而面临规模性返贫风险，这与“提低”目标产生了背离。唐高洁等（2023）认为，在后脱贫时代，需要继续扩大政府救助的覆盖面，聚焦相对贫困，调整对低收入群体的瞄准方式，进

^① 参见《国务院办公厅关于健全重特大疾病医疗保险和救助制度的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-11/19/content_5651446.htm。

一步改善政策效果。这意味着，如果要提高农村低保制度的“提低”效率，就必须对低保捆绑的其他救助资源进行合理分配，有效瞄准需要救助的低收入群体。

2. 简化社会福利函数分析。在共同富裕的目标下，“提低”不仅意味着低收入群体绝对收入水平的提高，而且也要求低收入群体内部收入差距的缩小和整体福利水平的提高。本文在实证模型中借鉴了 Fields and Song (2020) 所使用的简化社会福利函数，该函数从贫困和收入不平等两个维度衡量低收入群体福利水平，具体表示为：

$$Welfare = f(poverty, incomeinequality), f_1 < 0, f_2 < 0 \quad (1)$$

(1) 式中：左边 *Welfare* 表示低收入群体的整体福利水平，分别与低收入群体的贫困指数 (*poverty*) 和收入差距 (*incomeinequality*) 负相关； f_1 表示函数 $f(\bullet)$ 对变量 *poverty* 的偏导数， f_2 表示函数 $f(\bullet)$ 对变量 *incomeinequality* 的偏导数，偏导数如果小于 0，意味被解释变量与变量负相关。

3. 劳动供给理论视角的分析。过高的社会救助容易催生出受救助者的福利依赖，打破低保捆绑可能带来更严重的福利依赖问题，即打破低保捆绑后的社会救助群体范围扩大，受助群体的劳动供给可能会发生变化，进而影响受助家庭的最终收入。根据传统的劳动供给模型，低保制度的收入效应对受助者的劳动供给会产生负向激励，低保制度设计中的分档或补差原则^①也会产生替代效应。但是，当前中国社会救助的金额还不高，并且不少地方出台了就业激励政策，许多学者认为农村低保的福利依赖问题尚不明显 (Ravallion and Chen, 2015)。

根据 (1) 式的简化社会福利函数，在给定的资源约束下，低保捆绑越严重，救助资源在低收入群体中的分配越不均。如果打破低保捆绑能够降低低收入群体的贫困指数，缩小低收入群体内部的收入差距，就能提高低收入群体的整体福利水平，提升政策的“提低”效果。根据劳动供给理论视角的分析，在福利依赖较小的情况下，适当改变低保的分配方式不会对劳动供给产生显著影响。因此，如果将政府救助平均分配给低保户以外的其他低收入群体，缩小低收入群体内部的收入差距，那么，在财政投入不变的前提下，政策的“提低”效果将更加显著。由此，本文提出假说 H2。

H2: 如果将政府救助平均分配给低保户以外的其他低收入群体，同样的财政投入会产生更好的“提低”效果。

三、研究设计

(一) 识别策略

本文拟采用断点回归的方法检验低保资格对家庭获得政府救助的影响。根据各地政府低保政策的文件内容，“家庭的人均纯收入是否低于当地的低保标准”是政府识别低保户的一个重要标准。因此，

^①农村低保一般按照家庭收入和生计情况将保障水平分为若干档，城市低保则一般采用补差方法，即受助家庭的人均低保补助金额等于当地的低保标准减去该家庭的人均纯收入。

本文将标准化的家庭人均收入（家庭人均纯收入—家庭所在地低保标准）作为驱动变量。当驱动变量超过阈值时，则认为样本家庭受到处理（被认定为低保家庭）。但是，在具体实践中，低保资格的认定还需要综合考虑除收入以外的家庭资产、“两不愁三保障”等其他因素，进而对家庭的实际生活状况进行综合评估。这意味着，标准化收入无法完全决定家庭的低保资格。考虑到上述情况，本文在使用标准化收入识别家庭低保户资格时，采用模糊断点回归（fuzzy regression discontinuity，简称 FRD）。

在进行模糊断点回归时，主要有参数估计和非参数估计两种方法，在一定条件下两者的估计是等价的（Imbens and Lemieux, 2008），Lee and Lemieux (2010) 建议同时汇报两者的估计结果。因此，本文在主回归中采用 2SLS 进行参数估计，在稳健性检验中汇报非参数估计的结果。2SLS 模型的具体设定如下：

$$Dibao_i = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + f(std_i) + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \widehat{Dibao}_i + g(std_i) + \delta X_i + \mu_i \quad (3)$$

(2) 式和 (3) 式分别是 2SLS 第一阶段和第二阶段的回归方程。 Y_i 代表结果变量（政府救助金额）； std_i 代表家庭*i* 的标准化收入，为模型的驱动变量； β_1 表示低保资格产生的政策效应； \widehat{Dibao}_i 表示低保资格在第一阶段回归的估计量； X_i 表示户主和家庭特征的控制变量； α_0 和 β_0 表示常数项； ε_i 和 μ_i 表示随机误差项。在模糊断点的回归分析中，将指代变量 T_i 作为低保资格 $Dibao_i$ 的工具变量，当 $std_i < 0$ （家庭人均纯收入低于低保标准）时，基于断点构造的指代变量 T_i 等于 1；反之， T_i 等于 0。由于参数估计对方程形式的设定较为敏感，且 Gelman and Imbens (2019) 认为驱动变量的多项式次数最高不能超过二次，因此，本文将 $f(std_i)$ 和 $g(std_i)$ 均进行二次多项式拟合。

在模糊断点的分析中，模型中是否加入控制变量理论上不会对结果产生实质性影响。但由于断点附近的样本量偏少，本文采用 CCT 方法^①计算的最优带宽较大，可能会对样本家庭特征在断点两侧保持一致性的假设产生影响。为解决上述问题，在方程中加入户主和家庭特征的控制变量，以控制其他潜在因素对政府救助金额以及低保资格产生的影响。本文也对断点附近控制变量的连续性进行了检验。

（二）数据来源、变量说明及描述性统计

1. 数据来源。本文采用中国家庭追踪调查(CFPS2012)和中国家庭金融调查(CHFS2017、CHFS2019)的三期数据进行实证分析，两个数据库的样本均具有全国代表性^②。CFPS 是由北京大学中国社会科学调查中心实施的全国性追踪调查项目，包含中国社会、经济、人口、教育和健康等多方面信息。CHFS 数据来源于西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心，该数据库详细收集了家庭人口统计特征、家庭获得的政府补助等微观信息，为本文研究低保资格的捆绑效应提供了全面的数据支持。为了进一步

^①CCT 方法以 Calonico、Cattaneo 和 Titiunik 三位学者命名，具体的计算方法可以参考 (Calonico et al., 2014)。

^②由于 CFPS 从 2014 年开始的调查问卷不再包含低保资格的确认和低保的救助金额，因而本文只保留了 CFPS2012 的样本作为精准扶贫时期的基准组。由于 CHFS2017 前的样本缺少低保资格和政府救助的关键变量，所以仅保留了 CHFS2017 和 CHFS2019 的样本。

验证两个数据库的可比性，本文比较了CHFS2019与CFPS2018、CFPS2020的样本，两个数据库的样本控制变量特征未表现出明显的差异，整体上具有可比性^①。此外，考虑到目前低收入群体主要集中在农村地区，本文仅保留农村地区的样本，重点探讨低保制度对农村低收入家庭的影响。

2. 变量说明。本文的被解释变量为家庭获得的政府救助金额，主要包括低保救助、教育救助、医疗救助和食物补贴等，测度方法是将问卷中家庭上一年获得的各类政府救助的数额进行加总。断点回归的驱动变量为家庭人均纯收入，处理变量为低保资格。其中，家庭纯收入等于总收入剔除转移性收入；低保资格为虚拟变量，若家庭获得低保，赋值为1，否则赋值为0。借鉴周强（2021）的做法，结合数据可得性，本文主要引入户主和家庭层面的控制变量，包括户主的年龄、性别、婚姻状况、受教育水平、身体健康情况，以及家庭的人口规模和劳动力人数。根据民政部公布的低保认定文件^②，上述控制变量可能同时对家庭低保资格的认定和家庭获得的政府救助金额产生影响，因而在模型中对上述变量进行控制可以减少估计产生的偏误。

3. 描述性统计。除了统计上述微观数据库中户主和家庭层面的控制变量特征，本文还按政府公布的农村低保标准对样本家庭进行了匹配性筛选^③。由于入户访问时调查的是居民上一年度的基本情况，因此，本文按2011年、2016年和2018年的低保标准对样本家庭的微观数据分别进行匹配性筛选。通过剔除异常值和关键变量缺失的样本，三期分别得到6564户、9043户和9501户家庭样本。表1展示了主要变量的描述性统计结果。其中，低保家庭获得的低保救助金额呈现增长趋势，获得的除低保救助外的其他政府救助也有所增加。

表1 变量的描述性统计

变量名称	变量说明	样本均值		
		CFPS2012	CHFS2017	CHFS2019
结果变量				
政府救助	家庭上年获得的各类政府救助的总额（元）	1948.12	3821.88	4927.01
低保救助	家庭上年获得的低保救助金额（元）	1436.30	2508.84	3410.86
断点回归设计变量				
家庭人均纯收入	由家庭总收入剔除转移性收入计算可得（元）	8529.10	13698.22	13307.10
低保资格	获得低保=1，未获得低保=0	0.13	0.09	0.11
控制变量				
户主年龄	户主的年龄（岁）	50.27	53.34	54.85
户主性别	男性=1，女性=0	0.80	0.89	0.84

^①相关结果可以向作者索要。

^②参见《民政部 国家统计局关于进一步加强农村最低生活保障申请家庭经济状况核查工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2015-03/03/content_5554657.htm?ivk_sa=1023197a。

^③本文按各区县的低保标准对CFPS2012的样本家庭进行匹配性筛选。2017年后，民政部不再公布区县的低保标准，因而采用各省低保标准对CHFS2017和CHFS2019的样本家庭进行匹配性筛选。

表1 (续)

户主婚姻状况	已婚=1, 其他=0	0.88	0.87	0.84
户主受教育年限	根据户主的学历: 博士研究生=22, 硕士研究生=19, 大学本科=16, 大专、高职=15, 高中、中专、职高=12, 初中=9, 小学=6, 没上过小学=0	6.30	7.15	6.94
户主健康状况	对应CFPS和CHFS问卷中户主的自评健康情况, 取值范围为1~5, 身体状况非常不好=5, 不好=4, 一般=3, 好=2, 非常好=1	3.28	2.80	2.99
家庭劳动力人数	家庭中有工作的成员人数(人)	1.59	1.96	1.82
家庭人口规模	家庭总人数(人)	4.17	3.57	3.24
样本量		6564	9043	9501

注: ①表中政府救助和低保救助的统计数据对应的是低保家庭获得救助的平均值。②其他变量的统计数据对应的是全部样本家庭的平均值。③低保资格均值趋势的解释: 民政部于2014年对低保对象开展专项整治活动, 农村复核的低保人数迅速下降。2016年, 国务院办公厅转发民政部等部门《关于做好农村最低生活保障制度与扶贫开发政策有效衔接指导意见》(https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2016-09/27/content_5112631.htm) , 提出应扶尽扶、应保尽保的基本原则, 充分发挥农村低保的兜底保障作用, 低保人数回稳上升。各期样本低保人数的变化趋势整体上与全国一致。

(三) 断点回归的有效性

断点回归有效的重要前提是驱动变量无法被个体精准操纵 (Cattaneo et al., 2019)。在本文研究中, 如果家庭可以精准控制自己的标准化收入和低保资格, 那么就会导致断点两侧的样本存在系统性差异, 断点回归的前提假设不再成立。但上述假设并不等价于“个体无法影响驱动变量”, 只要个体无法“精准操纵”, 断点回归仍然可以适用 (曹光宇等, 2022)。现有文献主要从两个角度讨论断点回归的有效性: 第一, 从政策的制度背景出发, 分析个体影响和控制驱动变量的可能性, 提供基础的理论支撑; 第二, 利用数据进行断点的内生分组检验和控制变量的平衡性检验, 判断驱动变量和控制变量在断点附近的连续性。

1. 低保政策的制度背景。尽管农村低保的瞄准仍存在一定的问题, 但随着政府一系列规范文件的出台^①和扶贫领域反腐工作的不断推进, 低保资格认定的客观性、公开性和透明度都在不断提高。按照《社会救助暂行办法》的规定, 农村的贫困家庭首先向当地的乡镇政府提出低保申请, 由基层政府组织开展家庭经济状况的核查, 经过内部民主评议和村级公示后, 最后由县级的民政部门批准低保资格。在中国乡村人情社会的背景下, 农户彼此间的收入相对透明, 降低了瞒报收入的可能性 (李芳华等, 2020)。同时, 低保标准由各地政府根据经济发展情况和财政约束进行相机决定和动态调整, 个

^①参见《民政部 国家统计局关于进一步加强农村最低生活保障申请家庭经济状况核查工作的意见》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2015-03/03/content_5554657.htm?ivk_sa=1023197a; 《居民家庭经济状况信息部省联网查询办法(试行)》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2018-12/31/content_5440639.htm; 《关于在脱贫攻坚中切实加强农村最低生活保障家庭经济状况评估认定工作的指导意见》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-01/15/content_5469476.htm。

体无法实现准确的预测。综合来看，从低保的制度背景出发，农户个体无法精准操纵自身的标准化收入以及决定是否获得低保资格。

2.断点内生分组检验和控制变量检验。考虑到家庭上报的收入可能存在自选择问题，为了检验断点附近是否存在“操纵”收入的情况，本文对断点附近的样本进行 McCrary 检验（McCrary, 2008），并绘制了驱动变量的密度函数。从图 2 可以看到，断点两侧密度函数的估计值部分重叠，不存在显著差异。上述检验的 p 值为 0.4309，无法拒绝原假设，即不存在个体干预。在稳健性检验中，本文进一步通过空心断点回归缓解驱动变量被操纵的担忧。

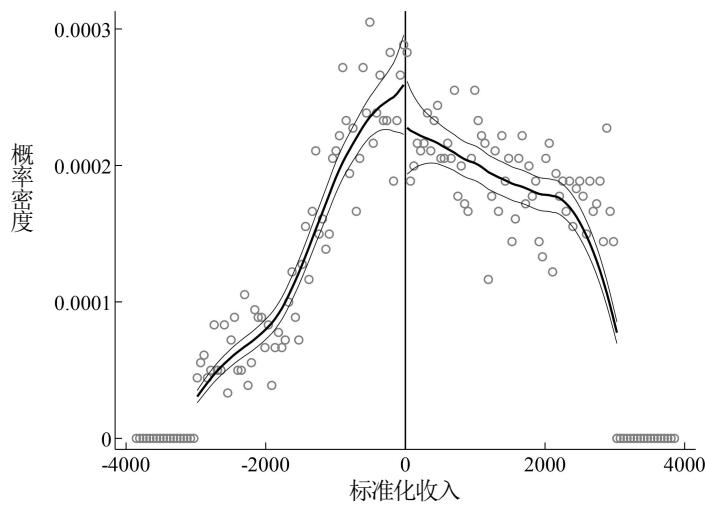


图 2 标准化收入的密度函数图（McCrary 检验）

注：①图中竖线（标准化收入=0）为 FRD 所使用的断点。②由于篇幅限制，仅展示 CFPS2012 的 McCrary 检验结果，其他年份的检验结果一致。

除了进行断点的内生分组检验，本文还对个体的控制变量进行了平衡性检验。断点回归将驱动变量断点两侧结果变量的跳跃视为政策的局部处理效应，暗含了其他控制变量在断点两侧保持连续的假设。在本文中，如果断点回归估计方法是有效的，那么户主和家庭特征变量在断点处不应存在明显跳跃。表 2 利用 FRD 方法对模型中的控制变量进行平衡性检验，结果显示，驱动变量没有对控制变量产生显著影响。笔者也绘制了控制变量在不同收入水平下的概率分布，整体结果与上述检验一致，满足连续性假设^①。综上所述，本文选取的 FRD 识别策略是有效的。

表 2 控制变量的平衡性检验（FRD 估计结果）

变量	(1) CFPS2012		(2) CHFS2017		(3) CHFS2019	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
户主年龄	-19.976	18.276	-78.087	123.652	-39.768	40.828
户主性别	0.257	0.435	0.260	1.242	0.717	1.117

^①由于篇幅限制，未报告结果，留存备索。

表2 (续)

户主婚姻状况	-0.555	0.497	-0.179	1.253	2.032	2.432
户主受教育年限	-8.836	6.337	-17.767	30.328	-3.513	8.568
户主健康状况	0.334	0.585	7.029	6.817	-1.625	4.688
家庭劳动力人数	2.503	2.026	-8.926	8.730	4.404	6.081
家庭人口规模	2.271	2.889	9.378	13.610	-10.898	12.146

注：①表格中每个系数都是单独一个断点回归的结果，被解释变量为每一个控制变量，所有回归均加入了驱动变量二次项拟合。②为充分检验断点处控制变量的连续性，将带宽分别设定为最优带宽、最优带宽×0.75 和最优带宽×0.5，限于篇幅，仅报告了最优带宽×0.5 的结果。

四、实证结果

(一) 断点回归的图形证据

为刻画低保捆绑效应随时间变化的趋势，本文分别对不同年份的样本进行断点回归。根据低保资格认定的规范文件，家庭人均纯收入与当地低保标准的相对关系是判定低保户资格的关键因素。图3直观展示了FRD方法2SLS估计第一阶段的图形结果。通过对断点两侧的样本进行局部线性拟合和二次拟合，可以发现家庭人均纯收入低于低保线的家庭获得低保的概率大大提高，这一结果验证了识别方法的有效性，与上文的理论分析和政策实践一致。

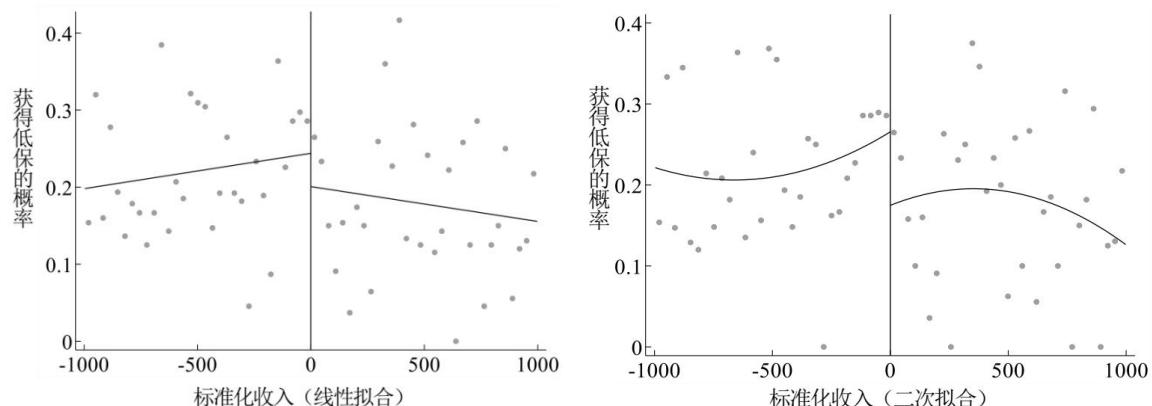


图3 标准化收入与获得低保的概率

注：①图中竖线（标准化收入=0）为FRD所使用的断点。②回归采用矩形核函数分别进行线性拟合和二次拟合，加入控制变量后对结果不产生显著影响。③由于篇幅限制，仅展示CFPS2012的图形结果，其他年份的检验结果一致。

图4展示了FRD方法2SLS估计第二阶段的图形结果，可以发现，结果变量在断点处的跳跃非常明显，即家庭人均纯收入低于低保线的家庭获得的政府救助显著提高。这意味着，低保户资格可以帮助家庭获得更多的政府救助。2015年以来，各地低保救助标准不断提高，各项专项救助也进一步向低保户倾斜。

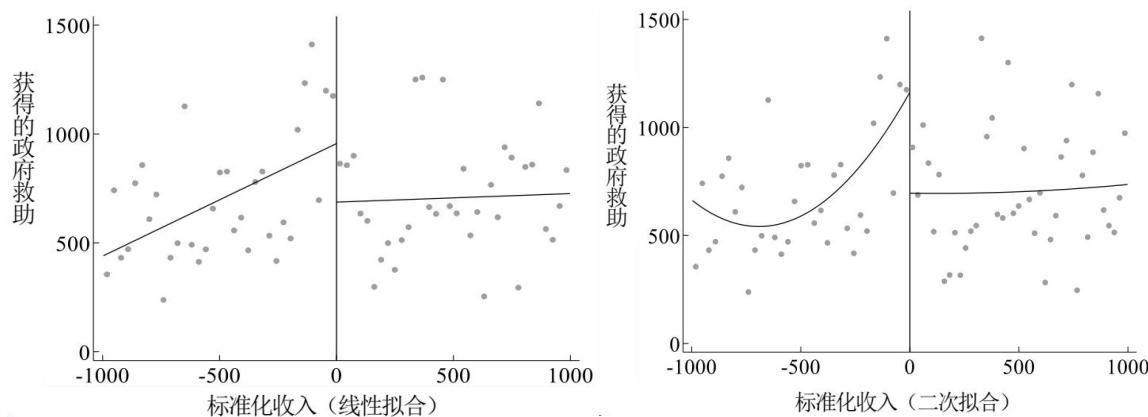


图4 标准化收入与获得的政府救助

注：①图中竖线（标准化收入=0）为FRD所使用的断点。②回归采用矩形核函数分别进行线性拟合和二次拟合，加入控制变量后对结果不产生显著影响。③由于篇幅限制，仅展示CFPS2012的图形结果，其他年份的检验结果一致。

（二）断点回归参数法的估计结果

首先将家庭获得的低保救助作为结果变量，检验家庭获得的低保救助随年份变化的趋势，结果见表3。正如前文所述，考虑到参数法对模型中多项式的次数较为敏感，本文对所有回归进行二次多项式拟合，并控制户主和家庭相关特征，使用CCT方法计算最优带宽。结果显示，低保户获得的平均低保救助从2011年的1507.250元/户·年上升为2018年的3891.673元/户·年，增幅超过150个百分点。低保救助金额的提高主要归因于各地低保标准的提高，全国农村平均低保标准由2011年的1718.4元/人·年上升为2018年的4833.4元/人·年^①，低保制度对低收入家庭的补助力度在不断加强。

表3 低保户资格对获得低保补助的影响

变量	(1) CFPS2012	(2) CHFS2017	(3) CHFS2019
家庭人均纯收入<低保标准 (第一阶段因变量：低保资格)	0.112*** (0.032)	0.057*** (0.016)	0.064*** (0.014)
低保资格 (第二阶段因变量：低保救助)	1507.250*** (289.250)	2389.665*** (798.002)	3891.673*** (855.000)
控制变量	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是
第一阶段F统计量	12.53	13.60	22.58
弱工具变量检验	13.215	13.531	21.341
样本量	2123	7322	8052

注：①括号内为稳健标准误。②***表示1%的显著性水平。③弱工具变量检验大于10，即通过检验。

^①资料来源：《2011年社会服务发展统计公报》，<https://www.mca.gov.cn/n156/n189/c93365/content.html>；《2018年民政事业发展统计公报》，<https://www.mca.gov.cn/images3/www2017/file/201908/1565920301578.pdf>。

进一步将家庭获得的全部政府救助金额作为结果变量，对低保资格的捆绑效应进行逐年讨论。结果（见表 4）显示：2011 年，低保家庭获得的政府救助主要来源于低保救助，低保救助的占比约为 71%；2018 年，低保家庭比其他低收入家庭^①平均多获得 8708.988 元的政府救助，相较前两期有了大幅上升，且政府救助中低保救助占比下降为 45%，低保资格的福利捆绑效应有明显增强趋势。本文提出的研究假说 H1 的前半句得证。

表 4 低保户资格对获得政府救助的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	CFPS2012	CHFS2017	CHFS2019
家庭人均纯收入<低保标准 (第一阶段因变量：低保资格)	0.109*** (0.030)	0.058*** (0.016)	0.063*** (0.014)
低保资格 (第二阶段因变量：政府救助)	2130.506*** (636.111)	3808.605 (3549.328)	8708.988*** (2510.988)
控制变量	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是
第一阶段F统计量	13.25	13.48	19.84
弱工具变量检验	13.703	13.399	18.495
样本量	2381	7219	7676

注：①括号内为稳健标准误。②***表示 1% 的显著性水平。③弱工具变量检验大于 10，即通过检验。

为了具体分析低保资格福利捆绑效应的来源，本文对低保家庭在精准扶贫时期获得的各类专项救助进行了分类讨论。CHFS2019 的问卷调查了家庭从 2014 年开始获得的各类救助的金额，主要包括医疗健康补助（含已报销的医药费用）、教育补助（含减免的费用）、危房改造补助、生活物资补助等^②。从表 5 可以发现，低保家庭获得的专项救助远高于其他低收入家庭，其中，在危房改造、医疗健康和教育补助方面的差异最为明显，分别为其他低收入家庭相应专项救助的 $e^{5.22}$ 、 $e^{4.33}$ 和 $e^{2.02}$ 倍。本文提出的研究假说 H1 的后半句得证。（2）列单独比较了低保户与其他低收入家庭在医疗报销中的差异，结果显示，低保家庭的医疗报销比例较其他低收入群体增加了 45.4 个百分点。

上述结论与现有政策实践和农村实地调研的结果（仇叶和贺雪峰，2017；安永军，2017）较为吻合，很多地区在农村危房改造和医疗救助的认定中，都将低保户列为优先覆盖的群体。在低保资格成为其他救助政策门槛的前提下，低保的福利捆绑效应将众多专项救助汇聚成“政策束”，集中输送给低保家庭。低保资格给低保家庭带来的兜底性保障在改善其基本生活质量的同时，也会影响社会救助资源在整个低收入群体内部的分配，后文将通过模拟的方法对政府救助的优化路径进行探索。

^①虽然整体样本包括全部家庭，但是断点附近（带宽内）的样本可认定为低收入家庭。

^②因各类补助金额的差异较大，本文在表 5 回归中对各类救助金额进行了对数化处理，以减少异常值带来的影响，增强不同补助之间的可比性。

表5 精准扶贫时期低保户资格对其他政府补助的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	医疗健康	医疗报销占比	教育	危房改造	生活物资
家庭人均纯收入<低保标准	0.054*** (0.014)	0.063*** (0.014)	0.062*** (0.014)	0.069*** (0.014)	0.068*** (0.013)
(第一阶段因变量：低保资格)					
低保资格	4.329*** (1.625)	0.454* (0.241)	2.018* (1.068)	5.223*** (1.476)	1.391* (0.760)
(第二阶段因变量：相应政府救助)					
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是	是	是
第一阶段F统计量	15.12	20.28	20.09	23.61	25.71
弱工具变量检验	14.620	19.437	19.278	22.088	24.385
样本量	7831	7731	8082	7839	8319

注：①本表使用的数据来源为CHFS2019。②括号内为稳健标准误。③***和*分别表示1%和10%的显著性水平。
④弱工具变量检验大于10，即通过检验。

(三) 稳健性检验

1. 非参数估计结果。在基础回归中，本文主要采用参数法对低保资格的捆绑效应进行了估计，表6则使用非参数估计方法检验了低保资格对政府救助的影响。由于非参数估计对带宽的选择较为敏感(谢谦等，2019)，本文在CCT最优带宽的基础上，考察了不同带宽对估计结果产生的影响。整体结果与参数法下的估计数值和变化趋势基本一致。

表6 低保户资格对获得政府救助的影响（非参数估计）

带宽	(1)	(2)	(3)
	CFPS2012	CHFS2017	CHFS2019
CCT最优带宽	2157.3*** (655.97)	4431.3 (3502.1)	8882.9*** (2558.8)
最优带宽×125%	1674.5** (656.97)	3586.6 (3593)	10918*** (2761.7)
最优带宽×75%	2923.5*** (893.36)	6210.8* (3313.1)	10505*** (3923.6)

注：①表中的回归系数和标准误对应低保资格变量，被解释变量为获得政府救助金额。②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。③所有回归均控制了户主特征及家庭特征。

2. 空心断点检验。从上文低保政策背景可知，各地的低保标准理论上由家庭所在地的地方政府制定，无法被个体精准操纵。同时，断点内生分组的检验表明，驱动变量在断点两侧并未出现明显的差异，验证了样本驱动变量的连续性。为进一步缓解家庭操纵收入以获得低保的内生性问题，本文借鉴Barreca et al. (2011)的方法，利用空心断点法进行稳健性检验。该方法的逻辑如下：假如个体确实可以操纵驱动变量（虚报低于低保线的收入数据），那么断点附近的样本有更大概率虚报收入，因此可以将邻近断点的样本剔除，利用子样本回归进行稳健性检验。既有文献对拟剔除的断点邻域并无明确

的规定，结合所选样本的情况，本文剔除了最优带宽1%以内的样本。表7展示了空心断点回归的结果，各期变量的系数大小及显著性和基础回归相似。这进一步验证了断点回归的有效性。

表7

空心断点回归的结果

变量	空心断点回归的结果		
	(1) CFPS2012	(2) CHFS2017	(3) CHFS2019
家庭人均纯收入<低保标准 (第一阶段因变量：低保资格)	0.113*** (0.033)	0.051*** (0.017)	0.104 *** (0.017)
低保资格 (第二阶段因变量：政府救助)	2500.212*** (701.750)	4791.867 (4430.03)	9102.303*** (1937.807)
控制变量	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是
第一阶段F统计量	12.14	9.28	39.19
弱工具变量检验	12.828	9.281	35.330
样本量	2007	6837	6907

注：①括号内为稳健标准误。②***表示1%的显著性水平。③弱工具变量检验大于10，即通过检验。

3.排除建档立卡的政策影响。2014年，农村地区逐步完成了贫困户的建档立卡工作，国家为建档立卡的贫困家庭提供了一系列的配套政策支持。因而，贫困户资格对政府救助的影响可能会干扰低保捆绑效应的识别。为排除这一潜在影响，本文利用家庭人均纯收入和国家贫困线的相对关系构造断点，检验贫困家庭在建档立卡后获得的政府救助的变化。表8展示了模糊断点方法下两期样本(CHFS2017和CHFS2019)的估计结果，可以发现，贫困户资格对处在贫困线附近家庭的政府救助金额没有产生显著的影响，且系数的绝对值低于基础回归中低保捆绑效应的估计结果。由此，本文认为基础回归的结果是稳健的，即家庭获得的政府救助与低保资格形成了密切的捆绑，而不是与贫困户资格形成捆绑。

表8

贫困户资格对政府救助的影响

变量	CHFS2017		CHFS2019	
	(1) 参数法	(2) 非参数法	(3)	(4)
			参数法	非参数法
贫困户资格	1663.542 (1968.855)	1354.7 (1926.1)	3367.804 (3714.29)	3856.2 (4191.4)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是	是
样本量	7293	8847	6658	9259

注：括号内为稳健标准误。

五、打破低保捆绑效应的模拟分析

尽管低保捆绑各类政府救助后会挤占其他低收入群体的救助资源，影响低收入群体内部的收入差距，但同时也降低了识别各类专项救助对象的成本、有效改善了低保人群的基本生活。因而，本文针

对政府救助的优化并不全盘否定现行的救助机制，而是尝试将低保福利叠加产生的“悬崖”变为“缓坡”（林万龙和刘竹君，2021）。低保的捆绑效应将大量救助资源集中输送给低保家庭，低保家庭与其他低收入群体间的大福利落差形成了福利“悬崖”。如果其他低收入群体也能获得一定的政府救助，福利“悬崖”就可以变为“缓坡”。下文以CHFS2019年的样本数据为基础，在政府救助总额不变的条件下^①，对政府救助在低收入群体内部的其他分配方案进行讨论和模拟测算。

根据中共中央、国务院发布的《关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》，农村低收入群体主要包括农村低保对象、农村特困人员、农村易返贫致贫人口，以及因病因灾因意外事故等刚性支出较大或收入大幅缩减导致基本生活出现严重困难的人口^②。由于特困人员的标准较为苛刻，规模不大，并且大都获得了特困救助，所以，被当前社会救助制度所遗漏的群体主要是家庭收入在低保标准以上的农村易返贫致贫人口和刚性支出较大的生活困难群体。其中，刚性支出较大的生活困难群体又被称为支出型贫困群体（钟仁耀，2015）。针对农村易返贫致贫家庭，地方政府在政策实践中一般将其定义为人均纯收入小于或等于当地低保标准的1.5倍至2倍的家庭^③。据此，为了与当前政策紧密衔接，本文将家庭人均纯收入低于当地低保标准2倍的家庭定义为低收入家庭，并进行3个政策模拟，以考察在政府救助金额不变的情况下，不同政策模拟的“提低”效果。

模拟一：将低保户获得的其他政府救助（低保救助以外的政府救助，下同）平均发放给样本中所有低收入家庭。

模拟二：将低保户获得的其他政府救助平均发放给样本中低保家庭外的低收入家庭。

模拟三：将低保户获得的其他政府救助平均发放给样本中的支出型贫困家庭^④。

低收入群体的福利水平将使用前文（1）式中的简化社会福利函数来评价，包括贫困指数和收入差距两个自变量。其中，收入差距采用低收入家庭样本的基尼系数测度，计算方法参考胡祖光（2004）。贫困指数采用传统FGT指数（Foster et al., 1984）测度，测算方法如（4）式所示：

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z_j - y_i}{z_j} \right)^{\alpha} \quad (4)$$

（4）式中， n 为样本家庭的总量， q 为贫困家庭的数量， y_i 为第 i 个家庭的人均纯收入。计算

^①本文在政策模拟部分参考了宋扬（2019）的社会成本收益分析方法，在控制总成本不变的前提下，将低保捆绑的救助剥离并重新分配，最终比较不同方案下政府救助的“提低”效果。

^②参见《中共中央 国务院关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-03/22/content_5594969.htm。

^③例如，宜宾市《关于规范城乡低收入家庭认定工作的通知》（https://mzj.yibin.gov.cn/wjk/smzjgfwj/202208/t20220819_1761995.html）规定，低收入家庭的收入指标是指共同生活家庭成员的一个自然年度或申请认定前12个月内的工资性收入、经营性净（纯）收入、转移性收入和财产性收入等各项收入总和，按家庭人口平均后等于或低于城乡最低生活保障年标准的2倍。

^④考虑到数据的可得性，本文重点关注因学致贫和因病致贫的支出型贫困家庭。

FGT 指数时，分别将国家贫困线和家庭居住地的低保标准作为贫困线 (z_j)，当 y_i 低于贫困线 z_j 时家庭 i 被定义为贫困群体。另外，(4) 式中的 α 代表贫困厌恶度参数 (poverty aversion parameter)，当 $\alpha=1$ 时， FGT_1 代表贫困的缺口 (poverty gap, 简称 PG)；当 $\alpha=2$ 时， FGT_2 代表平方贫困距 (squared poverty gap, 简称 SPG)。其中，SPG 相比 PG 对低收入人群中的收入分布更加敏感，可以视为收入累退的加权贫困缺口。平均而言，各地农村低保标准占家庭人均纯收入的比例已经接近 40%，以不同地区低保标准作为贫困线可视为一种相对贫困的测度，因此，本文的研究结果对于未来构建缓解相对贫困的长效机制也有较强的政策启示。

不同政策模拟效果的评估采用了事前事后法，即通过计算 FGT 指数和基尼系数在政府救助转移前后的变化，估计政府救助的“提低”效果。事前事后法被广泛运用于社会保障、税收等政府转移支付减贫效果和再分配效率的研究中（解垩，2018；岳希明等，2021）。

表 9 展示了三种政策模拟的结果。可以直观地看到，打破捆绑效应后三种政策模拟下政府救助的“提低”效果都优于现行的分配方案，其中模拟二和模拟三的政策效果改善更为明显。模拟二将低保捆绑的其他政府救助完全剥离给其他低收入家庭后，以贫困线衡量的贫困距指数和平方贫困距指数事后分别降低了 3.5 个百分点和 2.9 个百分点，相比初始结果均提高了 0.4 个百分点。模拟三重点关注了低收入群体中的支出型贫困家庭，调整后的基尼系数下降了 0.040，政策的收入分配效应提高了 74 个百分点。这意味着，通过对低保捆绑的其他政府救助进行再分配，可以在不增加财政负担的前提下，减小低收入群体内部的收入差距，降低贫困指数，提升低收入群体的整体福利水平，进而验证了前文的研究假说 H2。

表 9 政策模拟结果

变量	政策模拟结果								
	原始政策			模拟一		模拟二		模拟三	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
FGT 指数 (z 为国家贫困线, %)	事前	事后	差值	事后	差值	事后	差值	事后	差值
$\alpha=1$ (贫困距指数)	12.9	9.8	3.1	9.7	3.2	9.4	3.5	9.8	3.1
$\alpha=2$ (平方贫困距指数)	8.5	6.0	2.5	5.8	2.7	5.6	2.9	5.8	2.7
FGT 指数 (z 为省低保线, %)									
$\alpha=1$ (贫困距指数)	16.3	13.7	2.6	13.6	2.7	13.5	2.8	13.8	2.5
$\alpha=2$ (平方贫困距指数)	11.1	8.5	2.6	8.3	2.8	8.2	2.9	8.5	2.6
基尼系数									
低收入群体内部	0.406	0.383	0.023	0.377	0.029	0.365	0.041	0.366	0.040

注：事前收入将政府救助从家庭的人均纯收入中剔除，事后收入为数据库核算的实际家庭人均纯收入，贫困指数在事前与事后的变动作为低保政策的评估结果。样本数据来自 CHFS2019。

前文提到本文的政策模拟可能产生福利依赖问题，最终影响政策“提低”效果。为更好地消除这一顾虑，表 10 检验了低保制度对低收入群体劳动供给的影响。结果显示，低保制度并未对低收入群体的家庭劳动参与率和人均劳动时间产生显著影响，这说明当前政策下的福利依赖问题并不明显，不会影响政策“提低”效果，提升了本文政策模拟结果的信服力。

表 10

低保户资格对家庭劳动供给的影响

变量	家庭劳动参与率		家庭人均劳动时间	
	(1) 参数法	(2) 非参数法	(3) 参数法	(4) 非参数法
低保资格	0.650 (0.943)	0.650 (0.986)	1.084 (1.912)	1.478 (1.173)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是	是
样本量	2493	6441	4448	9017

注：①样本数据为 CHFS2019 的低收入家庭。②括号内为稳健标准误。③家庭劳动参与率为家庭劳动力人数与家庭人口规模的比值。

值得注意的是，现实中对低保捆绑救助的分配比本文的模拟更加复杂。受制于样本数量，本文在政策模拟时仅考虑了平均分配的情形，即对所有的低收入家庭进行同质化处理，并没有完全考虑不同家庭的致贫原因、贫困深度和面临的不同需求。随着政府各类监管平台的数据管理不断升级，基层政府对低收入家庭经济状况的把握会更加准确，这将进一步提高各类专项救助的配置效率，为政府救助的优化提供可行路径。

六、结论与政策建议

本文基于 CFPS2012、CHFS2017 和 CHFS2019 的三期样本数据，采用模糊断点回归方法检验了农村低保的捆绑效应，同时考察了打破捆绑效应对“提低”效果的影响。本文研究发现，低保资格的捆绑效应有显著增强的趋势。在精准扶贫时期，低保家庭获得的专项救助远高于其他低收入家庭，其中，获得的危房改造、医疗健康和教育补助分别为其他低收入家庭相应专项救助的 184.9 倍、75.9 倍和 7.5 倍，低保家庭的医疗报销比例相比其他低收入群体增加了 45.4 个百分点。进一步的政策模拟发现，通过将低保捆绑的其他政府救助转移给支出型贫困家庭等其他低收入家庭，可以在不增加财政负担的前提下，缩小低收入群体内部的收入差距，缓解相对贫困，提高社会救助政策的有效性。

基于上述结论，本文建议打破低保的捆绑效应，提高社会救助的“提低”效率，具体有两点政策建议。

第一，根据低收入群体的困难程度和致贫原因，构建有层次、有梯度的救助格局。目前，整个低收入群体主要划分为三个圈层。最内圈是低保和特困群体，对应的救助项目是基本生活救助。向外一圈是其他低收入群体，包括低保边缘群体、易返贫致贫人口以及支出型贫困人口。医疗救助、教育救助、就业救助等专项救助制度应当对以上两个圈层进行无差别的覆盖，各专项救助设置独立的门槛，而不是将专项救助简单作为低保救助的附加。最外圈是因为突发疾病、意外事件等陷入生活困境的群体，对应社会救助中的临时救助和灾害救助。不同救助项目的使用应当以低收入群体的生活困境和真实需求为导向，对不同圈层的低收入群体进行分类救助，优化社会救助的资源配置机制。

第二，根据相对贫困治理的有关要求，动态监测低收入群体的生活水平，运用大数据等手段构建更加精准的社会救助体系，为低收入群体构建社会安全网。目前的社会救助制度仍然重点关注绝对收入过低问题，对相对贫困关注较少。2023年，国务院办公厅转发的《关于加强低收入人口动态监测做好分层分类社会救助工作的意见》明确指出，要根据低收入人口动态监测预警信息，按照低收入人口困难程度和困难类型，分层分类提供常态化救助帮扶^①。各地的政策实践应进一步明确低收入家庭、支出型贫困家庭的认定标准，构建解决相对贫困的长效机制。

参考文献

1. 安永军, 2017: 《农村低保政策中的“福利叠加”现象及成因》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第5期，第121-125页。
2. 蔡萌、岳希明, 2018: 《中国社会保障支出的收入分配效应研究》，《经济社会体制比较》第1期，第36-44页。
3. 曹光宇、刘畅、周黎安, 2022: 《大数据征信与平台流量：基于共享单车免押骑行的经验研究》，《世界经济》第9期，第130-151页。
4. 陈业宏、郭云, 2022: 《新发展阶段社会救助的目标转向与改进》，《贵州财经大学学报》第6期，第1-10页。
5. 韩华为、高琴, 2018: 《代理家计调查与农村低保瞄准效果——基于CHIP数据的分析》，《中国人口科学》第3期，第73-84页。
6. 韩华为、高琴, 2020: 《中国农村低保政策效果评估——研究述评与展望》，《劳动经济研究》第1期，第111-135页。
7. 胡宏伟、侯云潇、陈一林, 2022: 《中国低收入家庭支持政策体系：历史嬗变、制度现状与改革取向》，《社会保障研究》第6期，第3-15页。
8. 胡祖光, 2004: 《基尼系数理论最佳值及其简易计算公式研究》，《经济研究》第9期，第60-69页。
9. 李芳华、张阳阳、郑新业, 2020: 《精准扶贫政策效果评估——基于贫困人口微观追踪数据》，《经济研究》第8期，第171-187页。
10. 李晗、陆迁, 2022: 《无条件现金转移支付与家庭发展韧性——来自中国低保政策的经验证据》，《中国农村经济》第10期，第82-101页。
11. 李棉管、岳经纶, 2020: 《相对贫困与治理的长效机制：从理论到政策》，《社会学研究》第6期，第67-90页。
12. 李实、史新杰、陶彦君、于书恒, 2023: 《以农村低收入人口增收为抓手促进共同富裕：重点、难点与政策建议》，《农业经济问题》第2期，第4-19页。
13. 梁晓敏、汪三贵, 2015: 《农村低保对农户家庭支出的影响分析》，《农业技术经济》第11期，第24-36页。
14. 林万龙、刘竹君, 2021: 《变“悬崖效应”为“缓坡效应”？——2020年后医疗保障扶贫政策的调整探讨》，《中国农村经济》第4期，第53-68页。
15. 刘元春、宋扬、王非、周广肃, 2022: 《读懂共同富裕》，北京：中信出版社，第179-180页。

^①资料来源：《关于加强低收入人口动态监测做好分层分类社会救助工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengce/ku/202310/content_6911066.htm。

- 16.罗楚亮、李实、岳希明, 2021: 《中国居民收入差距变动分析(2013—2018)》, 《中国社会科学》第1期, 第33-54页。
- 17.仇叶、贺雪峰, 2017: 《泛福利化: 农村低保制度的政策目标偏移及其解释》, 《政治学研究》第3期, 第63-74页。
- 18.沈扬扬、李实, 2020: 《如何确定相对贫困标准? ——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案》, 《华南师范大学学报(社会科学版)》第2期, 第91-101页。
- 19.宋扬, 2019: 《户籍制度改革的成本收益研究——基于劳动力市场模型的模拟分析》, 《经济学(季刊)》第3期, 第813-832页。
- 20.宋扬、程泽睿、周广肃、荆瑛, 2023: 《农村低保制度能缓解老年人多维贫困吗——基于中国家庭追踪调查数据的实证分析》, 《社会保障研究》第1期, 第25-40页。
- 21.宋扬、杨乃祺, 2018: 《最低生活保障制度的瞄准效率与减贫效果分析——基于北京、河南、山西三地的调查》, 《社会保障研究》第4期, 第38-47页。
- 22.唐高洁、闫东艺、冯帅章, 2023: 《走向共同富裕: 再分配政策对收入分布的影响分析》, 《经济研究》第3期, 第23-39页。
- 23.王晓毅, 2020: 《2020精准扶贫的三大任务与三个转变》, 《人民论坛》第2期, 第19-21页。
- 24.解垩, 2018: 《税收和转移支付对收入再分配的贡献》, 《经济研究》第8期, 第116-131页。
- 25.谢谦、薛仙玲、付明卫, 2019: 《断点回归设计方法应用的研究综述》, 《经济与管理评论》第2期, 第69-79页。
- 26.岳希明、周慧、徐静, 2021: 《政府对居民转移支付的再分配效率研究》, 《经济研究》第9期, 第4-20页。
- 27.张浩淼、谭洪, 2023: 《分层分类社会救助体系: 核心概念、国际经验与中国路径》, 《社会科学》第10期, 第162-172页。
- 28.钟仁耀, 2015: 《支出型贫困社会救助制度建设: 必要性及难点》, 《中国民政》第7期, 第22-23页。
- 29.周强, 2021: 《精准扶贫政策的减贫绩效与收入分配效应研究》, 《中国农村经济》第5期, 第38-59页。
- 30.左停、李颖、李世雄, 2023: 《农村低收入人口识别问题探析》, 《中国农村经济》第9期, 第2-20页。
31. Barreca, A. I., M. Guldi, J. M. Lindo, and G. R. Waddell, 2011, “Saving Babies? Revisiting the Effect of Very Low Birth Weight Classification”, *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4): 2117-2123.
32. Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik, 2014, “Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs”, *Econometrica*, 82(6): 2295-2326.
33. Cattaneo, M. D., N. Idrobo, and R. Titiunik, 2019, *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations*, Cambridge: Cambridge University Press, 88-108.
34. Fields, G., and Y. Song, 2020, “Modeling Migration Barriers in a Two-Sector Framework: A Welfare Analysis of the Hukou Reform in China”, *Economic Modelling*, Vol.84: 293-301.
35. Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke, 1984, “A Class of Decomposable Poverty Measures”, *Econometrica*, 52(3): 761-766.
36. Gelman, A., and G. Imbens, 2019, “Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 37(3): 447-456.
37. Gao, Q., S. Wu, and F. Zhai, 2015, “Welfare Participation and Time Use in China”, *Social Indicators Research*, 124(3): 863-887.

38. Imbens, G.W., and T. Lemieux, 2008, “Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice”, *Journal of Econometrics*, 142(2): 615-635.
39. Lee, D. S., and T. Lemieux, 2010, “Regression Discontinuity Designs in Economics”, *Journal of Economic Literature*, 48(2): 281-355.
40. McCrary, J., 2008, “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 142(2): 698-714.
41. Ravallion, M., and S. Chen, 2015, “Benefit Incidence with Incentive Effects, Measurement Errors and Latent Heterogeneity: A Case Study for China”, *Journal of Public Economics*, Vol.128: 124-132.
42. Zhao, L., Y. Guo, and T. Shao, 2017, “Can the Minimum Living Standard Guarantee Scheme Enable the Poor to Escape the Poverty Trap in Rural China?”, *International Journal of Social Welfare*, 26(4): 314-328.

(作者单位: ¹中国人民大学经济学院;
²中国人民大学共同富裕研究院)
(责任编辑: 尚友芳)

The Binding Effect and Optimization Path of Rural Dibao Program with the Goal of “Increasing the Lower Bound”

SONG Yang CHENG Zerui

Abstract: As the core institutional arrangement at the bottom of China’s social assistance system, Dibao (Minimum Living Standard Guarantee) program has tied up a large number of assistance resources in practice, resulting in a widening welfare gap between Dibao recipients and other low-income groups, which poses challenges to enhance the effect of “increasing the lower bound” and promote common prosperity. Based on the sample data from CFPS and CHFS, this paper empirically examines the bundling effect of rural Dibao program in different periods by employing the Fuzzy RD method, and conducts a policy simulation analysis. The results show that the welfare bundling effect of rural Dibao program is continuously strengthened during the sample period, and the special assistance entitled to Dibao recipients is much higher than that to other comparable low-income families, especially regarding the renovation of dilapidated houses and medical and education subsidies. Through further policy simulation, we find that by transferring the bundled assistance to other low-income families, the income gap within low-income people can be narrowed and the effectiveness of the social assistance system can be improved without increasing the fiscal burden. Therefore, this paper proposes to break the bundling effect of rural Dibao program, turn the welfare “cliff” into a “gentle slope”, and improve the effect of social assistance.

Keywords: Common Prosperity; Low-income Groups; Social Assistance System; Dibao Bundling Effect

消费升级还是降级*

——基于电商大数据的互联网消费测度

宋 科^{1,2,4} 傅竞驰^{1,2} 杨雅鑫^{2,3}

摘要：互联网消费作为重要的“新消费”形态，在当前居民消费升级过程中发挥着关键作用。本文通过构建中国居民互联网消费升级指数，分析2016年1月—2021年6月全国与省级层面的居民互联网消费升级趋势及其空间特征。结果发现：居民互联网消费升级指数—全国指数稳步上升，2020年1—3月虽有短暂下滑，但从4月开始出现强势反弹，并在6月达到最高点，随后，居民消费逐步呈现降级趋势。分指标看，消费水平指数呈现总体上升趋势，但受新冠疫情持续冲击后有波动下降的趋势，而消费结构指数则经历了一个先降后升的过程，受新冠疫情冲击并不显著。居民互联网消费升级指数—省级指数存在明显的省际差异。空间特征分析表明，一方面，省级指数呈现显著的空间聚集性，表现为“高高”“低低”的分布特征；另一方面，空间差异性检验显示，各地区的居民互联网消费升级指数的总体空间差异和地区内差异均呈现逐步增强的趋势，东部地区的地区内差异明显高于其他地区。进一步，本文构建可比性指数并与居民互联网消费升级指数进行相关性分析，结果发现居民互联网消费升级指数在新冠疫情前与基于宏观数据构建的“居民消费升级指数—全国指数”走势高度一致，但受新冠疫情冲击后两者出现明显分化，基于宏观数据构建的消费升级指数大幅下降，而居民互联网消费升级指数则在小幅下降后出现了快速反弹，这在很大程度上验证了互联网消费的非接触式、便捷性等特征在新冠疫情期间表现出的独特优势。本文为在“新消费”升级阶段进一步推动消费、扩大内需提供了明确的政策启示与决策参考。

关键词：居民互联网消费升级指数 消费水平 消费结构 电商平台

中图分类号：F063.2 **文献标识码：**A

一、问题提出

消费是社会再生产过程中的一个重要环节，在经济社会发展中扮演着至关重要的角色。2019年中央经济工作会议指出，中国经济正处于转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期，要不

*本文通讯作者：杨雅鑫。

不断完善促进消费的体制机制，增强消费对经济发展的基础性作用^①。2020年9月，国务院办公厅发布《国务院办公厅关于以新业态新模式引领新型消费加快发展的意见》，要求以网络购物、移动支付、线上线下融合等新业态、新模式为引领，加快推动新型消费扩容提质^②。2023年12月召开的中央经济工作会议进一步强调，要着力扩大国内需求，推动消费从疫后恢复转向持续扩大，培育壮大新型消费，大力发数字消费、绿色消费、健康消费，积极培育智能家居、文娱旅游、体育赛事、国货“潮品”等新的消费增长点^③。在此大背景下，系统厘清消费升级的理论内涵与实践价值，准确把握中国居民消费变化趋势尤其是互联网消费升级现状，并充分发挥互联网消费在扩大内需、推动高质量发展中的重要作用，具有重大战略意义。

从既有文献看，随着居民消费行为、内容、方式等方面动态演进，对于消费升级的阐释也在不断丰富和发展。早期研究主要通过消费热点变迁来考察居民消费升级情况。例如：从传统“老三件”（手表、自行车和缝纫机）到“新三件”（电视机、电冰箱和洗衣机），从电话、空调、摩托车、电脑等耐用品到家用汽车和居民住宅；从实物商品消费到以文旅餐饮为代表的服务消费（宋科等，2022）等。也有研究将居民消费结构升级等同于消费升级，如恩格尔系数下降、发展型和享受型消费占比上升等（俞剑和方福前，2015；孙早和许薛璐，2018；宋明月和臧旭恒，2020；刘斌等，2022）。可以看到，既有文献在分析并刻画中国居民消费升级方面进行了有益探索，但尚存局限：第一，大量文献主要采用区域性的宏观消费数据进行消费升级的量化测度，但区域性宏观数据更新频率低，消费品类划分颗粒度大，难以细致、高频地反映居民消费升级程度。第二，大部分居民消费升级指数指标体系维度单一，仅以横向消费结构变化来反映居民消费升级程度，无法体现纵向消费结构变化，即同一品类商品中高价商品消费占比。例如，对于有机、绿色、进口等高端食品消费，很难将其归类为生存型消费或享受型消费，却也反映了居民消费能力的变化。此外，之前的研究更缺乏对居民消费水平变动的体现。

相较于既有研究，本文可能的边际贡献在于：第一，从电子商务和数字金融共同驱动的互联网消费视角切入，延伸探讨中国步入“新消费”升级阶段后的居民消费特征与趋势，丰富了消费升级相关文献。第二，基于消费结构（含横向、纵向消费结构）和消费水平双重维度拓展消费升级内涵，并基于中国某头部电商平台多达1.6万余种细分消费品类及商品价格等微观数据优势，构建居民互联网消费升级指数（resident online consumption upgrade index，简称ROCFI）。此外，本文分别基于宏观消费数据与另一家代表性电商平台的互联网消费指数进行可比性指数构建并与ROCFI进行相关性分析，

^①参见《中央经济工作会议举行 习近平李克强作重要讲话》，https://www.gov.cn/xinwen/2019-12/12/content_5460670.htm。

^②参见《国务院办公厅关于以新业态新模式引领新型消费加快发展的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2020-09-21/content_5545394.htm。

^③参见《中央经济工作会议在北京举行 习近平发表重要讲话》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202312/content_6919834.htm。

进一步验证其可靠性和可信度。第三，本文对 ROCUI 的动态演进趋势以及空间特征进行详细分析，并据此重点探讨新冠疫情前后的动态演进趋势差异，为在后疫情时期进一步推动消费、扩大内需提供决策参考。

二、文献综述与理论分析

近年来，数字经济快速发展，在电子商务和数字金融的共同驱动下，商品市场加速细分，居民消费行为方式逐渐转变，消费升级的内涵不断丰富和发展（宋科等，2022）。俞剑和方福前（2015）以弹性较大的商品与服务支出占总消费支出的比例来测算消费升级。石明明等（2019）将符号性和服务性消费占比上升识别为消费升级。宋科和杨雅鑫（2021）认为消费方式和消费理念的变化也是消费升级的应有之义。宋科等（2022）从消费水平和消费结构两方面构建了居民消费升级新的理论分析框架，并在此基础上将改革开放以来中国居民消费升级阶段划分为 4 个阶段：20 世纪 70 年代末至 80 年代中期的“温饱型”消费升级、80 年代末至 90 年代中期的“小康型”消费升级、90 年代末至 2011 年的“发展享受型”消费升级和 2012 年至今的“新消费”升级阶段。

消费水平增加是消费者依据偏好、预算约束与市场信息调整消费决策产生新增消费的结果，是刻画居民消费升级的重要维度（孙久文和李承璋，2022）。不少研究用“人均消费支出”“人均社会消费品零售总额”等诸多消费水平指标度量居民消费升级程度。消费结构指特定消费品类支出在总消费支出中的比重（Gordan and Richard, 1983），同样是刻画居民消费升级的重要维度。马克思和恩格斯最早将消费资料划分为生活、发展和享受型消费资料^①。发展型和享受型消费支出在家庭总消费支出中的比重上升则意味着居民消费结构升级（俞剑和方福前，2015；潘敏和刘知琪，2018；宋明月和臧旭恒，2020；刘斌等，2022）。也有研究认为，同一消费品类中质量和实用功能改善也体现为居民消费的升级。例如：城市居民食品消费更关注低糖、低盐、高蛋白、低脂肪等健康饮食；衣着消费需求从单纯的保暖、使用转向讲究花色、款式和搭配等。近年来，“数字”“智能”“联创”“国潮”等消费标签赋予消费品更高的附加值，成为新消费热点，但无法被发展型和享受型消费捕捉到。总之，消费结构应包括横向消费结构和纵向消费结构，其中，横向消费结构升级表现为发展型和享受型消费支出占比的上升，纵向消费结构升级表现为同一消费品类中消费品质的提升。因此，消费升级应该包括居民消费水平的提高以及消费结构的优化，反之则表现为消费降级。

在需求侧，居民收入、家庭财富和信贷约束是影响居民消费水平扩张以及对不同消费品类需求的关键。收入水平是影响居民消费水平的基础性因素（Carroll and Samwick, 1998；Agarwal and Qian, 2014；Agarwal et al., 2022），收入结构则会影响居民对不同消费品类的需求，影响其消费结构。例如：财产性收入对居民发展型消费和享受型消费的拉动效果更明显，而工资性收入对不同消费品类的拉动效果均显著（温涛等，2013；陈昌盛等，2021；刘世锦等，2022）。家庭财富水平亦是影响居民

^① 《马克思恩格斯全集》第 1 卷，人民出版社 2012 年版，第 326 页。

消费升级的关键，财富净值增加能够显著促进居民消费水平（Ando and Modigliani, 1963）。近年来，数字金融有效提高了居民尤其是中低收入人群的金融可得性，并通过缓解信贷约束、提高支付便利程度来释放居民消费需求（尹志超等，2015；张勋等，2020）。在供给侧，技术进步和产业升级不仅可以保障消费品供给的数量提升，也有助于消费新业态发展，带来全新服务模式和消费体验，促进产品供给由低端向高端转移，在匹配消费者的高端产品需求的同时，创造新的消费需求。最终，在市场供需匹配的共同作用下，群体性消费行为发生改变，消费规模增加、新的消费热点出现，居民消费实现跃迁和发展，表现为消费升级。由此可见，消费升级是供需双方动态匹配的过程，在“质”“量”互换中完成。

互联网消费是指消费者以互联网为媒介，在商家的互联网店铺完成挑选货物、交易和支付的过程。相较于线下消费渠道，以互联网为媒介的消费渠道具有以下优势：首先，可缓解供需双方信息不对称、弱化物理时空对交易的限制，显著降低交易成本和消费品价格；其次，有助于发展细分市场和小众市场，不仅可以增加多元化、个性化和高附加值消费，也可以直达底层消费群体，挖掘其潜在消费需求；最后，金融科技将移动支付、互联网消费信贷和互联网理财等消费金融服务内嵌于互联网消费场景中，有助于消费者通过借贷或投资来平滑生命周期内的消费与收入，改变其消费理念（宋科等，2023）。值得一提的是，随着众多电商平台迅猛发展以及短视频平台“直播带货”等消费模式兴起，低价商品和服务广受消费者青睐，这属于消费分层现象在互联网消费中的体现，并不能简单地将其判定为消费升级。

三、数据来源、指标体系与指数构建

（一）数据来源

本文基于中国某头部电商平台活跃用户的微观消费数据，在充分保护消费者个人隐私的基础上，按照全面性、可比性和可操作性等原则，从消费水平和消费结构两个维度刻画全国及31个省（区、市）在2016年1月—2021年6月的月度居民互联网消费升级指数。截至2021年6月，该电商平台拥有超5亿活跃用户，消费品类多达1.6万余种，具有极强代表性。考虑到本文主要研究中国居民于2012年前后步入“新消费”升级阶段后的互联网消费升级现状以及电商平台数据稳定性等原因，本文选取的样本区间为2016年1月—2021年6月，消费数据涵盖了22个一级消费品类、302个二级消费品类以及3941个三级消费品类。

在拓展讨论部分，本文构建“居民消费升级指数—全国指数”“居民互联网消费升级指数II—全国指数”，用于数据交叉验证和相关性分析。其中：构建“居民消费升级指数—全国指数”所需数据来源于国家统计局发布的人均消费支出以及八大品类人均消费支出；构建“居民互联网消费升级指数II—全国指数”所需数据来自中国另一家代表性电商平台编制的互联网消费指数。截至2021年底，本文选取的两家电商平台的市场份额合计超过70%，具有较强的代表性。

（二）指标体系

1. 指标体系构建原则。本文根据中国居民互联网消费升级的内涵，参考郭峰等（2020）、聂长飞和简新华（2020）以及刘培林等（2021）的研究，基于全面性、可比性和可操作性等原则构建指标体系：一是全面性原则。ROCU构建应基于消费升级内涵，兼顾消费水平与结构特征。二是可比性原则。ROCU不仅要反映经济社会发展带来的纵向波动，也要反映不同地区经济结构和发展水平迥异带来的横向差异，兼顾纵向和横向的可比性。三是可操作性原则。ROCU指标选取过程中，不仅要考虑到当下数据的质量和准确性，也要考虑到未来指数的持续更新和进一步向地级市和县域拓展的可能性，兼顾数据的连续性和可得性。

2. 指标选取。根据消费升级概念界定和指数构建原则，本文从消费水平和消费结构两个维度刻画ROCU指标体系。消费水平层面，本文选择人均消费支出和活跃用户规模作为二级指标。2012年以来，电商平台快速发展，平台用户增长迅猛。尤其是随着互联网普及以及基础设施完善，电商平台容纳了广大下沉人群，这些人群通常是指三线及以下城市居民和农村地区居民，以收入水平较低、对商品价格较为敏感为特征。下沉人群增加显著影响了人均互联网消费水平的变化趋势，为减少新增用户的影响，本文在消费水平的二级指标中纳入电商平台活跃用户规模。

消费结构层面，本文从横向消费结构和纵向消费结构两个角度进行刻画。其中，横向消费结构包括发展型消费占比与享受型消费占比两个二级指标，分别代表人均发展型消费和人均享受型消费在人均总消费中的比重。根据潘敏和刘知琪（2018）等的研究以及电商平台商品分类的具体情况，本文将图书、医疗保健、运动户外、家用电器、文化、电脑及办公用品和手机通信类用品等归类为发展型消费；将礼品、珠宝首饰、宠物生活、旅游出行、美妆护肤、影视、游戏设备及游戏和数码等消费品归类为享受型消费。纵向消费结构是指同一消费品类中消费品质的提升，不仅指商品质量和实用功能的改善，还指品牌、文化、概念等多维内容带来的附加值增加，这些都体现在商品价格上。本文参考《品质消费指数报告（2017）》《伊利中国消费升级指数》^①提出的指数构建方法，使用居民消费中高价商品消费的占比变化情况来刻画纵向消费结构，即同一消费品类中高品质和高附加值产品支出的占比。根据平台主营业务及品类分布特征，本文在构建纵向消费结构时选择了白酒、冰箱、电动牙刷、净水器、空调、男装、女装、平板电视、手机、数码相机、洗衣机、婴幼儿奶粉共12个消费品类。上述品类销量较大、价格变化较为明显，且价格可反映品牌溢价和商品品质，能够较好刻画居民在同一品类中的高价优质产品消费变化情况。在统计学中，四分位数常用来描述数据偏离平均范围的程度，如李国正和艾小青（2017）采用四分位数方法比较了城镇和农村居民的收入、消费水平。基于此，本文选择商品价格由高到低排序在前25%的商品为同一类商品中的“高价商品”，并以12个消费品类中价格排在前25%的商品人均消费额占该消费品类人均消费总额的比重作为消费结构的二级指标。

^①资料来源：《品质消费指数报告（2017）》，<https://www.199it.com/archives/580364.html>；《伊利中国消费升级指数》，<https://index.caixin.com/upload/neci20180415.pdf>。

本文的指标体系具体如表1所示。

表 1 指标体系

一级指标	二级指标	备注
消费水平	人均消费支出（元） 活跃用户规模（个）	
消费结构	发展型消费占比（%）	横向消费结构
	享受型消费占比（%）	
	“高价商品”消费占比（%）	纵向消费结构

注：①发展型消费品类：医疗保健、运动户外、家用电器、文化、电脑及办公用品、手机通信类用品、图书；享受型消费品类：礼品、珠宝首饰、宠物生活、旅游出行、美妆护肤、影视、游戏设备及游戏、数码。发展型消费品类中的文化消费品类由电商平台的文娱消费品类剔除游戏设备、游戏等非发展型品类后的剩余品类构成；“高价商品”消费品类：白酒、冰箱、电动牙刷、净水器、空调、男装、女装、平板电视、手机、数码相机、洗衣机、婴幼儿奶粉。

（三）指数构建

1.通货膨胀处理。考虑到人均消费支出等货币计量指标不可避免地受到通货膨胀影响，本文采用居民消费价格指数，以 2016 年 1 月为基期进行去通货膨胀化处理。

2.无量纲处理。本文采用彭非等（2007）提出的“指数功效函数法的改良模型”对原始数据进行无量纲处理。该方法中正向指标与逆向指标具有统一的功效函数形式，弥补了指数评分模型的缺点，且其本身下凸的性质能够很好解决正向指标和逆向指标越接近满意值，无量纲化后数值上升越快的问题。“改良型指类型功效函数法”具体如下：

$$d = A e^{\left(\frac{x - x^s}{x^h - x^s} \right) B} \quad (1)$$

(1) 式中： d 为单项指标的评价值，即功效分值； x 为单项指标的实际值； x^s 为不允许值； x^h 为满意值； A 、 B 为正的待定参数，可以通过临界点定分来确定，当 $x = x^s$ 时，即 x 达到了不允许值，按照直线型功效函数做法，取 $d=60$ ，此时， $A=60$ ， $B=-\ln(0.6)$ 。

所以，(1) 式可改写为：

$$d = 60 e^{-\ln 0.6 \left(\frac{x - x^s}{x^h - x^s} \right)} \quad (2)$$

为缓解极端值影响，确保指数平稳性，本文参考郭峰等（2020）的阈值确定方法，将各项指标数据实际值的 5% 分位数记为 x^s ，95% 分位数记为 x^h ，当某指标值超过该指标的上限 x^h 时，则令该指标值为其上限值 x^h ，当某指标值小于该指标的下限 x^s 时，则令该指标值为其下限值 x^s 。根据上述方法，二级指标无量纲化数值得分区间在 60 和 100 之间。

3.季节调整。本文使用的是中国人民银行统计司发布的 PBC 版 X-12-ARIMA 方法（谢波峰和章丽盛，2008），其充分考虑了中国特有的春节因素。

4. 权重确定。合成发展型消费占比、享受型消费占比以及“高价商品”消费占比的过程中，由于消费品类较多，使用主观赋权的方法难以准确衡量各指标的重要性，因此本文使用熵值法这一客观赋权法。二级指标合成一级指标以及一级指标合成总指数的过程中，本文选择使用等权法。等权法是一种主观认为各指标对合成的指数同样重要的赋权法。万海远和陈基平（2021）认为，不同权重设定背后都是主观判断，很难说哪一种选择更为“正确”，从评价方法的稳定性和合理性角度考虑，过高或过低都不太符合现实情况，折中选择可能更符合常理。在消费水平合成过程中，用户规模不仅可以整体反映互联网消费的覆盖广度，同时在指数合成的过程中也可以减少电商快速扩展下沉市场期间新增用户给人均消费带来的影响，因此，本文赋予人均消费支出和活跃用户规模相同的权重。在合成消费结构过程中，横向消费结构是指不同消费品类支出在总消费中的比重，纵向消费结构反映的是同一消费品类中消费品质的提升，二者在消费结构中扮演同等重要的角色。因此，本文赋予代表横向消费结构的发展型消费占比和享受型消费占比共50%的权重，赋予代表纵向消费结构的“高价商品”消费占比50%的权重。另外，学者在描述横向消费结构时常常将发展型消费和享受型消费合称为“发展享受型消费”，说明二者在横向消费结构中同等重要，因此，本文分别赋予发展型消费占比和享受型消费占比各25%的权重。在总指数合成过程中，消费水平和消费结构同样反映居民消费能力的变化，在居民消费升级中扮演同样重要的角色，因此，本文在此过程中使用了等权法。

各指标的权重如表2所示。

表2

指标权重

	一级指标	二级指标	备注
居民互联网消费升级指数	消费水平（50%）	人均消费支出（50%）	
		活跃用户规模（50%）	
	消费结构（50%）	发展型消费占比（25%） 享受型消费占比（25%） “高价商品”消费占比（50%）	横向消费结构 纵向消费结构

注：①括号内数值代表指标权重。②发展型消费品类权重：医疗保健（14.72%）、运动户外（15.67%）、家用电器（13.09%）、文化（13.66%）、电脑及办公用品（14.26%）、手机通信类用品（14.90%）、图书（13.70%）；享受型消费品类权重：礼品（12.06%）、珠宝首饰（12.30%）、宠物生活（11.40%）、旅游出行（10.96%）、美妆护肤（11.15%）、影视（10.81%）、游戏设备及游戏（13.62%）、数码（17.70%）；“高价商品”消费品类权重：白酒（8.19%）、冰箱（9.76%）、电动牙刷（7.07%）、净水器（9.34%）、空调（6.67%）、男装（9.68%）、女装（9.43%）、平板电视（8.25%）、手机（7.95%）、数码相机（8.96%）、洗衣机（7.51%）、婴幼儿奶粉（7.19%）。

5. 空间特征分析。（1）空间相关性检验。根据地理学第一定律^①，中国各地区、各省份的居民互联网消费升级指数很可能存在空间相关性。本文使用全局和局域莫兰指数（Moran's I）对ROCUI进行空间集聚性检验。全局莫兰指数是衡量同一分布区域内变量观测值之间潜在相互依赖性的一个重要

^①任何事物都是空间相关的，距离近的事物比距离远的事物的空间相关性更大。

指标，经过方差归一化之后，数值位于 $[-1, 1]$ ，具体计算公式如下：

$$I = \frac{n}{S_0} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (C_i - \bar{C})(C_j - \bar{C})}{\sum_{i=1}^n (C_i - \bar{C})^2} \quad (3)$$

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \quad (4)$$

(3) 式和 (4) 式中： ω_{ij} 为空间权重值， n 为省份数量， S_0 为空间权重值之和， C_i 和 C_j 分别表示第 i 个省份和第 j 个省份的 ROCUI 观测值，而 \bar{C} 表示全国 31 个省份的 ROCUI 观测值的均值。 I 为本文最终计算所得的莫兰指数。若 Moran's I > 0，则表示空间正相关性，其值越大，空间相关性越明显；若 Moran's I < 0，则表示空间负相关性，其值越小，空间差异越大。此外，局域莫兰指数可用来进一步观察具体区域的空间聚集现象，其计算公式为：

$$I_i = \frac{Z_i}{S^2} \sum_{j \neq i}^n \omega_{ij} Z_j \quad (5)$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (C_i - \bar{C})^2 \quad (6)$$

(5) 式和 (6) 式中： S^2 为样本方差； $Z_i = C_i - \bar{C}$ ， $Z_j = C_j - \bar{C}$ ， I_i 为计算所得第 i 个省份指数观测值的局域莫兰指数； ω_{ij} 、 n 、 C_i 、 C_j 和 \bar{C} 的含义同 (3) 式和 (4) 式。

(2) 空间差异性检验。本文采用泰尔指数 (Theil index) 进一步探讨中国东部、中部、西部和东北地区的地区间以及地区内居民互联网消费升级指数差异^①。泰尔指数及其结构分解的具体计算公式如下：

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{C_i}{\bar{C}} \times \ln \frac{C_i}{\bar{C}} \right) \quad (7)$$

$$T_p = \frac{1}{n_p} \sum_{k=1}^{n_p} \left(\frac{C_{pk}}{\bar{C}_p} \times \ln \frac{C_{pk}}{\bar{C}_p} \right) \quad (8)$$

$$T = T_w + T_b = \sum_{p=1}^4 \left(\frac{n_p}{n} \times \frac{\bar{C}_p}{\bar{C}} \times T_p \right) + \sum_{p=1}^4 \left(\frac{n_p}{n} \times \frac{\bar{C}_p}{\bar{C}} \times \ln \frac{\bar{C}_p}{\bar{C}} \right) \quad (9)$$

^①根据国家统计局，东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 10 省（市），中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南 6 省，西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 12 省（区、市），东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江 3 省。

(7) 式、(8) 式和(9)式中: T 为泰尔指数, 数值介于 $[0, 1]$; T_p 表示各地区的泰尔指数, 即东部地区 ($P=1$)、中部地区 ($P=2$)、东北地区 ($P=3$) 和西部地区 ($P=4$) 的泰尔指数; C_{Pk} 表示 P 地区第 k 个省份的 ROCUI 观测值; \bar{C}_P 表示 P 地区所包含省份的 ROCUI 观测值的均值; n_P 代表 P 地区的省份个数; T_w 表示地区内差异的泰尔指数; T_b 表示地区间差异的泰尔指数; n 、 C_i 和 \bar{C} 的含义同(3)式和(4)式。

四、居民互联网消费升级指数动态演进趋势与空间特征分析

(一) 居民互联网消费升级指数动态演进趋势

1. 居民互联网消费升级指数—全国指数动态演进趋势。如图 1 所示, 2016 年 1 月—2021 年 6 月, 居民互联网消费升级指数—全国指数由 70.59 增加至 79.42, 上涨 12.51%, 呈现稳步上升趋势。值得注意的是, 2020 年初新冠疫情暴发虽然对居民互联网消费升级指数—全国指数造成了短暂的负向影响, 但在同年 4 月出现了明显的消费反弹, 居民互联网消费升级指数—全国指数从 2020 年 3 月的 78.34 增加到 2020 年 6 月的 82.40, 上涨了 5.18%。可能的原因在于: 新冠疫情期间, “居家隔离”等非接触式防疫政策使得居民消费从线下转移至线上, 极大程度改变了居民的生活方式和消费模式, 在一定程度上促进了居民互联网消费结构和消费水平的升级。2020 年 6 月—2021 年 6 月, 居民互联网消费升级指数—全国指数从最高点 82.40 下降至 79.41, 跌幅为 3.63%, 呈现明显的消费降级趋势。

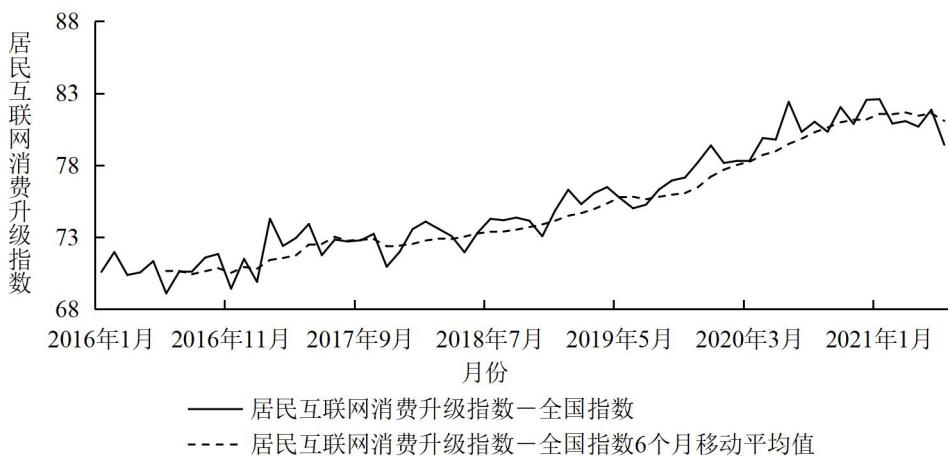


图 1 2016 年 1 月—2021 年 6 月居民互联网消费升级指数—全国指数变化情况

分一级指标看, 2016 年 1 月—2021 年 6 月, 消费水平指数与消费结构指数的走势迥异。其中, 消费水平指数发展趋势与总指数相仿。与总指数不同, 消费结构指数则经历了一个先下降后上升的过程。从 2016 年 1 月的 75.88 逐步震荡下行至最低点 68.83, 而后在 2021 年 4 月反弹至最高点 84.69。2020 年, 新冠疫情冲击并未对其造成负向影响, 但在 2021 年上半年后期, 消费结构指数出现一定幅度下降。

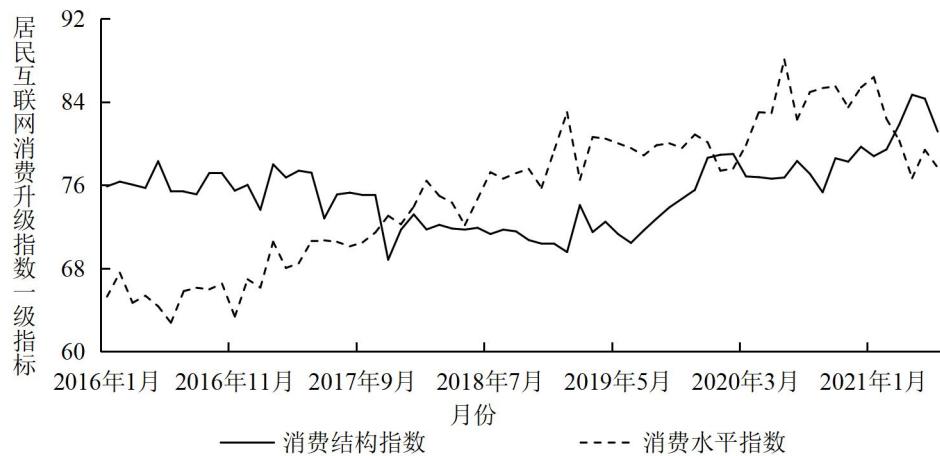


图2 2016年1月—2021年6月居民互联网消费升级指数—全国指数的一级指标变化情况

从消费水平指数的二级指标来看，活跃用户规模指数整体呈现上升趋势，这与互联网普及有关，而人均消费支出指数则主要经历了2016年1月—2019年1月的上升阶段和2019年1月—2021年6月的下降阶段。在上升阶段，电商平台快速发展，打通了买家和卖家的时空隔阂，居民逐渐适应互联网消费形式并形成新的消费习惯，平台人均消费水平不断上升。在下降阶段，一方面，电商平台对主要大中型城市消费群体的覆盖逐渐饱和，主力消费群体由大中型城市消费群体向三四线城市以及农村地区的中老年和低收入群体不断渗透，他们更倾向于在电商平台寻求更低价的日常用品，呈现“消费下沉”趋势和“消费分层”现象（张官寿，2021）；另一方面，互联网消费平台竞争不断激烈，“团购”“直播降价带货”等新的消费渠道不断涌现，各大平台还会通过“百亿补贴”等类似价格战的销售方式进一步打压价格，迅速挤占消费市场，深刻影响着居民消费。

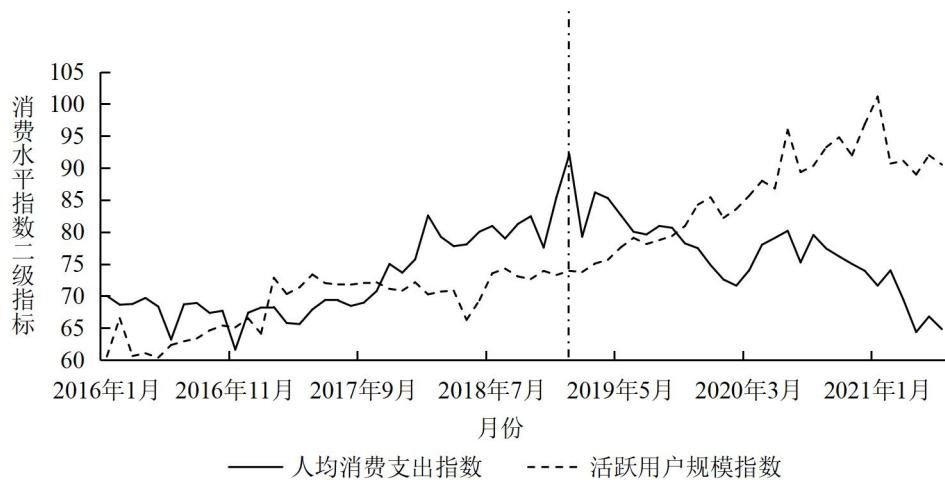


图3 2016年1月—2021年6月居民互联网消费升级指数—消费水平指数的二级指标变化情况

从消费结构指数的二级指标来看，横向消费结构指数和纵向结构消费指数均经历了先降后升的过程，但是横向消费结构指数的波动幅度更大。可能的原因在于：前者主要包括发展型和享受型消费品

类，其价格弹性和收入弹性较大；后者不仅包括发展型和享受型消费，也包括生存型消费的商品品类，价格弹性和收入弹性相对更小。

2019年1月前，横向消费结构指数与纵向消费结构指数均呈现下降趋势，这与互联网消费在快速发展阶段呈现的价格无序竞争以及2016年以来的互联网“拼单”模式不无关联。“低价”成为互联网消费的主要标签。2019年5月前后，随着电子商务持续深入和金融科技蓬勃发展，居民的消费潜力得以释放，追求个性化、高品质、优质体验的消费心理和消费需求也更为明显。横向消费结构方面，文旅和医疗保健等消费品类支出占比逐步提升；纵向消费结构方面，智能、绿色家电等高价商品成为热销品。2020年以来，受新冠疫情冲击，居民出行受到限制，居家办公、上课等场景需求催生出数字业态，网络会议、线上娱乐、线上教育等新模式迅速发展（许宪春等，2020），线上消费也得以快速发展。从指数表现看，在新冠疫情冲击初期，横向消费结构指数的上升趋势并未改变。

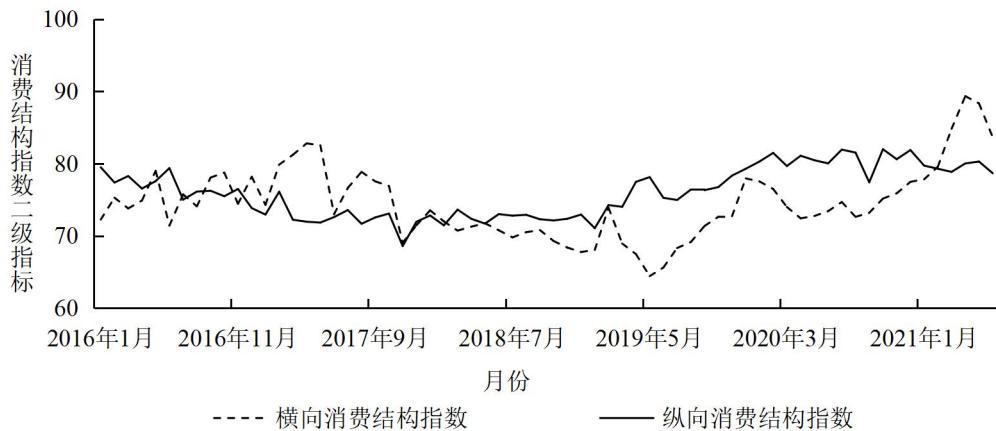


图4 2016年1月—2021年6月居民互联网消费升级指数—消费结构指数的二级指标变化情况

2.居民互联网消费升级指数—省级指数动态演进趋势。居民互联网消费升级指数—省级指数的动态演进趋势如图5所示。2016年1月—2021年6月，居民互联网消费升级指数—省级指数的中位数和均值与居民互联网消费升级指数—全国指数走势基本相似，呈现整体上升趋势。2016年1月居民互联网消费升级指数—省级指数的月度均值为71.76，中位数为71.06，2021年6月份居民互联网消费升级指数—省级指数的均值增长到74.70，中位数增长到73.62，分别增长了3.6%和4.1%。2020年以来，受新冠疫情冲击，居民互联网消费升级指数—省级指数的升级趋势逐步放缓并出现一定程度的降级趋势^①。

图6报告了各省份的ROCUI月度均值的差异。可以看到，各省份的居民互联网消费升级指数差异较为明显，其中：北京、上海、广东、江苏、浙江等地的居民互联网消费升级指数月度均值明显高于其他省份；新疆、宁夏、青海、甘肃等地的居民互联网消费升级指数月度均值处于较低水平。李研和洪俊杰（2021）认为，消费不仅可以反映一个地区的居民生活水平，还可以从侧面反映该地区的经

^①因篇幅所限，居民互联网消费升级指数—省级指数中位数和均值的具体数据可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

济增长状况，消费差异是经济发展差异和社会发展差异的直接体现。居民互联网消费升级指数—省级指数存在明显的省际差异，这与中国区域间经济发展不平衡特征基本吻合。

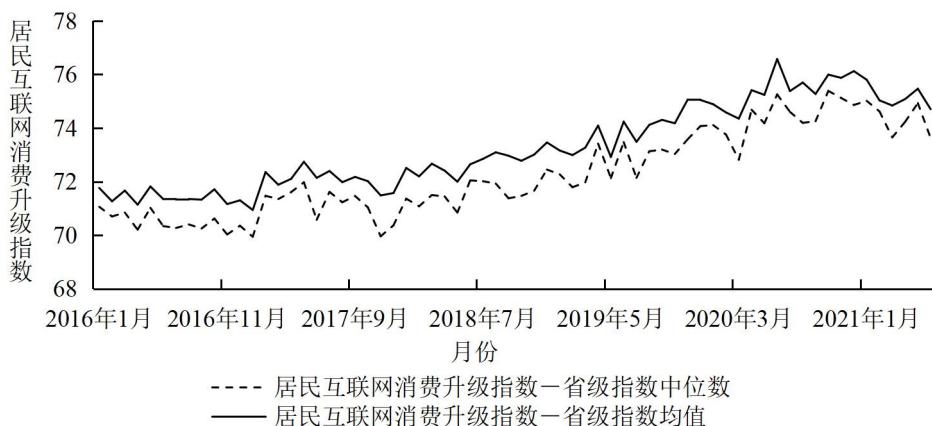


图 5 2016 年 1 月—2021 年 6 月居民互联网消费升级指数—省级指数中位数和均值

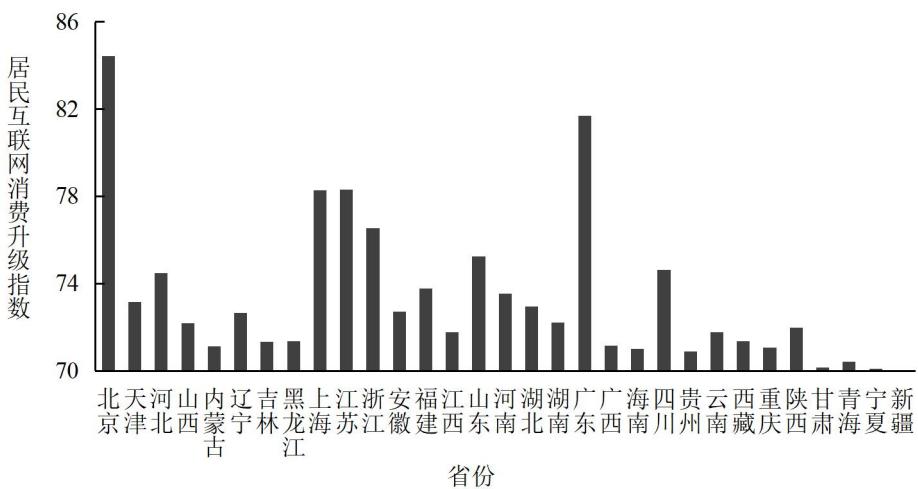


图6 2016年1月—2021年6月居民互联网消费升级指数—省级指数月度均值

进一步地，本文从中国重要城市群和经济区域的角度分析居民互联网消费升级的区域差异。本文对长三角地区（江苏、安徽、上海、浙江）、珠三角地区（广东）和京津冀地区（北京、天津、河北）三大经济区域的居民互联网消费升级指数表现进行了分析。如图7所示，三个经济区域涵盖省份的居民互联网消费升级指数均值都明显领先于全国31个省份居民互联网消费升级指数均值，其中，珠三角地区的居民互联网消费升级指数均值显著高于京津冀地区和长三角地区，而后两者尽管波动趋势在不同阶段有所差异，但整体处于同一水平线上^①。

^①因篇幅所限，各经济区域涵盖省份的居民互联网消费升级指数—省级指数均值的具体数据可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

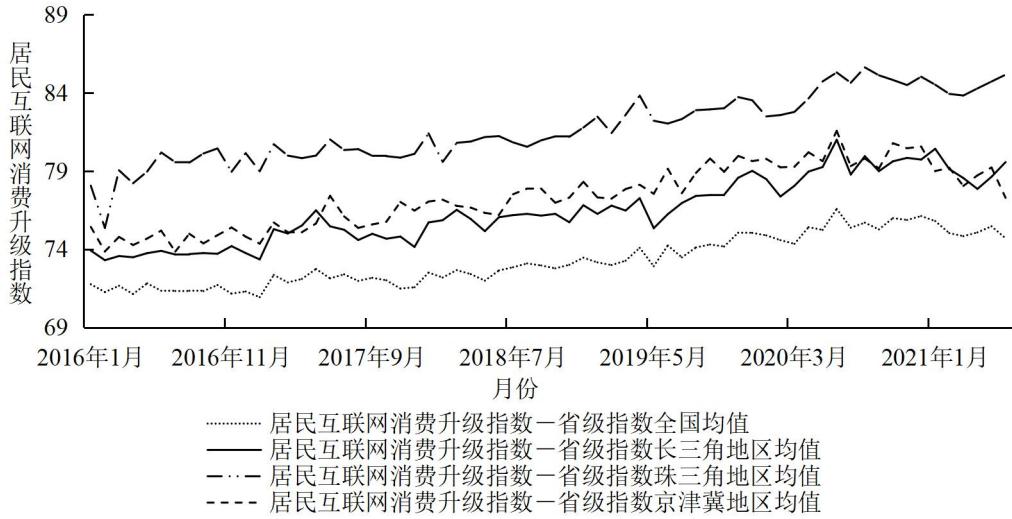


图7 2016年1月—2021年6月三大经济区域覆盖省份的居民互联网消费升级指数—省级指数均值

(二) 居民互联网消费升级指数空间特征分析

1. 空间相关性检验。本文采用莫兰指数对各省份的 ROCUI 进行空间相关性分析。本文选取邻近空间矩阵 (0-1) 矩阵，相邻省份赋值为 1，不相邻省份赋值为 0，绘制的莫兰局部散点图如图 8 (a) 和图 8 (b) 所示。可以看到，2016 年 1 月与 2021 年 6 月的莫兰指数分别为 0.162 和 0.355，均为正值，表明各省份的 ROCUI 之间存在着空间正相关关系，且绝大部分省份落在散点图的第一象限和第三象限，处于“高高”型集聚区或“低低”型集聚区，整体上呈现较为明显的空间集聚特征。具体来看，2016 年 1 月和 2021 年 6 月均处于第一象限“高高”型集聚区的为北京、江苏、浙江、天津、福建、上海等东部地区，而河南、新疆、西藏等发展水平较低的中西部地区则大多处于第三象限“低低”型集聚区，零散于二、四象限的为广东、江西等省份。

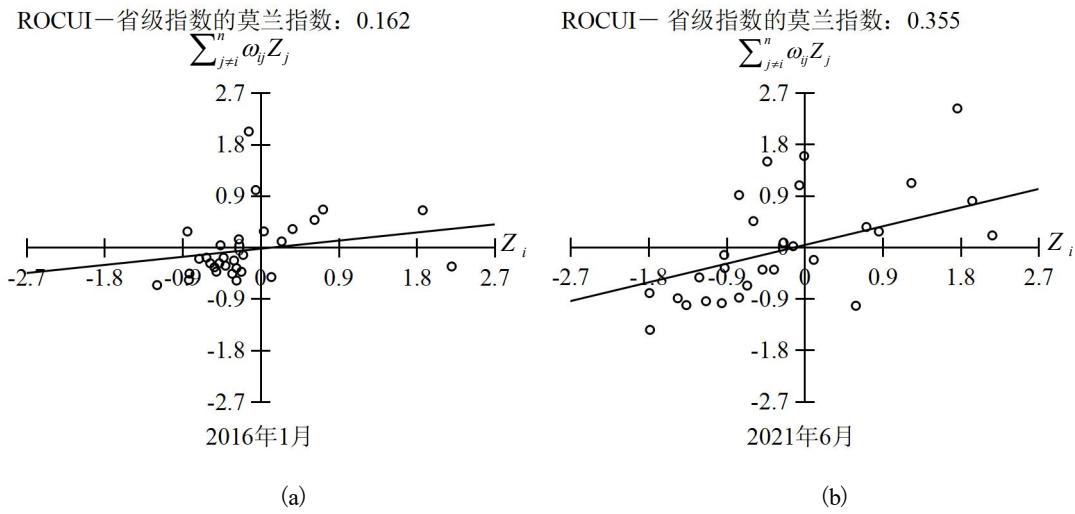


图8 2016年1月和2021年6月居民互联网消费升级指数—省级指数莫兰散点图

2. 空间差异性检验。参照王军等（2021），本文测算了东部、中部、西部和东北地区各时间段的地区间差异泰尔指数和地区内差异泰尔指数，以及反映 ROCUI 总体空间差异的泰尔指数^①。研究发现，反映总体空间差异的泰尔指数整体呈现波动增长的态势。尤其是，2020 年的新冠疫情冲击导致 ROCUI 的总体空间差异进一步扩大，直到 2021 年，随着发达地区居民互联网消费升级放缓，总体空间差异才开始减小。

图 9 报告了东部地区与中部地区、西部地区以及东北地区的地区间差异，可以看出，东部地区与中部地区、东北地区的地区间差异整体稳定在一个较低的水平上，甚至出现了一定程度的下降趋势。而东部地区与西部地区的地区间差异则呈现明显的扩大趋势，直到 2020 年 11 月之后才有所减缓。这表明，相较于西部地区，东部地区与中部地区、东北地区之间存在更强的趋同效应，地区间差异逐步收敛。

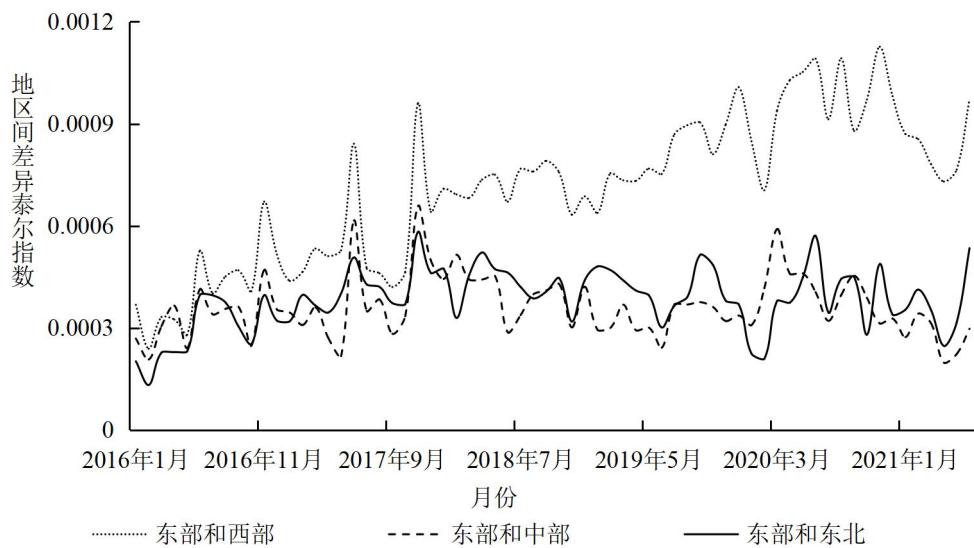


图 9 东部地区与其他地区的地区间差异泰尔指数

从地区内差异来看，东部地区的地区内差异整体高于其他区域且波动较小。这是因为，尽管东部地区经济整体较为发达，但各省份之间发展差异明显。尤其是区域内各省份所处地理位置不同，导致与互联网消费密切相关的物流网络建设等也存在“非均衡性”，因此差异较大。西部、中部和东北地区的地区内差异尽管低于东部地区，但保持扩大的趋势。

进一步，本文以长江经济带为例进行泰尔指数分解，剖析中西部地区的地区内差异不断扩大的原因。具体地，本文将中西部地区的 18 个省份按照是否被划入长江经济带分为两类，未被划入的省份包括甘肃、广西、河南、内蒙古、宁夏、青海、山西、陕西、西藏和新疆 10 省（区），被划入的省份包括安徽、贵州、湖北、湖南、江西、四川、云南和重庆 8 省（市）。图 10 报告了以上两类地

^①因篇幅所限，各时间段的泰尔指数及其结构分解的结果可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

区的地区间差异泰尔指数变化情况。可以看出，两类地区的地区间差异从2016年1月—2021年6月呈不断扩大的趋势，分为“先发”“追赶”“扩大”三个阶段。在第一个阶段，随着长江经济带的确立，被划入省份表现出因政策实施带来的先发优势，与未划入省份之间的差距迅速拉大。而在第二个阶段，未划入省份不断追赶，双方差异逐步缩小。进入第三个阶段，新冠疫情冲击打破了原有的追赶趋势，两大区域间的差异再次出现扩大的趋势。

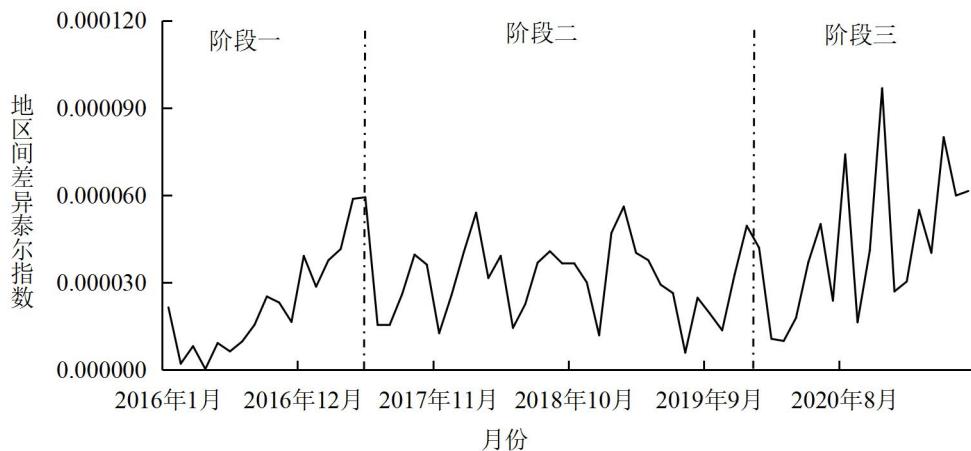


图10 中西部地区划入长江经济带省份与未划入省份的地区间差异泰尔指数

五、拓展讨论：数据交叉验证和指数相关性分析

为进一步验证本文结论的可靠性与稳定性，笔者分别采用宏观数据与另一家头部代表性电商平台的互联网消费指数构建具有可比性的消费升级指数，并据此进行相关性分析。第一，构建基于宏观数据的“居民消费升级指数—全国指数”。国家统计局将人均消费支出划分为食品烟酒、居住、生活用品及服务、衣着、教育娱乐、交通通信、医疗保健和其他用品和服务8大品类，本文参考潘敏和刘知琪（2018），将食品烟酒、衣着和居住消费划分为生存型消费，其余品类划分为发展与享受型消费，用同样的方法测算中国居民消费升级指数，数据频率为季度。第二，采用相似的指数构建方法，基于另一家头部代表性电商平台的互联网消费指数构建“居民互联网消费升级指数II—全国指数”。由于另一家头部电商平台的互联网消费指数中没有与商品价格、平台用户规模等相关的数据，因此，本文在构建“居民互联网消费升级指数II—全国指数”时，消费结构指数没有考虑纵向消费结构，消费水平指数没有考虑活跃用户规模。此外，该互联网消费指数公布了详细的服务类消费数据，因此，笔者在构建“居民互联网消费升级指数II—全国指数”的横向消费结构指数时，也将服务类消费考虑在其中^①。

^①因篇幅所限，“居民消费升级指数—全国指数”和“居民互联网消费升级指数II—全国指数”的指标体系以及具体数值可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

基于宏观数据构建的“居民消费升级指数—全国指数”与 ROCUI—全国指数相比，两者相关系数为 0.56。以 2020 年 1 月为分界点，2016 年 1 月—2019 年 12 月两者的相关系数高达 0.96，而 2020 年 1 月—2021 年 6 月的相关系数仅为 0.26。这表明，全国居民的消费升级整体趋势与互联网消费升级趋势保持较强的一致性，但是受新冠疫情冲击，二者发展趋势出现显著差异。基于宏观数据的“居民消费升级指数—全国指数”下降幅度远大于 ROCUI—全国指数，并且随后的反弹速度远低于 ROCUI—全国指数，ROCU—全国指数在 2020 年 6 月反弹至最高点，而基于宏观数据的“居民消费升级指数—全国指数”在 2020 年 12 月才反弹至最高点。新冠疫情发生后，人口流动和聚集受到限制，线下消费供给和消费需求受到严重冲击，抗疫取得初步胜利后，线下消费反弹速度较慢，而互联网消费特有的非接触式、便捷性等特点不仅使居民互联网消费升级指数在新冠疫情期间经受住了考验，保持了较强的韧性，在新冠疫情后也有助于居民互联网消费升级指数实现快速反弹，恢复经济活力。

“居民互联网消费升级指数 II—全国指数”与 ROCUI—全国指数在 2016 年 1 月—2019 年 12 月的相关性系数仅为 0.12，这可能是由二者客户群体、销售范围不同所致。2020 年 2 月后，两者的相关性系数提高至 0.69，远高于新冠疫情发生前的相关性，再次验证了互联网消费的非接触式和便捷性特征对新冠疫情造成的冲击具有一定的免疫能力和较强的恢复能力。

六、主要结论与政策启示

本文基于某头部电商平台的海量互联网消费微观数据，按照科学性、全面性和可持续性等原则，构建了居民互联网消费升级指数指标体系，测算了 2016 年 1 月—2021 年 6 月全国与省级层面的居民互联网消费升级指数，并对其进行动态演化分析和空间特征分析。结果发现：第一，2016 年 1 月—2021 年 6 月 ROCUI—全国指数整体处于稳步上升的趋势。2020 年 1 月—2020 年 3 月，新冠疫情对 ROCUI—全国指数造成了短暂的负向冲击，但 2020 年 4 月起指数出现了明显的反弹，并于同年 6 月达到最高点。随后，ROCU—全国指数逐步呈现消费降级趋势。从 ROCUI—全国指数的一级指标来看，消费水平指数与总指数的变化相仿，呈现总体上升且在新冠疫情持续冲击下波动下降的趋势。消费结构指数则经历了一个先下降后上升的过程，受新冠疫情冲击的影响并不显著，且样本区间内横向消费结构波动幅度明显大于纵向消费结构的波动幅度。第二，空间相关性分析结果表明，各省份的 ROCUI 呈现显著的空间聚集性，具体表现为“高高”“低低”的空间分布特征。长三角地区、珠三角地区以及京津冀地区等经济区域所覆盖省份的 ROCUI 均值均高于全国平均水平。第三，空间差异性分析和空间收敛性分析结果表明，东部地区、中部地区、西部地区和东北地区等各区域 ROCUI 的总体空间差异与地区间差异均呈现逐步扩大的趋势。东部地区 ROCUI 的地区内差异明显高于其他地区。第四，不同数据源交叉验证后的结论显示，ROCU 走势在新冠疫情前与“居民消费升级指数—全国指数”走势高度一致，但受新冠疫情冲击后两者出现显著分化，宏观层面的居民消费出现大幅降

级且反弹速度较慢，而 ROCUI—全国指数和“居民互联网消费升级指数 II—全国指数”的相关性从 2020 年 2 月开始显著上升，在很大程度上验证了互联网消费因其非接触式、便捷性等特征而在新冠疫情期间表现出的独特优势。

本文研究结论为进一步扩大内需、推动居民消费升级提供了明确的政策启示与决策参考：第一，要充分重视数字金融与电子商务在扩大内需、推动居民消费升级当中的重要作用。特别是在中国居民消费出现降级的情况下，要科学、全面地进行政策应对，进一步提升中国应对外生冲击、保持互联网消费稳步增长和结构优化升级的能力，以此推动高质量发展。第二，要充分认识到经济发展过程中的地区差异，更加关注区域间与区域内的经济协调发展与社会公平，防止不同区域的消费水平差距进一步扩大。第三，要充分发挥东部地区、长三角地区、珠三角地区、京津冀地区以及长江经济带等经济区域在互联网消费升级方面的示范效应与溢出效应，拉动中西部地区的消费增长与结构升级。第四，要重视互联网消费对于提升居民消费能力、促进社会公平方面的重要作用。充分发挥互联网消费在服务下沉消费群体中的重要作用。

参考文献

- 1.陈昌盛、许伟、兰宗敏、承健，2021：《我国消费倾向的基本特征、发展态势与提升策略》，《管理世界》第 8 期，第 46-58 页。
- 2.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云，2020：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第 4 期，第 1401-1418 页。
- 3.李国正、艾小青，2017：《“共享”视角下城乡收入与消费的差距度量、演化趋势与影响因素》，《中国软科学》第 11 期，第 173-183 页。
- 4.李研、洪俊杰，2021：《居民消费不平衡的统计测度及消费潜力分析》，《数量经济技术经济研究》第 11 期，第 84-102 页。
- 5.刘斌、李川川、李秋静，2022：《新发展格局下消费结构升级与国内价值链循环：理论逻辑和经验事实》，《财贸经济》第 3 期，第 5-18 页。
- 6.刘培林、钱滔、黄先海、董雪兵，2021：《共同富裕的内涵、实现路径与测度方法》，《管理世界》第 8 期，第 117-129 页。
- 7.刘世锦、王子豪、姜淑佳和、赵建翔，2022：《实现中等收入群体倍增的潜力、时间与路径研究》，《管理世界》第 8 期，第 54-67 页。
- 8.聂长飞、简新华，2020：《中国高质量发展的测度及省际现状的分析比较》，《数量经济技术经济研究》第 2 期，第 26-47 页。
- 9.潘敏、刘知琪，2018：《居民家庭“加杠杆”能促进消费吗？——来自中国家庭微观调查的经验证据》，《金融研究》第 4 期，第 71-87 页。
- 10.彭非、袁卫、惠争勤，2007：《对综合评价方法中指数功效函数的一种改进探讨》，《统计研究》第 12 期，第 29-34 页。

- 11.石明、江舟、周小焱, 2019: 《消费升级还是消费降级》, 《中国工业经济》第7期, 第42-60页。
- 12.宋科、武沛璋、李鸿翔、杨雅鑫, 2023: 《互联网消费信贷与传统消费信贷: 互补还是替代?》, 《管理科学学报》第4期, 第41-61页。
- 13.宋科、杨雅鑫, 2021: 《加快推进消费升级》, 《中国金融》第6期, 第84-85页。
- 14.宋科、虞思燕、杨雅鑫, 2022: 《消费升级再审视及历史回顾——一个新的理论分析框架》, 《经济纵横》第12期, 第97-103页。
- 15.宋明月、臧旭恒, 2020: 《异质性消费者、家庭债务与消费支出》, 《经济学动态》第6期, 第74-90页。
- 16.孙久文、李承璋, 2022: 《需求侧与供给侧结合的消费升级路径研究》, 《中国人民大学学报》第2期, 第52-62页。
- 17.孙早、许薛璐, 2018: 《产业创新与消费升级: 基于供给侧结构性改革视角的经验研究》, 《中国工业经济》第7期, 第98-116页。
- 18.万海远、陈基平, 2023: 《收入分配极化的最新变动与成因》, 《统计研究》第2期, 第117-131页。
- 19.王军、朱杰、罗茜, 2021: 《中国数字经济发展水平及演变测度》, 《数量经济技术经济研究》第7期, 第26-42页。
- 20.温涛、田纪华、王小华, 2013: 《农民收入结构对消费结构的总体影响与区域差异研究》, 《中国软科学》第3期, 第42-52页。
- 21.谢波峰、章丽盛, 2008: 《时间序列季节调整方法在中国的发展: PBC版X-12-ARIMA》, 《计算机工程与设计》第4期, 第991页、第992页。
- 22.许宪春、常子豪、唐雅, 2020: 《从统计数据看新冠肺炎疫情对中国经济的影响》, 《经济学动态》第5期, 第41-51页。
- 23.尹志超、吴雨、甘犁, 2015: 《金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择》, 《经济研究》第3期, 第87-99页。
- 24.俞剑、方福前, 2015: 《中国城乡居民消费结构升级对经济增长的影响》, 《中国人民大学学报》第5期, 第68-78页。
- 25.张官寿, 2021: 《“市场下沉”与“消费上行”: 当议农村新消费经济发展趋势》, 《商业经济研究》第17期, 第132-134页。
- 26.张勋、杨桐、汪晨、万广华, 2020: 《数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践》, 《管理世界》第11期, 第48-63页。
27. Agarwal, S., and W. Qian, 2014, “Consumption and Debt Response to Unanticipated Income Shocks: Evidence from a Natural Experiment in Singapore”, *The American Economic Review*, 104(12): 4205-4230.
28. Agarwal, S., Y. Deng, Q. Gu, J. He, W. Qian, and Y. Ren, 2022. “Mortgage Debt, Hand-to-Mouth Households, and Monetary Policy Transmission”, *Review of Finance*, 26(3): 487-520.
29. Ando, A., and F. Modigliani, 1963, “The Life Cycle Hypothesis of Saving”, *American Economic Review*, 53(1): 55-74.
30. Carroll, C. D., and A. A. Samwick, 1998, “How Important Is Precautionary Saving?”, *The Review of Economics and Statistics*, 80(3): 410-419.

31.Gordan A., and B. Richard, 1983, "Testing Restrictions in a Flexible Dynamic Demand System: An Application to Consumers' Expenditure in Canada", *Review of Economic Studies*, 50(3): 397-410.

(作者单位: ¹中国人民大学财政金融学院;
²中国人民大学国际货币研究所;
³新加坡国立大学房地产研究院;
⁴中国人民大学中国财政金融政策研究中心)
(责任编辑: 崔 凯)

Consumption Upgrading or Downgrading The Measurement of Online Consumption Based on E-commerce Big Data

SONG Ke FU Jingchi YANG Yaxin

Abstract: As an important form of “New Consumption”, online consumption plays a pivotal role in the resident consumption upgrading process. This study constructs the resident online consumption upgrade index to analyze the upgrading trends and spatial characteristics of Chinese residents’ online consumption from January 2016 to June 2021 at both national and provincial levels. The findings indicate that the national index of the resident online consumption upgrade index demonstrates a consistent upward trajectory, with a brief decline observed in January-March 2020, followed by a strong rebound since April. The index peaked in June and gradually displayed a downward trend thereafter. Regarding first-level indicators, the consumption level index exhibits an overall increase but fluctuated downward due to the pandemic’s impact. Conversely, the consumption structure index experienced an initial decline followed by an increase, and was not significantly affected by the pandemic’s impact. At the provincial level, the trend of the resident online consumption upgrade index exhibits noticeable inter-provincial disparities. Spatial analysis reveals significant spatial aggregation in provincial indexes, showcasing “high-high” and “low-low” distribution characteristics. Moreover, spatial differential analysis indicates a gradual increase in total spatial differences and intra-regional disparities, particularly pronounced in the eastern region compared to others. Furthermore, this paper introduces comparability indexes and examines their correlation with the resident online consumption upgrade index. Results indicate high consistency between the trends of the resident online consumption upgrade index and the resident consumption upgrade index based on the macro data before the pandemic. However, divergence emerges post-pandemic, with the resident consumption upgrade index based on the macro data experiencing significant downgrading while the resident online consumption upgrade index maintains an evident upgrading trend rebounded quickly after a slight decline. This underscores the unique advantages of online consumption during the pandemic, attributed to its contactless and convenient nature. In conclusion, this study offers valuable policy insights and decision-making references for further expanding domestic demand and promoting resident consumption upgrade during the era of “New Consumption” upgrades.

Keywords: Resident Online Consumption Upgrade Index; Consumption Level; Consumption Structure; E-commerce Platform

电商下乡能缩小农村家庭消费不平等吗* ——基于“电子商务进农村综合示范”政策的准自然实验

尹志超 吴子硕

摘要:本文使用2013—2021年中国家庭金融调查数据,基于“电子商务进农村综合示范”政策这一准自然实验,运用多时点双重差分模型实证分析电商下乡对农村家庭消费不平等的影响。研究发现,电商下乡能够显著缩小农村家庭消费不平等。经过一系列稳健性检验后,上述结论依然成立。机制分析表明,电商下乡通过提高低收入、中老年、低文化程度、低社会资本农村家庭的消费水平,提高农村家庭数字能力和强化农村家庭消费平滑能力,缩小农村家庭消费不平等程度。进一步分析表明,电商下乡对交通欠发达地区、非平原地区、距农贸市场远、距地级市远、低信息关注度和低文化程度的农村家庭的消费不平等具有显著的消减作用,即“电子商务进农村综合示范”政策的实施能够减小交易成本对农村家庭消费不平等的扩大作用。本文研究为电商下乡缩小农村家庭消费不平等提供了重要的经验证据,以期为共同富裕相关政策的制定提供参考。

关键词:数字经济 电商下乡 消费不平等 共同富裕 双重差分法

中图分类号:F323.6 **文献标识码:**A

一、引言

近年来,中国经济持续高质量发展,居民生活水平不断提高,收入与消费得到有效增长,但不同地区、不同群体之间收入与消费的增长速度并不一致,居民收入和消费差距一直处于较高水平。据国家统计局数据,2010—2022年中国居民收入基尼系数均保持在0.46以上^①;张海洋和韩晓(2022)根据2012—2018年中国家庭追踪调查数据测算,中国家庭消费基尼系数一直保持在0.40以上。可见,无论是中国的收入基尼系数,还是消费基尼系数均高于国际警戒线0.40,中国发展不充分不平衡问题依旧突出。党的十九大报告提出:“我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不

*本文研究为国家社会科学基金重大项目“中国家庭经济风险测度、成因及外溢性研究”(批准号:21&ZD087)的阶段性成果。

^①资料来源:国家统计局网站, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0A0G&sj=2022>。

平衡不充分的发展之间的矛盾。”^①相较收入而言，消费代表着居民福利，能够反映居民终身福利的变化，决定居民的美好生活需要和民生福祉，而居民消费不平等代表的福利差异是不平衡不充分发展的具体表现。据世界银行数据，2022年，中国国内消费率为53.02%，远低于发达国家^②。据中国家庭金融调查数据，2013—2021年中国农村家庭消费不平等指数均保持在0.40以上，且并未呈现下降趋势。消费水平低迷阻碍了国内大循环，降低了民生福祉，而农村家庭之间的消费不平等是加剧总体消费不平等的重要原因（Liu, 2021）。因此，党的十九届五中全会提出了“十四五”时期推动共同富裕迈出坚实步伐的重点任务。2023年中央经济工作会议强调要激发有潜能的消费，着力扩大国内需求，增进民生福祉，保持社会稳定^③。综上所述，探寻激发农村家庭消费潜力、缩小农村家庭消费不平等的途径，促进农村社会和谐稳定，从而加快实现中国式现代化。

数字经济作为继农业经济、工业经济之后的第三种经济形态，已经成为全球经济增长的“稳定器”“加速器”，也为实现共同富裕提供了新机遇。中国数字经济发展“如火如荼”，现已形成横向联动、纵向贯通的战略体系。截至2022年，中国数字经济规模达到50.02万亿元，占国内生产总值的41.5%^④。电子商务是一种新型贸易技术，是数字经济的重要表现形式，现已成为推动中国经济增长的新生力量（王奇等，2021）。在全面发展数字经济、建设数字中国的背景下，电子商务发展得到了中央政府的高度关注。2011年国家发展和改革委员会、商务部联合发布的《关于开展国家电子商务示范城市创建工作的指导意见》指出，要完善电子商务政策环境，加强电子商务基础设施和交易保障设施建设，充分发挥电子商务在经济和社会发展中的战略性作用^⑤。2014年商务部和财政部等部门制定“电子商务进农村综合示范”政策，旨在健全农村电子商务服务体系，营造农村电子商务发展环境，提高农民收入和消费水平，改善农民生活品质。在国家大力支持下，中国在电子商务与网络消费方面取得了实质性进展。据国家统计局数据，2022年中国电子商务销售额达到189334亿元，电子商务采购额达到109133亿元，网上零售额达到117601亿元^⑥。2023年中央经济工作会议提出，要有效降低全社会物流成本，培育壮大新型消费，着力扩大国内需求^⑦。综上所述，本文试图探讨电商下乡对农村家庭消费不平等的影响，明确其作用及其机理，以推动共同富裕提供现实依据。

与本文密切相关的研究包括电子商务发挥的经济效应、消费不平等的测度和消费不平等的影响因素三个方面。

^①习近平，2017：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第11页。

^②2022年，德国、英国、法国和澳大利亚的国内消费率为71.39%、82.89%、77.40%和72.99%。资料来源：世界银行网站，<https://data.worldbank.org.cn>。

^③资料来源：《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023年12月13日第01版。

^④资料来源：《数字中国发展报告（2022年）》，http://www.cac.gov.cn/2023-05/22/c_1686402318492248.htm。

^⑤参见《关于开展国家电子商务示范城市创建工作的指导意见》，https://www.gov.cn/zwqk/2011-04/20/content_1848402.htm。

^⑥资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

从电子商务发挥的经济效应看，已有文献从家庭信贷、非农就业、收入、消费及经济增长的角度进行了分析。第一，电子商务是数字技术的应用，是一种集成化、高效化的交易平台（涂勤和曹增栋，2022）。电子商务加快了以移动支付为代表的数字金融的崛起（马彪等，2023），能够通过在线交易使居民留下交易足迹，不断积累信用，帮助资金供给端甄别居民禀赋信息，有利于居民获得信贷（秦芳等，2023）。与此同时，电子商务有效聚合了商品和服务，以线上交易方式精准匹配了买卖双方的需求，打破了在传统销售模式中买卖双方的区域界限以及中间商的垄断地位，并且降低了农民销售农产品的成本，促进了农民增收（马彪等，2021）。此外，电子商务发展能够激发市场需求，带动农村家庭创业（涂勤和曹增栋，2022；秦芳等，2023），催生出诸如搬运、包装、仓储管理、快递等非农就业形式，为农村居民非农就业打下坚实基础（张琛等，2023），从而提高农村家庭收入水平（袁诚等，2023）。信贷获得和农民收入提高是缓解流动性约束、降低预防性储蓄动机和缩小消费不平等的重要渠道（杨碧云等，2023）。第二，电子商务能够为消费者提供更低价格，更高便利性和更丰富的产品种类（Couture et al., 2021）。电子商务使得人口规模小和地理位置偏远的农村家庭能够进行网络消费（王奇等，2022a），极大改变了农村家庭消费结构，减少了供求矛盾，从而满足了农民消费需求，全面促进了消费增长（马彪等，2023）。电子商务也能消除传统零售商进入线下市场的固定成本，减少距离对贸易成本的影响，进而增加城市间的贸易量，缓解地区消费不平等（Fan et al., 2018; Luo et al., 2019）。第三，电子商务扩大了市场可达性、降低了地理位置和人口规模对地区发展的限制，显著推动了地区经济增长（王奇等，2021；Qin et al., 2023）。与此同时，电子商务能够加强城乡居民对工业品和服务品的消费，提高农业生产效率，缩小城乡间的数字鸿沟，降低城乡间的收入差距（陈享光等，2023），促进县域产业结构转型升级（陶涛等，2022）。

从消费不平等的测度看，消费不平等包括群体消费不平等和个体消费不平等。基尼系数、泰尔指数、对数方差和消费分位数之比都是测度群体间消费不平等的方式（张海洋和韩晓，2022）。基尼系数能够反映群体整体的不平等程度（周广肃等，2020）。泰尔指数具有可分解优势，可以有效衡量组间和组内的消费不平等程度（Jappelli and Pistaferri, 2010）。对数方差也可以衡量组间和组内的消费不平等，其中，组间消费不平等由可观测到的家庭特征决定，组内（残差）消费不平等由不可观测到的家庭特征决定（姚健和臧旭恒，2022）。然而，以上方式都忽略了社会群体的异质性，受教育程度、收入水平、财富水平等差异的存在导致不同个体遭受的相对剥夺有所不同。现有文献大都使用 Yitzhaki 指数（Yitzhaki, 1979）、Kakwani 指数（Kakwani, 1984）及 Podder 指数（Podder, 1906）衡量个体消费不平等（张雅琳和姚玲珍，2020；张雅琳等，2022；杨碧云等，2022；杨碧云等，2023）。Kakwani 指数也称相对剥夺指数，该指数是将一个家庭与其所在参照组群中消费水平更高的其他家庭进行比较从而得到的相对消费地位。根据其内涵可知，家庭在所在参照组群中的消费水平越高，其受到的相对剥夺程度越低，表现为消费不平等程度越低。

从影响消费不平等的因素看，已有研究从数字鸿沟、数字经济、财富、收入及负债等多个角度研究消费不平等问题。住房财富是居民财富的重要组成部分，能发挥财富效应及信贷效应来提高居民消费水平，但房价上涨所导致的住房财富分配不均扩大了居民消费不平等（刘靖和陈斌开，2021）。但也有研

究发现，住房财富的提高会缓解青年群体面临的相对剥夺程度（张雅淋等，2022）。从持久性收入及缓冲存货理论看，收入增长是应对风险、缓解家庭流动性约束和降低家庭预防性储蓄动机的重要方式，但收入不确定性及不同群体之间的收入差距逐渐拉大了居民间的消费不平等（姚健和臧旭恒，2022）。负债是一种平滑跨期消费的重要方式，能够提高家庭消费水平（潘敏和刘知琪，2018），缩小消费不平等（张雅淋和姚玲珍，2020）。杨碧云等（2022）、杨碧云等（2023）分别从数字经济和数字鸿沟两个视角研究消费不平等，发现数字经济能够缓解家庭流动性约束，缩小收入不平等从而降低家庭消费不平等。而数字鸿沟则起到相反作用，降低了家庭消费水平（Wang et al., 2023），扩大了消费不平等。

现有研究将电子商务对家庭经济行为及宏观经济的影响做了基本分析，为本文研究提供了借鉴，但关于电子商务对消费不平等影响的研究仍存在以下需完善之处。第一，研究主题需要完善。现有与本文研究密切相关的文献是数字经济对消费不平等影响的研究。一方面，相关研究多数基于数字金融指数和家庭数字经济指数分析数字经济对消费不平等发挥的作用（张海洋和韩晓，2022；杨碧云等，2022）。然而，作为数字经济的重要表现形式之一，电子商务会对农村家庭消费不平等发生何种作用，现有文献对此并未深入探讨。另一方面，相关研究仅仅发现电子商务对小城市和偏远地区家庭消费的促进作用较强，从而得出电子商务具有缩小地区消费不平等作用的结论（Fan et al., 2018; Luo et al., 2019），并未直接从微观层面的农村家庭消费不平等角度进行分析。第二，电子商务对消费不平等的作用机制分析需进一步完善。已有研究仅仅从电子商务降低产品价格和丰富产品种类等产品供给端探讨其缩小地区消费不平等的渠道（Fan et al., 2018; Luo et al., 2019），并未从消费者角度打开电商下乡缩小农村家庭消费不平等机制的“黑箱”。第三，研究策略和数据需进一步完善。现有间接探讨电子商务与消费不平等关系的文献多数运用单一数据库、使用电子商务发展指数以及采用最小二乘法，在数据丰富度和解决内生性问题方面的考虑均不足。鉴于此，本文将“电子商务进农村综合示范”政策视为一项准自然实验，从微观家庭层面探讨电商下乡对农村家庭消费不平等的影响，尝试将逆向因果、遗漏变量等内生性问题的影响降到最低，以确保实证结果的可靠性。与此同时，本文从农村家庭禀赋、数字能力和消费平滑角度深入探讨电商下乡发挥作用的机制。

本文从以下方面做了一些新的尝试。一是研究视角上的尝试。现有文献从县域收入（唐跃桓等，2020）、城乡收入差距（陈享光等，2023）、家庭收入（袁诚等，2023）、劳动力流动（张琛等，2023）、家庭创业（涂勤和曹增栋，2022）、家庭消费（王奇等，2022a; 马彪等，2023）、县域经济增长（王奇等，2021; Qin et al., 2023）、产业结构（陶涛等，2022）、家庭贫困率（赵绍阳等，2023）等角度研究了电商下乡政策实施产生的经济效果。在扎实推动共同富裕的政策背景下，本文从农村家庭消费不平等视角评估电商下乡政策实施发挥的经济作用，拓展电子商务及消费不平等相关文献的边界，为推动共同富裕提供经验依据。二是研究维度上的尝试创新。不同于以往聚焦于地区层面消费不平等的研究（张海洋和韩晓，2022），本文从农村家庭维度测度消费不平等，不仅能够有效反映一个村庄或县（市、区）内农村家庭之间实际福利水平的差异，亦能从微观家庭角度明晰电子商务产生的经济效应。三是研究机制上的尝试。不同于以往从降低产品价格、丰富产品种类等消费品供给角度分析电子商务如何缩小地区消费不平等的研究（Fan et al., 2018; Luo et al., 2019），本文从家庭禀赋、数字

能力及消费平滑等消费者视角深入分析电商下乡缩小农村家庭消费不平等的微观作用机制，深化不同路径下对电商下乡与农村家庭消费不平等关系的理解，为未来政策制定及财政资金合理分配提供参考。

二、政策背景与研究假说

（一）政策背景

为进一步落实中共中央关于“完善农村物流服务体系”“启动农村流通设施信息化提升工程”精神，加快电子商务在农村的运用，财政部和商务部在2014年7月联合实施了“电子商务进农村综合示范”政策。第一批试点对象涉及8个省份共56个示范县，每个示范县可获得2000万元中央财政资金支持。2015年，该项目试点扩大到25个省份和新疆生产建设兵团，共选取200个示范县，每个示范县获得1850万元资金支持。2016年国务院扶贫办也成为该项目的主管部门，共选取240个示范县。此次政策要求绩效评价与资金挂钩，即先下达1500万元，绩效考核通过后再拨付500万元，且重视信息公开。2017年项目政策的扶贫倾向进一步加大，资金支出继续细化，并新增260个示范县。2018年项目规定基本与2017年相同，新增260个示范县。2019年的申报范围发生了较大变化，要求对具备条件的国家扶贫开发工作重点县和集中连片特殊困难县实现全覆盖，择优支持前期工作较好、发展潜力较大的县，鼓励“三区三州”贫困地区以整体形式申报，新增示范县215个。2020年项目文件提出对承担疫情防控相关重要物资保供任务且工作突出的电商、物流、商贸流通企业予以倾斜，新增示范县225个，并将示范县的支持资金由2000万元大幅降低到500万元。该政策的资金主要用于五个部分：一是网点建设，包括农村快递站及网络代购点等电子商务服务网点的建设；二是运营管理，包括县级电子商务服务中心的建设、运营管理及电子商务产业园的建设；三是物流体系，包括仓储物流中心项目及“县—乡—村”三级物流服务体系的建设；四是品牌培育，包括特色产品打造、线上线下宣传推广以及溯源体系和产品供应链体系的建设；五是数字知识培训，包括电子商务知识普及与农村电子商务应用的培训。

（二）研究假说

在全球进行数字革命及政策利好的背景下，中国数字经济蓬勃发展，已成为推动经济增长的重要引擎。数字经济推动了工业互联网和消费互联网的发展，不仅为农村居民提供众多数字新岗位，促进农村居民非农就业，也能够使低技能劳动力向低技能偏向的数字行业流动，使高技能劳动力向高技能偏向的数字行业流动，从而实现最优的社会分工（田鸽和张勋，2022）。同时，数字经济能够缩小收入不平等，降低收入不确定性，缓解流动性约束，从而缩小消费不平等（杨碧云等，2022）。作为数字经济重要组成部分的电子商务能够有效降低居民消费的交易成本（马彪等，2023），释放农村居民的消费潜力，缩小不同城市间的消费差距（Luo et al., 2019），缩小地区消费不平等。电商下乡为农村电子商务发展提供了重要推动力（王奇等，2021），有助于农村劳动力本地就业（张琛等，2023），促进农村家庭创业（涂勤和曹增栋，2022），带动农村家庭增收（唐跃桓等，2020）。与此同时，电子商务发展扩展了交易市场的边界，降低了消费者的消费成本，为消费者提供了品类繁多的消费品，有助于满足长尾群体多样化的消费需求（马彪等，2023），也提高了位于小规模城市和偏远地区的家庭以及低收入家庭的消费

水平 (Fan et al., 2018; Jiang et al., 2023)。基于以上分析,本文提出如下假说。

H1: 电商下乡能够缩小农村家庭消费不平等。

电子商务是以信息网络技术为手段,以商品交换为中心的商务活动。作为数字经济催生的新业态,电子商务是连接不同地区之间生产与消费的桥梁,丰富了商品下乡和农产品进城的渠道(马彪等,2021;王奇等,2022b)。同时,电子商务提高了消费者搜寻商品的效率(孙浦阳等,2017),有效匹配了买卖双方的需求,增加了价格透明度,打破了买卖双方信息不对称的桎梏,有效缓解了供需不平衡,增加了消费者的信任感及安全感,是释放农村居民消费潜力的重要技术手段(Couture et al., 2021; 王奇等, 2022a; 马彪等, 2023)。电商下乡政策实施着重于电子商务服务网点及物流体系的建设,由此推动农村电商的发展(王奇等, 2021),能够惠及低人力资本群体,具有普惠效应(涂勤和曹增栋, 2022)。高收入、年轻、高文化程度、高社会资本等高禀赋的农村家庭对数字技术具有较高的认识程度,其使用数字技术的障碍较小(王奇等, 2022a)。高禀赋农村家庭接触电子商务的时间较早,在电商下乡政策实施之前使用电子商务的可能性较大,故其对电子商务发展的敏感度较低,使用电子商务的渴望程度亦小于低禀赋农村家庭。因此,相较于高禀赋农村家庭,电商下乡对低禀赋农村家庭消费的促进作用更明显。王奇等(2022a)的研究发现,农村电子商务服务网点建设能够帮助低人力资本家庭使用数字技术,克服其在使用电子商务过程中的交易障碍,从而对其消费水平有较大的提升作用。Jiang et al. (2023)发现,电子商务对低收入农村家庭消费的促进作用更强。基于以上分析,本文提出如下假说。

H2: 电商下乡能够缩小不同禀赋农村家庭间的消费差距,从而缩小农村家庭消费不平等。

随着第四次技术革命的不断推进,数字经济蓬勃发展,为人类社会发展带来巨大的机遇,数字能力已然成为数字经济时代最重要的生存技能之一。数字能力包含了智能手机使用、互联网使用、网购、数字金融服务使用在内的系列数字活动(王小华等, 2023)。目前,中国农村家庭的数字能力还需进一步提升。《第 52 次中国互联网发展状况统计报告》显示:中国网民规模已达到 10.79 亿人,其中,城镇地区的网民规模为 7.77 亿人,而农村地区的网民规模仅为 3.01 亿人^①。已有研究发现,数字能力促进了农村居民非农就业,扩大了家庭社会网络,促进了家庭参与金融市场(王小华等, 2023),提高了家庭收入水平及消费水平(尹志超等, 2021; Couture et al., 2021; Wang et al., 2023),同时缩小了家庭消费不平等(杨碧云等, 2023),且对农村家庭的影响更加突出。因此,提高农村家庭数字能力是实现缩小农村家庭消费不平等的基本途径。“电子商务进农村综合示范”政策明确提出,要不断支持农村地区商贸流通企业的数字化转型升级,建立村级电子商务服务站点,并配备专业的电子商务工作人员。该政策旨在帮助农村居民打破数字技术的使用壁垒,向农村居民普及电子商务相关知识,帮助他们掌握电子商务使用技能,克服他们在网络购物中的交易障碍(马彪等, 2023),从而为提高其数字能力提供助力。基于以上分析,本文提出如下假说。

H3: 电商下乡能够提高农村家庭数字能力,从而缩小农村家庭消费不平等。

强化农村居民消费平滑能力是实现其消费最大化的基本路径,而流动性约束的存在弱化了农村居

^①资料来源:《第 52 次中国互联网发展状况统计报告》, <https://www.cnnic.net.cn/n4/2023/0828/c88-10829.html>。

民平滑消费的能力，提高了其预防性储蓄动机，降低了其当期的消费水平（Deaton, 1991），因而扩大了消费不平等（杨碧云等，2022）。因此，缓解流动性约束成为缩小农村家庭消费不平等的重中之重。流动性约束具体是指居民无法获得自身消费所需要的资金，包括家庭自身收入不足或无法从金融机构获取所需贷款两种情况（Baydas et al., 1994）。因此，提高收入和获取正规信贷成为实现农村家庭消费平滑的重要渠道。随着政府对电子商务的重视，电子商务在快速发展的同时对农村居民的生产生活产生了颠覆性的影响。已有研究发现，电子商务作为一种数字交易平台能够留下消费者的交易足迹，能够使资金供给方精准甄别消费者的禀赋信息，减少了信息不对称，提高了消费者获得信用卡的概率（秦芳等，2023），缓解了家庭的流动性约束。与此同时，电子商务丰富了农村居民的农产品销售渠道，降低了生产及交易成本，改善了农业生产经营情况（马彪等，2021），催生了例如包装、开网店、搬运、加工、物流配送等一系列非农就业岗位，为农村居民实现本地就业提供了契机（张琛等，2023），从而提升了农村居民的收入水平（唐跃桓等，2020），缓解了家庭的流动性约束。流动性约束的缓解是强化农村居民消费平滑能力的重要渠道（杨碧云等，2023）。基于以上分析，本文提出如下假说。

H4：电商下乡能够强化农村家庭消费平滑能力，从而缩小农村家庭消费不平等。

三、数据来源、变量说明及模型构建

（一）数据来源

本文研究所使用数据的来源为西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心于2013年、2015年、2017年、2019年、2021年开展的五轮中国家庭金融调查（China household finance survey，简称 CHFS）以及于2013年、2015年、2017年、2019年开展的四轮中国城乡基层治理调查（China grassroots governance survey，简称 CGGS）。CHFS 是一项在全国范围内进行随机抽样的调查项目，收集了家庭微观层面的相关信息，并在城乡人口结构、性别结构、年龄结构等多个方面与国家统计局数据相一致，数据具有良好代表性^①。CHFS2013 年第二轮调查覆盖了全国 29 个省份、265 个县（市、区）、1049 个社区（村），共调查 28136 户家庭；2015 年第三轮调查覆盖了全国 29 个省份、343 个县（市、区）、1417 个社区（村），共调查 37289 户家庭；2017 年第四轮调查覆盖了全国 29 个省份、355 个县（市、区）、1428 个社区（村），共调查 40011 户家庭；2019 年第五轮调查覆盖了全国 29 个省份、345 个县（市、区）、1359 个社区（村），共调查 34643 户家庭；2021 年第六轮调查覆盖了全国 29 个省份、269 个县（市、区）、1028 个社区（村），共调查 22027 户家庭。调查问卷的内容主要包括家庭的人口统计学特征、家庭收入、家庭资产、家庭消费、金融知识等。CGGS 数据包括城乡基础设施、城乡地理环境等内容，在保留农村样本并剔除缺失值后共获得 45365 个样本。

^①本文研究中共有 313 个县（市、区）样本，其中，有 133 个县（市、区）为电子商务示范县。在样本中，有 42.49% 的县（市、区）被选为电子商务示范县，有 57.51% 县（市、区）未被选为电子商务示范县。从宏观数据来看，全国共有 2862 个县（市、区），截至 2020 年，共有 1437 个县（市、区）被选为电子商务示范县，占比为 50.20%，有 49.80% 的县（市、区）未被选为电子商务示范县。这说明，本文调查数据和宏观数据基本可比。

(二) 变量说明

1.被解释变量。本文的被解释变量为农村家庭消费不平等。本文使用 Kakwani 指数度量农村家庭层面的消费不平等，该指数克服了 Yitzhaki 指数和 Podder 指数在正规性及量纲性方面的缺陷，受到学者的青睐（张雅淋和姚玲珍，2020；张雅淋等，2022；杨碧云等，2022；杨碧云等，2023）。首先，假设以村庄为单位，群体的样本总量为 n ，个体的消费向量表示为： $X = (x_1, x_2, x_3, x_4, \dots, x_n)$ 。其次，将个体的消费水平按升序排列，即 $x_1 \leq x_2 \leq x_3 \leq x_4 \leq \dots \leq x_n$ 。最后，将每个农村家庭与群体内其他参照家庭进行比较，则农村家庭相对剥夺可表示为：

$$RD(x_i, x_j) = \begin{cases} x_j - x_i, & \text{若 } x_j > x_i \\ 0, & \text{若 } x_j \leq x_i \end{cases} \quad (1)$$

(1) 式中，第 i 个农村家庭的相对剥夺 $RD(x_i, x_j)$ 意味着 x_j 对 x_i 的相对剥夺。将 $RD(x_i, x_j)$ 对 j 求和，并除以组群内家庭消费的均值，得到第 i 个家庭的平均相对剥夺，即农村家庭消费不平等的 Kakwani 指数，计算公式为：

$$RD(x, x_k) = \frac{1}{n\mu_x} \sum_{j=k+1}^n (x_j - x_k) = \gamma_{x_k}^+ [(\mu_{x_k}^+ - x_k) / \mu_k] \quad (2)$$

(2) 式中， $\gamma_{x_k}^+$ 是 X 组群中消费超过 x_k 的样本在组群 X 中占的百分比， μ_k 是组群 X 的消费均值， $\mu_{x_k}^+$ 是组群 X 中消费超过 x_k 的样本的消费均值。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为电商下乡。本文将某县（市、区）开始实施“电子商务进农村综合示范”政策当年及之后取值为 1，否则为 0，以此产生处理组、控制组及政策实施前后的双重差异。

3.控制变量。本文选取户主特征变量、家庭特征变量作为控制变量。户主特征变量包含年龄、年龄的平方/100、婚姻状况、受教育年限、健康水平、户籍状况。家庭特征变量包含家庭总收入、资产负债率、自有住房、老人占比、孩子占比、家庭规模、社会养老保险占比、社会医疗保险占比、非农就业占比、贫困户。

4.机制变量。本文从不同禀赋农村家庭的消费、农村家庭数字能力及农村家庭消费平滑能力三个方面探讨电商下乡对农村家庭消费不平等的作用机制。在分析电商下乡对不同禀赋农村家庭消费的影响时，本文以低收入、中老年、低文化程度及低社会资本为机制变量，并以人均消费作为被解释变量，考察电商下乡对不同禀赋农村家庭消费的影响。在分析电商下乡对农村家庭数字能力的影响时，本文使用智能手机、网购、互联网作为机制变量。在分析电商下乡对农村家庭消费平滑能力的影响时，本文使用广义流动性约束和狭义流动性约束作为机制变量。具体变量的定义和描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差
被解释变量	消费不平等	用 Kakwani 指数衡量农村家庭消费不平等	45365	0.4164	0.2539
核心解释变量	电商下乡	某县（市、区）开始实施“电子商务进农村综合示范”政策的当年及之后取值为 1，否则为 0	45365	0.1935	0.3478

表1 (续)

控制变量	家庭总收入	家庭总收入 (万元)	45365	4.5725	13.0105
	资产负债率	家庭总负债与总资产之比	45365	0.4016	8.8672
	孩子占比	16岁及以下孩子数量与家庭总人数之比	45365	0.1255	0.1697
	老人占比	60岁及以上老人数量与家庭总人数之比	45365	0.3491	0.4052
	社会养老保险占比	参与社会养老保险人数与家庭总人数之比	45365	0.5917	0.3621
	社会医疗保险占比	参与社会医疗保险人数与家庭总人数之比	45365	0.6830	0.3455
	非农就业占比	家庭非农就业人数与家庭总人数之比	45365	0.2217	0.2601
	贫困户	家庭是否建档立卡户: 是=1, 否=0	45365	0.1798	0.3840
	自有住房	家庭是否自建(自购)住房: 是=1, 否=0	45365	0.9465	0.2250
	家庭规模	家庭成员数量(人)	45365	3.7139	1.8422
	年龄	户主的实际年龄(岁)	45365	56.5119	12.3138
	年龄的平方/100	户主的实际年龄的平方除以100	45365	33.4522	14.0276
	婚姻状况	户主是否已婚: 是=1, 否=0	45365	0.8882	0.3151
	受教育年限	户主受教育年限(年)	45365	7.0477	3.4675
	健康水平	户主自评健康状况: 非常健康、健康=1, 一般、不健康、非常不健康=0	45365	0.3389	0.4733
	户籍状况	户主是否为农业户口: 是=1, 否=0	45365	0.9336	0.2488
其他变量	低收入家庭	家庭收入是否处于样本收入25分位以下: 是=1, 否=0	45365	0.2379	0.4329
	中老年家庭	户主年龄是否大于50岁: 是=1, 否=0	45365	0.6989	0.4587
	低文化程度家庭	户主学历是否为初中以下: 是=1, 否=0	45365	0.5229	0.4994
	低社会资本家庭	家庭是否无礼金支出: 是=1, 否=0	45365	0.3773	0.4847
	智能手机	户主是否使用智能手机: 是=1, 否=0	36087	0.4480	0.4973
	网购	家庭成员是否网购: 是=1, 否=0	45365	0.1798	0.3840
	互联网	户主是否使用互联网: 是=1, 否=0	19503	0.2736	0.4458
	广义流动性约束	金融资产是否小于两个月永久性收入: 是=1, 否=0	45365	0.5009	0.5000
流动约束	狭义流动性约束	家庭是否无信用卡: 是=1, 否=0	45365	0.9453	0.2274

注: ①在下文实证回归中, 本文将家庭总收入、人均消费取自然对数; ②智能手机变量与其他变量的样本量不一致, 原因主要是CHFS只在2015年、2017年、2019年、2021年询问了智能手机使用的信息; ③因CHFS数据只有2017年涉及互联网使用的信息, 故互联网变量的数据是来自2014年、2016年、2018年、2020年中国家庭追踪调查, 因而与其他变量的样本量也不一致。

(三) 模型设定

借鉴张琛等(2023)的做法, 本文建立如下多时点双重差分计量模型:

$$RD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + X_{it}' \alpha_2 + (s \times \lambda_t)' \alpha_3 + \theta_i + \lambda_t + e_{it} \quad (3)$$

(3) 式中: RD_{it} 代表农村家庭消费不平等; 下标 i 及 t 分别代表家庭和年份; $Treat_i$ 为 i 家庭是否在“电子商务进农村综合示范”政策范围内的虚拟变量, $Treat_i=1$ 代表家庭所在县(市、区)属于示范县, $Treat_i=0$ 代表家庭所在县(市、区)不属于示范县; $Post_t$ 代表时间虚拟变量, $Post_t=1$ 代表家庭所在县(市、区)入选政策试点当年及之后, $Post_t=0$ 代表家庭所在县(市、区)入选政策试点之前; X_{it} 为控制变量; S 代表是否国家级贫困县^① (是=1, 否=0), λ_t 代表年份固定效应; θ_i 代表家庭固定效应; e_{it} 为随机干扰项。本文重点关注 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数 α_1 。

对于双重差分模型, 处理组与控制组在实验前须满足平行趋势假定。因此, 为考察电商下乡之后处理组与控制组之间消费不平等的动态差异, 本文参考 Beck et al. (2010) 的做法, 设定如下模型:

$$RD_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-8}^{4+} \beta_k \times Treat_i \times D_{it}^k + X_{it}' \beta_2 + (S \times \lambda_t)' \alpha_3 + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中: D_{it}^k 代表 7 个哑变量, 包括 D_{it}^{-8} 、 D_{it}^{-6} 、 D_{it}^{-4} 、 D_{it}^{-2} 、 D_{it}^0 、 D_{it}^2 、 D_{it}^{4+} 。 D_{it}^{-8} 表示政策实施前 8 年, 为 0-1 变量; 其余变量定义与 D_{it}^{-8} 类似。控制变量选取及固定效应与 (3) 式相同, 不予赘述。“电子商务进农村综合示范”政策连年发生, 而 CHFS 数据是一个双年调查数据库, 且该调查大多询问的是前一年的情况。具体来说, CHFS 在 2013 年、2015 年、2017 年、2019 年和 2021 年询问的是受访者家庭在 2012 年、2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年的消费状况, 而“电子商务进农村综合示范”政策在 2014—2020 年是不间断发生的, 因此无法识别奇数年份家庭消费的信息。为避免 CHFS 数据和政策实施年份不连续匹配的影响, 本文以 2013 年、2015 年、2017 年、2019 年、2021 年为基准, 将前一年和当年设立电子商务示范县认定为当年发生。即将 2015 年和 2016 年实施“电子商务进农村综合示范”政策合并为 2016 年发生, 将 2017 年和 2018 年实施该政策合并为 2018 年发生, 将 2019 年和 2020 年实施该政策合并为 2020 年发生, 据此定义 D_{it}^k 。

四、计量结果分析

(一) 基准实证结果

本文以 Kakwani 指数度量农村家庭消费不平等, 运用多时点双重差分计量模型分析电商下乡对农村家庭消费不平等的影响。表 2 的估计结果显示, 电商下乡对农村家庭消费不平等的影响系数为 -1.19%, 且在 1% 的显著性水平下显著。这表明, 相较控制组农村家庭, 电商下乡使得处理组农村家庭消费不平等平均降低了 1.19%, 假说 H1 得证。控制变量中, 家庭总收入高、资产负债率高、家庭规模大、社会医疗保险占比高、非农就业占比高、已婚及受教育年限长均缩小了农村家庭消费不平等; 老人占比高、社会养老保险占比高扩大了农村家庭消费不平等; 孩子占比、健康水平、农村户口、贫困户、

^① 本文使用的 CHFS 数据中涉及 313 个县(市、区), 其中有 67 个国家级贫困县, 贫困县所占比例为 21.40%。而全部国家级贫困县占全部县(市、区)的比例为 29.07%, 样本贫困县占比和全部贫困县占比较为接近。2016 年之后国家扶贫办(现国家乡村振兴局)也成为制定“电子商务进农村综合示范”政策的部门, 导致该政策向国家级贫困县倾斜, 可能会使得在政策实施后结果变量的差异并不是政策变量本身所导致的。

电商下乡能缩小农村家庭消费不平等吗

自有住房、年龄对农村家庭消费不平等的影响不显著。

表2 电商下乡与农村家庭消费不平等：基准回归结果

变量	消费不平等	
	系数	稳健标准误
电商下乡	-0.0119***	0.0042
家庭总收入	-0.0066***	0.0007
资产负债率	-0.0003**	0.0002
老人占比	0.0326***	0.0061
孩子占比	-0.0220	0.0135
家庭规模	-0.0316***	0.0013
社会养老保险占比	0.0152***	0.0045
社会医疗保险占比	-0.0203***	0.0054
非农就业占比	-0.0141**	0.0066
自有住房	0.0027	0.0062
贫困户	-0.0021	0.0041
年龄	-0.0012	0.0011
年龄的平方/100	0.0022	0.0010
婚姻状况	-0.0190***	0.0059
受教育年限	-0.0044***	0.0006
健康水平	0.0014	0.0028
户籍状况	-0.0000	0.0060
样本数	45365	
R ²	0.0661	

注：①***、**分别代表1%、5%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

（二）动态效应分析

为考察电商下乡对农村家庭消费不平等的影响在时间上的变化趋势，本文使用(4)式进行平行趋势检验。从表3可以看出，在“电子商务进农村综合示范”政策实施前8年、前6年、前4年，电商下乡对农村家庭消费不平等的影响均不显著，说明平行趋势假设满足。与此同时，在政策实施当年、政策实施后2年及政策实施后4年^①，该政策实施对农村家庭消费不平等均有显著的负向影响，且随着时间推移，政策实施的影响效果逐渐变大。

^①本文将政策实施时间超过4年的样本统一归并到政策实施后第4年，记为“政策实施后4年”。因为2014年只有56个县（市、区）为示范县，加上政策实施第6年的家庭均为2015年CHFS数据的追踪样本。因此，在政策实施第6年的样本中，只有3个示范县，92个处理组样本，故本文借鉴马彪等（2023）的研究，将政策实施时间超过4年的样本统一归并到政策实施后第4年。

表3 电商下乡对农村家庭消费不平等影响的动态效应

变量	消费不平等	
	系数	稳健标准误
政策实施前8年	0.0070	0.0078
政策实施前6年	0.0085	0.0058
政策实施前4年	-0.0047	0.0044
政策实施当年	-0.0094**	0.0047
政策实施后2年	-0.0155**	0.0070
政策实施后4年	-0.0264***	0.0110
样本数	45365	
R ²	0.0663	

注：①***、**分别代表1%、5%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

（三）安慰剂检验

为了证明电商下乡能够缩小农村家庭消费不平等的实证结果不是偶然，本文借鉴王奇等（2021）的做法，采取置换检验的方法进行安慰剂检验。具体做法如下：首先，在本文所使用的样本县（区、市）内随机生成政策冲击；其次，重新进行双重差分估计，得出电商下乡的估计系数；最后，将上述操作重复1000次，进而得到1000个估计系数的分布图（见图1）。

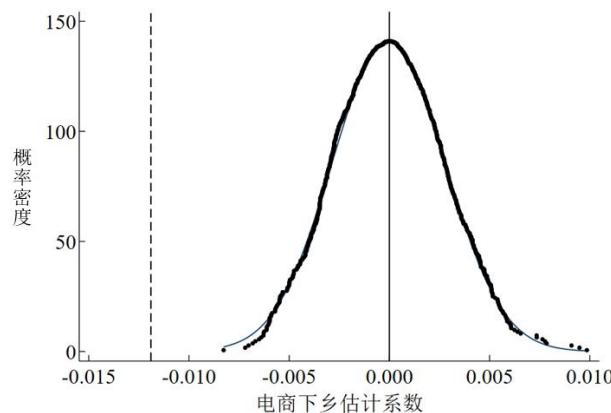


图1 安慰剂检验

由图1可知，经过随机处理后，电商下乡对农村家庭消费不平等1000次回归得到的系数均值为-3.9E-05，接近于0，且本文基准回归中电商下乡的系数为-0.0119，远离随机实验结果的范围。这表明，本文基准结论非随机发生，基准回归结果保持稳健。

（四）双向固定效应模型下多时点 DID 模型的 Bacon 分解

与传统DID方法相较，多时点DID方法具有一定的缺陷。多时点DID的估计结果由4类子样本估计结果加权构成，分别是先处理组与从未受到处理组的DID估计量、后处理组与从未受到处理组的DID估计量、先处理组与后处理组的DID估计量、后处理组与先处理组的DID估计量。由于存在时

间和组别上的差异，多时点 DID 估计量具有一定的异质性偏误，从而导致最终的估计结果出现偏误（Goodman-Bacon, 2021）。前三类 DID 估计量并不会出现估计偏误，而后处理组与先处理组这一子样本，将先处理组作为后处理组的控制组，可能导致平行趋势不再满足，从而导致估计偏误。因此，如果后处理组与先处理组这一子样本的估计量在总估计量中占的权重很小，就说明多时点 DID 的估计结果保持稳健。表 4 中，Bacon 分解的估计结果显示：从未受到处理组与处理组的 DID 估计量为 -0.0137，权重为 67.95%；先处理组与后处理组的 DID 估计量为 -0.0601，权重为 12.50%；后处理组与先处理组的 DID 估计量为 0.0064，权重仅为 19.53%，二者数值均较小。这表明，本文多时点 DID 的处理效应异质性偏误较小，从而证实了基准结果的稳健性。

表 4 Bacon 分解的估计结果

DID 分组类型	DID 估计量	权重
先处理组 vs 后处理组	-0.0601	0.1250
后处理组 vs 先处理组	0.0064	0.1953
从未受到处理组 vs 处理组	-0.0137	0.6795

注：目前 Bacon 分解只能处理平衡面板数据，故此处的 DID 估计量可能与基准回归结果有所不同。

（五）排除其他因素干扰

在本文的样本期内还存在可能对农村家庭消费不平等产生影响的其他政策，从而产生遗漏变量问题，导致估计结果具有一定的偏误。为得到更为准确的估计结果，本文需控制同时期政府制定的其他政策实施对农村家庭消费不平等的影响。

第一，控制“宽带中国”政策实施的影响。宽带网络建设能够带动电子商务、云计算和物联网等行业的发展，不断夯实数字经济发展的基础，对农村居民创业、非农就业具有正向推动作用（田鸽和张勋，2022），从而可能对农村家庭消费不平等产生影响。“宽带中国”政策与“电子商务进农村综合示范”政策具有相似之处，都是从 2014 年开始试点，且逐年推行。本文将“宽带中国”作为控制变量纳入模型，回归结果如表 5（1）列所示。表 5（1）列表明，电商下乡缩小农村家庭消费不平等的基准回归结果保持稳健。

第二，控制“信息进村入户试点”政策实施的影响。“信息进村入户试点”政策与“电子商务进农村综合示范”政策有一定相似之处，它们都完善了乡村农业信息服务体系，打通了农村通往电商的“最后一公里”，且都是 2014 年开始并逐年实施。本文将“信息进村入户试点”作为控制变量纳入模型，估计结果如表 5（2）列所示。表 5（2）列的结果表明，电商下乡缩小农村家庭消费不平等的基准回归结果保持稳健。

第三，控制“国家电子商务示范城市”政策实施的影响。2011 年，国家发展和改革委员会实施“国家电子商务示范城市”政策，旨在加强城市建设电子商务基础设施的力度，不断培育、优化电子商务服务，充分发挥电子商务带动经济增长的作用。“国家电子商务示范城市”政策实施能够显著提升居民的就业水平，优化其就业结构（谢文栋，2023）。该政策与“电子商务进农村综合示范”政策有部分实施年份相同。本文将“国家电子商务示范城市”作为控制变量纳入模型，估计结果如

表 5 (3) 列所示。表 5 (3) 列的结果表明，电商下乡缩小农村家庭消费不平等的基准回归结果仍然保持稳健。

第四，控制电子商务百佳县的影响。电商下乡对农村家庭消费不平等的影响系数体现的是一种平均效应，为保证这种效应不是由电子商务发展较好的县（市、区）所贡献，本文将电子商务百佳县作为控制变量加入计量模型，估计结果如表 5 (4) 列所示。表 5 (4) 列结果表明，电商下乡的作用效果依然保持稳健。

第五，同时控制上述五种因素的影响。进一步地，本文同时控制“宽带中国”、“信息进村入户试点”、“国家电子商务示范城市”和电子商务百佳县变量，表 5 (5) 列的估计结果表明，电商下乡缩小农村家庭消费不平等的基准回归结果仍然保持稳健。

表 5 控制其他因素影响的估计结果

变量	消费不平等				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
电商下乡	-0.0117*** 0.0042	-0.0110*** 0.0043	-0.0118*** 0.0042	-0.0107*** 0.0048	-0.0106*** 0.0049
宽带中国		-0.0123** (0.0048)			-0.0077** (0.0049)
信息进村入户试点			-0.0019 (0.0095)		-0.0006 (0.0095)
国家电子商务示范城市				-0.0106* (0.0058)	-0.0077 (0.0060)
电子商务百佳县					-0.0045** (0.0022)
样本数	45365	45365	45365	45365	45365
R ²	0.0646	0.0644	0.0645	0.0646	0.0648

注：①***、**和*分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

（六）稳健性检验

第一，在基准回归中，本文以村庄为单位定义消费不平等，为保证基准估计结果的稳健性，本文以县（市、区）为单位重新定义农村家庭消费不平等。表 6 (1) 列的估计结果表明，电商下乡缩小农村家庭消费不平等的基准结论保持稳健。第二，本文使用 2013—2019 年 CHFS 平衡面板数据^①对以上估计结果进行稳健性检验。表 6 (2) 列的估计结果表明，电商下乡仍然能够显著缩小农村家庭消费不

^① 基准回归结果中未使用平衡面板数据，原因是平衡面板数据会导致大量样本缺失。与此同时，2013—2021 年 CHFS 平衡面板数据仅保有 8840 个样本，1768 个农村家庭，大量样本的丢失导致数据代表性下降，故此处稳健性检验仅使用 2013—2019 年 CHFS 平衡面板数据。

平等。第三，本文使用 POI（兴趣点）^①数据中县（市、区）的快递点数量替换电商下乡变量重新进行估计。表 6（3）列的估计结果表明，县（市、区）快递点数量的增多能够显著缩小农村家庭消费不平等。第四，为排除县（市、区）层面或村庄层面的各种因素对“电子商务进农村综合示范”政策实施效果的影响，本文分别控制县（市、区）固定效应和村庄固定效应。表 6（4）列和（5）列的估计结果表明，在分别控制县（市、区）固定效应或村庄固定效应的条件下，基准结论依然保持稳健。第五，考虑到由政策实施年限过于短暂而造成的回归结果偏误，本文将 2018—2020 年入选示范县的样本剔除。表 6（6）列的估计结果表明，电商下乡仍能显著缩小农村家庭消费不平等。

表 6 稳健性检验的估计结果

变量	消费不平等					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
电商下乡	-0.0097** (0.0039)	-0.0155** (0.0078)		-0.0132*** (0.0047)	-0.0112** (0.0048)	-0.0208*** (0.0053)
快递点数量对数			-0.0037*** (0.0015)			
样本数	45365	14264	33464	45365	45365	35106
R ²	0.0919	0.0666	0.0703	0.2346	0.2785	0.0669

注：①***、**分别代表 1%、5% 的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

五、机制分析

（一）基于农村家庭消费视角的分析

家庭自身禀赋是影响消费的重要因素，一般来说，禀赋较高的家庭消费水平也较高。家庭资本又分为物质资本禀赋、人力资本禀赋和社会资本禀赋。张勋等（2019）使用家庭收入度量家庭物质资本。Friedman（1957）提出的持久性收入假说认为，居民的消费水平取决于家庭收入状况。Deaton（1991）提出的流动性约束理论认为，受流动性约束的家庭当期消费水平较低。低收入家庭面临流动性约束的概率较大，家庭的预防性储蓄动机较强，当期消费水平较低。与物质资本不同，人力资本是一种非物质资本，可用居民自身的年龄、知识技能、文化程度及健康程度反映。年龄的大小决定着居民的体力、精力及健康，能够代表居民的人力资本水平。李蕾和吴斌珍（2014）研究发现，在 45 岁以后的中老年阶段，随着户主年龄的增长，家庭的消费水平降低。王奇等（2022a）使用家庭成员的文化程度作为人力资本的度量方式。社会资本同样是家庭禀赋的重要组成部分。对于农村居民而言，他们拥有的社会资源较少，以血缘、地缘为支撑的社会关系是其社会资本的重要组成部分（涂勤和曹增栋，2022）。已有研究使用社会关系、社会网络度量家庭社会资本（张勋等，2019），社会资本能够充当家庭非正

^①按照关键词对各年度的高德地图爬取快递点信息，再加总得到县（市、区）快递点数量。关键词包括物流、快递、速递、快运、速运、转运、菜鸟裹裹、百世、韵达、中通、申通、圆通、顺丰、EMS、京东下乡、菜鸟驿站、菜鸟乡村等。

式保障制度，通过发挥风险分担的作用，降低家庭预防性储蓄动机，释放家庭消费潜力（章元和黄露露，2022）。综合以上分析，低收入家庭、中老年家庭、低文化程度家庭及低社会资本的农村家庭的消费水平较低，而这种家庭禀赋之间的差距也是导致家庭消费不平等不断扩大的原因。因此，如果电商下乡能够对低禀赋家庭消费产生更大的提升作用，才能在平均意义上降低农村家庭消费不平等。

首先，本文将家庭收入处于样本收入 25 分位以下的家庭定义为低收入家庭，并在回归中引入电商下乡与低收入家庭的交互项。表 7 (1) 列显示，电商下乡与低收入交互项的系数为 5.41%，且在 5% 的显著性水平下显著。该结果表明，相较于高收入家庭而言，电商下乡对低收入家庭的消费有更大的提升作用，从而缩小了因物质资本差距而导致的农村家庭消费不平等。

其次，本文将户主年龄高于或等于 50 岁的家庭定义为中老年家庭，并在回归中引入电商下乡与中老年家庭的交互项。表 7 (2) 显示，电商下乡与中老年家庭交互项的系数为 7.28%，且在 1% 的显著性水平下显著。该结果表明，相对于青年家庭而言，电商下乡对中老年家庭消费的促进作用更大，从而缩小了因人力资本差距而导致的农村家庭消费不平等。

再次，本文将户主受教育程度为初中以下的家庭定义为低文化程度家庭，并在回归中引入电商下乡与低文化程度家庭的交互项。表 7 (3) 列显示，电商下乡与低文化程度家庭交互项的系数为 4.27%，且在 10% 的显著性水平下显著。该结果表明，相较于高文化程度家庭而言，电商下乡对低文化程度家庭的消费有更大的促进作用，从而缩小了因人力资本差距而导致的农村家庭消费不平等。

最后，借鉴张勋等（2019）的做法，本文使用家庭社会网络衡量家庭拥有的社会资本，并将家庭无礼金支出的家庭定义为低社会资本家庭，并在回归中引入电商下乡与低社会资本家庭的交互项。表 7 (4) 列显示，电商下乡与低社会资本家庭交互项的系数为 4.12%，且在 10% 的显著性水平下显著。该结果表明，相较于高社会资本家庭而言，电商下乡对低社会资本家庭的消费有更大的推动作用，从而缩小了因社会资本差距而导致的农村家庭消费不平等。

以上结果验证了假说 H2。

表 7 电商下乡对不同禀赋农村家庭消费影响的估计结果

变量	人均消费对数							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
电商下乡	0.0477	0.0332	0.0083	0.0373	0.0396	0.0343	0.0778**	0.0393
电商下乡×低收入家庭	0.0541**	0.0248						
低收入家庭	-0.1004***	0.0145						
电商下乡×中老年家庭			0.0728***	0.0255				
中老年家庭			-0.0557***	0.0191				
电商下乡×低文化程度家庭					0.0427*	0.0226		

表 7 (续)

低文化程度的家庭			-0.0094	0.0198		
电商下乡×低社会 资本家庭					0.0412*	0.0250
低社会资本家庭					-0.1088***	0.0110
样本数	45365	45365	45365	45365		
R ²	0.1485	0.1406	0.1381	0.1337		

注：①***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

(二) 基于数字能力视角的分析

从上文分析可知，数字能力缩小了农村家庭消费不平等，而电商下乡可能具有提高农村家庭数字能力的作用。因此，借鉴江艇（2022）进行机制分析的思路，本文直接分析电商下乡对数字能力的影响。本文从三个方面衡量农村家庭的数字能力。第一，以户主是否使用智能手机衡量数字能力。相较于非智能手机，智能手机可以通过移动通信网络实现无线网络接入，是用户使用支付宝、微信支付等移动终端支付的前提，是用户参与数字活动的基础设备。第二，以家庭成员是否网购衡量数字能力。网购需要居民掌握一定的数字技能，能够反映居民对数字技术的使用能力（杨碧云等，2023）。与此同时，电子商务可以简单分为网络购物、网购销售及相应的配套服务，故网购在一定程度上也能反映居民对电子商务的使用情况。第三，以户主是否使用互联网衡量数字能力。互联网使用对家庭利用数字资源具有较大影响，能够反映家庭的数字接入能力。

表8的回归结果显示，电商下乡对智能手机变量的影响系数为1.55%，对网购变量的影响系数为1.33%，对互联网变量的影响系数为2.00%，且均在5%的显著性水平下显著。该结果表明，电商下乡能够提高农村家庭使用互联网和智能手机的概率，并能促进其网购，从而提高了农村家庭的数字能力，假说H3得到验证。

表 8 电商下乡提高农村家庭数字能力的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	智能手机	网购	互联网
电商下乡	0.0155** (0.0073)	0.0133** (0.0067)	0.0200** (0.0092)
样本数	36087	45365	19503
R ²	0.0717	0.1492	0.2920

注：①**代表5%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

(三) 基于消费平滑视角的分析

从上文分析可知，流动性约束是导致农村家庭消费不平等扩大的重要原因（杨碧云等，2023）。

借鉴江艇（2022）进行机制分析的思路，本文分析电商下乡对流动性约束变量的影响。借鉴杨碧云等（2022）的研究，本文采用“金融资产是否小于两个月永久性收入”度量广义流动性约束。表9（1）列的结果显示，电商下乡对广义流动性约束的影响系数为-0.0163，且在10%的显著性水平下显著，表明“电子商务进农村综合示范”政策实施缓解了农村家庭的流动性约束，强化了其消费平滑的能力。信用卡是助力平滑家庭消费的重要金融工具（杨碧云等，2023），受到物质禀赋及信用情况等种种原因的限制，信用卡的不可得是制约农村家庭消费的重要因素（Karlan and Zinman, 2010）。因此，借鉴杨碧云等（2023）的做法，本文用“家庭是否无信用卡”度量狭义流动性约束。表9（2）列的结果显示，电商下乡对狭义流动性约束的影响系数为-0.94%，且在5%的显著性水平下显著。该结果表明，电商下乡能够提高农村家庭获得信用卡的概率，从而强化农村家庭消费平滑能力。综上所述，电商下乡能强化农村家庭的消费平滑能力从而缩小农村家庭消费不平等，假说H4得到验证。

表9 电商下乡强化农村家庭消费平滑能力的估计结果

变量	(1)	(2)
	广义流动性约束	狭义流动性约束
电商下乡	-0.0163* (0.0090)	-0.0094** (0.0045)
样本数	45365	45365
R ²	0.0878	0.0145

注：①**、*分别代表5%、10%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

六、进一步分析

电商下乡帮助农村建设电子商务服务网点，完善仓储物流体系。因此，“电子商务进农村综合示范”政策的实施会提高农村具有网络代购点、快递点的概率，促进农村电子商务发展。本文借助2017年、2019年CGGS数据^①对电商下乡分别与农村网络代购点数量、村委会到快递站的距离进行相关性分析。从图2可以看出，示范县农村网络代购点数量高于非示范县，示范县村委会到快递站的距离比非示范县近。可见，增加网络代购点数量和快递站建设能够帮助农村家庭克服交通障碍，拉近农村家庭到消费市场的距离（王奇等，2022a），丰富农村居民获取信息的渠道（涂勤和曹增栋，2022），降低农村居民消费的交易成本（马彪等，2023）。故本文从交通便捷度、市场可达性和信息获得成本视角探究电商下乡对农村家庭消费不平等产生的异质性效果。

^①因2013年、2015年中国城乡基层治理调查数据无农村电子商务服务网点的相关信息，因此，此处使用双重差分进行因果关系的讨论是无法实现的。

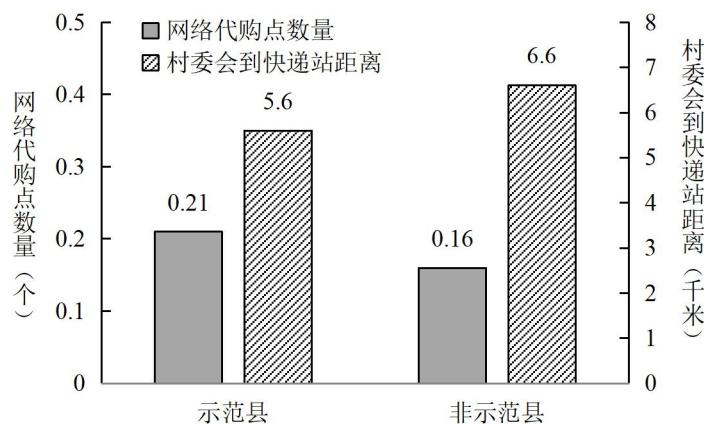


图2 “电子商务进农村综合示范”政策实施与农村电子商务服务网点建设

(一) 基于交通便捷度视角的分析

高交通便捷度能促进农村家庭消费（王奇等，2022a）。本文依据CGGS数据中访员对农村交通的评价将样本分为交通发达地区（访员的评价为“非常好”“好”）和交通欠发达地区（访员的评价为“非常不好”“不好”“一般”）两个子样本，通过分组回归的方式分析电商下乡对农村家庭消费不平等的影响。表10（1）列、（2）列的回归结果表明：在交通欠发达地区，电商下乡对农村家庭消费不平等具有显著的负向影响；而在交通发达地区，电商下乡对农村家庭消费不平等的影响不显著。同时，本文依据CGGS数据中访员对农村地貌的判断将样本分为平原地区和非平原地区，分析电商下乡对不同地理地貌地区的农村家庭消费不平等的影响。表10（3）列、（4）列的估计结果表明，电商下乡对非平原地区的农村家庭的消费不平等具有显著的负向影响，而对平原地区的农村家庭的消费不平等无显著影响。

表10 交通便捷度视角的估计结果

变量	消费不平等			
	交通发达地区		交通欠发达地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
电商下乡	-0.0094 (0.0069)	-0.0378*** (0.0084)	-0.0030 (0.0119)	-0.0247*** (0.0060)
样本数	20464	15287	8785	27908
R ²	0.0705	0.0766	0.0743	0.0727

注：①***代表1%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

上述实证结果表明，相较交通便捷度较高的地区，交通便捷度较低地区的农村家庭进行消费时需花费更多的时间成本和交通成本，这会进一步降低该地区低禀赋家庭的消费欲望，从而导致该地区的消费不平等持续扩大。电子商务则具有打破消费的时间和空间障碍的作用，减少农村家庭消费时面临的时间和交通成本，尤其激发低禀赋农村家庭的消费活力（尹志超等，2023）。

(二) 基于市场可达性视角的分析

提高市场可达性能释放农村家庭消费潜力(王奇等, 2022b), 缩小家庭消费不平等(Fan et al., 2018)。电子商务是帮助农村家庭连接消费市场、扩大市场可达性的一种数字技术。本文从市场可达性视角分析电商下乡缩小农村家庭消费不平等的异质性效果。一方面, 本文使用农村家庭到农贸市场或自由市场的距离度量市场可达性, 以农村家庭到农贸市场或自由市场的距离的平均值为标准将样本分为距农贸市场近和距农贸市场远两个组。表 11 (1)列、(2)列的估计结果表明: 对于距农贸市场远的样本, 电商下乡对农村家庭消费不平等有显著的负向影响; 而对于距农贸市场近的样本, 电商下乡对农村家庭消费不平等无明显影响。另一方面, 本文使用农村家庭到所属地级市市中心的距离衡量市场可达性, 以农村家庭到所属地级市市中心距离的平均值为标准将样本分为距地级市近的和距地级市远两个组。表 11 (3)列、(4)列的估计结果表明: 对于距地级市远的样本, 电商下乡对农村家庭消费不平等有显著的负向影响; 对于距地级市近的样本, 电商下乡对农村家庭消费不平等无影响。

表 11 市场可达性视角的估计结果

变量	消费不平等			
	距农贸市场近		距地级市近	
	(1)	(2)	(3)	(4)
电商下乡	-0.0028 (0.0085)	-0.0231* (0.0149)	-0.0068 (0.0078)	-0.0297*** (0.0074)
样本数	22801	12668	21963	13788
R ²	0.0507	0.0518	0.0676	0.0807

注: ①***、*分别代表 1%、10% 的显著性水平; ②括号内为异方差稳健标准误; ③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

从上述实证结果来看, 电子商务能够通过网络连接全国乃至全球消费市场, 帮助零售商降低开实体店的成本(王奇等, 2022a), 从而使其能够更多地服务于市场可达性低的农村家庭, 有效降低这些家庭的交易成本, 释放其因低市场可达性而积攒的消费潜力, 从而不断缩小农村家庭消费不平等。

(三) 基于信息获得成本视角的分析

信息获得成本是交易成本的重要组成部分。在传统零售商模式下, 农村家庭往往需要从小卖部等中间商处购买所需物品, 并不能及时有效地获得所需商品信息, 从而对其消费水平产生负向影响。接下来, 本文从信息获得成本视角实证分析电商下乡缩小农村家庭消费不平等的异质性。

一方面, 借鉴秦芳等(2023)的研究, 本文使用农村家庭对经济金融信息的关注度来间接测度信息获得成本。对经济金融信息的关注能让消费者及时掌握市场变化信息, 减小消费者与市场之间的距离, 从而降低信息获得成本。因此, 对经济金融信息的关注度较高意味着信息获得成本较低。本文将对经济金融信息的关注度为“非常关注”“关注”的农村家庭定义为信息关注度高家庭, 将对经济金融信息的关注度为“一般”“很少关注”“从不关注”的农村家庭定义为信息关注度低家庭, 然后进

行分样本估计。表 12 (1) 列、(2) 列显示, 相较于信息关注度高的农村家庭, 电商下乡对信息关注度低的农村家庭消费不平等有显著的负向作用。另一方面, 本文使用户主的文化程度作为信息获得成本的间接度量方式。其原因有三: 第一, 金融知识有助于降低家庭进行金融决策时的信息搜集成本, 而文化程度与金融知识息息相关, 两者具有正相关关系; 第二, 较高的文化程度能够拓宽家庭的社交网络范围, 拓宽交易可能性的集合, 加快信息传递; 第三, 文化程度较高的居民使用数字技术的障碍较小, 他们能够轻松通过电商平台获取所需信息, 获取信息的成本较小。综上, 本文将高文化程度对应低信息获得成本, 将低文化程度对应高信息获得成本。参照前文对低文化程度家庭的定义, 本文使用分组实证的方式进行分析。表 12 (3) 列、(4) 列的估计结果显示, 相较于高文化程度家庭, 电商下乡对低文化程度农村家庭的消费不平等有显著的负向作用。

表 12 信息获得成本视角的估计结果

变量	消费不平等			
	信息关注度高		信息关注度低	
	(1)	(2)	(3)	(4)
电商下乡	-0.0309 (0.0189)	-0.0130*** (0.0044)	-0.0073 (0.0065)	-0.0179*** (0.0062)
样本数	3955	41410	21648	23682
R ²	0.0893	0.0650	0.0658	0.0720

注: ①***代表 1% 的显著性水平; ②括号内为异方差稳健标准误; ③控制变量、国家级贫困县×年份固定效应、家庭固定效应和年份固定效应均已控制。

总的来说, 电商下乡推动了农村电子商务发展, 降低了农村家庭获取商品信息的成本, 从而提高其消费水平。但相较于信息获得成本低的农村家庭, 信息获得成本高的农村家庭其信息来源渠道较为单一, 对电子商务的依赖较大, 对电子商务发展的敏感度也较高, 故电商下乡对此部分家庭消费水平的提升作用较强, 从而起到了缩小农村家庭消费不平等的作用。

七、结论与政策启示

本文使用 2013—2021 年 CHFS 数据及 2013—2019 年 CGGS 数据, 将“电子商务进农村综合示范”政策视为准自然实验, 运用多时点双重差分模型分析电商下乡对农村家庭消费不平等的影响。本文研究结论如下: 第一, 电商下乡显著缩小农村家庭消费不平等, 这一结论在经过动态效应分析、安慰剂检验、Bacon 分解、剔除其他政策干扰以及其他稳健性检验后仍然成立; 第二, 提高低收入、中老年、低文化程度、低社会资本的农村家庭的消费水平, 提高农村家庭数字能力和强化农村家庭消费平滑能力是电商下乡缩小农村家庭消费不平等的重要渠道; 第三, 电商下乡对交通欠发达地区、非平原地区、距农贸市场远、距地级市远、低信息关注度和低文化程度的农村家庭的消费不平等具有显著的负向影响, 该政策的实施能够减小交易成本对农村家庭消费不平等的扩大作用。

根据上述研究结论，本文提出如下政策启示。

第一，持续实施并不断优化“电子商务进农村综合示范”政策，推动农村电子商务发展。一方面，政府应扩大该政策的覆盖范围，加大相关财政资金的投放力度，总结并汲取已实施该政策的示范县的经验，尽快补齐该政策实施过程中存在的短板，全面推动农村电子商务发展。另一方面，政府在实施该政策过程中应形成合理的激励机制，可将农村家庭消费及消费不平等状况纳入考核体系，根据考核结果对示范县分阶段发放财政资金。与此同时，根据不同地区的电子商务发展情况，政府应制定差异化的财政资金分配方案，并加大对各个示范县财政资金使用的监管力度，做到公开和透明，真正打通农民通向电商服务的“最后一公里”，从而全面提高电商下乡缩小农村家庭消费不平等的效率。

第二，提高农民收入水平与金融可得性，完善农民消费平滑机制。一方面，政府应引导农民抓住电商直播等新型电商发展机遇，推动农产品和电子商务对接，丰富农产品的销售渠道，不断提高农民在交易过程中的话语权以及农民融入电子商务价值链的能力，帮助农民实现增收、稳收的目标。另一方面，政府应积极建立能够为农民提供普惠便捷支付服务和金融服务的电子商务服务网点，推出刺激农民消费的普惠金融服务，对于低禀赋农民群体可适当给予利息优惠，进一步强化农民消费平滑能力。

第三，提升农民的数字素养，提高其数字能力。首先，政府应遵循“因人施教”“因需施教”的原则，以降低数字鸿沟为目标，为农民制定多元化、精准化的数字素养培训方案。多元化方案为：在使用传统教材培训的基础上，政府可邀请相关领域专家开展专题讲座，丰富数字素养的培训内容；同时可为农民搭建外出交流、学习的平台，提高他们学习数字知识的积极性。精准化方案为：政府可以根据不同农民的学习习惯、学习能力等特点精准规划不同的数字知识学习内容，满足不同农民的个性化学习需求。其次，政府应与当地电子商务企业达成合作，共同培养专业、服务意识强的电子商务知识人才，为数字素养低的农民提供专业性服务，加强对此类群体的数字化教育，提高其数字素养，破除其使用电子商务等数字技能的障碍。最后，政府应将数字化教育纳入农村地区的基础教育系统，为农民搭建新型数字生活场景，打好其学习数字知识的基础，提高其数字能力。

参考文献

- 1.陈享光、汤龙、唐跃桓, 2023:《农村电商政策有助于缩小城乡收入差距吗——基于要素流动和支出结构的视角》,《农业技术经济》第3期, 第89-103页。
- 2.江艇, 2022:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第5期, 第100-120页。
- 3.李蕾、吴斌珍, 2014:《家庭结构与储蓄率U型之谜》,《经济研究》第S1期, 第44-54页。
- 4.刘婧、陈斌开, 2021:《房价上涨扩大了中国消费不平等吗?》,《经济学(季刊)》第4期, 第1253-1274页。
- 5.马彪、彭超、薛岩、朱信凯, 2021:《农产品电商会影响我国家庭农场的收入吗?》,《统计研究》第9期, 第101-113页。
- 6.马彪、张琛、郭军、张晨, 2023:《电子商务会促进农户家庭的消费吗?——基于“电子商务进农村综合示范”项目的准自然实验研究》,《经济学(季刊)》第5期, 第1846-1864页。
- 7.潘敏、刘知琪, 2018:《居民家庭“加杠杆”能促进消费吗?——来自中国家庭微观调查的经验证据》,《金融

研究》第4期，第71-87页。

8.秦芳、谢凯、王剑程，2023：《电子商务发展的创业效应：来自微观家庭数据的证据》，《财贸经济》第2期，第154-168页。

9.孙浦阳、张靖佳、姜小雨，2017：《电子商务、搜寻成本与消费价格变化》，《经济研究》第7期，第139-154页。

10.陶涛、樊凯欣、朱子阳，2022：《数字乡村建设与县域产业结构升级——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验》，《中国流通经济》第5期，第3-13页。

11.唐跃桓、杨其静、李秋芸、朱博鸿，2020：《电子商务发展与农民增收——基于电子商务进农村综合示范政策的考察》，《中国农村经济》第6期，第75-94页。

12.田鸽、张勋，2022：《数字经济、非农就业与社会分工》，《管理世界》第5期，第72-84页。

13.涂勤、曹增栋，2022：《电子商务进农村能促进农户创业吗？——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验》，《中国农村观察》第6期，第163-180页。

14.王奇、李涵、赵国昌、牛耕，2022a：《农村电子商务服务点、贸易成本与家庭网络消费》，《财贸经济》第6期，第128-143页。

15.王奇、牛耕、赵国昌，2021：《电子商务发展与乡村振兴：中国经验》，《世界经济》第12期，第55-75页。

16.王奇、谢凯、秦芳、牛耕，2022b：《市场可达性与农村家庭消费——来自“快递下乡”工程的证据》，《中国农村经济》第12期，第106-123页。

17.王小华、刘云、宋檬，2023：《数字能力与家庭风险金融资产配置》，《中国农村经济》第11期，第102-121页。

18.谢文栋，2023：《城市电商化发展能否实现稳就业？》，《财经研究》第1期，第139-153页。

19.姚健、臧旭恒，2022：《中国家庭收入不平等与消费不平等——基于收入冲击和消费保险视角的研究》，《经济学（季刊）》第4期，第1279-1298页。

20.杨碧云、王艺璇、易行健，2023：《数字鸿沟与消费鸿沟——基于个体消费不平等视角》，《经济学动态》第3期，第87-103页。

21.杨碧云、魏小桃、易行健、张凌霜，2022：《数字经济对共享发展影响的微观经验证据：基于消费不平等的视角》，《国际金融研究》第10期，第15-25页。

22.尹志超、蒋佳伶、严雨，2021：《数字鸿沟影响家庭收入吗》，《财贸经济》第9期，第66-82页。

23.尹志超、吴子硕、严雨，2023：《数字经济能激发农村家庭消费活力吗？》，《经济管理》第12期，第5-25页。

24.尹志超、张诚，2019：《女性劳动参与对家庭储蓄率的影响》，《经济研究》第4期，第165-181页。

25.袁诚、李信冬、魏易，2023：《农村物流建设与农户增收效应》，《世界经济》第4期，第111-139页。

26.赵绍阳、周博、周作昂，2023：《电商发展能降低贫困发生率吗？——来自电子商务进农村综合示范县的证据》，《统计研究》第2期，第89-100页。

27.张海洋、韩晓，2022：《数字金融能缓和社会主要矛盾吗？——消费不平等的视角》，《经济科学》第2期，第96-109页。

28.张琛、马彪、彭超，2023：《农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗》，《中国农村经济》第4期，第90-107页。

- 29.张雅淋、姚玲珍, 2020: 《家庭负债与消费相对剥夺——基于住房负债与非住房负债的视角》, 《财经研究》第8期, 第64-79页。
- 30.张雅淋、吴义东、姚玲珍, 2022: 《住房财富“寡”而消费“不均”? ——青年群体住房财富对消费相对剥夺的影响研究》, 《财贸经济》第3期, 第98-113页。
- 31.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第8期, 第71-86页。
- 32.章元、黄露露, 2022: 《社会网络、风险分担与家庭储蓄率——来自中国城镇居民的证据》, 《经济学(季刊)》第1期, 第87-108页。
- 33.周广肃、张牧扬、樊纲, 2020: 《地方官员任职经历、公共转移支付与居民消费不平等》, 《经济学(季刊)》第1期, 第61-80页。
- 34.Baydas, M. M., R. L. Meyer, and N. Aguilera-Alfred, 1994, “Discrimination Against Women in Formal Credit Market: Reality or Rhetoric”, *World Development*, 22(7): 1073-1082.
- 35.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- 36.Couture, V., B. Faber, Y. Z. Gu, and L. Z. Liu, 2021, “Connecting the Countryside Via E-Commerce: Evidence from China”, *American Economic Review: Insights*, 3(1): 35-50.
- 37.Deaton, A., 1991, “Saving and Liquidity Constraints”, *Econometrica*, 59(7): 1221-1248.
- 38.Fan, J. T., L. X. Tang, W. M. Zhu, and B. Zou, 2018, “The Alibaba Effect: Spatial Consumption Inequality and the Welfare Gains from E-commerce”, *Journal of International Economics*, 114(10): 203-220.
- 39.Friedman, M., 1957, *In a Theory of the Consumption Function*, Princeton: Princeton University Press, 1-241.
- 40.Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-difference with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- 41.Jappelli, T., and I. Pistaferri, 2010, “Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy?”, *Review of Economic Dynamics*, 13(1): 133-153.
- 42.Jiang Z., M. X. Zeng, and M. M. Shi, 2023, “E-commerce and Consumption Inequality in China”, *China & World Economy*, 31(5): 61-86.
- 43.Kakwani, N., 1984, “The Relative Deprivation Curve and Its Applications”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2(4): 384-394.
- 44.Karlan,D., and J.Zinman, 2010, “Expanding Credit Access:Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts”, *Review of Financial Studies*,23(1):433-464.
- 45.Liu, H., 2021, “Research on Inequality of Household Consumption and Social Welfare from the Perspective of Household Non-medical Expenditure”, *Journal of Economics*, 6(2): 25-51.
- 46.Luo, X. B., Y. Wang, and X. B. Zhang, 2019, “E-commerce Development and Household Consumption Growth in China”, Policy Research Working Paper 8810, <https://documents1.worldbank.org/curated/zh/146951554905409975/pdf/E-Commerce-Development-and-Household-Consumption-Growth-in-China.pdf>.

- 47.Podder, N., 1996, "Relative Deprivation, Envy and Economic Inequality", *Kyklos*, 49(3): 353-376.
- 48.Qin, Q. X., H. D. Guo, X. J. Shi, and K. Chen, 2023, "Rural E-commerce and County Economic Development in China", *China & World Economy*, 31(5): 25-60.
- 49.Wang, J., Z. Yin, and J. Jiang, 2023, "The Effect of The Digital Divide on Household Consumption in China", *International Review of Financial Analysis*, 87(5): 1-15.
- 50.Yitzhaki, S., 1979, "Relative Deprivation and the Gini Coefficient", *The Quarterly Journal of Economics*, 93(2): 321-324.

(作者单位: 首都经济贸易大学金融学院)

(责任编辑: 黄易)

Can E-commerce Going to the Countryside Reduce Rural Household Consumption Inequality? A Quasi-natural Experiment Based on the "Comprehensive Demonstration of E-commerce Going to Rural Areas" Policy

YIN Zhichao WU Zishuo

Abstract: Based on the data of China Household Finance Survey from 2013 to 2021 and the quasi-natural experiment of "Comprehensive demonstration of e-commerce going to rural areas" policy, this paper empirically analyzes the impact of the e-commerce going to the countryside policy on rural household consumption inequality by using a staggered Difference-in-Differences model. The study finds that the e-commerce going to the countryside policy significantly reduces the consumption inequality of rural households. With a series of robustness checks, the above conclusion still holds. Mechanism analysis shows that the e-commerce going to the countryside policy reduces the inequality of rural household consumption by improving the consumption of rural households with low endowments (low-income, middle-aged and elderly, low educational attainment, and low social capital), improving the digital ability of rural households, and strengthening the ability of rural household consumption smoothing. Further analysis shows that the e-commerce going to the countryside policy has a significant mitigating effect on consumption inequality among rural households in regions with underdeveloped transportation, non-plain areas, those far away from farmers' markets and prefecture-level cities, and those with low information attention and low education level, indicating that the quasi-natural experiment of "Comprehensive demonstration of e-commerce going to rural areas" policy can reduce the expansion of transaction costs on rural household consumption inequality. This study provides important empirical evidence for the reduction of rural household consumption inequality by the e-commerce going to the countryside policy, in order to provide reference for making policies to achieve common prosperity.

Keywords: Digital Economy; E-commerce Going to the Countryside; Consumption Inequality; Common Prosperity; Difference-in-Differences

数字素养与农户收入：兼论数字不平等的形成*

王汉杰

摘要:本文基于2021年中国农村经济与农村金融调查数据,实证考察数字素养对农户收入的影响。研究结论表明,数字素养提升能够显著促进农户收入增长。进一步机制分析发现,数字素养提升显著促进农户创业,并缓解农户信贷约束,进而实现农户收入增长。值得注意的是,这一增收效应并不具备包容性。相比高收入、高人力资本、低年龄组和男性户主的农户而言,低收入、低人力资本、高年龄组和女性户主的农户获益十分有限。上述发现印证了数字素养提升有助于实现农户收入增长,但也揭示了农村数字经济发展过程中的不平等问题。据此,本文认为新发展阶段中国数字乡村战略的推进不仅要注重农户数字素养的培育,更要加快构建乡村数字经济的包容性发展路径。

关键词:数字素养 农户收入 数字鸿沟 数字不平等

中图分类号:F328 **文献标识码:**A

一、引言

步入数字经济时代,新一代信息技术正在加速融入农业农村现代化发展,数字要素逐步成为农户收入增长的新动能。数字技术的渗透有助于农村地区资源要素配置的集成与优化(曾亿武等,2021;张红宇,2022),从而促进农村经济发展与农户收入增长。然而,数字鸿沟的存在使得大量农户难以共享数字发展红利,数字不平等问题日益凸显。近年来,在中央政府的推动下,乡村数字基础设施日趋完善。统计数据显示,2021年中国农村地区互联网普及率达57.6%,行政村“村村通宽带”^①,4G电信基础设施覆盖率超过98%^②。但值得注意的是,现阶段中国农户数字素养普遍较低、数字化应用水平十分有限(阮荣平等,2017)。中国社会科学院2021年的调查报告显示,中国居民数字素养的

*本文研究受到国家社会科学基金青年项目“新发展阶段脱贫地区规模性返贫风险识别与分类防控机制研究”(编号:22CJY037)、教育部人文社会科学研究青年基金“脱贫过渡期农户返贫的形成机理与分类帮扶机制研究”(编号:21YJC790110)和西南大学创新研究2035先导计划(编号:SWUPilot Plan026)的资助。

^①资料来源:第49次《中国互联网络发展状况统计报告》,<https://www.cnnic.net.cn/n4/2022/0401/c88-1131.html>。

^②资料来源:《我国超98%行政村通光纤、4G》,https://www.gov.cn/xinwen/2019-08/02/content_5418092.htm。

平均得分为 43.6 分（百分制），其中，农村居民的数字素养得分仅为 35.1 分，比城市居民低 37.5%^①。可见，新发展阶段，中国农村地区数字鸿沟问题的主要矛盾正在由“一级数字鸿沟”转向“二级数字鸿沟”，即由数字基础设施差距转向数字技术应用差距。区别于传统的生产要素，只有当农户具备一定的数字素养，才能够真正地将数字要素运用到生产经营活动中，充分发挥其增收效应。为此，2022 年中央“一号文件”对数字乡村进行了统筹部署，并明确强调要加强农民数字素养与技能培训^②。提升农民数字素养成为新发展阶段数字乡村发展的关键所在，同时也是缩小城乡差距、扎实推进共同富裕的重要举措。因此，在这一现实背景下，探究数字素养对农户收入的影响并揭示其中存在的问题与障碍，具有十分重要的理论与现实意义。

对于这一问题，现有主流研究的一个基本共识是数字技术是推动农村经济社会发展的重要因素。在数字经济快速发展的同时，越来越多的学者开始意识到数字鸿沟的存在导致数字经济的发展红利难以惠及社会各阶层，尤其是对于农村地区而言，数字鸿沟问题更加凸显，可能会形成新的数字不平等（星焱，2021）。具体而言，数字鸿沟使得个体无法有效运用数字技术与数字信息，由此降低其创业的可能性、信贷资源的可获得性等，最终不利于其收入增长，甚至加剧贫困状态（何宗樾等，2020；尹志超等，2021）。因此，部分学者认为要实现数字经济的普惠效应，应弥合数字鸿沟，从而使社会个体具备参与数字经济的能力（胡鞍钢等，2016），并从理论上主张加快农户数字素养的培育，着力提升农户的数字素养，进而增强其数字化增收能力（曾亿武等，2021）。上述研究重点从理论层面进行了探讨。在实证方面，现有研究主要从经济行为的视角关注数字素养对农户创业（李晓静等，2022）、数字金融使用（温涛和刘渊博，2023）、电商参与意愿（罗磊等，2024）、绿色消费行为（Hu and Meng, 2023）等经济行为的影响。也有部分研究从社会治理的视角分析数字素养对乡村数字治理参与（苏岚岚和彭艳玲，2022）、网络政治行为（Guess and Munger, 2023）、公民参与（Polizzi, 2023）等方面的影响。但关于数字素养对农户收入增长影响的文献较为少见，仅单德朋等（2022）的研究探讨了数字素养对农户财产性收入的影响。

现有文献普遍认识到数字要素是新发展阶段促进农户收入的主要动力源泉，同时承认数字鸿沟的存在可能导致农户难以共享数字经济发展的红利，因而提出要加强农户数字素养的培育、提升农户的数字技术技能，使农户能够参与数字经济活动。然而，现有关于数字素养促进农户增收的探讨大多仅停留于理论推断或政策层面的探讨，尚未有经验证据能够直接揭示数字素养对农户收入的影响及其内在传导路径。本文将力求回答以下问题：数字素养的提升是否有助于农户跨越数字鸿沟进而实现收入增长？若能，其背后存在何种传导机制？此外，现有文献尚未充分关注数字不平等问题，那么，数字素养的增收效应是否具备包容性？对这些问题的回答，不仅能够弥补现有文献在该研究领域的空白或不足，而且能够为新发展阶段中国数字乡村战略的推进提供新的理论观点与经验证据。

^①资料来源：《社科院首份数字素养调查报告出炉：农村居民个人电脑使用能力不足》，<https://finance.ifeng.com/c/84enhu81nBI>。

^②资料来源：《中共中央 国务院关于做好 2022 年全面推进乡村振兴重点工作意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/content_5675035.htm。

具体而言，本文将基于 2021 年中国农村经济与农村金融调查数据，实证考察数字素养对农户收入的影响。基于联合国教科文组织发布的《全球数字素养框架》^①，本文构建涵盖 7 个素养领域的 17 个二级指标，综合评价现阶段中国农户的数字素养水平。据此，本文以固定效应模型评估数字素养对农户收入的影响，并进一步考察数字素养促进农户收入增长的内在传导机制。在此基础上，本文重点讨论数字不平等的形成，探讨数字素养促进农户收入增长的包容性特征。

相比已有研究，本文的边际贡献主要体现在以下三个方面。一是已有大部分关于农户数字素养衡量的指标体系尚缺乏系统的分析框架，本文基于联合国教科文组织发布的《全球数字素养框架》，结合中国农村地区经济社会的发展现实，尝试性地构建农户数字素养指标体系，并用于评价农户的数字素养水平，有助于拓宽现有关于农户数字素养评价领域的研究思路。二是已有关于数字素养与农户增收的研究大多仅停留于理论层面的探讨，本文实证考察数字素养对农户收入的影响及其内在传导机制，研究结论证实数字素养培育是跨越数字鸿沟、实现农户收入增长的有效途径，是对现有文献的一个重要补充。三是本文在印证数字素养的提升有助于实现农户收入增长的同时，揭示农村数字经济发展过程中的不平等问题，即数字素养的增收效应尚未具备包容性。本文研究能够为数字素养赋能农户增收、助推农民农村共同富裕提供科学的理论指导与经验证据。

二、理论分析与研究假说

数字素养概念最早由以色列学者 Yoram Eshet-Alkalai 提出，该学者将其定义为数字环境背景下公民生活、工作和学习所需的基本技能，并提出了相应的概念框架（Eshet, 2004）。随后，国内外学者对数字素养概念进行了拓展和补充（马克·布朗和肖俊洪，2018）。目前，最具代表性的是联合国教科文组织的定义（Reddy et al., 2020），即数字素养是为了就业、体面工作和创业，通过数字技术安全适当地获得管理、理解、整合、沟通、评价和创造信息的能力。可见，数字素养是数字经济时代下社会个体人力资本的一种新形式。在传统主流文献中，大量研究关注了以受教育程度为核心的人力资本对农户收入增长的作用机理（高梦滔和姚洋，2006；程名望等，2016），尚未充分关注数字素养对农户收入增长的潜在影响。

现有研究的基本共识是数字经济作为一种高级的经济形态，以数字信息技术为基础对经济社会的发展起着前所未有的促进作用（裴长洪等，2018）。近年来，人工智能、农业大数据、农业物联网、云计算等现代信息技术进步极大地改变了农村经济社会形态（夏显力等，2019）。从理论上看，农户数字素养的提升有助于其掌握现代数字技术的运用，突破长期面临的信息壁垒，实现自身资源要素配置的优化，进而促进其收入增长。具体而言，本文接下来将分别从创业效应、信贷约束缓解效应和就业效应三个方面阐述数字素养影响农户收入的内在机理。

一是创业效应。在传统的农村经济社会中，由于信息相对闭塞，创业对于农户而言具有较高的门

^①资料来源：Digital Literacy Global Framework (DLGF)，<https://unevoc.unesco.org/home/Digital+Competence+Frameworks/lang=en/id=4>。

槛。然而，数字技术的快速发展使农户能够接触到方方面面的信息，极大地降低了创业过程中的信息不对称。已有研究表明，互联网技术是交流沟通的有效媒介，为信息的传播提供了有效的渠道，不仅有助于发掘和把握商机，而且能够强化创业成功的示范效应（周广肃和樊纲，2018）。创业是促进农户收入增长的重要途径。农户创业活动能够促进生产要素流动，促进自身多渠道就业，从而拓展收入增长来源。同时，农户创业具有一定的正外部性，能够提供更多的就业岗位，促进当地农户增收（林嵩等，2023）。从这一逻辑看，随着数字素养的提升，农户能够逐步强化数字技术的运用能力，更有效地利用互联网获取创业所需的各方面信息，从而提高创业成功的概率，进而促进收入增长。

二是信贷约束缓解效应。长期以来，传统农贷市场的金融排斥使得大量农户难以获取充足的信贷资源，严重制约了农户收入的稳定增长。从理论上看，数字素养的提升能够有效缓解农户的信贷约束，进而促进其收入增长。数字素养的提升有助于农户形成数字金融的使用能力（温涛和刘渊博，2023）。以互联网信息技术为基础的数字金融使得借贷更加便利，缓解了长期被排斥在传统金融市场之外的低收入群体的信贷约束。同时，数字素养的提升有助于农户形成借贷信息的搜寻能力，可以让农户更加便捷地了解传统正规借贷的流程及相关金融产品，进而缓解其正规借贷约束。资本是农户收入增长的核心要素。信贷资源的获取能够为农户的生产经营活动提供外部资金支持，有助于农户生产经营规模的进一步扩大，从而促进农户收入增长，尤其是对于面临信贷配给的农户而言，增收效应更为明显（王永仓和王小华，2022）。从这一逻辑来看，农户数字素养的提升能够在一定程度上缓解其信贷约束，帮助其获得信贷资源，进而促进其收入增长。

三是就业效应。从理论上看，数字素养能够提升农户的信息搜寻能力，使农户突破以往的就业信息壁垒^①，获取更丰富的非农就业岗位信息。数字信息获取的便利性降低了非农就业信息搜寻的门槛，从而提高了农户非农就业的可能性（李晓静等，2022）。外出务工是农户增收的主要渠道。一方面，非农部门的边际收益高于农业部门，外出务工有助于获得较高收入；另一方面，外出务工是农户家庭劳动力资源配置优化的过程，对于存在剩余劳动力的农户而言，外出务工有助于提高家庭的经济产出，从而促进农户收入增长。但从本质上讲，农户是否选择外出务工仍取决于比较收益与风险评估的综合考量，即外出务工是否会带来更多的净收益。从这一逻辑来看，农户数字素养的提升有助于其获取非农就业信息，形成非农就业决策的理性选择，从而促进其收入增长。

总体而言，上述传导机制的基本条件在于农户是否具备数字技术和数字信息的接入与利用能力，即数字鸿沟问题。数字鸿沟最初体现为是否能够接入数字设备，随着数字基础设施的不断完善，“一级数字鸿沟”正在不断缩小，但是数字技术使用的红利差距正在不断显现（邱泽奇等，2016）。研究表明，中国农村地区通信基础设施的改善并未显著促进农户收入增长，其原因是“门槛效应”“长期效应”^②的存在（刘生龙和周绍杰，2011）。要实现农户有效增收，应当着力改善农户获取信息的能力，

^① 在传统的农村经济社会形态下，农户外出非农就业更多地依赖于邻里之间的信息传递，非农就业岗位信息十分有限。

^② “门槛效应”指的是农户使用通信基础设施有一定的准入条件，如网络付费等。“长期效应”指的是通信基础设施对农户收入的影响要在长期中才能显现。

即缩小“二级数字鸿沟”。因此，有效的信息供给是使农户跨越数字鸿沟，进而享受“信息红利”的关键（许竹青等，2013）。综上所述，理论分析表明，数字素养的提升有助于农户充分利用数字技术和数字信息，进而促进农户收入增长。据此，本文提出如下假说。

H1：数字素养的提升能够提升农户收入。

H2：数字素养促进农户收入增长的作用路径表现为创业效应、信贷约束缓解效应和就业效应。

区别于传统的经济形态，数字经济活动参与的基础是数字接入与数字使用。已有研究指出，数字接入与数字能力的优势容易触发正向反馈机制，在交叉网络效应与锁定效应作用下，往往会造成“赢家通吃”的局面，即“马太效应”（李晓华，2019）。可见，尽管数字技术的有效利用有助于促进农户收入增长，但不可否认的是，个体禀赋差异可能会导致数字技术应用的不平等，这种参与的不平等有可能引发数字经济形态下新的不平等问题（van Dijk，2017）。关于个体禀赋，经典的经济增长理论认为，物质资本要素与人力资本要素是决定增长的核心要素。因此，数字素养对农户收入增长的影响在一定程度上取决于农户本身的物质资本与人力资本禀赋。

其一，经济能力决定了物质资本禀赋的差异，是农户从事经济活动的重要决定因素。“经济鸿沟”也被认为是导致数字不平等的最重要因素（DiMaggio et al., 2004）。一般而言，高收入农户的经济能力较强，拥有的经济资源也较多，这些资源能够用于投资再生产活动和扩大生产规模。在数字技术的赋能下，经济资源的配置效率得到进一步优化，使得高收入农户可以从数字技术应用过程中获取更多的经济收益。例如，高收入农户将信贷资源投入到生产活动中，可以通过数字赋能提升生产效益；同时，高收入农户具有较丰富的物质资本、社会资本和人力资本，在创业与就业方面能够更加有效地利用数字技术的优势实现收入增长。相对而言，低收入农户的经济能力较低。例如，低收入农户的信贷类型大多是消费型信贷，主要用于满足生活需求，而非用于生产活动，难以有效促进收入增长（刘西川，2012），即便有部分生产性信贷，也大多局限于规模有限的农业生产；同时，低收入农户缺少足够的资本积累，参与各类高回报经济活动的能力有限，也缺乏相应的发展能力与发展机会，在创业与就业活动中获益可能相对不足。由此可见，尽管数字技术的优势有利于提升经济资源的配置效率，但经济能力越强的农户，其所获得的经济收益可能越大。据此，本文提出如下假说。

H3：数字素养的增收效应更有利于高收入农户，低收入农户的受益有限，由此引致数字不平等。

其二，人力资本是数字技术应用的基础，在一定程度上会影响数字技术应用的经济收益。人力资本理论突破了传统理论中认为资本的范围仅限于物质资本的观点，人力资本作为一种重要的生产要素被逐步引入经济增长模型。从理论上看，人力资本会影响数字技术应用的能力与认知，而这直接决定了数字技术应用的经济收益。因此，人力资本禀赋的差异可能引致数字不平等。首先，受教育程度差异是导致数字不平等的重要因素：一是受教育程度较高的人群更倾向于利用数字技术从事生产经营相关的经济活动（DiMaggio and Hargittai, 2001）；二是受教育程度较高的人群能够更好地掌握数字技术的使用及各类应用场景（Vicente and Lopez, 2011），从而更好地享受“数字红利”。其次，年龄也是造成数字不平等的另一重要因素。老年群体是数字经济时代下的“弱势群体”，其应用数字技术的能力较弱；加之老年群体的风险厌恶水平较高，对数字经济的不信任也可能导致其倾向于不参与以数字

技术为基础的相关经济活动。最后，还需要考虑的另一因素是性别差异。从理论上看，数字技术的出现为乡村女性参与经济活动提供了更多的可能性，拓宽了乡村女性的职业发展路径。然而，乡村女性参与数字经济活动仍面临诸多制约。在数字技术应用方面，女性处于相对劣势状态。国际电信联盟（International Telecommunication Union，简称 ITU）调查报告显示，全球仍有 52% 的女性尚未使用互联网，女性互联网使用率高于男性的国家仅占 8%^①。特别是在传统乡村男权观念的制约下，乡村女性的数字经济活动参与面临着与乡村文化冲突的困境。据此，本文提出如下假说。

H4：数字素养的增收效应更有利于高人力资本农户，低人力资本农户的受益有限，由此引致数字不平等。

三、数据来源、实证策略与变量说明

（一）数据来源

本文的实证分析数据来源于中国农村经济与农村金融调查数据（China rural economy and rural finance survey，简称 CRERFS），该调查数据是农业农村部委托西南大学实施的微观调查项目。2021 年，中国农村经济与农村金融调查完成了中西部五省（市）^②的首轮调查，共收集到 1620 份农户调查问卷。《县域数字乡村指数报告（2020）》^③显示，相比东部地区，中西部地区的数字乡村发展较为落后，是未来数字乡村建设的主要着力点。因此，本文研究以中西部地区作为研究对象具有较强的政治价值。调查内容涵盖了农户家庭的社会经济特征、生产经营特征、数字素养、家庭金融行为等信息。经数据清洗后，最终保留 1488 个有效样本，样本有效率达 91.85%。

（二）农户数字素养指标体系构建

如何科学地识别农户数字素养是本文研究的关键所在。联合国教科文组织的《全球数字素养框架》构建了数字素养测量框架，涵盖 7 个素养领域（competence area，简称 CA），包括：设备和软件操作（CA0）、信息和数据素养（CA1）、沟通与协作（CA2）、创造数字内容（CA3）、数字安全（CA4）、问题解决（CA5）、职业相关的素养（CA6）。具体而言，“设备和软件操作”领域主要包括数字设备的物理操作与软件操作，这要求社会个体能够拥有基础的数字设备，识别硬件与软件操作的基本功能与特征。从理论上看，该领域的数字素养有利于弥合社会个体的“一级数字鸿沟”，使社会个体能够共享“数字红利”。在“信息和数据素养”领域，重点强调社会个体能够表达自身的信息需求，并通过相关技能实现信息的检索搜寻，同时具备管理、储存数字信息的能力。可以发现，该领域的数字素养更多地强调数字技术的运用能力，是在基本数字设备操作上的进一步提升。“沟通与协作”领域突出社会个体运用数字技术进行社会交流活动。“创造数字内容”领域则更多地强调在现有的数字网络中，社会个体是否具备数字内容创造的能力，即通过数字方式传递社会个体的知识与观点。“数字

^① 资料来源：Fact and Figure 2019，https://www.itu.int/hub/publication/d-ind-ict_mdd-2019。

^② 包括四川、重庆、云南、贵州、湖南。

^③ 资料来源：《县域数字乡村指数报告（2020）》，<http://ccap.pku.edu.cn/nrdi/xmycg/yjxm/363361.htm>。

“安全”领域要求社会个体在使用数字技术的时候能够保护自身避免遭受潜在的风险与威胁。“问题解决”领域和“职业相关的素养”领域所突出的均是社会个体运用数字技术解决实际问题的能力，但不同的是后者强调与职业相关的某一特定领域的数字技术运用。可见，该数字素养指标体系不仅关注社会个体的“一级数字鸿沟”问题，同时突出“二级数字鸿沟”的重要性。

基于上述分析可以发现，《全球数字素养框架》较为科学、全面地涵盖了数字化时代社会个体所应具备的各方面数字技能，这为本文的研究提供了一个十分有益的借鉴。农户数字素养指标体系由《全球数字素养框架》中的7个素养领域构成。基于《全球数字素养框架》的理论框架，本文结合中国农村地区的现实经济特征，选取17个指标构成相应的二级指标体系，具体如表1所示。

表1 农户数字素养指标体系

领域	定义
设备和软件操作（CA0）	您是否拥有智能手机
	您是否使用上网功能（Wi-Fi 或流量套餐）
	您家是否拥有电脑
	您家中是否有开通宽带
	您是否能够独立下载手机App
信息和数据素养（CA1）	您是否会用手机网络浏览、搜索自己想要的数据或信息
	您是否会记录、收藏所收集的数据或信息
	您是否会通过手机App进行网络购物
沟通与协作（CA2）	您是否能够采用手机通信软件（QQ或微信）与家人和朋友沟通
创造数字内容（CA3）	您是否用手机在网络上发表自己的观点和看法
	您是否能够运用手机视频软件创作或发表自己的短视频
数字安全（CA4）	您是否遇到过网络诈骗，并遭受财产损失
	您现在是否清楚网络诈骗的这些套路
	您是否遇到过电信诈骗，并遭受财产损失
	您现在是否清楚电信诈骗的这些套路
问题解决（CA5）	您是否有过运用手机网络查询信息来解决现实中的问题
职业相关的素养（CA6）	您是否在使用与职业相关的手机App

注：农户数字素养指标体系的调查对象为户主。

（三）计量模型构建

本文的实证目标在于检验数字素养对农户收入的影响，为此，本文建立如下计量模型：

$$income_i = \alpha_1 + \beta_1 DL_i + \gamma_1 X + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中： $income_i$ 表示农户家庭总收入， DL_i 表示农户数字素养水平，向量矩阵 X 表示影响农户家庭收入的一系列控制变量， ε_i 为随机扰动项。考虑到截面数据的异方差问题可能导致参数估计偏误，因此，本文在回归分析过程中均采用稳健标准误。基于该回归模型，参数 β_1 可用于识别农户数字素养水平对农户收入的影响。

为了进一步厘清数字素养影响农户收入的传导机制，即检验数字素养的创业效应、信贷约束缓解效应和就业效应，本文建立如下计量模型：

$$enterp_i^* = \alpha_2 + \beta_2 DL_i + \gamma_2 X + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\text{prob}(enterp = 1) = \text{prob}(enterp_i^* > 0) = \Phi(\alpha_2 + \beta_2 DL_i + \gamma_2 X + \varepsilon_i) \quad (3)$$

$$loan_i = \alpha_3 + \beta_3 DL_i + \gamma_3 X + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$nonfarm_i^* = \alpha_4 + \beta_4 DL_i + \gamma_4 X + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$\text{prob}(nonfarm = 1) = \text{prob}(nonfarm_i^* > 0) = \Phi(\alpha_4 + \beta_4 DL_i + \gamma_4 X + \varepsilon_i) \quad (6)$$

(2) 式、(3) 式主要用于考察创业效应。由于农户的创业行为选择 $enterp_i$ 属于离散型变量，因而采用 Probit 模型进行参数估计。(4) 式主要用于考察信贷约束缓解效应。由于被解释变量为农户的借贷额度 $loan_i$ ，故采用普通最小二乘法进行参数估计。(5) 式、(6) 式主要采用 Probit 模型考察就业效应，即数字素养对农户外出务工行为 $nonfarm_i$ 的影响。类似地，在机制检验过程中，本文均采用稳健标准误。

由于(1)式主要从总体层面考察数字素养对农户收入的影响，为探究数字素养增收效应的异质性特征，本文基于基准回归模型，进一步运用分位数回归法，比较不同收入水平下数字素养对农户收入影响的差异。进一步地，通过分组回归比较不同人力资本水平下数字素养对农户收入影响的差异。

(四) 变量说明与描述性统计

1. 被解释变量：农户收入。该变量以农户家庭纯收入衡量，主要涵盖农户家庭的工资性收入、农业经营性收入、工商经营性收入以及财产性收入等其他收入。在实证分析过程中，本文对该变量进行对数化处理。

2. 核心解释变量：数字素养。本文对核心解释变量的衡量主要基于前文构建的农户数字素养指标体系。如何科学赋权是构建数字素养指标的关键。既有国内外主流研究广泛采用的赋权方法主要有等权重法、主成分分析法、熵值法等。客观而言，各种赋权方法均有各自的优势。本文在实证分析中综合考虑多种赋权方法，以确保实证结果的可靠性。具体而言，在基准回归中，本文采用等权重法进行赋权，进而加总求得农户的数字素养水平。

3. 控制变量。为了尽可能地控制其他混淆因素对农户收入的影响，本文选取一系列控制变量。借鉴现有关于农户收入增长问题研究的主流文献（程名望等，2016；周力和沈坤荣，2022），本文选取农户的户主特征、家庭特征和经济特征作为控制变量。具体而言，在户主特征方面，选取户主的性别、年龄、政治面貌、婚姻状况和受教育程度；在农户家庭特征方面，选取人口规模、民族特征和劳动力人数；在农户经济特征方面，选取合作社参与和农业保险。

4. 机制变量。为了检验数字素养影响农户收入的内在机制，即创业效应、信贷约束缓解效应和就业效应，本文选取农户创业、借贷额度和外出务工三个机制变量。

本文研究所涉及的相关变量如表 2 所示。表 2 的描述统计分析结果显示，现阶段农户的数字素养主要体现在沟通与协作、设备和软件操作、信息和数据素养三个领域，其余领域的数字素养水平较低。

表 2 变量的定义及描述性统计分析

变量		定义	均值	最小值	最大值
被解释变量	农户收入	农户家庭纯收入（元）	16647.24	0	1.10E+07
核心解释变量	数字素养	根据农户数字素养指标体系，加权求得	0.57	0	0.96
户主特征变量	性别	户主的性别：男=1，女=0	0.60	0	1
	年龄	户主的年龄（岁）	39.09	18	72
	政治面貌	户主是否为党员：是=1，否=0	0.25	0	1
	婚姻状况	户主的婚姻状况：已婚=1，未婚、离婚或丧偶=0	0.92	0	1
	受教育程度	研究生及以上=7，本科=6，大专或高职=5，中专或技校=4，高中=3，初中=2，小学及以下=1	2.32	1	7
家庭特征变量	人口规模	家庭人口总数（人）	4.31	1	10
	民族特征	是否少数民族：是=1，否=0	0.86	0	1
	劳动力人数	家庭劳动力总人数（人）	2.86	0	7
经济特征变量	合作社参与	是否参与农业合作社：是=1，否=0	0.34	0	1
	农业保险	是否购买农业保险：是=1，否=0	0.24	0	1
机制变量	农户创业	是否有家庭成员创业：是=1，否=0	0.26	0	1
	借贷额度	农户家庭借贷额（元）	39485.28	0	1.30E+06
	外出务工	是否有家庭成员外出务工：是=1，否=0	0.59	0	1

注：在后文回归分析中，农户收入与借贷额度均做对数化处理。

四、基准回归分析

（一）基准回归结果

为了实证检验数字素养对农户收入的影响，基于（1）式模型，本文运用最小二乘法（OLS）与固定效应模型（FE）进行回归分析，并采用稳健标准误避免可能存在的异方差问题，回归结果如表 3 所示。具体而言，（1）列作为基准模型的最简单估计，尚未控制相关影响因素，容易发生遗漏变量问题，所得到的估计结果可能是有偏的。因此，在（2）列、（3）列中，本文通过逐步增加控制变量与村庄固定效应，从而尽可能地解决遗漏变量问题所导致的估计偏误。在逐步增加控制变量与村庄固定效应之后，实证结果依然保持稳健。据此，本文以（3）列的固定效应模型结果作为基准回归结果展开分析。结果表明，数字素养变量显著且系数为正，即农户数字素养水平的提升能够显著促进农户家庭收入增长。尽管大量研究从理论和实证上证实了数字经济在促进经济增长中的积极作用，但不可否认的是，农户融入数字经济的前提是具备一定的数字技能。因此，数字鸿沟的存在使得数字经济难以实现普惠效应，尤其是对于农村地区而言，往往面临更为严重的数字鸿沟。毋庸置疑，数字素养的培育是跨越数字鸿沟的根本路径，随着农户数字素养的提升，其数字技能不断增强，能够更好地融入数字经济体系，这为农户收入增长创造了新的动能，因而本文观测到了这一实证结果，即假说 H1 得证。

本文进一步分析各领域的数字素养对农户收入的影响，回归结果如表3（4）列所示。在各领域数字素养中，仅有设备和软件操作与信息和数据素养显著且系数为正，其余领域的数字素养并不显著。这意味着，现阶段促进农户增收的数字素养领域相对有限，主要停留于基本数字素养，即设备和软件操作、信息和数据搜寻领域，未来数字素养增收效应的释放仍有较大的空间。

表3 数字素养影响农户收入的基准回归结果

变量	农户收入							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
数字素养	0.676**	0.308	0.679***	0.254	0.661**	0.259		
设备和软件操作							0.832**	0.359
信息和数据素养							1.090***	0.382
沟通与协作							-0.156	0.233
创造数字内容							0.006	0.173
数字安全							-0.341	0.258
问题解决							0.173	0.198
职业相关的素养							0.003	0.154
控制变量	未控制		已控制		已控制		已控制	
村庄固定效应	未控制		未控制		已控制		已控制	
R ²	0.365		0.421		0.433		0.395	
样本量	1488		1488		1488		1488	

注：①***、**分别表示1%、5%的显著性水平；②控制变量回归结果略；③（1）列、（2）列采用OLS回归，（3）列、（4）列采用FE方法进行回归。

（二）内生性问题讨论

尽管前文的基准回归使用了固定效应模型，以尽可能地控制遗漏变量所导致的内生性问题，但仍可能存在个体不可观测特征。同时，潜在的反向因果关系会对本文的研究结论产生影响，即收入水平较高的农户可能接触到更多的数字设备与数字信息，因而具有更高的数字素养水平。为解决遗漏变量与反向因果关系可能导致的内生性问题，确保实证结果的可靠性，本文进一步使用工具变量法消除计量模型的内生性问题。具体而言，本文考虑两个工具变量。一是历史层面的工具变量：邮局数量。借鉴黄群慧等（2019）的研究，本文所选取的工具变量为1984年城市层面每百万人邮局数量。在相关性方面，在现代通讯工具广泛应用前，邮局系统是社会群体沟通的最主要方式，同时作为固定电话的铺设部门，邮局的分布会在一定程度上影响固定电话与互联网的接入。而互联网的普及将对当地农村居民的互联网使用技术与使用习惯产生积极影响，进而决定了其数字素养水平。在外生性方面，历史层面的工具变量具有近似外生的优势（柏培文和喻理，2021）。具体而言，在数字技术快速发展的时代，历史上的邮局数量对当前农户收入的影响微乎其微。二是地理层面的工具变量：地形坡度。本文选取农户所在县域的地形坡度作为工具变量。地形坡度影响数字基础设施建设的投入与难易程度，而

数字基础设施的建设水平决定该地区互联网技术的普及程度，从而影响农户数字素养水平。但地形坡度作为自然形成的地理现象，与农户个体收入水平并不直接相关。表 4 (1) 列、(2) 列显示，第一阶段的 F 统计量为 37.84，拒绝弱工具变量假设；同时，Sargan 检验统计量为 0.211 ($p=0.645$)，即无法拒绝工具变量外生的原假设。(2) 列的第二阶段回归结果显示，数字素养显著促进了农户收入增长。

此外，本文也借鉴了已有研究的主流做法，采用集聚层面的工具变量 (Aggregate IV)，即以除受访者之外的村庄层面数字素养平均水平作为工具变量。选择该工具变量的基本逻辑是：个体的数字素养水平容易受到村庄其余成员的影响，但村庄数字素养水平与农户个体收入之间并不直接相关。表 4 (3) 列显示，数字素养对农户收入的影响依然显著。

表 4 工具变量法回归结果

变量	(1) 第一阶段：数字素养		(2) 第二阶段：农户收入		(3) Aggregate IV：农户收入	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
数字素养			2.132***	0.525	2.359***	0.444
邮局数量	0.947***	0.045				
地形坡度	-0.050***	0.013				
控制变量	已控制		已控制		已控制	
村庄固定效应	已控制		已控制		已控制	
R ²	0.272		0.371		0.371	
第一阶段 F 值	37.841				40.593	
Sargan 统计量			0.211			
样本量	1488		1488		1488	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②控制变量回归结果略。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。本文在基准回归中采用农户家庭纯收入来刻画农户收入，但是，考虑到收入水平可能会受到家庭规模的影响，因此，本文用农户家庭人均纯收入来衡量农户收入变量，重新进行实证检验，结果如表 5 (1) 列所示。回归结果表明，数字素养对农户收入有显著的正向影响，即基准回归结果是稳健的。

2. 权重调整。现有文献关于指标体系的权重选择存在较大争议。在基准回归中，本文采用等权重的赋权方法计算农户的数字素养水平。尽管等权重法是现有文献在构建综合指标时使用较为广泛的方法，但考虑到等权重法可能存在一定的主观性，本文进一步运用熵值法重新计算数字素养的指标权重，并再次进行实证检验，结果如表 5 (2) 列所示。回归结果表明，数字素养依然显著且系数为正。

3. 主成分分析。为了避免数字素养二级指标之间的相关性导致的计量分析结果偏误，本文进一步采用主成分分析法对指标体系赋权，重新计算农户数字素养水平，并再次回归，结果如表 5 (3) 列所示。回归结果表明，数字素养对农户收入的影响显著且系数为正。

表 5

稳健性检验的回归结果

变量	农户收入		
	替换变量 (1)	熵值法赋权 (2)	主成分分析 (3)
数字素养	1.811*** (0.483)	3.779*** (1.056)	0.354** (0.136)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制
R ²	0.365	0.343	0.389
样本量	1488	1488	1488

注：①***、**分别表示1%、5%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略。

稳健性检验结果一致表明，数字素养对农户收入具有显著的正向影响，即基准回归结果具有较强的稳健性。

五、传导机制分析

前文的实证分析结果表明，数字素养的提升能够显著提高农户收入。接下来，本文进一步从创业、信贷约束和非农就业的视角出发，探讨数字素养促进农户收入增长的可能解释。

（一）创业效应

表6报告了数字素养对农户创业的影响，（1）列、（2）列显示，数字素养显著且系数为正。进一步地，在考虑内生性之后，IV-Probit模型的回归结果依然保持稳健，即农户数字素养水平的提高显著促进了农户创业，假说2得证。究其根源，在数字经济时代，自主创业和自营职业的新型创业机会快速涌现。数字技术有助于降低创业所需的技能门槛，促进家庭的创业活动并实现增收。然而，家庭当面临数字鸿沟时，将难以充分掌握数字技术，这会显著降低其创业的可能性（尹志超等，2021）。因此，要跨越数字鸿沟，必须加强农户数字素养的培育。

表 6

数字素养影响农户创业的回归结果

变量	农户创业		
	Probit (1)	Probit (2)	IV-Probit (3)
数字素养	1.058*** (0.163)	1.016*** (0.157)	1.410*** (0.278)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	已控制
R ²	0.218	0.235	0.254
样本量	1488	1488	1488

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略；④（3）列回归中的工具变量为邮局数量与地形坡度。

此外，数字素养也可能对农户线上创业^①产生影响。一方面，依托数字信息技术的数字支付能够有效降低金融服务的成本，拓宽金融服务的范围，提高支付清算的效率。另一方面，随着数字乡村建设的推进，以“互联网+”为特征的新创业形态不断涌现。因此，通过数字平台的运用，可以促进农户创业的线上经营，有利于降低经营成本、有效对接市场。从这一逻辑来看，农户数字素养的提升可能有助于推动农户由传统创业形式向线上创业形式转变，降低创业成本、提升创业收益，进而促进收入增长。表7报告了数字素养对农户线上创业的影响。表7(1)列、(2)列的结果表明，数字素养变量显著且系数为正。进一步地，在考虑内生性之后，IV-Probit模型的回归结果依然保持稳健，即农户数字素养水平的提高显著促进了农户线上创业。这一实证结论表明，农户数字素养的提升不仅促进了创业活动的可能性，而且改变了创业形式，使农户更好地融入数字经济，享受数字经济所带来的经济效益，增强了农户的创收能力。

表7 数字素养影响农户线上创业的回归结果

变量	线上创业		
	Probit	Probit	IV-Probit
	(1)	(2)	(3)
数字素养	0.548* (0.330)	0.648** (0.361)	1.625*** (0.318)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	已控制
R ²	0.203	0.254	0.266
样本量	1488	1488	1488

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略；④(3)列回归中的工具变量为邮局数量与地形坡度。

(二) 信贷约束缓解效应

表8报告了数字素养对农户信贷资源可得性的影响。(1)列、(2)列的结果表明，数字素养变量显著且系数为正。(3)列进一步显示，在考虑内生性之后，工具变量法的回归结果依然保持稳健，即农户数字素养水平的提升显著提高了其信贷资源可得性，假说H2得证。

表8 数字素养影响信贷资源可得性的回归结果

变量	信贷额度		
	OLS	FE	IV
	(1)	(2)	(3)
数字素养	2.373*** (0.493)	2.449*** (0.504)	3.584*** (1.039)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	已控制

^①线上创业指的是农户的创业活动涉及线上平台交易（涉及=1，否则=0）。

表8 (续)

R ²	0.321	0.420	0.435
样本量	1488	1488	1488

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略；④(3)列回归中的工具变量为邮局数量与地形坡度。

已有研究表明，数字鸿沟的存在使得农户在信贷市场上面临着信息和技术的双重约束，难以获得有效的信贷资源（尹志超等，2021）。数字素养的培育，能够有效突破由于信息和技术障碍所导致的信贷约束，提高农户信贷资源的可得性，进而促进农户收入增长。

(三) 外出务工效应

前文理论分析表明，非农就业是数字素养影响农户收入的主要渠道，据此，本文进一步以外出务工作为被解释变量，运用Probit模型实证考察数字素养对外出务工的影响。表9(1)列、(2)列的回归结果显示，数字素养显著且系数为负，即数字素养的提升显著减少了农户的外出务工活动。在考虑内生性之后，(3)列的回归结果与(1)列、(2)列依然保持一致。基于前文的理论分析可以得到以下基本逻辑：农户数字素养水平的提升有利于增强外出务工信息搜寻能力，能够帮助农户判断外出务工的经济收益与潜在风险，从而形成理性的外出务工决策。

表9

数字素养影响外出务工的回归结果

变量	外出务工		
	Probit		
	(1)	(2)	(3)
数字素养	-0.441*** (0.130)	-0.328*** (0.158)	-0.949*** (0.253)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	已控制
R ²	0.208	0.254	0.234
样本量	1488	1488	1488

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略；④(3)列回归中的工具变量为邮局数量与地形坡度。

从现实来看，自2015年以来中国经济增长速度明显放缓，农民工非农就业市场受到了一定的冲击，尤其是在农民工主要聚集的房地产业、制造业等传统行业。这也直接体现在了宏观统计数据中。国家统计局发布的《2020年农民工监测调查报告》显示，2020年外出农民工数量大幅下降，相较2019年减少了466万人^①。与之相对的是返乡创业的农民工数量不断上升^②。在这一经济形势下，当数字素养

^①资料来源：《2020年农民工监测调查报告》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-04/30/content_5604232.htm。

^②资料来源：《截至今年3月底 全国返乡入乡创业人数累计1120多万》，<https://sannong.cctv.com/2022/04/27/ARTIqPT30YujkZQmcu0YjVTg220427.shtml>。

水平较高的农户通过非农就业信息搜索发现外出务工就业前景萧条且难以获得安稳可靠的非农就业机会时，可能会降低其外出务工动机。可以预期，当未来非农就业形势逐步改善时，数字素养的提升将有利于农村劳动力的非农就业参与。

六、进一步讨论：数字不平等的形成

现代经济社会中，不平等问题普遍存在。前文的研究结论表明，数字素养能够显著提高农户收入水平。然而，数字接入与使用的差异可能会进一步加剧居民收入分配的不平等。因此，数字不平等问题日益凸显。数字不平等的内涵不仅包括数字接入与使用方面的差异，也包括数字技术所造成的经济结果不平等。因此，本文接下来从上述两个层面探讨数字不平等问题。

（一）数字接入与使用的不平等

本文首先从数字接入与使用方面分析数字不平等问题。在数字素养的7个领域中，设备和软件操作(CA0)反映的是数字接入方面的能力，其他领域(CA1至CA6)主要反映的是数字使用方面的能力。具体而言，本文以基尼系数衡量数字接入和数字使用的不平等程度。表10显示，在数字接入方面，设备和软件操作的基尼系数值为0.172，明显低于数字使用方面的不平等程度(除沟通与协作之外)，这意味着近年来政府部门在基础设施方面的投入有效改善了数字接入方面的不平等程度。然而，在数字使用方面，不平等程度普遍较高，尤其是利用数字技术解决现实问题的能力(CA1、CA5、CA6)。通过上述分析可以发现，随着数字接入水平的不断提高，数字使用在群体内部的差异成为数字不平等的主要表现。Montagnier and Wirthmann (2011)的研究也表明，当互联网的接入率逐渐饱和后，数字鸿沟仍会不断扩大，此时，数字不平等问题由接入不平等转变为使用不平等。由此可见，未来的政策倾向应进一步重视提升农村居民的数字使用技能，解决“二级数字鸿沟”问题，使农村居民能够更加合理地运用数字技术实现自身福利水平的改进。

表10 数字接入与使用的不平等程度

	设备和软件操作(CA0)	信息和数据素养(CA1)	沟通与协作(CA2)	创造数字内容(CA3)	数字安全(CA4)	问题解决(CA5)	职业相关的素养(CA6)
基尼系数	0.172	0.352	0.125	0.456	0.222	0.365	0.743

（二）经济结果的不平等

尽管数字经济在范围经济、规模经济和长尾效应方面的特征极为显著(裴长洪等, 2018)，但不可否认，个体禀赋差异会导致数字技术使用的不平等，这种参与的不平等有可能引发数字经济形态下新的不平等问题(van Dijk, 2017)。从理论上看，经济能力与人力资本是引致数字不平等的主要原因(陈梦根和周元任, 2022)。因此，本文接下来将从经济能力和人力资本(包括受教育程度、年龄和性别)异质性视角出发，进一步考察数字素养对农户收入的影响。

1. 经济能力异质性。经济能力的差异是导致数字不平等的关键因素(DiMaggion et al., 2004)。具体而言，在宏观层面，地区经济增长的差异性导致部分地区数字基础设施发展落后，由此产生“一级数字鸿沟”问题(Zhao et al., 2014)。但正如前文所言，近年来在中央政府的推动下，乡村数字基础

设施日趋完善，有效地缓解了“一级数字鸿沟”问题。但微观层面的经济能力差异尚未得到充分关注。因此，本文重点从微观个体层面考察经济能力的异质性。数字基础设施的完善使得低收入群体具备了接入现代数字技术的可能，同时，随着低收入人口数字素养的逐步提升，数字使用也在不断增加，即“二级数字鸿沟”问题也在逐渐得到解决。然而，从数字使用的经济产出来看，受微观个体禀赋的限制，高收入群体更倾向于使用数字技术进行生产性活动（如工作学习等），而低收入群体则更倾向于使用数字技术进行闲暇活动（如交友娱乐等），最终导致数字不平等现象的产生（Wei et al., 2011）。

基于以上分析，本文使用家庭纯收入作为代理变量来刻画农户家庭经济能力的差异（张勋等，2019）。具体而言，考虑到数字素养对农户收入的影响对于不同收入群体可能存在一定的异质性，本文进一步运用分位数回归法进行实证分析，选取 10 分位、25 分位、50 分位、75 分位和 90 分位 5 个代表性分位点。表 11 显示，数字素养的系数在不同分位点上存在明显差异，即数字素养对农户收入的影响具有群体异质性特征。除了 10 分位点之外，数字素养均显著且系数为正，但进一步观察可以发现，75 分位点与 90 分位点的系数明显高于 25 分位点与 50 分位点的系数。这表明，尽管数字素养的提升能够显著促进中低收入农户的收入增长，但相比而言，数字素养提升更有利高收入农户的收入增长，假说 3 得证。值得注意的是，数字素养并未能有效促进低收入农户的收入增长。该研究结论意味着，在数字经济时代，高收入农户享受到了更多的数字红利，这将进一步扩大农村地区内部的收入差距。这可能是由于高收入农户掌握了更多的经济资源，能够更好地将数字技术融入自身的经济活动中，提升经济资源的配置效率。同时，数字经济活动的参与具有一定的门槛，不仅要求参与者具备相应的数字技术使用与认知能力，也需要一定的经济条件基础。这与前文的理论预期是一致的。因此，政府部门在强调农村低收入群体数字素养培育的同时，更应关注数字经济参与的包容性，使农村低收入群体能够平等共享数字技术所带来的经济红利。

表 11 经济能力异质性的回归结果

变量	农户收入				
	10 分位点 (1)	25 分位点 (2)	50 分位点 (3)	75 分位点 (4)	90 分位点 (5)
数字素养	0.298 (0.250)	0.597*** (0.195)	0.491*** (0.156)	0.686*** (0.175)	0.844*** (0.197)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1488	1488	1488	1488	1488

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略。

2. 人力资本异质性。首先是受教育程度异质性。受教育程度差异也是引致数字不平等的主要因素。已有部分研究证明，受教育程度较高的群体不仅具备较强的数字使用技能，而且在电子商务等数字经济领域的参与率也较高（Goldfarb and Prince, 2008）。此外，受教育程度较高的农村劳动力较倾向于城市的就业岗位，能够较好地享受现代数字经济体系的“信息红利”（Vicente and Lopez, 2011）。

基于以上分析，本文以户主受教育程度划分为低人力资本组（高中以下）和高人力资本组（高中及以上），考察受教育程度的异质性特征。表 12 的回归结果显示，数字素养对农户收入的促进作用主要体现在高人力资本的农户家庭。同时，(2) 列与 (4) 列的组间差异检验 p 值为 0.003，即两组样本之间的回归系数差异是显著的。这可能是由于具备较高人力资本的农户能够更加充分地发挥数字素养的正向作用，将数字技术深入融合到经济活动中，从而获取更高的收入。该结论与现有研究发现是相吻合的。例如，DiMaggio and Hargittai (2001) 基于美国综合社会调查的研究发现，受教育程度高的人群更倾向于使用互联网积累资本，而非单纯用于娱乐活动。表 12 的研究结论也从侧面反映了人力资本培育在数字经济时代的重要性。

表 12 数字素养与农户收入：受教育程度异质性的回归结果

变量	农户收入			
	低人力资本		高人力资本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字素养	0.351 (0.470)	0.423 (0.484)	0.817*** (0.296)	0.816*** (0.303)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制
R ²	0.020	0.423	0.024	0.398
样本量	1035	1035	453	453

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略。

其次是年龄异质性。在人口学特征中，年龄因素是影响数字不平等的最具代表性特征之一。在数字经济时代，相比年轻群体，老年群体更容易处于“劣势”地位，也被称为“灰色鸿沟”。无论是数字接入还是数字使用，老年群体的风险厌恶程度较高，对数字经济活动的参与相对不足。

基于以上分析，本文借鉴 Lee et al. (2011) 的做法，将户主年龄在 50 岁及以上的农户划分为高年龄组，将户主年龄在 50 岁以下的农户划分为低年龄组。表 13 的回归结果表明，数字素养在低年龄组显著且系数为正，而在高年龄组则不显著。同时，(2) 列与 (4) 列的组间差异检验 p 值为 0.000，即两组样本之间的回归系数的差异是显著的。这表明，数字素养对农户收入的促进作用更多体现在年轻群体中，老年群体难以从中受益，这与前文的分析结果是一致的。

表 13 数字素养与农户收入：年龄异质性的回归结果

变量	农户收入			
	低年龄组		高年龄组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字素养	0.837** (0.348)	0.796** (0.355)	0.529 (0.694)	0.545 (0.726)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制

表 13 (续)

R ²	0.382	0.399	0.324	0.335
样本量	1089	1089	399	399

注：①**表示 5% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略。

最后是性别异质性。前文理论分析表明，性别差异可能是造成数字不平等的重要因素。表 14 的回归结果表明，数字素养的提升在户主性别不同的样本中均具有显著的增收效应，但相比而言，数字素养的提升更有利于户主是男性的农户增加收入。同时，(2) 列与 (4) 列的组间差异检验 p 值为 0.001，即两组样本之间的回归系数差异是显著的。

表 14 数字素养与农户收入：性别异质性的回归结果

变量	农户收入			
	女性户主		男性户主	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字素养	0.576*	0.567*	0.897**	0.923**
	(0.333)	(0.340)	(0.386)	(0.401)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制
R ²	0.381	0.393	0.390	0.419
样本量	566	566	922	922

注：①**和*分别表示 5% 和 10% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量回归结果略。

综上所述，从受教育程度、年龄和性别的异质性视角来看，数字素养的增收效应更有利于高人力资本农户，从而引致数字不平等，H4 得证。

七、研究结论与启示

本文基于 2021 年中国农村经济与农村金融调查数据，运用计量分析工具实证考察数字素养对农户收入的影响及其作用机制，并在此基础上讨论数字不平等问题。本文的研究结果表明：数字素养提升显著提升了农户收入，数字素养的提升能够有助于农户跨越数字鸿沟，共享数字经济发展的红利。进一步的机制分析发现：数字素养提升显著促进了农户的创业活动，缓解了农户的信贷约束，进而实现了农户收入增长。值得注意的是，这一增收效应尚未具备包容性。相比高收入、高人力资本、低年龄组和男性户主的农户而言，低收入、低人力资本、高年龄组和女性户主的农户获益十分有限。这意味着，尽管农户数字素养的提升提高了农户参与数字经济活动的能力，但对于农村的数字弱势群体而言，囿于自身发展能力相对有限，仅能从中获得有限的收益，数字素养的增收效应并不显著。

上述研究结论在新发展阶段中国数字乡村战略全面推进的背景下具有重要的政策含义。一是建立健全农户数字素养培育的体制机制。政府部门应充分重视农户数字素养的提升，以提升农户收入水平。农户是数字乡村建设的核心主体，要建立农户参与数字乡村建设的机制，培育农户逐步形成数字理念的认同，转变传统小农生产方式下的落后观点。在完善数字基础设施的同时，要根据农户的数字技术

使用需求，有针对性地开展数字技术培训课程，使农户能够真正地将数字技术运用到生产经营活动中。二是以政策配套充分释放“数字红利”。数字素养通过创业效应、信贷约束缓解效应和就业效应影响农户收入。因此，政府部门应加强数字平台建设，为农户的经济活动提供更加高质和有效的信息，充分调动农户的生产积极性。尤其是在数字经济活动方面，应加快制定科学合理的监管体系，保障农户数字经济活动的健康有序发展，确保农户收入的可持续增长。三是加快构建数字经济的包容性发展路径。由于数字不平等问题依然存在，要谨防农村数字经济发展所引致的新的收入不平等，降低数字经济的参与门槛，使农户能够公平地参与数字经济活动，尤其是对于低收入、低受教育程度、较年长和女性等农村数字弱势群体，可通过相应的税收优惠与专项补贴政策，保障其收入稳定增长，进而逐步形成农村数字经济发展的普惠性与包容性，最终服务于农民农村共同富裕目标的实现。

参考文献

1. 柏培文、喻理, 2021: 《数字经济发展与企业价格加成: 理论机制与经验事实》, 《中国工业经济》第11期, 第59-77页。
2. 陈梦根、周元任, 2022: 《数字不平等研究新进展》, 《经济学动态》第4期, 第123-139页。
3. 程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华, 2016: 《人力资本积累与农户收入增长》, 《经济研究》第1期, 第168-181页。
4. 高梦滔、姚洋, 2006: 《农户收入差距的微观基础: 物质资本还是人力资本?》, 《经济研究》第12期, 第71-80页。
5. 何宗樾、张勋、万广华, 2020: 《数字金融、数字鸿沟与多维贫困》, 《统计研究》第10期, 第79-89页。
6. 胡鞍钢、王蔚、周绍杰、鲁钰锋, 2016: 《中国开创“新经济”——从缩小“数字鸿沟”到收获“数字红利”》, 《国家行政学院学报》第3期, 第4-13页。
7. 黄群慧、余泳泽、张松林, 2019: 《互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验》, 《中国工业经济》第8期, 第5-23页。
8. 李晓华, 2019: 《数字经济新特征与数字经济新动能的形成机制》, 《改革》第11期, 第40-51页。
9. 李晓静、陈哲、夏显力, 2022: 《数字素养对农户创业行为的影响——基于空间杜宾模型的分析》, 《中南财经政法大学学报》第1期, 第123-134页。
10. 林嵩、谷承应、斯晓夫、严雨姗, 2023: 《县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究》, 《经济研究》第3期, 第40-58页。
11. 刘生龙、周绍杰, 2011: 《基础设施的可获得性与中国农村居民收入增长——基于静态和动态非平衡面板的回归结果》, 《中国农村经济》第1期, 第27-36页。
12. 刘西川, 2012: 《村级发展互助资金的目标瞄准、还款机制及供给成本——以四川省小金县四个样本村为例》, 《农业经济问题》第8期, 第65-72页。
13. 罗磊、傅新红、刘宇荧、李冬梅, 2024: 《新冠肺炎疫情风险感知、数字素养与农户电商参与意愿——基于柑橘种植农户调查数据分析》, 《农业技术经济》第2期, 第56-72页。
14. 马克·布朗、肖俊洪, 2018: 《数字素养的挑战: 从有限的技能到批判性思维方式的跨越》, 《中国远程教育》第4期, 第42-53页。
15. 裴长洪、倪江飞、李越, 2018: 《数字经济的政治经济学分析》, 《财贸经济》第9期, 第5-22页。

- 16.邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康, 2016: 《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》, 《中国社会科学》第10期, 第93-115页。
- 17.阮荣平、周佩、郑风田, 2017: 《“互联网+”背景下的新型农业经营主体信息化发展状况及对策建议——基于全国1394个新型农业经营主体调查数据》, 《管理世界》第7期, 第50-64页。
- 18.单德朋、张永奇、王英, 2022: 《农户数字素养、财产性收入与共同富裕》, 《中央民族大学学报(哲学社会科学版)》第3期, 第143-153页。
- 19.苏岚岚、彭艳玲, 2022: 《农民数字素养、乡村精英身份与乡村数字治理参与》, 《农业技术经济》第1期, 第34-50页。
- 20.王永仓、王小华, 2022: 《数字普惠金融的农民增收效应及作用机制研究》, 《江南大学学报(人文社会科学版)》第3期, 第56-77页。
- 21.温涛、刘渊博, 2023: 《数字素养、金融知识与农户数字金融行为响应》, 《财经问题研究》第2期, 第50-64页。
- 22.夏显力、陈哲、张慧利、赵敏娟, 2019: 《农业高质量发展: 数字赋能与实现路径》, 《中国农村经济》第12期, 第2-15页。
- 23.星焱, 2021: 《农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”》, 《经济学家》第2期, 第102-111页。
- 24.许竹青、郑风田、陈洁, 2013: 《“数字鸿沟”还是“信息红利”? 信息的有效供给与农民的销售价格——一个微观角度的实证研究》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1513-1536页。
- 25.尹志超、蒋佳伶、严雨, 2021: 《数字鸿沟影响家庭收入吗》, 《财贸经济》第9期, 第66-82页。
- 26.曾亿武、宋逸香、林夏珍、傅昌銮, 2021: 《中国数字乡村建设若干问题刍议》, 《中国农村经济》第4期, 第21-35页。
- 27.张红宇, 2022: 《加快数字乡村建设》, 《人民日报》4月29日018版。
- 28.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第8期, 第71-86页。
- 29.周广肃、樊纲, 2018: 《互联网使用与家庭创业选择——来自CFPS数据的验证》, 《经济评论》第5期, 第134-147页。
- 30.周力、沈坤荣, 2022: 《中国农村土地制度改革的农户增收效应——来自“三权分置”的经验证据》, 《经济研究》第5期, 第141-157页。
- 31.DiMaggio, P., and E. Hargittai, 2001, “From the ‘Digital Divide’ to ‘Digital Inequality’: Studying Internet Use as Penetration Increases”, <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=4843610b79d670136e3cdd12311f91f5cc98d2ee>.
- 32.DiMaggio, P., E. Hargittai, C. Celeste, and S. Shafer, 2004, “Digital Inequality: From Unequal Access to Differentiated Use”, in K. Neckerman(ed.) *Social Inequality*, New York: Russell Sage Foundation, 355-400.
- 33.Eshet, Y., 2004, “Digital Literacy: A Conceptual Framework for Survival Skills in the Digital Era”, *Journal of Educational Multimedia and Hypermedia*, 13(1): 93-106.
- 34.Goldfarb, A., and J. Prince, 2008, “Internet Adoption and Usage Patterns are Different: Implications for the Digital Divide”, *Information Economics and Policy*, 20(1): 2-15.
- 35.Guess, A. M., and K. Munger, 2023, “Digital Literacy and Online Political Behavior”, *Political Science Research and Methods*, 11(1): 110-128.
- 36.Hu, X., and H. Meng, 2023, “Digital Literacy and Green Consumption Behavior: Exploring Dual Psychological Mechanisms”, *Journal of Consumer Behaviour*, 22(2): 272-287.

- 37.Lee, B., Y. Chen, and L. Hewitt, 2011, “Age Differences in Constraints Encountered by Seniors in Their Use of Computers and the Internet”, *Computers in Human Behavior*, 27(3): 1231-1237.
- 38.Montagnier, P., and A. Wirthmann, 2011, “Digital Divide: From Computer Access to Online Activities—A Micro Data Analysis”, OECD Digital Economy Papers 189, <https://doi.org/10.1787/5kg0lk60rr30-en>.
- 39.Polizzi, G., 2023, “Internet Users’ Utopian/Dystopian Imaginaries of Society in the Digital Age: Theorizing Critical Digital Literacy and Civic Engagement”, *New Media and Society*, 25(6): 1205-1226.
- 40.Reddy, P., B. Sharma, and K. Chaudhary, 2020, “Digital Literacy: A Review of Literature”, *International Journal of Technoethics*, 11(2): 65-94.
- 41.van Dijk, J. A, 2017, “Digital Divide: Impact of Access”, *The International Encyclopedia of Media Effects*, Vol.4: 1-11.
- 42.Vicente, M. R., and A. J. López, 2011, “Assessing the Regional Digital Divide Across the European Union-27”, *Telecommunications Policy*, 35(3): 220-237.
- 43.Wei, K. K., H. H. Teo, H. C. Chan, and B. C. Tan, 2011, “Conceptualizing and Testing a Social Cognitive Model of the Digital Divide”, *Information Systems Research*, 22(1): 170-187.
- 44.Zhao, F., A. Collier, and H. Deng, 2014, “A Multidimensional and Integrative Approach to Study Global Digital Divide and E-government Development”, *Information Technology and People*, 27(1): 102-120.

(作者单位：西南大学经济管理学院)

(责任编辑：黄易)

Digital Literacy and Rural Household Income: The Formation of Digital Inequality

WANG Hanjie

Abstract: This paper empirically examines the effect of digital literacy on rural household income growth based on the data of the 2021 China Rural Economy and Rural Finance Survey. The results show that the improvement of digital literacy significantly promotes the growth of rural household income. Further mechanism analysis finds that the improvement of digital literacy significantly promotes entrepreneurial activities of farmers and eases credit constraints of farmers, leading to income growth of farmers. It is worth noting that this growth effect is not inclusive. Compared with rural households with high income, high human capital, young farmers, and male heads, the benefits of households with low income, low human capital, elderly farmers, and female heads are very limited. The findings confirm that the improvement of digital literacy helps to achieve the income growth of rural households, but also reveal the inequality in the development of rural digital economy. Accordingly, this paper argues that the advancement of China’s digital rural strategy in the new development stage should not only focus on the cultivation of farmers’ digital literacy, but also accelerate the construction of an inclusive development path of rural digital economy.

Keywords: Digital Literacy; Rural Household Income; Digital Divide; Digital Inequality

风险冲击视角下革命老区农户生计韧性研究* ——以太行革命老区为例

高 帅¹ 程 炜¹ 唐建军²

摘要: 提高革命老区农户生计韧性有利于巩固拓展脱贫攻坚成果, 促进革命老区振兴发展。本文基于2022年太行革命老区实地调查数据, 构建“风险冲击—生计韧性—生计韧性提升策略”理论分析框架, 在健康风险冲击、市场风险冲击和自然风险冲击视角下, 从缓冲能力、自组织能力和学习能力3个维度测度农户生计韧性, 采用结构方程模型分析风险冲击对农户生计韧性的影响路径, 并探讨提升农户生计韧性的策略。结果发现: 第一, 健康风险冲击对农户生计韧性影响程度最大, 负向影响作用大小依次为缓冲能力、学习能力和自组织能力; 第二, 市场风险冲击通过影响缓冲能力、自组织能力和学习能力对农户生计韧性产生负向显著影响, 三者影响作用水平相当; 第三, 自然风险冲击对农户生计韧性产生正向显著影响, 农户在长期农业生产实践中易于形成对自然风险冲击的预期, 且能够选择种植更适合当地气候的作物品种和更适宜的耕作方式, 增强适应和应对能力, 从而提高自身生计韧性。此外, 通过不同群体农户生计韧性的异质性分析发现, 在巩固拓展脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴过程中仍应进一步关注脱贫户和脱贫村农户的生计韧性。

关键词: 农户生计 生计韧性 风险冲击 革命老区

中图分类号: F323.89; F328 文献标识码: A

一、引言

革命老区曾为党和国家做出重大贡献, 由于地理位置多位于省域交界山区, 特殊的区位条件曾为革命根据地创造了有利条件, 然而, 区位条件较差也制约了革命老区的经济社会发展。革命老区群众健康意识淡薄, 普遍存在“小病不去治, 大病不敢治”的情况, 易于遭受健康风险冲击。由于产业发展相对滞后, 农户也容易受市场风险冲击和自然风险冲击影响。农户自身应对风险冲击的生计资本有限、能力较弱(高帅等, 2020), 革命老区群众在遭受风险冲击时仍面临着较大返贫致贫风险。针对

*本文研究得到国家社会科学基金一般项目“增能赋权视角下太行山区农村相对贫困的多维识别及可持续减贫研究”(编号: 21BJY018)的支持。特别感谢匿名审稿专家提出的修改意见。文责自负。本文通讯作者: 唐建军。

革命老区发展的政策支持逐步完善。《国务院关于新时代支持革命老区振兴发展的意见》指出，“聚焦重点区域、重点领域、重点人群巩固拓展脱贫攻坚成果，促进革命老区振兴发展”^①。党的二十大报告中指出“支持革命老区、民族地区加快发展”“巩固拓展脱贫攻坚成果，增强脱贫地区和脱贫群众内生发展动力”^②。相关政策的出台为促进革命老区发展带来良好契机。

已有文献关于革命老区的研究主要集中于三个方面。一是革命老区的基本公共服务问题。有研究认为，虽然革命老区基本公共服务供给水平大幅提高（张楠等，2023），但基本公共服务短板仍不容忽视，应将补齐革命老区基本公共服务短板作为推动革命老区振兴发展的优先内容（史婵等，2023）。二是红色资源对革命老区经济发展的带动作用。张科等（2023）研究发现，发展红色旅游可以缩小革命老区城乡收入差距；黄建红（2023）研究发现，“红三角”内源式发展模式^③有利于促进革命老区乡村振兴，红色资源与产业融合发展成为乡村振兴的经济引擎。三是革命老区振兴政策的实施效果。刘奥和张双龙（2023）研究发现，革命老区振兴规划的实施有利于增加农户收入，从而缩小城乡收入差距。然而，大多数关于革命老区的研究聚焦革命老区区域层面发展，从微观层面关注革命老区农户发展的研究相对较少。实际上，革命老区发展的最终落脚点是提升群众的幸福感和获得感，且革命老区发展最终要依靠革命老区群众（龚斌磊等，2022）。因此，关注革命老区农户生计韧性，对于巩固拓展脱贫攻坚成果，以及促进革命老区振兴发展具有重要意义。

目前关于农户生计韧性^④的研究主要集中在测度方法构建和影响因素分析。生计韧性测度方法主要有两种。一种是用计量经济学估计农户生计韧性的方法。Cissé and Barrett（2018）开创性地提出用农户达到特定福利水平的条件概率来衡量农户的生计韧性。生计韧性测度中常用的福利水平指标有家庭总资产、主观福利水平、消费和收入等（Barret et al., 2021）。基于此方法，贾男和王赫（2022）、李晗和陆迁（2022）测度了脱贫农户的生计韧性。另一种是构建理论分析框架选取相关指标测度农户生计韧性的方法。Speranza et al.（2014）率先提出了生计韧性分析框架，从缓冲能力、自组织能力和学习能力3个维度衡量农户生计韧性。基于此方法，陈佳等（2016）通过建立指标体系测算了不同家庭结构农户的恢复力差异，孙彦和赵雪雁（2022）测度了陇南山区脱贫户生计恢复力。在生计韧性影响因素的分析中，学者多关注外界干扰对于个人或家庭生计韧性的影响。研究发现，风险冲击频率和国家干预政策会对农户生计韧性产生影响，而加强地方政府或非政府机构的能力、无条件现金转移支

^① 参见《国务院关于新时代支持革命老区振兴发展的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-02/20/content_5587874.htm。

^② 习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第31页、第32页。

^③ “红三角”内源式发展模式包含三个方面的内容：第一，资源内生。以红色资源赋能产业发展，启动乡村振兴经济引擎。第二，价值认同。以红色基因培育乡村人才，启动乡村振兴智力引擎。第三，村庄动员。以红色文化涵养乡风文明，启动乡村振兴精神引擎。

^④ 韧性英文表述为“resilience”，中文文献译为“恢复力”“抗逆力”“复原力”等，均表示同一含义。

付、帮助农户提前感知外部风险冲击信息等有利于提高农户生计韧性 (Thulstrup, 2015; Kumar et al., 2020; Campbell, 2021; 李晗和陆迁, 2022)。

综上所述, 针对特定区域重点人群生计韧性的研究相对不足, 在具体情境下结合实际考虑常见多发风险冲击的研究不多, 特别是综合考虑多重风险冲击对农户生计韧性影响机理的研究有待进一步深入。因此, 本文结合太行革命老区农户生计实际, 探讨风险冲击影响农户生计韧性的机理, 以期为提高革命老区农户生计韧性, 促进革命老区振兴发展提供决策参考。本文尝试在以下方面丰富现有研究: 第一, 综合考虑农户可能面临的常见风险冲击, 构建“风险冲击一生计韧性一生计韧性提升策略”理论分析框架, 系统探讨风险冲击对农户生计韧性的影响; 第二, 结合森 (2001) 提出的能力缺失是农户发展受限根本原因的思想, 从“能力内涵”探讨革命老区农户生计韧性的影响路径, 为提升农户生计韧性决策提供理论依据; 第三, 运用太行革命老区的实地调查数据, 建构生计韧性指标体系, 并采用结构方程模型验证及优化生计韧性指标, 实证分析风险冲击对生计韧性的影响机理, 为生计韧性相关研究指标体系构建和实证分析提供经验证据。

二、概念阐释、理论分析框架与研究假说

(一) 概念阐释

生计韧性是指一个人或家庭拥有在面临不同外部风险冲击时均可保持不陷入贫困状况的能力 (Barrett and Constas, 2014)。“生计”是一个人谋生的手段和方式 (李斌等, 2004), 生计被引入贫困研究范畴, 衍生出生计资本、生计策略以及可持续生计等与贫困相关的理论, 其中, 生计资本数量可以反映出一个家庭生计韧性水平 (李小云等, 2007)。生态学家 Holling (1973) 最早将韧性应用到生态系统的研究中, 用于分析一个生态系统在受到外界干扰时所产生的行为变化, 以及在变化过程中维持稳定的能力。生计韧性作为一个发展理念被广泛应用于生态学、工程学和经济学等领域 (Phadra et al., 2019)。Speranza et al. (2014) 指出, 生计韧性理论有利于理解贫困农户如何维持生计, 对研究解决贫困问题有重要意义。

生计韧性和贫困脆弱性可以用来前瞻性地研究农户面对风险冲击时家庭或个体的生计变化。贫困脆弱性主要通过收入指标衡量, 可反映农户陷入贫困的可能性和对风险的暴露度、敏感性以及适应性。与贫困脆弱性相比, 生计韧性能够从缓冲能力、自组织能力和学习能力多维度衡量农户应对风险冲击的能力, 并且生计韧性定义可反映农户面对风险冲击时事前预防、事中应对和事后恢复的能力。此外, 生计韧性是动态和非线性的, 能更好刻画福利动态与分布 (Cissé and Barrett, 2018), 研究内涵更为丰富。本文基于“能力内涵”, 参考 Speranza et al. (2014) 的相关研究选取相应指标衡量农户生计韧性。衡量生计韧性的 3 个维度中, 缓冲能力是指农户应对风险冲击、维持自身生计水平不变的能力; 自组织能力是指农户在应对风险冲击时通过社会网络获取帮助的能力 (Liu et al., 2020); 学习能力是指农户获取知识和技能的能力, 以及农户将知识转化为行动的能力 (Speranza et al., 2014)。

(二) 理论分析框架

“能力内涵”是生计韧性的内生基础。一方面, 能力缺失是产生贫困的根本原因 (森, 2001),

生计韧性分析有助于更清晰地理解适应能力和应对能力，同时将应对外界变化的不同能力作为分析重点（Barrett et al., 2021）。另一方面，“能力内涵”强调个人有可能实现的、各种可能的功能性组合（森，1998），而生计韧性正是通过缓冲能力、自组织能力和学习能力等维度的能力集合来综合衡量，因此，“能力内涵”与生计韧性概念本源比较契合。生计韧性研究往往基于系统受到一定的外界干扰和风险冲击。农户面临的风险冲击复杂多样，风险冲击的发生具有不确定性，无法预估风险冲击发生的可能性及其产生影响的严重程度，而革命老区群众由于各方面条件限制，应对风险冲击的能力较弱，容易受到风险冲击的影响，从而降低农户生计韧性水平。实际中对农户生计影响较大的风险冲击主要有健康风险冲击、自然灾害风险冲击和市场风险冲击等。结合革命老区农户生计情况，本文构建“风险冲击—生计韧性—生计韧性提升策略”理论分析框架（如图1所示）。本文选取农户生产生活中常见多发的健康风险冲击、市场风险冲击和自然风险冲击，基于“能力内涵”，从缓冲能力、自组织能力和学习能力3个维度测度农户生计韧性，将能力分析视角作为生计韧性机理分析的切入点，通过探究多重风险冲击对农户生计韧性的影响及其作用路径，从缓冲能力、自组织能力和学习能力维度找寻提升生计韧性的策略，进而强化农户生计韧性。

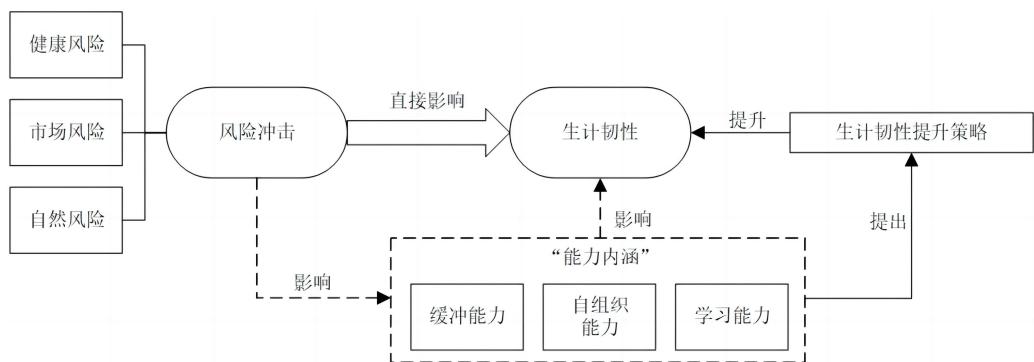


图1 风险冲击、生计韧性与生计韧性提升策略理论框架

（三）研究假说

1. 健康风险冲击与农户生计韧性。健康风险冲击可能会在很长时间内对农户生计产生持续性影响（高梦滔和姚洋，2005）。一方面，健康风险冲击会在短时间内增加农户支出，进而减少农户应对风险冲击的生计资本；另一方面，健康风险冲击在长时间内降低农户劳动能力，劳动能力下降又导致农户经营性收入减少（Capatina, 2015），从而影响农户的人力资本和金融资本，对农户缓冲能力产生影响，进而影响其抵御风险冲击能力和恢复能力（秦立建等，2012）。健康风险冲击导致收入下降，由于生计韧性水平降低，农户没有足够能力应对健康风险冲击，从而进一步加深贫困，陷入“疾病—贫困—疾病”的恶性循环。此外，健康风险冲击的反复性和长期性还会影响农户内生发展动力以及社会参与感。农户在遭受健康风险冲击后容易产生悲观想法，影响自身发展和社交积极性，从而降低其通过学习和社交网络获取帮助的可能性，进而影响农户自组织能力。除此之外，健康风险冲击发生后，其他家庭成员为照顾病人也会付出时间和精力，从而减少学习时间，降低农户应对风险冲击的学习能力。据此，本文研究提出假说 H1。

H1：健康风险冲击对农户生计韧性产生负向影响。

2. 市场风险冲击与农户生计韧性。农户具备生产者和消费者的双重身份，意味着农户面临着更为复杂的市场风险冲击。太行革命老区农户多是小农户，彼此之间联系较为松散，往往只能被动接受市场价格（苏芳和尚海洋，2012），并且农户自身缺少规避市场风险冲击的能力（徐欣等，2010），导致市场风险冲击对农户增收和福利改善产生一定影响，进而降低农户缓冲能力（丁志国和李泊祎，2020）。在科技日新月异的时代背景下，由于资本、技术对劳动的替代，农户外出务工的机会和农户通过外出务工获得的收入减少，影响农户的缓冲能力，进而影响农户生计韧性。农户对市场信息的把握能力和市场风险冲击的感知能力较弱，受自身知识水平以及传统思想惯性束缚，农户学习能力相对不足，也影响了农户应对市场风险冲击的能力。此外，小农户在现代市场经济条件下是“脆弱”的，小农户生计特质不足以支撑市场经济条件下的农业生产和劳动力市场风险，有限的自组织能力难以有效应对市场风险冲击。据此，本文研究提出假说 H2。

H2：市场风险冲击对农户生计韧性产生负向影响。

3. 自然风险冲击与农户生计韧性。自然灾害种类多，发生频率高，造成损失严重。太行革命老区地势复杂，耕地多以旱地为主，农业生产经营易遭受自然灾害等不确定性因素的影响。自然灾害作为常见多发风险冲击对于农业生产的影响较大，甚至对农业生产产生毁灭性打击（魏钦恭和刘伟，2020）。自然灾害通过减少家庭资产影响农户收入（Markhvida et al., 2020），受农业生产周期性约束，虽然农户能积极种植应季作物挽回损失，但部分农户前期生产固定性投资难以回本，经济负担加重削弱了农户生计韧性（杨浩等，2016）。对于依赖于土地资源生活的农户，自然灾害对农户缓冲能力产生不利影响。据此，本文研究提出假说 H3。

H3：自然风险冲击对农户生计韧性产生负向影响。

三、数据来源与研究方法

（一）数据来源

太行革命老区集革命老区、生态涵养区、深山区、原集中连片特困地区于一体，脱贫攻坚后基本生产生活条件有了历史性改善，但总体上发展基础仍较薄弱，仍属于典型的欠发达地区。本文数据来自课题组 2022 年 7 月对太行革命老区忻州市五台县、大同市云州区的实地调查，调查方式为“一对一”访谈。为了保证调查数据的科学性和代表性，样本选取采取分层随机的抽样方式。首先，从同属于原集中连片特困地区和太行革命老区的忻州市和大同市中分别选取 1 个县（这两县均为中央专项彩票公益金支持欠发达革命老区乡村振兴项目支持县）。其次，在每个样本县按经济条件的差异随机抽取 4 个乡镇。具体做法是，先将每个县的所有乡镇按经济条件（2015 年人均可支配收入）排序，然后在每个县分别随机选取 2 个经济条件较好和 2 个经济条件较差的乡镇。再次，根据距离乡镇的远近，在每个乡镇随机选取 1 个距乡镇较远和 1 个距乡镇较近的脱贫村作为样本村，且分别在所选的贫困村周边选择 1 个非贫困村作为对照。最后，根据是否为贫困户，在所选样本村中随机抽取农户进行入户访谈，每个村完成 16 份左右的问卷。有效样本总量为 524 份。

(二) 变量选取

1. 农户生计韧性。本文力图构建切合太行革命老区实际的生计韧性理论框架。农户生计韧性的衡量借鉴 Speranza et al. (2014) 农户生计韧性的衡量指标体系，并参考 Quandt (2018) 的观点，认为农户生计韧性构建应聚焦农户层级指标，同时综合考虑整合主观指标和客观指标。结合太行革命老区实际，基于“能力内涵”，本文从缓冲能力、自组织能力和学习能力 3 个维度选取多个指标对农户生计韧性进行衡量。具体维度定义如下：

(1) 缓冲能力。社会资本反映农户用以提高收入可利用的社会网络资源 (Speranza et al., 2014)，本文结合缓冲能力的定义，参考王君涵等 (2020)，选用“借钱困难程度”“人情礼支出”“亲朋好友中村干部数量”等来衡量；劳动能力是影响人力资本的重要因素，劳动力占比可以反映出一个家庭劳动能力状态，本文选用“劳动力占比”来衡量；本文选用“耕地面积”衡量自然资源，原因是农户赖以生存的自然资源在很大程度上可以反映自然资本的丰裕程度，而土地是最基本的自然资本；金融资本反映农户用于日常消费的现金及可获得的信贷支持，本文选用“家庭人均纯收入”“小额信贷可获性”等来衡量；物质资本是农户用于生产生活的基础设备，本文选用“家用电器数”“交通和生产工具数”等来衡量。

(2) 自组织能力。结合自组织能力的定义，本文参考吴孔森等 (2021)，通过“是否为脱贫村”“参与村集体活动的频率”“农户对村干部信任程度”“到乡镇距离”“是否参与合作社、村集体产业以及电商”“农户社会参与感满意度”等衡量农户与社会环境联系的紧密程度；选取“农户对邻居的信任程度”“农户人际关系满意度”“有困难找人帮忙的难易程度”来衡量农户参与社会网络程度及其互动塑造的合作和互惠程度。

(3) 学习能力。结合学习能力的定义，参考陈佳等 (2016) 的研究，本文采用“户主受教育程度”“是否参与技能培训”衡量农户获取知识的能力；有效的反馈机制可以反映农户对知识接受程度以及将知识转化为行动的能力，因此，本文采用“参与技能培训后是否有收获”“产业帮扶下农户增收能力”“产业帮扶下农户发展能力”等衡量农户对所学知识的反馈能力；农户分辨威胁和潜在机会的能力可以促进其学习相关知识，因此，本文选用“辨别影响生活水平因素的能力”指标衡量农户分辨威胁和潜在机会的能力。

2. 风险冲击。本文选取农户近 3 年所经历的冲击来衡量其所遭受的风险冲击。农户近 3 年经历了风险冲击意味着未来仍有可能再次遭受此类风险冲击。本文结合太行革命老区的实际情况，选取农户主要面临的 3 类风险冲击：健康风险冲击、市场风险冲击和自然风险冲击。具体定义如下：

(1) 健康风险冲击。健康风险冲击已成为巩固拓展脱贫攻坚成果常见风险易发点，年龄较大的农户更容易遭受健康风险冲击。实地调查发现，患有慢性病的农户需长期吃药治疗，长期医疗支出对于农户生计产生持久性影响；有大病患者的家庭短时间内产生大额支出，对农户产生突发性影响。除此之外，患慢性病或大病还会对农户劳动能力产生负面影响。本文选取“身体健康状况”“农户的医疗负担程度”“农户家庭医疗费用”“家中是否有人发生意外或生大病”“家中是否缺少劳动力”作为观测变量综合衡量农户遭受的健康风险冲击。

(2) 市场风险冲击。一方面,农户作为生产者,生产资料或农产品价格波动会对生产经营成本和收入产生负面影响;另一方面,生产资料价格上涨会增加农户生产性支出。除此之外,近几年由于受到疫情及部分行业不景气的影响,农户外出务工机会及务工收入减少。本文通过近3年家中是否遭受“农业生产成本过高”“农产品价格过低”“农产品难卖”“食品、燃油价格上升”“外出务工难”“拖欠务工工资”“收入大幅波动”测度市场风险冲击。市场风险冲击对农户产生的影响具有个体差异,不同农户对同样的市场变化感受程度也不同,所以,课题组在调查中以受访者自身主观评价作为市场风险冲击信息采集的依据。“农业生产成本过高”“农产品价格过低”的判断依据是以农户自身认为此类变化是否对其生产生活产生影响,以此来衡量农户是否遭受市场风险冲击。如访谈中调查员询问农户是否认为“农业生产成本过高”,如果受访者回答为“是”,则认为该农户经历了此类市场风险冲击;如果受访者回答为“否”,则认为该农户未经历此类冲击,或此类冲击未对农户生计产生影响。

(3) 自然风险冲击。对从事种植业和养殖业的农户来说,自然灾害是长期影响生产的风险点,由于太行革命老区属于原集中连片特困山区,降水量较少,容易发生干旱,并且土地质量较差,在发生自然灾害时农户生计容易受到影响。本文选取近3年农户“是否遭受自然灾害”“是否遭受作物病虫害”“是否遭受严重畜禽疫病”“耕地质量”来衡量农户遭受自然风险冲击的情况。

具体指标选取如表1所示。

表1 风险冲击及农户生计韧性指标体系

潜变量	符号	变量名称	变量定义或赋值	平均值	标准差
缓冲能力	y_1	借钱困难程度	从低到高1~5分赋值;非常容易=5,比较容易=4,一般=3,比较困难=2,非常困难=1	2.716	1.245
	y_2	人情礼支出	2021年农户在人情礼方面的支出金额(元)	1873.32	1873.36
	y_3	亲朋好友中村干部数量	亲朋好友中村干部数量(个)	0.092	0.375
	y_4	劳动力占比	16~60周岁人数与家庭总人数之比	0.405	0.380
	y_5	耕地面积	农户家庭拥有的耕地面积(亩)	9.900	14.892
	y_6	家庭人均纯收入	2021年农户家庭年纯收入/家庭人数(元)	11116.53	11046.84
	y_7	小额信贷可获性	是否可以获得小额贷款:是=1,否=0	0.074	0.263
	y_8	家用电器数	可正常使用的家用电器数量(台),如电视、冰箱、洗衣机等	3.578	1.422
	y_9	交通和生产工具数	可正常使用的交通和生产工具数量(辆或台),如汽车、拖拉机等	0.830	0.989
自组织能力	y_{10}	是否为脱贫村	是否为脱贫村:是=1,否=0	0.651	0.477
	y_{11}	参与村集体活动的频率	从低到高1~5分赋值;经常=5,较多=4,一般=3,偶尔=2,从不=1	2.527	1.200
	y_{12}	农户对村干部信任程度	从低到高1~5分赋值;非常信任=5,比较信任=4,一般=3,比较不信任=2,非常不信任=1	3.515	1.043
	y_{13}	到乡镇距离	农户从家中到乡镇的距离(千米)	7.400	7.556

表1 (续)

自组织能力	y_{14}	是否参与合作社、村集体产业以及电商	农户是否参与合作社、村集体产业以及电商: 是=1, 否=0	0.107	0.309
	y_{15}	农户社会参与感满意度	从低到高 0~10 分赋值: 非常不满意=0, 非常满意=10	6.015	2.087
	y_{16}	农户对邻居的信任程度	从低到高 1~5 分赋值: 非常信任=5, 比较信任=4, 一般=3, 比较不信任=2, 非常不信任=1	3.929	0.828
	y_{17}	农户人际关系满意度	从低到高 0~10 分赋值: 非常不满意=0, 非常满意=10	6.641	2.060
	y_{18}	有困难找人帮忙的难易程度	从低到高 1~5 分赋值: 非常困难=5, 比较困难=4, 一般=3, 比较容易=2, 非常容易=1	2.866	1.240
学习能力	y_{19}	户主受教育程度	户主受教育时间 (年)	5.885	3.437
	y_{20}	是否参与技能培训	是否参与技能培训: 是=1, 否=0	0.231	0.422
	y_{21}	参与技能培训后是否有收获	参与技能培训后是否有收获: 是=1, 否=0	0.233	0.423
	y_{22}	产业帮扶下农户增收能力	从低到高 1~5 分赋值: 非常明显=5, 比较明显=4, 一般=3, 比较不明显=2, 非常不明显=1	2.889	1.118
	y_{23}	产业帮扶下农户发展能力	从低到高 1~5 分赋值: 非常明显=5, 比较明显=4, 一般=3, 比较不明显=2, 非常不明显=1	2.800	1.221
	y_{24}	辨别影响生活水平因素的能力	农户认为影响生活水平的因素有哪些 (个)	1.865	1.000
健康风险冲击	x_1	身体健康状况	从低到高 0~10 分赋值: 非常不健康=0, 非常健康=10	5.555	2.450
	x_2	农户的医疗负担程度	从低到高 1~5 分赋值: 很大=5, 比较大=4, 一般=3, 比较小=2, 很小=1	3.183	1.252
	x_3	农户家庭医疗费用	2021 年农户在医疗方面的支出费用 (元)	4791.00	9167.50
	x_4	家中是否有人发生意外或生大病	家中是否有人发生意外或生大病: 是=1, 否=0	0.483	0.500
	x_5	家中是否缺少劳动力	家中是否缺少劳动力: 是=1, 否=0	0.214	0.410
市场风险冲击	x_6	农业生产成本过高	农业生产成本是否过高: 是=1, 否=0	0.448	0.498
	x_7	农产品价格过低	农产品价格是否过低: 是=1, 否=0	0.208	0.406
	x_8	农产品难卖	农产品是否难卖: 是=1, 否=0	0.223	0.417
	x_9	食品、燃油价格上升	食品、燃油价格是否上升: 是=1, 否=0	0.263	0.440
	x_{10}	外出务工难	外出务工是否困难: 是=1, 否=0	0.174	0.379
	x_{11}	拖欠务工工资	是否被拖欠务工工资: 是=1, 否=0	0.021	0.143
	x_{12}	收入大幅波动	从增加到减少 1~5 分赋值: 大幅减少=5, 小幅减少=4, 变化不大=3, 小幅增加=2, 大幅增加=1	3.176	1.075
自然风险冲击	x_{13}	是否遭受自然灾害	是否遭受自然灾害: 是=1, 否=0	0.193	0.395
	x_{14}	是否遭受作物病虫害	是否遭受作物病虫害: 是=1, 否=0	0.042	0.200
	x_{15}	是否遭受严重畜禽疫病	是否遭受严重畜禽疫病: 是=1, 否=0	0.015	0.122
	x_{16}	耕地质量	从好到差 1~5 分赋值: 非常差=5, 比较差=4, 一般=3, 比较好=2, 非常好=1	3.265	1.018

3.计量模型。本文运用结构方程模型估计风险冲击对农户生计韧性的影响。生计韧性、缓冲能力、自组织能力、学习能力、健康风险冲击、市场风险冲击和自然风险冲击均为不可直接观测的潜变量。结构方程模型可以通过可观测变量衡量潜变量，还可以同时估计不同潜变量之间的相互影响。结构方程模型分为两个部分，一部分是测量模型，也称验证性因子分析，用于描述潜变量和可观测变量之间的关系。具体模型如下所示：

$$X = \Lambda_x \xi + \delta \quad (1)$$

$$Y = \Lambda_y \eta + \varepsilon \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中： X 、 Y 为可观测变量， Λ_x 、 Λ_y 为反映可观测变量与潜变量关系的因子载荷系数， ξ 为外生潜变量， η 为内生潜变量。本文的外生潜变量包括健康风险冲击、市场风险冲击和自然风险冲击，内生潜变量包括生计韧性、缓冲能力、自组织能力和学习能力， ε 和 δ 为被解释潜变量的测量误差。本文采用二阶验证性因子分析的方法运用缓冲能力、自组织能力和学习能力维度来衡量农户生计韧性。

另一部分是结构模型，即潜变量因果关系模型，反映风险冲击对生计韧性的影响，具体模型如下：

$$\eta = \beta \eta + \Gamma \xi + \zeta \quad (3)$$

(3) 式中： η 为生计韧性、缓冲能力、自组织能力和学习能力等潜变量， β 代表 η 之间的关系， ξ 代表健康风险冲击、市场风险冲击和自然风险冲击等外生潜变量， Γ 代表外生潜变量 ξ 对内生潜变量 η 的影响， ζ 为随机扰动项。

四、结果分析

(一) 问卷信度检验和效度检验

1.信度检验。本文对所选取的 40 个指标进行因子旋转分析，“亲朋好友中村干部数量”“小额贷款可获性”“是否为贫困村”“到乡镇距离”“是否参与合作社、村集体产业以及电商”“是否参与技能培训”“参与技能培训后是否有收获”“家中是否缺少劳动力”“食品、燃油价格上升”“拖欠务工工资”“是否遭受严重畜禽疫病”等指标的因子载荷小于 0.4。剔除这些因子载荷低于 0.4 的指标，最终剩余 29 个指标。KMO 和 Bartlett 球形检验结果显示，剔除因子载荷较低的指标后，KMO 值大于 0.8，并且检验结果在 1% 的水平上显著，说明变量间相关性较好，适合做因子分析。然后，本文对所选取的指标进行信度分析，分析结果如表 2 所示，指标调整后的 Cronbach's Alpha 值均大于 0.6，说明量表具有较可靠的信度。

表 2 潜变量的信度检验

潜变量	调整前 Cronbach's Alpha	调整前可测变量个数	调整后 Cronbach's Alpha	调整后可测变量个数
缓冲能力	0.782	9	0.818	7
自组织能力	0.574	9	0.779	6
学习能力	0.793	6	0.836	4
健康风险冲击	0.548	5	0.602	4

表2 (续)

市场风险冲击	0.650	7	0.742	5
自然风险冲击	0.533	4	0.613	3
可观测变量个数		40		29

2.效度检验。根据因子分析,剔除因子载荷低于0.4的11个指标后,各指标的因子载荷标准化系数都大于0.4(见表3),且具有较高的显著性。这说明调整后的指标体系具有较高的效度,表明缓冲能力、自组织能力、学习能力、健康风险冲击、市场风险冲击和自然风险冲击等潜变量均能被其对应的观测变量较好地诠释。

表3 问卷效度检验

潜变量	可观测变量	调整前的因子载荷	调整后的因子载荷
缓冲能力	借钱困难程度 (y_1)	0.829	0.798
	人情礼支出 (y_2)	0.656	0.644
	亲朋好友中村干部数量 (y_3)	0.092	
	劳动力占比 (y_4)	0.585	0.551
	耕地面积 (y_5)	0.576	0.609
	家庭人均纯收入 (y_6)	0.591	0.628
	小额信贷可获性 (y_7)	0.226	
	家用电器数 (y_8)	0.768	0.795
	交通和生产工具数 (y_9)	0.784	0.782
自组织能力	是否为脱贫村 (y_{10})	0.035	
	参与村集体活动的频率 (y_{11})	0.656	0.657
	农户对村干部信任程度 (y_{12})	0.541	0.537
	到乡镇距离 (y_{13})	0.000	
	是否参与合作社、村集体产业以及电商 (y_{14})	0.153	
	农户社会参与感满意度 (y_{15})	0.533	0.533
	农户对邻居的信任程度 (y_{16})	0.574	0.574
	农户人际关系满意度 (y_{17})	0.655	0.656
	有困难找人帮忙的难易程度 (y_{18})	0.682	0.684
学习能力	户主受教育程度 (y_{19})	0.804	0.796
	是否参与技能培训 (y_{20})	0.198	
	参与技能培训后是否有收获 (y_{21})	0.205	
	产业帮扶下农户增收能力 (y_{22})	0.834	0.835
	产业帮扶下农户发展能力 (y_{23})	0.899	0.908
	辨别影响生活水平因素的能力 (y_{24})	0.518	0.484
健康风险冲击	身体健康状况 (x_1)	0.920	0.918
	农户的医疗负担程度 (x_2)	0.758	0.759
	农户家庭医疗费用 (x_3)	0.477	0.477
	家中是否有人发生意外或生大病 (x_4)	0.675	0.676

表3 (续)

健康风险冲击	家中是否缺少劳动力 (x_5)	0.111	
市场风险冲击	生产成本过高 (x_6)	0.567	0.568
	农产品价格过低 (x_7)	0.589	0.588
	农产品难卖 (x_8)	0.743	0.745
	食品、燃油价格上升 (x_9)	0.097	
	外出务工难 (x_{10})	0.572	0.571
	拖欠务工工资 (x_{11})	-0.006	
自然风险冲击	收入大幅波动 (x_{12})	0.625	0.625
	是否遭受自然灾害 (x_{13})	0.753	0.756
	是否遭受作物病虫害 (x_{14})	0.540	0.540
	是否遭受严重畜禽疫病 (x_{15})	0.029	
	耕地质量 (x_{16})	0.570	0.563

(二) 模型拟合结果

本文研究根据理论分析框架构建结构方程模型,结合表1中的风险冲击和农户生计韧性指标体系,运用Amos26.0软件开展分析,得到模型调整前和调整后(剔除因子载荷低于0.4的指标)的模型拟合值,如表4所示。调整前的结构方程模型整体适配度和拟合度较低, χ^2 / df (5.752)、GFI (0.818)、RMSEA (0.095)、IFI (0.619)、TLI (0.590)、CFI (0.617)和AIC (4160.104)等多个适配系数不理想。剔除因子载荷较低指标后,多个拟合指数得到明显改善。其中:拟合优度指数(GFI)由原来的0.818上升为0.903,大于可接受的标准(0.9);PNFI从0.536上升到0.772;PCFI从0.577上升到0.822。其余适配度指标均达到可接受的标准,包括 χ^2 / df (2.250)、GFI (0.903)、RMSEA (0.049)、IFI (0.971)、TLI (0.907)、CFI (0.917)、AIC (960.884)。

表4 调整前和调整后的模型整体适配度对比

指数		评价标准	调整前		调整后	
			拟合值	结果	拟合值	结果
绝对拟合指数	χ^2 / df	越小越好	5.752	不理想	2.250	理想
	GFI	大于0.9, 越接近1越好	0.818	不理想	0.903	理想
	RMSEA	小于0.08尚可, 小于0.05较好	0.095	不理想	0.049	理想
	IFI	大于0.9, 越接近1越好	0.619	不理想	0.971	理想
相对拟合指数	TLI	大于0.9, 越接近1越好	0.590	不理想	0.907	理想
	CFI	大于0.9, 越接近1越好	0.617	不理想	0.917	理想
	AIC	越小越好	4160.104	不理想	960.884	理想
信息指数	PNFI	大于0.5	0.536	理想	0.772	理想
	PCFI	大于0.5	0.577	理想	0.822	理想

注: GFI表示拟合优度指数, RMSEA表示近似误差均方根, NFI表示规范拟合指数, TLI表示塔克-刘易斯指数, CFI表示比较拟合指数, IFI表示增量拟合指数, AIC表示赤池信息准则, PNFI表示简约后规范拟合指数, PCFI表示简约后比较拟合指数。

(三) 实证结果及分析

1. 估计结果。表 5 报告了删除因子载荷较低指标后的模型估计结果。表 6 分别报告了风险冲击对生计韧性的直接效应估计结果，以及风险冲击对缓冲能力、自组织能力和学习能力等不同农户生计韧性维度的间接效应估计结果。

表 5 优化模型各路径系数估计结果

路径	标准化系数	标准误	路径	标准化系数	标准误
生计韧性←健康风险冲击	-0.483***	0.048	$y_{11} \leftarrow$ 自组织能力	0.657***	0.034
生计韧性←市场风险冲击	-0.160**	0.068	$y_{12} \leftarrow$ 自组织能力	0.537***	0.038
生计韧性←自然风险冲击	0.210***	0.063	$y_{15} \leftarrow$ 自组织能力	0.533***	0.038
缓冲能力←生计韧性	0.874***	0.049	$y_{16} \leftarrow$ 自组织能力	0.574***	0.037
自组织能力←生计韧性	0.559***	0.059	$y_{17} \leftarrow$ 自组织能力	0.656***	0.034
学习能力←生计韧性	0.627***	0.041	$y_{18} \leftarrow$ 自组织能力	0.684***	0.033
$x_4 \leftarrow$ 健康风险冲击	0.676***	0.028	$y_{19} \leftarrow$ 学习能力	0.796***	0.020
$x_3 \leftarrow$ 健康风险冲击	0.477***	0.037	$y_{22} \leftarrow$ 学习能力	0.835***	0.020
$x_2 \leftarrow$ 健康风险冲击	0.759***	0.025	$y_{23} \leftarrow$ 学习能力	0.908***	0.016
$x_1 \leftarrow$ 健康风险冲击	0.918***	0.020	$y_{24} \leftarrow$ 学习能力	0.484***	0.037
$y_1 \leftarrow$ 缓冲能力	0.798***	0.020	$x_{12} \leftarrow$ 市场风险冲击	0.625***	0.038
$y_2 \leftarrow$ 缓冲能力	0.644***	0.029	$x_{10} \leftarrow$ 市场风险冲击	0.571***	0.038
$y_4 \leftarrow$ 缓冲能力	0.551***	0.035	$x_8 \leftarrow$ 市场风险冲击	0.745***	0.032
$y_5 \leftarrow$ 缓冲能力	0.609***	0.032	$x_7 \leftarrow$ 市场风险冲击	0.588***	0.037
$y_6 \leftarrow$ 缓冲能力	0.628***	0.030	$x_6 \leftarrow$ 市场风险冲击	0.568***	0.038
$y_8 \leftarrow$ 缓冲能力	0.795***	0.021	$x_{13} \leftarrow$ 自然风险冲击	0.756***	0.059
$y_9 \leftarrow$ 缓冲能力	0.782***	0.021	$x_{14} \leftarrow$ 自然风险冲击	0.540***	0.046
			$x_{16} \leftarrow$ 自然风险冲击	0.563***	0.055

注：***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。

表 6 不同风险冲击对农户生计韧性和子维度影响效应的标准化系数

	直接效应		间接效应	
	生计韧性	缓冲能力	自组织能力	学习能力
健康风险冲击	-0.483*** (0.048)	-0.422*** (0.041)	-0.270*** (0.044)	-0.303*** (0.036)
	-0.160** (0.068)	-0.140** (0.056)	-0.089** (0.044)	-0.100** (0.043)
市场风险冲击	0.210*** (0.063)	0.184*** (0.057)	0.118*** (0.036)	0.132*** (0.040)

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平；②括号内为标准误。

2. 估计结果分析。 (1) 健康风险冲击对农户生计韧性产生负向影响程度最大。从影响路径来看, 健康风险冲击对缓冲能力、学习能力、自组织能力产生的负向影响依次减弱。

如表 6 所示, 健康风险冲击对农户生计韧性的影响系数为 -0.483 , 验证了假说 H1。结合实地调查情况, 健康风险冲击对农户生计韧性产生负向影响的原因主要有两个方面。一方面, 健康风险冲击具有偶发性、突发性。农村居民通常对健康特别是疾病预防重视不足, 一般不会定期体检, 健康出现问题后往往也不重视, 常采用偏方或者直接到药店里买药等方式治疗, 而不是到医院里做检查, 导致耽误治疗或错过最佳治疗时间, 使一般疾病发展成为严重的疾病, 从而产生较大的医疗支出(高梦滔和姚洋, 2005)。健康风险冲击在短期内对农户生计资本产生较大直接影响, 从而削弱农户应对风险冲击的能力。另一方面, 健康风险冲击具有持久性。健康风险冲击发生后, 在很长时间内会对农户生计产生影响。课题组调查发现, 农民年龄较大, 遭受健康风险冲击后身体恢复能力弱, 在较长时间内影响其从事农业生产的参与水平和强度(王翌秋和刘蕾, 2016), 从而影响其长期发展能力和创收能力, 造成农户遭受风险冲击后的恢复能力下降。

健康风险冲击对缓冲能力、学习能力、自组织能力产生负向影响的间接效应标准化系数依次为 -0.422 、 -0.303 、 -0.270 。具体影响有三个方面: 第一, 健康风险冲击通过减少金融资本和社会资本影响农户的缓冲能力。一方面, 健康风险冲击直接影响农民的身体健康水平, 降低了农民的劳动能力, 从而限制其从事农业生产和外出打工。因此, 健康风险冲击不仅对农户当期收入造成直接影响, 也会影响农户的未来收入, 进而导致农户的金融资本减少(岳歲等, 2021)。另一方面, 健康风险冲击对农户收入产生长期影响。当农户经济条件逐渐无法负担高额医疗费时, 农户借钱的频率会加大, 而“救急不救穷”现象客观存在, 被求助者考虑到借钱农户偿还能力不足的实际情况, 可能拒绝借款, 从而增加农户借钱困难程度, 导致农户的社会资本减少。第二, 健康风险冲击通过减少农户的社会互动对自组织能力产生影响。健康风险冲击对农户产生的不利影响不仅局限于生理方面, 也会在心理上对农户造成负面影响。农户可能不愿意透露健康状况, 减少与其他农户交流, 从而影响其参与村集体活动的频率和对邻居的信任程度, 进而对其社会互动产生负面影响。第三, 健康风险冲击通过降低农户获取知识和知识应用对其学习能力产生影响。遭受健康风险冲击后带来两方面影响: 一方面, 照顾生病家庭成员会占用农户大量时间, 影响农户获取新政策和新知识的能力, 而缺乏对相关政策的了解会影响农户的发展能力和创收能力, 影响农户将新知识转化为行动的能力; 另一方面, 遭受健康风险冲击的农户会产生悲观情绪, 直接影响到农户内生发展动力, 从而对农户学习能力产生负面影响。

(2) 市场风险冲击对农户生计韧性产生负向影响。从影响路径来看, 市场风险冲击对缓冲能力、自组织能力和学习能力产生的负向影响大致相当。

市场风险冲击对农户生计韧性有显著的负向影响, 影响系数为 -0.160 , 验证了假说 H2。太行革命老区农户由于地理条件、交通条件和自身能力等限制, 市场信息来源渠道和信息处理能力有限, 无法及时根据市场信息调整农业生产行为和务工活动。短时间内市场风险冲击对农户从事种植业和养殖业

的经营性收入和务工收入产生负面影响。一方面，市场风险冲击直接影响农户从事种植业和养殖业生产成本和农产品价格，对农户经营性净收入产生负面影响；另一方面农民外出务工大多为季节性非正式灵活就业，当市场有需求时他们选择外出务工，当市场需求较少时他们选择在家务农，市场风险冲击影响其外出务工的时间和工资，影响农户的工资性收入。市场风险冲击通过影响农户收入来源减少农户生计资本，进而影响农户应对风险冲击的能力。

通过间接效应可以看出，市场风险冲击对缓冲能力、自组织能力和学习能力产生负向影响作用的标准化系数分别为 -0.140 、 -0.089 、 -0.100 。具体原因可能有三个方面：第一，市场风险冲击通过影响金融资本对缓冲能力产生负向影响。一方面，市场风险冲击通过直接影响经营性收入，使农户金融资本减少；并且当农产品价格波动时，农户无法及时捕捉市场信息，不能及时调整农产品种植品种和数量（徐欣等，2010），从而持续性影响农户经营性收入，对金融资本产生叠加影响。另一方面，市场风险冲击导致农户面临务工难的问题，务工机会和时间减少，影响农户的务工收入和金融资本。第二，市场风险冲击通过减少农户社会互动对农户自组织能力产生负向影响。在遭受市场风险冲击后，农户收入减少，为了将更多的时间用于增收，必然会减少参与村集体活动频率和社会互动。第三，市场风险冲击通过降低农户获取知识的能力对其学习能力产生影响。伴随新技术、新业态不断出现，相比年轻人而言，年龄较大的农民囿于传统观念，往往不愿意也缺少能力学习并应用新技术，适应新业态。因此，市场风险冲击会导致农户获取知识的能力降低，从而影响农户的学习能力。

(3) 自然风险冲击对农户生计韧性产生正向影响。相比其他风险冲击来说，农户在长期农业生产过程中逐步形成应对自然风险冲击的能力。

自然风险冲击对农户生计韧性的影响系数为 0.210 ，这与预期自然灾害对农户生计韧性产生负面影响的假说相悖（假说 H3 未得到验证），原因可能是，课题组所调查的地区水资源缺乏，常年发生干旱灾害，且在近 3 年未发生过其他大范围突发性极端气象灾害。干旱灾害是持久而缓慢的过程，由于农户长期在当地从事农业生产，熟悉当地气候，务农经验较为丰富，所以能够选择种植更适合当地气候的农作物和更适宜的耕作方式，以保障自身种植收入，提高自身生计韧性。

从影响路径来看，自然风险冲击对缓冲能力、自组织能力和学习能力都产生负向影响，标准化系数分别为 0.184 、 0.118 和 0.132 。具体原因可能有三个方面：第一，自然风险冲击通过金融资本影响缓冲能力。干旱是太行革命老区长期存在的自然风险冲击，农户在生产生活过程中逐渐掌握干旱发生规律，对灾害发生有一定的预期并有应对措施。例如，当地农户种植更耐干旱的玉米代替原来种植的小麦和水稻，提高了农作物产量的同时，也获得了更加稳定的经营性收入，从而提高了面临风险冲击的抵御能力和恢复能力。第二，自然风险冲击通过增加农户间的互动频率影响其自组织能力。从事种植业和养殖业收入是当地农户的主要收入来源，由于周边农户大多从事种植业和养殖业，当自然风险冲击对农户收入产生影响时，农户会与其他面临同样冲击的农户交流，并在此过程中找到应对自然风险冲击的方法，所以，自然风险冲击会促使农户增加与他人交流的频率，提高其自组织能力。第三，自然风险冲击通过提高农户获取知识、将知识应用到生产中的能力影响学习能力。太行革命老区的农户

在务农过程中常年遭受干旱天气的困扰，积累了预防和抵御干旱灾害等自然风险的种植经验，从而通过“干中学”提高了自身学习能力（吴炜，2016），并且通过将长期务农过程中积累的经验应用到实际生产过程中，提高了自身应对自然灾害的抵御能力和恢复能力。

（四）风险冲击对农户生计韧性影响的异质性分析

本文研究按照样本户是否为脱贫户和是否来自脱贫村分别估计风险冲击对不同类型农户生计韧性的影响，结果如表7所示。异质性分析结果与本文主要研究结论基本一致。健康风险冲击对农户生计韧性产生影响程度最大，自然风险冲击对农户生计韧性均产生正向显著影响。不同之处是，市场风险冲击仅对脱贫户和脱贫村农户产生负向显著影响，对一般户和一般村农户产生的影响不显著。其原因可能是，相较于健康风险冲击和自然风险冲击，市场风险冲击对农户生计韧性的影响相对最小。与脱贫户相比，一般户生计韧性更强，市场风险冲击对一般户生计韧性的影响作用有限。同理，相比于脱贫村，一般村的资源禀赋往往更优，一般村农户的生计韧性更强，因此，市场风险冲击对一般村农户生计韧性的影响不显著。

表7 风险冲击对不同类型农户生计韧性的影响

影响路径	是否为脱贫户		是否来自脱贫村	
	脱贫户	一般户	脱贫村样本户	一般村样本户
生计韧性←健康风险冲击	-0.578*** (0.057)	-0.285*** (0.094)	-0.484*** (0.061)	-0.470*** (0.085)
生计韧性←市场风险冲击	-0.158* (0.088)	-0.139 (0.116)	-0.190** (0.091)	-0.119 (0.111)
生计韧性←自然风险冲击	0.196** (0.086)	0.254** (0.109)	0.191** (0.080)	0.244** (0.101)
观测值数	321	203	341	183

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为标准误；③因篇幅所限，此处未报告分组回归中测量模型的估计结果，有兴趣的读者可向作者索要。

五、结论与政策启示

本文利用2022年太行革命老区实地入户调查数据，构建“风险冲击—生计韧性—生计韧性提升策略”理论分析框架。基于“能力内涵”，构建农户生计韧性评价体系，运用结构方程模型对风险冲击影响农户生计韧性的路径进行实证分析，探讨如何增强农户生计韧性，坚决守住不发生规模性返贫底线，更好地巩固拓展脱贫攻坚成果。

本文研究得到以下主要结论：第一，健康风险冲击对农户生计韧性的影响程度最大，影响作用大小依次为缓冲能力、学习能力和自组织能力。第二，市场风险冲击通过影响缓冲能力、自组织能力和学习能力对农户生计韧性产生负向显著影响，三者影响作用水平相当。第三，自然风险冲击对农户生计韧性产生正向显著影响，原因是在自然风险冲击类型和强度不大的情况下，农户适应和应对能力增

强。此外，通过不同群体农户生计韧性的异质性分析发现，市场风险冲击对脱贫户和贫困村农户的生计韧性影响更大。

基于上述结论，本文得出如下政策启示：第一，相较于其他风险冲击，健康风险冲击具有突发性和持续性。鉴于健康风险冲击已成为革命老区当前巩固拓展脱贫攻坚成果较为突出的风险隐患，提升革命老区农户生计韧性应着眼于强化健康风险冲击的事前预防和事后缓释能力。一方面，逐步完善基层医疗救治系统，稳步推进县域医共体建设，着力提升乡村医疗卫生服务水平。针对农户开展务实管用的健康知识、医疗保险知识宣讲，特别是加大慢特病人群政策宣讲的覆盖面，及时做好慢特病的防控，扭转部分农户“小病不去治，大病不敢治”的倾向。另一方面，在保持基本医疗保险参保费相对稳定的情况下，确保原政府代缴保费的稳定脱贫人口基本医疗保险参保率，并在医保基金可承压范围内逐步提高农户医疗保险报销比例，在自付支出较高引发困难时及时给予医疗救助，避免低收入群体陷入“疾病—贫困—疾病”恶性循环。第二，市场风险冲击相对复杂，革命老区发展基础仍较为薄弱，应协同提升农户缓冲能力、自组织能力和学习能力，培育壮大特色产业的市场竞争力，强化农企利益联结机制，着力解决好农产品销售和收益问题。通过提高就业帮扶的针对性和有效性，优化外出务工稳岗补贴和交通补贴的激励效果，稳定农村人口就业数量的同时提升就业质量。第三，常见多发自然风险冲击的积极应对和经验积累有助于提高革命老区农户生计韧性。一方面，由于农户对种植业和养殖业更熟悉，农户也容易形成自然风险冲击的预期，在长期农业生产探索中能够选择更适合当地气候的农作物品种。另一方面，结合太行革命老区实际，政府应坚持有机旱作支持政策的连贯性，结合当地气候和土壤特点长期发展有机旱作农业，逐步完善有机旱作农业技术体系，以提高农户缓冲能力、自组织能力和学习能力，从而提高农户自身生计韧性。此外，脱贫户和贫困村农户生计韧性不强是其长期生计资本薄弱的结果，虽然在脱贫攻坚期间脱贫户的生计资本明显改善，在一定程度上提高了生计韧性，但脱贫户和一般户、贫困村农户和一般村农户生计韧性水平仍存在一定的差距，在革命老区巩固拓展脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴过程中仍应关注脱贫户和贫困村的农户生计韧性和可持续发展。特别是随着一些帮扶政策渐进性退出，脱贫户和贫困村农户生计韧性不强，返贫风险依然不容忽视。

综上所述，基于革命老区风险冲击常见多发的现实，从缓冲能力、自组织能力和学习能力方面着手增强农户生计韧性，有利于提高农户应对风险冲击能力和恢复能力，从而提高农户生计韧性，这是当前革命老区巩固拓展脱贫攻坚成果、未来着眼于农户可持续发展的长效之举。

参考文献

- 1.陈佳、杨新军、尹莎，2016:《农户贫困恢复力测度、影响效应及对策研究——基于农户家庭结构的视角》，《中国人口·资源与环境》第1期，第150-157页。
- 2.丁志国、李泊祎，2020:《农产品价格波动对政策性农业保险的影响研究——基于主体博弈模型》，《中国农村经济》第6期，第115-125页。

- 3.高梦滔、姚洋, 2005: 《健康风险冲击对农户收入的影响》, 《经济研究》第 12 期, 第 15-25 页。
- 4.高帅、史婵、唐建军, 2020: 《基于增能赋权视角的农户贫困脆弱性缓解研究——以太行山连片特困地区为例》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 61-75 页。
- 5.龚斌磊、张启正、袁菱苒、刘晓光, 2022: 《革命老区振兴发展的政策创新与效果评估》, 《管理世界》第 8 期, 第 26-43 页。
- 6.黄建红, 2023: 《“红三角”内源式发展: 革命老区乡村振兴的衡山案例研究》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 125-141 页。
- 7.贾男、王赫, 2022: 《脱贫农户返贫风险防范政策研究》, 《经济研究》第 10 期, 第 121-137 页。
- 8.李斌、李小云、左停, 2004: 《农村发展中的生计途径研究与实践》, 《农业技术经济》第 4 期, 第 10-16 页。
- 9.李晗、陆迁, 2022: 《无条件现金转移支付与家庭发展韧性——来自中国低保政策的经验证据》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 82-101 页。
- 10.李小云、董强、饶小龙、赵丽霞, 2007: 《农户脆弱性分析方法及其本土化应用》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 32-39 页。
- 11.刘奥、张双龙, 2023: 《革命老区振兴规划实施的共同富裕效应——基于城乡收入差距视角》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 45-65 页。
- 12.秦立建、秦雪征、蒋中一, 2012: 《健康对农民工外出务工劳动供给时间的影响》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 38-45 页。
- 13.森, 1998: 《以自由看待发展》, 任赜、于真译, 北京: 中国人民大学出版社, 第 62-63 页。
- 14.森, 2001: 《贫困与饥荒》, 王宇、王文玉译, 北京: 商务印书馆, 第 37-39 页。
- 15.史婵、奚哲伟、王小林, 2023: 《革命老区振兴发展实践与基本公共服务短板分析》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 164-185 页。
- 16.苏芳、尚海洋, 2012: 《农户生计资本对其风险应对策略的影响——以黑河流域张掖市为例》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 79-87 页。
- 17.孙彦、赵雪雁, 2022: 《陇南山区贫困户的生计恢复力演变及其影响因素》, 《地理科学》第 12 期, 第 2160-2169 页。
- 18.王君涵、李文、冷淦潇、仇焕广, 2020: 《易地扶贫搬迁对贫困户生计资本和生计策略的影响——基于 8 省 16 县的 3 期微观数据分析》, 《中国人口·资源与环境》第 10 期, 第 143-153 页。
- 19.王翌秋、刘蕾, 2016: 《新型农村合作医疗保险、健康人力资本对农村居民劳动参与的影响》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 68-81 页。
- 20.魏钦恭、刘伟, 2020: 《灾害冲击、社区韧性与城乡居民发展信心——基于云南民族地区调查的实证分析》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 70-89 页。
- 21.吴孔森、杨晴青、叶文丽、杨新军、何艳冰, 2021: 《黄土高原农户生计恢复力及其生计建设路径——以陕北佳县为例》, 《干旱区资源与环境》第 4 期, 第 24-30 页。

- 22.吴炜, 2016: 《干中学: 农民工人力资本获得路径及其对收入的影响》, 《农业经济问题》第9期, 第53-60页。
- 23.徐欣、胡俞越、韩杨、王沈南, 2010: 《农户对市场风险与农产品期货的认知及其影响因素分析——基于5省(市)328份农户问卷调查》, 《中国农村经济》第7期, 第47-55页。
- 24.杨浩、庄天慧、蓝红星, 2016: 《气象灾害对贫困地区农户脆弱性影响研究——基于全国592个贫困县53271户的分析》, 《农业技术经济》第3期, 第103-112页。
- 25.岳歲、王雄、张强, 2021: 《健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性》, 《中国工业经济》第10期, 第175-192页。
- 26.张科、熊子怡、黄细嘉、赵磊, 2023: 《红色旅游发展与革命老区城乡收入差距——基于双重差分法的经验分析》, 《中国农村经济》第5期, 第103-121页。
- 27.张楠、赵倪可、高明, 2023: 《新时代中国县乡基本公共服务配置的财政基础、空间均衡与实践逻辑》, 《中国农村经济》第12期, 第2-22页。
- 28.Barrett, C. B., and M. A. Constan, 2014, "Toward A Theory of Resilience for International Development Applications", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 111(40): 14625-14630.
- 29.Barrett, C. B., K. Ghezzi-Kopel, J. Hoddinott, N. Homami, E. Tenant, J. Upton, and T. Wu, 2021, "A Scoping Review of the Development Resilience Literature: Theory, Methods and Evidence", *World Development*, Vol. 146, 105612.
- 30.Campbell, D., 2021, "Environmental Change and the Livelihood Resilience of Coffee Farmers in Jamaica: A Case Study of the Cedar Valley Farming Region", *Journal of Rural Studies*, Vol. 81: 220-234.
- 31.Capatina, E., 2015, "Life-cycle Effects of Health Risk", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 74: 67-88.
- 32.Cissé, J. D., and C. B. Barrett, 2018, "Estimating Development Resilience: A Conditional Moments-Based Approach", *Journal of Development Economics*, Vol. 135: 272-284.
- 33.Holling, C. S., 1973, "Resilience and Stability of Ecological Systems", *Annual Review of Ecology and Systematics*, Vol. 4: 1-23.
- 34.Kumar, S., A. K. Mishra, S. Pramanik, S. Mamidanna, and A. Whitbread, 2020, "Climate Risk, Vulnerability and Resilience: Supporting Livelihood of Smallholders in Semiarid India", *Land Use Policy*, Vol. 97, 104729.
- 35.Liu, W., J. Li, L. Ren, J. Xu, C. Li, and S. Li, 2020, "Exploring Livelihood Resilience and Its Impact on Livelihood Strategy in Rural China", *Social Indicators Research*, 150(3): 977-998.
- 36.Markhvida, M., B. Walsh, S. Hallegatte, and J. Baker, 2020, "Quantification of Disaster Impacts Through Household Well-being Losses", *Nature Sustainability*, 3(7): 538-547.
- 37.Phadera, L., H. Michelson, A. Winter-Nelson, and P. Goldsmith, 2019, "Do Asset Transfers Build Household Resilience?", *Journal of Development Economics*, Vol. 138: 205-227.
- 38.Quandt, A., 2018, "Measuring Livelihood Resilience: The Household Livelihood Resilience Approach (HLRA)", *World Development*, Vol. 107: 253-263.
- 39.Speranza, C. I., U. Wiesmann, and S. Rist, 2014, "An Indicator Framework for Assessing Livelihood Resilience in the Context of Social-Ecological Dynamics", *Global Environmental Change*, Vol. 28: 109-119.

40.Thulstrup, A. W., 2015, "Livelihood Resilience and Adaptive Capacity: Tracing Changes in Household Access to Capital in Central Vietnam", *World Development*, Vol. 74: 352-362.

(作者单位: ¹山西大学经济与管理学院;
²中国人民大学农业与农村发展学院)
(责任编辑: 小林)

The Livelihood Resilience of Rural Households in Old Revolutionary Base Areas from the Perspective of Risk Shocks: An Example of the Taihang Old Revolutionary Base Area

GAO Shuai CHENG Wei TANG Jianjun

Abstract: Improving the livelihood resilience of rural households in old revolutionary base areas is conducive to consolidating and expanding the achievements of poverty alleviation and promoting the revitalization and development of old revolutionary base areas. Based on the field survey data of Taihang Old Revolutionary Base Area in 2022, this paper constructs a theoretical analysis framework of "Risk shock - Livelihood resilience - Strategy to improvement livelihood resilience" to measure the livelihood resilience of farmers from three dimensions of buffering ability, self-organization ability, and learning ability from the perspectives of health, market, and natural risk shocks. The paper uses a structural equation model to analyze the impact path of risk shocks on the resilience of rural households' livelihoods, and to explore potential strategies to enhance the resilience of rural households' livelihoods. The results are as follows. (1) Health risk shocks pose the greatest impact on the resilience of rural households' livelihoods, and buffering ability endures the most negative impact, followed by learning ability and self-organization ability. (2) Market risk shocks have a significant and negative impact on the resilience of rural households by affecting buffering ability, self-organization ability, and learning ability, and the magnitudes of the three impacts are similar. (3) Natural risk shocks have a significant and positive impact on the livelihood resilience of rural households. The households are likely to form expectations of natural risk shocks in the long-term agricultural production practices, and are able to choose plant crop varieties and farming techniques that are more suitable for the local climate, so as to enhance their adaptability and coping ability and thus improve their own livelihood resilience. In addition, the heterogeneity analysis of the livelihood resilience of different rural household groups shows that further attention should be paid to the livelihood resilience of poverty-stricken households and households in poverty-stricken villages in the stage of consolidating and expanding the achievements of poverty alleviation and comprehensively promoting rural revitalization.

Keywords: Rural Households' Livelihoods; Livelihood Resilience; Risk Shocks; Old Revolutionary Base Areas

共同富裕背景下生态产品价值实现的 理论逻辑与推进策略*

于法稳^{1,2,3} 林 珊³ 孙韩小雪³

摘要: 实现共同富裕是中国式现代化的本质要求。生态产品价值实现有助于推进生态文明建设，有助于促进共同富裕，有助于实现人与自然和谐共生的现代化。共同富裕背景下，生态产品价值实现的生态逻辑体现了良好生态环境保障生态产品的基础性，为生态产品的生产和供给提供了可能性；经济逻辑体现了生态产品价值实现对促进区域经济高质量发展、塑造协调发展新格局的重要性和全面推进生态产品价值实现的可行性；社会逻辑则体现了社会公众的参与性和共享生态红利的公平性。生态产品价值实现的实践探索取得了明显成效，形成了一系列形式多样的、可借鉴的生态产品价值实现模式，涌现了一批典型案例。但生态产品价值实现在评价机制、市场机制和生态保护补偿机制方面还存在一些突出问题。基于此，本文从八个方面提出了生态产品价值实现的推进策略：加大宣传力度，推动全社会形成对生态产品的价值认同；完善核算规范，实现生态产品价值的可比性；坚持因地制宜原则，甄别生态产品价值转化的内容；根据生态产品属性，选择生态产品价值实现路径；强化生态保护补偿机制，保障生态产品供给的持续性；实施考核机制，促进生态产品不断增值；完善利益分配机制，以生态产品价值实现助力共同富裕；健全制度保障体系，高质量推进生态产品价值实现。

关键词：共同富裕 生态产品 生态产品价值

中图分类号：F323.22；X22 **文献标识码：**A

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征。共同富裕是全体人民共同富裕，是人民群众物质生活和精神生活都富裕，不是少数人的富裕，也不是整齐划一的平均主义^①。改革开

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“山水林田湖草沙一体化保护和系统治理研究”（编号：23ZDA105）、中国社会科学院创新工程“学者资助计划”项目“粮食安全背景下农业的绿色发展研究”（编号：XC2023001）的资助。感谢匿名评审专家提出的宝贵修改意见，当然，文责自负。本文通讯作者：林珊。

^①习近平，2021：《扎实推动共同富裕》，《求是》第20期，第4页。

放 40 多年以来，特别是党的十八大以来，中国经济社会持续稳定健康发展，实现了第一个百年奋斗目标，为通向共同富裕、迈向现代化强国奠定了坚实基础（张晓晶，2021）。但区域发展不平衡不充分的问题依然存在，尤其是城乡之间发展不平衡问题尤为突出，实现共同富裕战略目标任重道远。长期以来的城乡二元结构体制下，城镇的基础设施建设水平、经济社会发展速度等方面明显快于广大乡村，由此导致城乡之间的差距。国家采取了一系列政策性措施推动城乡融合发展、均衡发展，城乡差距在逐步缩小，但在一些地区城乡差距依然较为明显，这些地区无疑成为实现共同富裕需要重点关注的地区。

对于地处山区丘陵地带的广大农村地区而言，由于受交通不便或者信息不通畅等客观因素的影响，经济发展相对滞后，曾是中国贫困相对集中的区域。正是由于这些区域经济发展的滞后，才使得这些区域保留了良好的自然生态环境。一方面，良好的生态环境可以提供优美的景观、清新的空气、洁净的饮水、健康安全的农产品等，满足城乡居民日益增长的美好生活需要，使得人们身体健康、精神愉悦；另一方面，良好的生态环境为全面践行“绿水青山就是金山银山”发展理念提供了坚实基础，通过生态产品价值实现，将绿水青山转化为金山银山，更好地推动区域经济社会高质量发展，增加农民收入。实现共同富裕的主战场在农村，通过生态产业化和产业生态化，提升生态产品供给能力，农村自然也成为生态产品供给的重要区域所在。乡村是生态产品价值实现与绿色共富问题的共同焦点。在全面推进乡村振兴战略中，生态产品价值实现会有效地缩小区域城乡之间、乡村之间、乡村不同群体之间的差距（叶兴庆，2022）。在生态优先、绿色发展的时代主题之下，从消费视角来看，提升生态产品供给能力是实现共同富裕的重要内容；从生产视角来看，提升生态产品供给能力则是实现共同富裕的重要途径。打通生态产品的供求渠道，可以促进城乡要素双向流动，有助于推动共同富裕（沈满洪，2021）。

党中央、国务院高度关注生态产品价值实现机制的建立，一系列政策文件的制定出台为生态产品价值实现提供了政策保障。2021 年 4 月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于建立健全生态产品价值实现机制的意见》，要求推进生态产业化和产业生态化，加快完善政府主导、企业和社会各界参与、市场化运作、可持续的生态产品价值实现路径，着力构建绿水青山转化为金山银山的政策制度体系^①，并对生态产品价值实现作出系统化顶层设计和总体部署，标志着生态产品价值实现从局部试点进入全面推进阶段。2023 年 12 月召开的中央经济工作会议再次强调，深入推进生态文明建设和绿色低碳发展，完善生态产品价值实现机制^②。因此，实现共同富裕的战略目标是时代要求，广大乡村是实现共同富裕的空间选择，而生态产品价值实现则是推进共同富裕的有效路径，也是国家高度关注的重大现实问题。如何将生态产品价值转化为区域经济发展、农民增收的现实来源，推动实现共同

^①参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于建立健全生态产品价值实现机制的意见〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-04/26/content_5602763.htm。

^②资料来源：《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023 年 12 月 13 日 01 版。

富裕目标，满足人民日益增长的美好生活需要，是新发展阶段经济社会发展中的重大课题。因此，对共同富裕背景下生态产品价值实现的相关问题进行系统研究，具有重要的理论意义和实践价值。这也是本文以此为题开展研究的基本出发点。

二、相关文献梳理及问题提出

共同富裕具有丰富的内涵，不仅涵盖物质富裕，而且涵盖精神富裕，是以高质量发展为基础的全面富裕；不仅具有鲜明的全局性和阶段性特征，而且体现了质和量的统一（李海舰和杜爽，2021；董志勇和秦范，2022；李实和朱梦冰，2022）。实现共同富裕既是一个远景目标，也是一个长期发展过程，具有长期性、复杂性和艰巨性的特点。绿色发展是实现共同富裕的重要前提，绿色发展与共同富裕协同推进是解决发展不平衡不充分矛盾的现实需求，是实现人与自然和谐共生的必然选择。在消除绝对贫困战略目标完成之后，生态扶贫跃迁到生态富民，在生态富民的政策设计上需要进行创新，为实现共同富裕提供生态保障（李周，2021）。

生态产品是人类从自然界获取的生态服务和最终物质产品的总称，既包括清新的空气、洁净的水体、安全的土壤、良好的生态、美丽的自然、整洁的人居，也包含人类通过产业生态化、生态产业化形成的生态标签产品（王金南和刘桂环，2021）。生态产品价值实现则是指在维持生态系统稳定性和完整性的前提下，通过合理开发利用生态产品，将生态产品的生态价值转化为经济效益的过程（林亦晴等，2023）。

学术界围绕生态产品价值实现进行了大量研究，取得了丰硕的学术成果，本文从以下几个方面对已有的相关研究进行系统梳理：

一是关于生态产品价值实现路径的研究。有学者提出，应构建以政府为主导，交易市场、企业、提供者、受益者等共同参与的生态产品价值实现路径（沈辉和李宁，2021）。在实践中，由于生态产品具有一些不同于其他产品的特点，所以应当注重探索多元化的生态产品价值实现方式（黎元生，2018）。例如，搭建生态产品交易平台，实现生态产品交易市场化（高晓龙等，2022）。同时，需要通过完善生态产品市场交易机制、丰富生态保护补偿模式及资金来源、建立完整的生态产品产业链等途径促进生态产品价值实现（林亦晴等，2023）。也有学者总结归纳了生态产品价值实现模式，包括生态修复与环境综合整治模式、生态保护补偿模式、生态私人产品交易和生态产业化模式、生态资源资本化与生态权益交易模式以及产业生态化模式等（孙博文，2022）。随着生态产品价值实现机制不断完善，生态产品第四产业正在逐步形成，有望成为经济高质量发展的新动力和生态文明建设的新模式（王金南和刘桂环，2021）。对农业生态产品而言，随着消费者生活水平的不断提高，它们日渐成为消费市场关注的焦点，但农业生态产品供给能力明显不足，难以满足人民日益增长的需求。刘耕源等（2021）提出了分类化的农业生态产品价值实现路径：对于已经通过市场化价值实现的农业生态产品，需要以提升绿色度、特殊度和建立农业产业链等方式实现溢价增值；对于尚未通过市场化价值实现的农业生态产品，需要以价值补偿途径、生态产品赋能和区域公用品牌质量承诺等方式实现价值变现，以增加

农业生产经营主体的经济收入，助力共同富裕。在生态产品价值实现过程中，关键要解决好“资源变产品”“产品变商品”两大核心问题，实现路径要体现出差异性与适配性，要关注资源转化的基础性、利益分配的合理性、制度供给的稳定性等（杜焱强等，2022）。

二是关于生态产品价值实现中存在问题的研究。由于生态产品价值实现中存在难量化、难抵押、难交易和难变现等现实问题（黎元生，2018），因此，生态产品价值实现路径虽然可以从不同层面解决问题的一个或者多个方面，但有一个关键环节或者核心要点没有得到应有的关注，即没有精准甄别生态产品价值中哪些可以转化为现实经济价值，换句话说，就是哪些生态产品具有在推动区域经济发展、促进农民增收以及实现共同富裕中发挥作用的可能性。从不同主体主导的生态产品价值实现的实践来看，无论是政府主导，还是市场主导，抑或社会参与，都或多或少地存在一些问题。以政府为主导的生态产品价值实现模式面临财政资金缺口大、利用效率不高和产生“公地悲剧”等问题（张丽佳和周妍，2021）；以市场为主导的模式则存在效率低、机制不成熟和资金来源单一等问题（林亦晴等，2023）。由此表明，针对生态产品价值实现中存在的问题，不可能通过单一路径或措施解决，需要采取融合生态、经济和社会因素在内的综合性措施方可有效解决，高质量推动生态产品价值实现，助力实现共同富裕。

三是关于政策制度保障的研究。有学者提出，推动生态产品价值实现，在政策工具上应以战略规划为重点，平衡政策工具内部结构；在政策目标上应强调助推生态产品价值实现的同时，也需要加大法规管制力度，推出更专业化和更具可操作性的举措，因地制宜地凸显区域化特色和差异，真正将生态产品价值实现的措施落到实处（熊曦等，2023）。也有学者提出，生态产品价值实现应聚焦薄弱短板环节、创新体制机制、打通机制堵点、因地制宜地探索差异化模式，加快形成可复制、可推广的配套政策与价值实现模式（孙博文，2022）。尤其是，应构建包括要素保障制度、生态保护补偿制度、自然资源资产产权制度等在内的制度体系（孙博文和彭绪庶，2021）。在生态保护补偿制度方面，尤其是应因地制宜、因事制宜，针对不同区域、不同生态产品价值实现选择适宜的补偿方式，促进补偿方式多样化，为生态产品供给的可持续性和多样性提供制度保障（王金南和刘桂环，2021；袁婉潼等，2022）。需要特别指出的是，当前学术界有关生态保护补偿制度的理论研究，与现实中所谓的“生态保护补偿”实践探索之间存在明显的错位，实践层面所谓的生态保护补偿实质上是一种补贴，仅是理论意义上生态保护补偿的一部分，甚至是微小的一部分。为此，在完善生态产品价值实现的生态保护补偿制度时，应逐步实现生态保护补偿理论研究与实践探索的一致性，使生态保护补偿真正能够发挥其作用。

四是有关生态产品价值实现推动共同富裕方面的研究。相对于生态产品价值实现路径、政策制度保障等问题的研究，针对生态产品价值实现如何推动共同富裕的研究还较少。实际上，生态产品价值实现与生态共富具有内在的一致性，前者是促进后者的有效路径，而后者则是前者的重要目标。如果能够采取有效路径，有序盘活分布在广大农村地区的具有天然普惠性的生态资源，就可以实现共同富裕效果（王宾，2022）。同时，在生态共富理念下，生态产品价值实现机制应积极引导农民价值的自

我实现，为“生态弱势群体”提供更多发展机会（孙一平和赵莉，2022），为他们提供参与的平台，使他们公平地获得生态红利，拓宽收入来源，实现共同富裕。对于自然资源富集但经济欠发达的地区，也就是所谓的“生态高地、经济洼地”，尤其是实现脱贫的地区，生态产品价值实现是打通“两山”转化渠道、破除区域发展桎梏、促进共同富裕的主要抓手（郭韦杉和李国平，2022）。人与自然和谐共生与全体人民共同富裕是中国式现代化建设的使命任务。丰富的生态资源是乡村实现人与自然和谐共生和共同富裕的优势所在。为此，应对自然生态系统进行有效保护，提升生态资源质量（于法稳和林珊，2022），将生态资源优势转化为发展乡村经济的优势和增进农民福祉的优势，从而做大经济蛋糕，助力区域高质量发展，促进人与自然和谐共生，推动构建生态文明建设与乡村共同富裕协同发展新格局（陈菲，2022；孔凡斌和徐彩瑶，2023）。

通过对上述文献的系统梳理发现，已有文献对以下几个问题的研究存在不足：一是生态产品价值核算结果的应用性不强。尽管不同学者所采用的生态产品价值核算方法和指标体系可能存在一定差异，但他们的核算结果都表现出一个共同特点，即生态产品价值量超出当地的地区生产总值，只是这种核算结果在有效为生态产品价值实现提供决策参考方面发挥的作用比较有限。二是对生态产品价值转化缺乏系统的理论研究。上文提到的数额巨大的生态产品价值中，究竟有多少能够真正转化为现实的经济价值，从而对区域经济发展、农民增收和共同富裕有所贡献，这方面的理论研究不足，难以对生态产品价值实现提供支撑。三是关于如何将推进生态产品价值实现和共同富裕融合起来，学术界对此的研究尚显不足，更缺乏从生态资源角度着手，系统分析生态产品价值实现如何助力共同富裕目标实现内在逻辑的研究。

客观来讲，已有文献为本研究提供了有益的理论借鉴。考虑到已有研究仍有进一步拓展的空间，本文基于生态系统提供丰富生态产品、生态产品具有巨大的生态价值、生态价值可以带来经济效益的认识，遵循生态产品价值的基础保障、生态产品价值实现的可能性、生态产品价值实现对共同富裕的作用以及如何高质量推进生态产品价值实现的逻辑思路，试图回答如下几个关键问题：一是为什么在生态产品价值实现中强调生态系统的保护与质量提升？优质的生态产品源于良好的生态环境，这是生态产品价值实现中最根本的生态逻辑。二是生态产品价值的转化率究竟有多大？只有将生态产品价值转化为经济价值，即将绿水青山转化为金山银山，对区域经济发展、农民增收才具有经济学意义，这是生态产品价值实现中最根本的经济逻辑。三是生态产品价值实现如何推动共同富裕目标的实现？共同富裕不仅包括物质层面，还包括精神层面，更包括生态层面，因此，需要对生态产品价值实现如何推动共同富裕的机理进行分析，这是生态产品价值实现中最根本的社会逻辑。本文拟在上述分析的基础上，阐述生态产品价值实现的实践推进和存在的突出问题，并提出共同富裕背景下生态产品价值实现的推进策略。

三、共同富裕背景下生态产品价值实现的理论逻辑

中国经济社会发展取得了举世瞩目的成就，人民生活水平明显提升，消费市场也发生了根本性变化，生态产品消费成为消费市场的一种新趋势。生态产品价值实现成为提升生态产品供给能力，满足

人民日益增长的美好生活需要，解决发展不平衡不充分问题，扎实推动共同富裕的重要抓手和有效途径。本部分按照“生态产品供给—价值转化—共同富裕”的总体思路，充分考虑生态环境保护、高质量发展与共同富裕的内在关系，从理论层面分析生态产品价值实现的生态逻辑、经济逻辑和社会逻辑，以体现出生态—经济—社会融合发展的时代特点。

（一）生态产品价值实现的生态逻辑

习近平指出，保护生态环境就是保护生产力，改善生态环境就是发展生产力^①。良好生态环境不仅是生态要素，也是生产要素，还是生活要素、景观要素和文化要素。为此，探索如何将生态要素转变为生产要素，以满足人民的物质需求、精神需求和生态需求等，充分彰显生态产品价值，具有重要意义。良好的生态系统蕴藏着丰富的生态资源，这是影响国家发展能力和人民福祉的重要自然资本。其中，大部分生态资源能够转化为生态资产，并进入人类经济社会生产与再生产过程，长期来看可以影响区域经济增长、人民福祉增进和生态财富积累，进而影响实现共同富裕的历史进程（孔凡斌和徐彩瑶，2023）。为此，需要立足良好生态环境，因地制宜地选择绿色低碳发展方式，通过产业生态化和生态产业化，打造面向高质量发展的生态经济体系，促进生态优势转化为产业优势、经济优势，持续不断地提升生态产品供给能力。

在共同富裕战略目标之下，尤其是在生态共富的概念范畴内，高质量保护、修复自然生态系统，不断提高生态系统的多样性、稳定性和生态产品供给的可持续性，推动生态资源提质增效，是实现生态共富的前提和基础（孔凡斌和徐彩瑶，2023）。从空间维度上来看，中国农村地区与重点生态功能区、生态脆弱敏感区高度重叠，这些区域不仅具有良好的生态环境，而且蕴藏着丰富的、可供开发的生态产品（刘俊利，2022）。但由于这些地区往往缺乏将绿水青山向金山银山转化的途径和能力，长期以来，一直是“经济洼地”（沈满洪，2021）。丰富的生态资源不仅能够为人民带来收入增加的经济福利，而且能够为人民带来幸福喜悦的精神享受与身心健康的社会生态福利（孔凡斌和徐彩瑶，2023），更好地推动共同富裕。因此，如何充分发挥生态优势，激活农村地区可持续发展潜力、打造具有生态特性和地域特色的绿色发展模式，已成为新发展阶段推动高质量发展和区域协调发展的重要议题。

良好生态环境与生态产品的生态逻辑体现出基础性与可能性两大特点。从基础性来看，良好生态环境不仅是生态产品的根本保障，而且是区域高质量发展的潜力和竞争力所在，更是实现区域人与自然和谐共生的保障与目标所在。从可能性来看，良好的生态环境使生态产品生产和供给具有可能性，但如果缺乏将可能性转化为现实性的路径，良好的生态环境也依然处于自然状态，仅能在一定程度上实现生态富裕和精神富裕，而对区域经济发展、农民收入增长并没有直接作用，难以实现人民的物质富裕，这样的富裕是不全面的。因此，良好的生态环境是生态产品价值实现的基点，也是生态产品的来源，这是生态产品价值实现的生态逻辑。

^①习近平，2014：《习近平谈治国理政》，北京：外文出版社，第209页。

（二）生态产品价值实现的经济逻辑

生态产品价值是巨大的，但并非所有的生态价值都可以转化为经济价值，进而推动区域经济发展和促进农民收入增加。尤其是，生态产品价值实现的受益群体是全体人民，要满足人民群众多样化、多层次、多方面的需求（孙一平和赵莉，2022），体现共同富裕的内涵特征。为此，应基于区域经济发展、增加农民收入、促进共同富裕的视角，深入系统地分析生态产品价值，从中甄别出可以实现价值转化的部分，根据生态产品属性，因地制宜、有序推进生态产品价值实现，并完善所需的制度机制保障等。生态产品价值转化机制是生态产品价值实现的主要机制（王宾，2022），生态产品价值转化效率是生态资本运营管理效果和生态产业化路径选择绩效的集中体现（王宾，2022；孔凡斌和徐彩瑶，2023）。对于不同尺度上的生态产品价值核算结果，如果不能有效甄别生态产品属性，科学分析生态产品价值转化率，那么生态产品价值核算结果就难以以为构建和完善生态产品价值实现机制提供科学有效的依据。

生态产品价值实现是一项复杂的系统工程，应当站在实现人与自然和谐共生的现代化战略高度，立足于统筹协调生态保护和经济发展之间的关系（于法稳，2023）。生态产品价值实现的经济逻辑突出表现在三个方面：一是弄清区域生态产品价值所在，即开展生态产品价值评估。生态产品价值评估是实现生态价值向现实经济价值转化的前提，也是促进绿水青山转化为金山银山的重要基础。二是科学甄别生态产品属性和生态产品价值中可以实现价值转化的部分，并列出这些生态价值的目录清单，然后提出生态产品价值实现的具体路径。生态产品价值核算结果往往高于当地的地区生产总值，但对于这些价值转化的可能性或者转化率，尚且缺乏深入的科学分析。最为典型的是林业生态产品价值，森林的经济资源属性在变弱，生态资本属性在不断增强，而且逐渐成为超越主权国家范围的全球公共产品。在现行的国家法律法规或者制度之下，不能再通过砍伐木材实现经济价值（李周，2021）。从这个意义上讲，林业生态产品价值中木材经济价值就不具有现实意义。三是根据生态产品价值的属性，通过价值实现主体的创新、价值实现载体的创新，进一步推动生态产品价值实现机制的创新（李周，2022）。在生态产品价值实现中，搭建有效的交易平台非常重要，更重要的是应建立一个有效的市场机制，以实现生态产品价值向交易价值的转化，使得政府、市场、社会等多元主体能够获得收益，共享生态红利。

生态产品价值实现的经济逻辑体现出重要性和可行性两大特点。从重要性来看，生态产品价值实现是促进区域经济发展的新型绿色引擎，也是塑造城乡区域协调发展新格局的重要创新举措。从可行性来看，生态产品价值实现不仅有宏观层面的良好政策环境，而且有绿水青山就是金山银山发展理念的指导，更有全国各地生态产品价值实现的实践探索案例发挥示范作用。全面推进生态产品价值实现需要具备社会氛围和环境条件，在“绿水青山”与“金山银山”之间搭建起桥梁，进而有效推动生态产品价值转化为经济价值。

（三）生态产品价值实现的社会逻辑

生态产品作为能够满足人民日益增长的美好生活需要的最终产品和服务，它们的形成既有自然因素的作用，也有人类劳动的作用。根据马克思的劳动价值论，所谓价值是指凝结在商品中的无差别的

人类的劳动。从这个意义上讲，生态产品价值则是人们通过自身劳动投入，有意识、有目的地对生态环境进行保护和修复，使自然系统本身、自然资源或者其他生态产品凝结人类劳动而形成的内在价值。对生态产品价值认同是生态产品价值实现的前提，生态产品价值核算使人们能够在生态产品价值上具有认同性。对生产者而言，生态产品价值认同会激励他们提高生态产品供给能力；对消费者而言，生态产品价值认同会增加他们对生态产品的付费意愿。生态产品价值实现一方面体现了高质量发展的内在要求，另一方面也体现了“绿水青山就是金山银山”发展理念的核心，有助于缩小城乡差距与地域差距，在高质量发展中促进共同富裕。从微观层面来看，生态产品价值实现一方面促进了生态共富、精神共富，另一方面为居民创造了就业机会，有效地拓宽了就业渠道，丰富了就业形式，增加了居民收入，进而推动物质共富。为此，应在逐步提升生态环境系统健康水平的前提下，增加生态系统的服务价值，全面筑牢生态产品的根基，确保良好生态环境持续为生态产品价值实现和高质量发展提供有力支撑（于法稳，2023）。

国家高度关注生态产品价值实现，并出台了一系列政策措施，为区域提升“生态高地”质量和健康水平提供了政策保障。同时，这些地区基于“生态高地”的优势，因地制宜选择生态产业，并形成了具有地域特色的绿色低碳发展模式，推动经济社会高质量发展，促进共同富裕。例如：浙江省丽水市率先开展市级生态产品价值的核算，并发布全国首份《生态产品价值核算指南》地方标准；率先探索试行与生态产品质量和价值相挂钩的财政奖补机制，建立地区生产总值（GDP）和生态系统生产总值（gross ecosystem product，简称 GEP）双核算、双评估、双考核机制……形成了一系列保障生态产品价值实现的制度体系^①。

生态产品价值实现的社会逻辑体现出参与性与公平性两大特点。从参与性来看，生态产品价值实现需要政府和市场双轮驱动，在实践层面需要明确划定政府与市场的作用边界，在边界范围内充分发挥政府的主体作用和市场的资源配置作用。生态产品价值实现涉及的主体具有多元化特征，除了政府和市场之外，应充分调动全民积极性，营造全民共同参与的社会氛围，这是生态产品价值实现的关键所在。从公平性来看，在生态产品作为要素进行初次分配过程中，应注重提升生态产品的使用效率，关键在于要注重生态产品要素的二次分配、三次分配，实现有效性与公平性的统一。研究表明：分配机制在实现共同富裕中发挥着重要作用，通过深化收入分配体制改革，加强对收入分配的宏观调控，可以有效地缩小乡村内部收入分配差距（唐平，2006）。同时，分配机制也可以有效缩小城乡收入差距和财富差距，从而为促进乡村共同富裕提供生态维度上的极大可能（孔凡斌和徐彩瑶，2023）。对于具有公共物品属性的生态产品而言，如果没有明确的产权界定，分配的公平性就难以实现，更难以保障多数人共享生态红利。为此，应解决产权问题，并围绕生态产品价值实现推进自然资源产权制度改革，为实现效率与公平提供保障。

^①资料来源：《生态产品价值实现的丽水实践》，https://www.lishui.gov.cn/art/2021/4/26/art_1229218389_57318649.html?eqid=b3536b4c0008085700000004642657a9。

四、生态产品价值实现的实践推进和问题诊断

在国家相关政策的推动之下，生态产品价值实现机制的实践探索不断深化，取得了明显成效。与此同时，在生态产品价值实现的实践推进中，也存在一些问题需要进一步加以解决。

（一）生态产品价值实现的实践推进

从生态产品价值实现的政策演进历程上看，政府在生态产品价值实现的实践中，始终发挥着主导作用（靳诚和陆玉麒，2021）。2010年12月，国务院印发的《全国主体功能区规划》首次提出“生态产品”的概念，生态产品是指维系生态安全、保障生态调节功能、提供良好人居环境的自然要素，包括清新的空气、清洁的水源和宜人的气候等^①；党的十八大报告提出，加大自然生态系统和环境保护力度，“要实施重大生态修复工程，增强生态产品生产能力”^②；党的十九大报告提出，“既要创造更多物质财富和精神财富以满足人民日益增长的美好生活需要，也要提供更多优质生态产品以满足人民日益增长的优美生态环境需要”^③；2021年4月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于建立健全生态产品价值实现机制的意见》，对生态产品价值实现作出了重要战略部署^④；《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出，“建立生态产品价值实现机制，在长江流域和三江源国家公园等开展试点”^⑤；党的二十大报告提出，“建立生态产品价值实现机制，完善生态保护补偿制度”^⑥；2023年中央经济工作会议再次强调，“完善生态产品价值实现机制”^⑦。

全国各地围绕生态产品价值实现，因地制宜地开展了一系列具有地方特色的探索，形成了一系列形式多样的生态产品价值实现模式，涌现了一批典型案例，呈现景村共生、城乡共富的新图景。这些案例涵盖了生态保护补偿、生态资源权益交易、资源产权流转、生态产业开发和生态资本收益等多个方面。例如：浙江、安徽两省实施的新安江跨省流域横向生态保护补偿，成为中国流域横向生态保护

^①参见《国务院关于印发全国主体功能区规划的通知》，https://www.gov.cn/zwgk/2011-06/08/content_1879180.htm。

^②参见《胡锦涛在中国共产党第十八次全国代表大会上的报告》，https://www.12371.cn/2012/11/17/ARTI1353154601465336_all.shtml。

^③习近平，2017：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第50页。

^④参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于建立健全生态产品价值实现机制的意见〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-04/26/content_5602763.htm。

^⑤参见《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm?eqid=945f38050007c2e300000005648fbfd0。

^⑥习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第51页。

^⑦资料来源：《中央经济工作会议在北京举行 习近平发表重要讲话》，《人民日报》2022年12月17日01版。

补偿的典型^①；重庆森林覆盖率指标交易，作为财政转移支付的一种有益补充，在一定程度上提升了资源丰富地区、重点生态功能区的政府公共服务能力^②；福建南平“森林生态银行”使得优质生态资产交易成为可能，进而促进生态产品价值实现^③。浙江省丽水市是全国首个生态产品价值实现机制试点市，通过打造“丽水山耕”品牌，实现生态产品有效增值，已成为生态产品价值实现机制的典范^④。丽水经验为全国推进生态产品价值实现提供了有益启示。总体来讲，推进生态产品价值的实现，为更加精准识别区域生态要素、高质量保护自然环境、转变发展模式、推动人与自然和谐共生、助力共同富裕提供了全新的视角。

（二）生态产品价值实现中存在的问题诊断

生态产品价值实现的实践成效明显，但也存在一些不争的事实：生态产品价值实现仍处于探索中，面临供给能力不足、实现路径不畅、体制机制不全等困境需要破解；生态产品价值实现中的一些关键性技术、重要理论研究还不成熟，难以为生态产品价值实现提供坚实的支撑和保障。生态产品价值实现需要多种机制提供保障，本文在此重点分析生态产品价值评价机制、生态产品市场机制和生态保护补偿机制中存在的突出问题。

一是生态产品价值评价机制方面存在的问题。生态产品价值核算是后续市场交易的重要基础，但生态产品的内涵界定不统一、分类标准不统一、核算方法不统一等问题的存在，势必影响全社会对生态产品的认同、对生态产品价值的认同，而生态产品的价值认同，恰恰是生态产品价值实现的重要前提，也是推动全社会共同参与的重要前提。二是生态产品市场机制方面存在的问题。生态产品价值实现涉及政府、市场、社会等多方利益主体，其本质在于将生态产品价值转化为交易价值。生态产品市场机制主要存在政府供给低效、生态资源产权界定不清、生态资源产权监督管理机制不完善不健全等问题。这些问题若得不到有效解决，会影响生态产品价值实现的可持续性。三是生态保护补偿机制方面存在的问题。生态保护补偿是生态产品价值实现的重要方式之一，是推动生态环境质量提升和提高生态产品供给能力的有效措施。但在生态产品价值实现中，生态保护补偿机制方面还存在补偿标准不科学、补偿资金保障不充分、补偿资金使用效率缺少可靠评价等问题。这些问题可能会影响生态保护补偿机制功能发挥，继而影响到生态产品价值实现和共同富裕战略目标的实现。

^①资料来源：《美丽中国先锋榜（16）|全国首个跨省流域生态保护补偿机制的“新安江模式”》，https://www.mee.gov.cn/xxgk2018/xxgk/xxgk15/201909/t20190906_732784.html。

^②参见《国家林业和草原局办公室关于印发〈林业改革发展典型案例〉（第二批）的通知》<https://www.forestry.gov.cn/main/4461/20220613/161031471807935.html>。

^③参见《自然资源部办公厅关于印发〈生态产品价值实现典型案例〉（第一批）的通知》，http://gi.mnr.gov.cn/202004/t20200427_2510189.html。

^④资料来源：《生态产品价值实现的丽水实践》，https://www.lichui.gov.cn/art/2021/4/26/art_1229218389_57318649.html?eqid=b3536b4c0008085700000004642657a9。

五、共同富裕背景下生态产品价值实现的推进策略

推进生态产品价值实现，促进共同富裕，是新发展阶段的重要目标。学术界围绕生态产品价值实现机制开展了系统研究，提出了包括政策工具、制度措施、市场机制、实施模式等一系列路径选择，为促进生态产品价值实现提供了决策参考，有利于提升生态产品价值实现的成效与质量，更好地推动共同富裕战略目标的实现。同时，实践探索出一系列生态产品价值实现的有效路径，也为完善生态产品价值实现机制提供了借鉴与启示。

本文遵循战略思考与战术探索相结合的原则，在借鉴已有研究成果和总结实践探索经验的基础上，提出了共同富裕背景下生态产品价值实现的推进策略。生态产品价值实现不能仅仅靠政府单方面的推动、学术界的研究和呼吁以及相关企业的参与，而应建立在全社会对生态产品价值广泛认同的基础之上。为使生态产品价值具有可比性，需要构建统一的核算指标体系和制定规范的核算方法，以此加强社会对生态产品价值形成广泛认同。在此基础上，需要从理论和实践两个层面，分析研究不同区域生态产品价值实现的可能性，然后依据生态产品价值的属性，探索生态产品价值实现的具体路径。

（一）加大宣传力度，推动全社会形成对生态产品的价值认同

在推动生态产品价值实现进程中，各级政府始终处于主体地位，科研机构、企业虽有一定程度的参与，但生态产品价值实现的社会氛围尚未形成，尤其是公众游离于主体之外，全社会缺乏对生态产品价值认同。为此，需要从实现人与自然和谐共生的现代化的战略高度，通过电视、广播、报纸等主流媒体以及微信公众号等众多自媒体，采用新闻报道、图片、视频等多种形式加大生态产品价值实现的宣传力度，推动生态产品相关知识走进课堂、走进企业、走进社区，更好地普及生态产品相关知识，让公众认识到生态产品是什么、生态产品有什么好处、如何提供生态产品、如何实现生态产品价值等，使得全社会对生态产品逐步形成价值认同，为生态产品价值实现创造良好的社会氛围。

（二）完善核算规范，实现生态产品价值的可比性

对生态产品价值进行科学核算，既是生态产品价值具有可比性的基础，也是推动生态价值转化为经济价值、实现共同富裕的前提。一是统一生态产品内涵与分类标准。生态产品价值实现具有较强的实践性，为此，应当在国家层面上对生态产品内涵进行统一界定，同时制定相应的分类标准，不同区域、不同行政地区都严格按照国家标准执行。二是不断完善生态产品价值核算的规范。国家层面逐步制定并发布了生态产品价值核算的规范，部分地方政府也据此制定了区域生态产品价值核算的规范，在此背景之下，生态产品价值之间就不具有可比性。为此，应在已有生态产品价值核算规范的基础上，根据实践中发现的突出问题，以及未来可能面临的问题，对核算规范进一步完善，以更好地指导生态产品价值核算。需要特别指出的是，中国地域广袤，同种类型的生态产品的价值可能存在一定差异。为此，应在国家生态产品价值核算规范框架内，坚持实事求是、因地制宜原则，紧密结合区域实际，对区域生态产品价值核算规范进行完善，更好地服务于区域生态产品价值核算。在提升核算结果科学性和精准性的同时，可以有效地实现时空维度上的可比性。三是提升核算方法的科学性。遵循前述规

范，采取分区、分类的方式，注重宏观核算与区域核算方法之间的有效衔接，尤其是应考虑区域生态环境、生产环境的不同，在生态产品价值核算中通过采取调整参数的方式，更好地体现核算方法的科学性，提高核算结果的准确性、可比性，为生态产品走入市场提供科学依据。

（三）坚持因地制宜原则，甄别生态产品价值转化的内容

无论是理论层面还是实践层面，生态产品价值中能够获得价值实现的比例不高。在生态产品价值中，部分价值用于维护自然生态系统发展之需，部分价值受国家相关法律法规制度所限制，还有部分价值未被社会认同，这些都无法从理论价值转化为现实经济价值。为此，一是在国家层面上，应科学分析生态产品价值核算结果，以及公共性生态产品、准公共性生态产品和经营性生态产品的不同属性，确定可以实现价值转化的具体内容，并给出分类清单作为推动生态产品价值实现的指导和依据。二是在区域层面上，应根据生态产品的功能、分布及其价值核算结果，精准甄别区域生态产品中可以实现价值转化的内容。例如：物种保育、气候变化调节和生态系统减灾等方面的生态产品，可用于维持和提升生态系统健康；旅游休憩、健康休养和生态景观等方面生态产品，可以满足人类的精神需求和生态需求；农林产品、生物质能等方面的生态产品，可以通过生态产业化方式将生态价值转化为经济价值，推动区域经济发展和农民收入增加。三是结合区域发展的实际情况，科学分析生态产品价值实现的优先序和具体路径，在推动生态产品价值实现过程中，促进产业转型升级，提供一定的就业机会，增加农民收入。

（四）根据生态产品属性，选择生态产品价值实现路径

生态产品本身具有自然属性和经济属性双重属性，其中，自然属性是针对自然生产的要素而言，这些要素通常是以资源形态存在的；经济属性是针对自然生产与社会生产共同形成的产品而言的。不同属性的生态产品价值转化的可能性及其转化路径也存在明显的差异。应根据生态产品的属性，选择适宜的价值实现路径。一是生态产品生态价值的实现，应遵循自然生态规律。生态价值与生态产品的自然属性相对应，是自然生产创造的价值。为此，可以采用保护、修复自然生态系统的途径，充分考虑自然生态系统的功能，遵循自然生态规律，选择具体措施，实现自然生态系统质量的提升、健康水平的提升和生态价值的提升。二是生态产品经济价值的实现，应遵循经济社会规律。生态产品的经济价值是生态产品经过人类加工而产生的经济效益，与生态产品的经济属性相对应，体现了社会劳动创造的价值。生态产品经济价值的实现，应根据生态产品属性，因地制宜地选择生态产品价值实现路径，如乡村生态旅游、森林康养等绿色产业，能够拓宽当地农民就业渠道，增加农民收入。三是兼有生态价值与经济价值的生态产品价值实现，应遵循生态经济规律。应在提升生态产品生态价值的同时，有效、有序、有度推进生态产品经济价值的实现。例如，可以借鉴“丽水模式”，充分利用生态价值与经济价值兼容的有限空间，提升资源利用效率，开展“山上”“水中”“林下”空间经济产品的开发，推动生态产业化、产业生态化，以实现生态产品的综合价值。

（五）强化生态保护补偿机制，保障生态产品供给的持续性

生态保护补偿机制是生态环境保护中一项较为有效的制度安排。对生态产品价值实现而言，生态保护补偿机制是保障生态产品供给可持续性的有效措施之一。在新发展阶段，高质量推进生态产品价

值实现，需要进一步完善生态保护补偿机制，更好地激发主体的积极性。一是健全纵向生态保护补偿机制。以中央财政为主导的对重点生态功能区、重点流域的纵向生态保护补偿，不仅要考虑这些区域提供的生态产品价值，而且也要考虑这些区域的生态产品供给成本，这是最根本的出发点。二是完善横向生态保护补偿机制。以流域横向生态保护补偿为例，流域上下游不仅是生命共同体，也是利益共同体，都应承担生态保护、修复的责任，尤其是受益地区应对为流域生态系统质量提升付出成本的地区进行补偿。应结合流域具体情况，基于对生态功能提升、生态保护成本等多因素的考虑，精准识别补偿对象，科学确定横向生态保护补偿的标准，采取有效的补偿方式，确保生态保护补偿发挥应有的作用。三是强化重点区域生态保护补偿机制。南水北调水源地、粮食主产区等主体功能区，在国家战略层面发挥重要作用，但为此也失去了一些发展的机会，应将这些重点区域纳入纵向、横向生态保护补偿范围。应尽快落实粮食产销区省际横向利益补偿机制，通过国家财政转移支付与横向生态保护补偿结合的方式，以保障这些区域经济发展水平不低于全国经济发展的平均水平为原则，更好地实现重点区域的生态可持续性，确保生态产品供给能力。

(六) 实施考核机制，促进生态产品不断增值

考核机制在生态产品价值实现中可以发挥重要作用。应坚持实事求是、因地制宜、注重实效的原则，对督促检查、考核奖惩等配套制度进行适度调整，提高各级政府绩效综合评价结果的公信度。健全生态产品价值实现的考核制度。在制度安排中，在强调生态保护、生态修复的同时，应注重生态产品的科学、合理、有序开发，实现生态产品生态价值向经济价值的转化，更好地发挥区域生态优势。根据生态产品价值实现的实践，设计一套系统的考核指标体系，涵盖生态产品价值实现的具体情况，并把理念的先进性、决策的科学性、行为的规范性等内容纳入其中，逐渐将考核制度化。根据现实实践，不断改进生态产品价值实现的考核机制。制定考核机制实施方案或者细则，为开展考核提供指南。同时，将第三方考核纳入生态产品价值实现考核机制，并将考核结果进行公开公示，接受社会的监督。

(七) 完善利益分配机制，以生态产品价值实现助力共同富裕

在新发展阶段，高质量推进生态产品价值实现，需要推动参与机制、利益分配机制的不断完善。一是将参与机制融入生态产品价值实现的各个环节。生态产品价值实现是一个复杂的系统工程，需要全社会的共同参与。不仅要参与自然生态系统的保护、修复的全过程，还应参与相应的生态产品生产过程，如生态产品开发、产业发展、科技创新、技术服务等。在此过程中，周边农民既可以获得一定的就业机会，增加收入，又可以在生态产品价值实现过程中获得相应的生态红利。二是建立有效的利益分配机制。公平合理的分配机制，是实现社会公平、激发生产主体积极性的重要手段。当前，以公共属性为主的生态产品价值实现中获得的利益，并没有在区域居民尤其是农民等群体中公平分配。为此，应完善利益公平、合理分配的机制和制度，基于区域生态产品价值实现的实际情况，制定细化的利益分配方案，以保障所有参与者能够获得应有的生态红利。

(八) 健全制度保障体系，高质量推进生态产品价值实现

高质量推进生态产品价值实现，需要进一步健全相应的制度保障体系。一是完善生态环境责任追究制度。严格落实生态环境保护责任，建立领导干部任期生态环境责任制和生态环境损害责任终身追

究制，完善领导干部离任资源环境责任审计制度，尤其是要将上述制度真正落实到位，以充分发挥制度作用。二是建立生态产品价值实现的激励制度。鼓励具备条件的地区制定生态产品价值实现规划，引导各类市场主体参与生态产品保值和增值实践，对社会资本参与生态保护修复给予重点支持和优惠政策。建立生态产品增值激励制度，研究探索将符合条件的相关企业的生态产品增值与碳排放权、用能权、排污权等指标配额挂钩。鼓励地方政府构建覆盖企业、社会组织和公众的生态产品积分系统，依据利益相关者对生态环境保护、生态产品增值的贡献，赋予相应积分，并根据积分情况提供生态产品价值实现的投融资服务。三是建立生态产品全产业链监管制度。从产业链视角，注重生态产品甄选和测评，形成优质生态产品目录清单；实施生态产品动态监测，及时跟踪掌握生态产品数量分布、质量等级、权益归属和开发利用状况等信息；建立生态产品信息共享平台，连通生态产品供给端和消费端。推进绿色供应链要素升级，实现生态产品生产设备、工艺流程和物流模式的绿色化；加强生态产品质量安全监管，建立生态产品交易流通监督体系，完善生态产品信用制度，健全生态产品质量安全追溯机制，实现生态产品信息可查询、质量可追溯和责任可追查。

六、结语

共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征，充分体现了社会主义制度优越性。探索一条中国式共同富裕之路是实现中国式现代化的必然要求。实践表明，生态产品价值实现日渐成为促进区域经济发展、增加农民收入、实现共同富裕战略目标的重要途径。因此，基于实现共同富裕的时代背景，探索生态产品价值实现路径，具有非常重要的现实意义。生态产品价值实现的生态逻辑体现了基础性与可能性，生态产品价值实现的经济逻辑体现了重要性与可行性，生态产品价值实现的社会逻辑体现了参与性与公平性。

本文提出了共同富裕背景下生态产品价值实现的推进策略：一是加大宣传力度，推动全社会形成对生态产品的价值认同；二是完善核算规范，实现生态产品价值的可比性；三是坚持因地制宜原则，甄别生态产品价值转化的内容；四是根据生态产品属性，选择生态产品价值实现路径；五是强化生态保护补偿机制，保障生态产品供给的持续性；六是实施考核机制，促进生态产品不断增值；七是完善利益分配机制，以生态产品价值实现助力共同富裕；八是健全制度保障体系，高质量推进生态产品价值实现。新发展阶段，从生态产品价值实现的生态逻辑、经济逻辑、社会逻辑出发，基于以上推进策略，将共同富裕背景下生态产品价值实现做好、做实、做出实效。

参考文献

- 1.陈菲, 2022: 《共同富裕视阈下生态产品价值实现路径探索——以南平生态银行为例》，《台湾农业探索》第1期，第12-18页。
- 2.董志勇、秦范, 2022: 《实现共同富裕的基本问题和实践路径探究》，《西北大学学报（哲学社会科学版）》第2期，第41-51页。

- 3.杜焱强、王继应、孙雪峰, 2022: 《“生态颜值”何以持续转化为“农民财富”》, 《中国人口·资源与环境》第10期, 第150-159页。
- 4.高晓龙、张英魁、马东春、徐卫华、郑华、欧阳志云, 2022: 《生态产品价值实现的关键问题解决路径》, 《生态学报》第20期, 第8184-8192页。
- 5.郭韦彬、李国平, 2022: 《欠发达地区实现共同富裕的主抓手: 生态产品价值实现机制》, 《上海经济研究》第2期, 第76-84页。
- 6.靳诚、陆玉麒, 2021: 《我国生态产品价值实现研究的回顾与展望》, 《经济地理》第10期, 第207-213页。
- 7.孔凡斌、徐彩瑶, 2023: 《生态共富的理论逻辑与乡村实践路径》, 《管理学刊》第3期, 第132-148页。
- 8.黎元生, 2018: 《生态产业化经营与生态产品价值实现》, 《中国特色社会主义研究》第4期, 第84-90页。
- 9.李海舰、杜爽, 2021: 《推进共同富裕若干问题探析》, 《改革》第12期, 第1-15页。
- 10.李实、朱梦冰, 2022: 《推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现》, 《管理世界》第1期, 第52-61页。
- 11.李周, 2021: 《中国的生态扶贫评估和生态富民展望》, 《求索》第5期, 第14-24页。
- 12.李周, 2022: 《生态价值核算与实现机制研究》, 《山西师大学报(社会科学版)》第1期, 第43-52页。
- 13.林亦晴、徐卫华、李璞、王效科、欧阳志云, 2023: 《生态产品价值实现率评价方法研究——以丽水市为例》, 《生态学报》第1期, 第189-197页。
- 14.刘耕源、何萍、王永阳, 2021: 《农业生态产品及其价值实现路径》, 《应用生态学报》第2期, 第737-749页。
- 15.刘俊利, 2022: 《生态产品价值实现助力共同富裕》, 《中国社会科学报》7月27日A03版。
- 16.沈辉、李宁, 2021: 《生态产品的内涵阐释及其价值实现》, 《改革》第9期, 第145-155页。
- 17.沈满洪, 2021: 《生态文明视角下的共同富裕观》, 《治理研究》第5期, 第5-13页。
- 18.孙博文, 2022: 《建立健全生态产品价值实现机制的瓶颈制约与策略选择》, 《改革》第5期, 第34-51页。
- 19.孙博文、彭绪庶, 2021: 《生态产品价值实现模式、关键问题及制度保障体系》, 《生态经济》第6期, 第13-19页。
- 20.孙一平、赵莉, 2022: 《生态共富: 生态产品价值实现机制的理念与实践》, 《新视野》第6期, 第106-113页。
- 21.唐平, 2006: 《农村居民收入差距的变动及影响因素分析》, 《管理世界》第5期, 第69-75页。
- 22.王宾, 2022: 《共同富裕视角下乡村生态产品价值实现: 基本逻辑与路径选择》, 《中国农村经济》第6期, 第129-143页。
- 23.王金南、刘桂环, 2021: 《完善生态产品保护补偿机制促进生态产品价值实现》, 《中国经贸导刊》第11期, 第44-46页。
- 24.熊曦、刘欣婷、段佳龙、刘华欣、张伏中、张学文、曲耀荣, 2023: 《我国生态产品价值实现政策的配置与优化——基于政策文本分析》, 《生态学报》第17期, 第7012-7022页。
- 25.叶兴庆, 2022: 《以提高乡村振兴的包容性促进农民农村共同富裕》, 《中国农村经济》第2期, 第2-14页。
- 26.于法稳, 2023: 《中国式现代化视角下人与自然和谐共生的实践路径》, 《企业经济》第3期, 第5-14页。
- 27.于法稳、林珊, 2022: 《实现民族地区共同富裕: 特征、问题及路径》, 《中州学刊》第9期, 第31-39页。
- 28.袁婉潼、乔丹、柯水发、侯强、严如贺, 2022: 《资源机会成本视角下如何健全生态补偿机制——以国有林区停伐补偿中的福利倒挂问题为例》, 《中国农村观察》第2期, 第59-78页。

29. 张丽佳、周妍, 2021: 《建立健全生态产品价值实现机制的路径探索》, 《生态学报》第19期, 第7893-7899页。
30. 张晓晶, 2021: 《中国共产党领导中国走向富强的百年探索》, 《中国社会科学》第11期, 第74-94页。

(作者单位: ¹中国社会科学院农村发展研究所;
²中国社会科学院生态环境经济研究中心;
³中国社会科学院大学应用经济学院)
(责任编辑: 柳 荻)

The Theoretical Logic and Promotion Strategies of Ecological Product Value Realization in the Context of Common Prosperity

YU Fawen LIN Shan SUN Hanxiaoxue

Abstract: Realizing common prosperity is the essential requirement of the Chinese path to modernization. Ecological product value realization helps to promote the development of ecological civilization, promote common prosperity, and realize the modernization of harmonious coexistence between humans and nature. In the context of common prosperity, the ecological logic of ecological product value realization reflects the fundamental nature of a good ecological environment to safeguard ecological products, and provides the possibility for the production and supply of ecological products. The economic logic reflects the importance of ecological product value realization to promote the high-quality development of the regional economy and shape a new pattern of coordinated development, as well as the feasibility of comprehensively promoting the ecological product value realization. The social logic embodies the public's participation in the society, as well as the fairness of sharing ecological dividends. The practical exploration of the ecological product value realization has made significant achievements, forming a series of diversified and referable modes of ecological product value realization, and a number of typical cases have emerged. However, there are still some outstanding problems in the evaluation mechanism, market mechanism and ecological protection compensation mechanism for the ecological product value realization. Based on the above, this paper puts forward the promotion strategies for ecological product value realization from eight aspects: strengthening publicity and promoting the formation of value recognition of ecological products by society as a whole; improving the accounting standard to realize comparability of the value of ecological products; adhering to the principle of adapting measures to local conditions and screening the content of ecological products value transformation; according to the attributes of ecological products to choose the path of ecological product value realization; reinforcing the ecological compensation mechanism to ensure the sustainability of the ecological products supply; implementing an assessment mechanism to promote the continuous appreciation of ecological products value; improving the profit allocation mechanism to achieve common prosperity with the ecological product value realization; improving the institution security system and promoting the ecological product value realization with high-quality.

Keywords: Common Prosperity; Ecological Products; Ecological Product Value

流域尺度下季节性休耕生态补偿标准的 空间优化研究* ——以海河流域为例

王夏林^{1,2} 王转林^{1,2} 王金霞^{1,2} 严婷婷³ 黄开兴^{1,2}

摘要:季节性休耕是地下水超采综合治理的重要措施,探究区域差异化的休耕生态补偿标准对于制定和完善休耕生态补偿机制、确保政策的可持续性具有重要意义。本文以作为中国粮食主产区和地下水超采最为严重的海河流域为例,基于生态补偿理论框架,构建海河流域三级子流域尺度下的生态经济模型,并运用模型测算不同政策情景下各子流域空间优化的休耕生态补偿标准,模拟作物种植结构的变化和地下水压采效果。结果表明:海河流域区域差异化的休耕补偿标准取值范围为218~689元/亩。制定基于各子流域空间优化的休耕生态补偿标准可以激励农民压减冬小麦种植面积、调整作物种植结构,在保证农户的生产收益不受损失的前提下,实现更大的地下水压采目标。实施区域差异化的休耕生态补偿标准,在维持现行政策效果的前提下,可以减少10%的公共财政支出;在扩大政策覆盖范围的情况下,可使流域平均新增地下水压采量67立方米/亩;在财政资金有限的情况下,能够确保政策实施的有效性和可持续性。

关键词:季节性休耕 地下水超采 生态补偿标准 空间优化 海河流域

中图分类号:F323.6; F724.6 **文献标识码:**A

一、引言

党的十八大以来,习近平多次指出“绿水青山就是金山银山”,指明了实现发展和保护协同共生的新路径^①。季节性休耕政策是落实耕地保护、实施“藏粮于地”战略、践行生态文明思想的重要举

*本文研究得到国家重点研发计划项目“黄淮海地区地下水超采治理与保护关键技术及应用示范”(编号:2021YFC3200505)和国家自然科学基金青年项目“海河流域地下水—粮食—能源的系统韧性”(编号:42301321)的支持。感谢匿名审稿专家和编辑部对本文提出的宝贵修改意见,当然文责自负。本文通讯作者:王金霞。

^①参见《牢固树立绿水青山就是金山银山理念》,《经济日报》2013年1月17日10版。

措。2016年，原农业部等十部委联合印发《探索实行耕地轮作休耕制度试点方案》（以下简称《试点方案》），明确要求在地下水超采区、重金属污染区、生态退化区等开展轮作休耕^①；2023年中央“一号文件”再次强调，健全耕地休耕轮作制度^②。《试点方案》中特别指出，因地制宜采取直接发放现金或折粮实物补助的方式^③，保障农民利益不受损失。那么，“谁来补、补多少、怎么补”才能实现生态效益与经济效益的“双赢”，解决这一系列问题成为制定和完善休耕政策的关键所在。

休耕政策是一种典型的生态补偿政策，国内外开展了广泛的政策实践。生态补偿在国际上被称为生态系统服务付费，是以保护和可持续利用生态系统服务为目的、以经济手段为方法来调节各方利益关系的一种激励机制（Wunder, 2015）。国际上，一些国家很早就开展了休耕生态补偿项目。例如：日本早在1971年推出了农地休耕计划，用来解决水稻产量过剩的问题（Fujioka et al., 2001）；美国在1986年开始实施休耕保护项目，主要针对易于遭受水土侵蚀的耕地（Hellerstein, 2017）；欧盟在1988—2008年开展了共同农业项目，通过休耕减少农产品供应过剩及其存储成本（Ustaoglu and Collier, 2018）。然而，尽管多数国家的休耕生态补偿政策旨在调控粮食产量和保护耕地资源，却未能充分考虑到流域水资源管理，特别是对地下水资源保护方面的关注明显不足。

自2014年起，中国的季节性休耕政策在河北省地下水超采区开始试点，成为最重要的地下水超采综合治理措施之一。该政策要求在地下水超采区实现“一季休耕、一季雨养”，并按照500元/亩的补偿标准对压减冬小麦种植面积的农户进行补贴，引导他们调整农业种植模式，减少灌溉用水量，以实现地下水压采目标^④。尽管季节性休耕政策为实现地下水压采目标做出了一定贡献（Deng et al., 2021），但鉴于财政预算的限制和政策长期执行的必要性，提高政策实施的有效性和可持续性成为政府和学术界共同关注的热点问题。

影响休耕生态补偿政策实施的有效性和可持续性的因素有很多，其中一个关键因素是休耕补偿标准的制定。为此，国内外学者围绕休耕生态补偿标准开展了研究。国外有关休耕补偿的理论研究和实践经验较为丰富，在制定差异化休耕补偿标准方面有很多值得借鉴之处（饶静，2016）。很多学者从微观层面上研究了土壤质量、灌溉条件和生产者特征等不同因素对休耕补偿标准产生的影响（Isik and Yang, 2004; Suter et al., 2008）。在宏观层面，以美国休耕保护计划（conservation reserve program，简称CRP）为例，美国农业部根据各地土地的相对生产率和租金价格，在不同区域对每一类型耕地制定不同的最高补偿金额，因此，实际执行的休耕生态补偿标准较为多样化（Monger et al., 2018; Lim and Wachenheim, 2022）。另外，欧盟的休耕补偿政策则以农场规模和休耕年限来制定差异化的生态补偿

^①参见《农业部等十部委办局关于印发探索实行耕地轮作休耕制度试点方案的通知》，https://www.moa.gov.cn/nybgb/2016/diqiqi/201711/t20171128_5921712.html。

^②参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm?dzb=true&eqid=9f2f924f00000d830000004648179ea。

^③参见《河北省人民政府关于印发〈河北省地下水超采综合治理试点方案（2014年度）〉的通知》，<https://www.hebei.gov.cn/hbszfxgk/6806024/6807473/6807180/6812533/6812854/6823659/index.html>。

标准 (Biffi et al., 2021)。

在中国针对休耕补偿标准的既有文献中，部分研究利用条件价值评估法估算某一地区农户参与休耕生态补偿政策的受偿意愿，并讨论休耕补偿标准的合理性问题 (曾黎等, 2018; Zuo et al., 2020)。有学者认为，现有补偿标准偏低，可能会影响农户生计水平和参与生态补偿政策的积极性，不利于政策实施的可持续性 (曾黎等, 2018)。越来越多的学者指出现有研究对休耕政策补偿区域内部异质性的考虑不足 (龙玉琴等, 2017; 钟媛和张晓宁, 2018)。虽然统一的休耕补偿标准能够有效降低政策执行成本，但没有考虑不同地区在水文条件、土壤特性、灌溉需求、种植模式、生产管理水平和地下水超采程度等方面的差异性 (俞振宁等, 2018; 柳荻等, 2019; Deng et al., 2021)。这些差异性因素也是影响农户参与休耕政策机会成本的重要因素，将导致不同区域的休耕补偿标准存在差异 (Ma et al., 2012; Wang and Li, 2018)。因此，制定合理的休耕补偿标准应避免“一刀切”的做法，应根据自然条件、社会经济等因素的区域差异来实施差别化补偿。这种方法能够避免公共资金的浪费，并提高政策的成本效益 (王学等, 2016)。然而，国内在休耕生态补偿标准差异化方面的研究依然较少。

国内外文献中，关于休耕生态补偿标准的测算方法也尚未形成广泛认可的观点 (闫海明等, 2022)。很多研究使用了机会成本法 (刘鑫等, 2019; 张晶渝等, 2019)，但该方法难以全面量化生产投入成本，常导致计算结果偏低 (Salas-Garita and Soliño, 2019)。有学者提出，将生态系统服务价值的增量作为生态补偿标准的理论上限，能更好地体现生态补偿机制的激励作用 (Liu et al., 2018)。然而，在评估新增生态系统服务价值时，大多数研究主要依赖生态模型来模拟自然资源的合理分配，并专注于生态效益最大化。这种方法虽然对于理解和改善生态系统服务至关重要，却往往忽视了在既定经济目标下，如何有效平衡和优化区域生态效益与经济效益，以提升整体社会福祉 (Zhang and Ren, 2021; Martinsen et al., 2019)。

鉴于以上研究现状，本文主要回答以下两个问题：一是如何基于区域差异对休耕生态补偿标准进行优化，协调农户生产收益与地下水压采之间的矛盾？二是在政府财政资金约束的背景下，如何通过差异化的生态补偿标准提高季节性休耕政策的有效性和可持续性？

与已有文献相比，本文的边际贡献主要有以下三个方面：首先，本研究将研究视角扩展到流域层面，以中国地下水超采最为严重的海河流域为例。区别于以往基于县级或市级行政地区层面对休耕补偿标准开展的实证研究，本研究首次考虑某个流域不同子流域的资源禀赋和经济发展差异，从空间尺度上对休耕生态补偿标准进行测算和优化，并且深入分析区域差异化的休耕补偿标准对流域内农业生产地下水压采的影响。这在一定程度上弥补了现有研究对休耕政策补偿区域内部的差异性考虑较少的不足。

其次，本研究同时采用生态系统服务价值评估法和机会成本法两种方法来估算生态补偿标准的范围，并根据休耕政策的公共财政预算，制定区域差异化的休耕生态补偿标准。本文以生态系统服务价值评估为基础，引入经济学中的影子价格，计算休耕后产生地下水压采量的经济价值，以此作为休耕生态补偿标准的理论上限值，同时计算出休耕的机会成本作为休耕生态补偿标准的理论下限值。结合这一区间，本文进一步考虑公共财政预算的约束，确定区域差异化的休耕生态补偿标准。

最后，本研究建立生态经济模型，分析在实现农业生产收益最大化和地下水压采目标下，如何优化水资源使用和调整种植结构。该模型将同时评估实施休耕政策的生态效益和经济效益，从而弥补现有文献在休耕政策评估方法和评估效果上的不足。现阶段，中国还在其他区域探索实行耕地轮作休耕制度试点方案^①，尽管这些试点区域不同，休耕生态补偿政策在补偿标准、补偿范围、补偿对象和补偿方式等方面存在差异（杨文杰等，2018），但这些政策的理论机理都很类似。因此，本文所回答的科学问题对于进一步改进国内外其他休耕生态补偿政策也有重要的借鉴意义。

二、理论分析

（一）休耕生态补偿标准范围的界定

生态补偿标准测算是生态补偿研究的难点问题。学术界的一般观点是：生态系统服务价值可以作为生态补偿标准的理论上限，而机会成本则作为生态补偿标准的理论下限（Farley and Costanza, 2010；李文华和刘某承，2010）。这也是现实中普遍接受的补偿水平。从休耕生态补偿的具体实践看，农户是生态系统服务的提供者，实现了地下水压采；农户也是理性经济人，以获得生产收益为重要目标。如果想让农户自愿参与休耕政策，休耕后农户的农业生产收益和他们获得的生态补偿资金之和至少应等于农户休耕前的农业生产收益；也就是说，休耕生态补偿标准至少要弥补农户参与休耕的收益损失，即生态补偿的最低值应为农户休耕的机会成本。如果生态补偿标准小于机会成本，农户则不愿意参与休耕政策（谢花林和程玲娟，2017）。另外，尽管农户的休耕意愿可能随着补偿标准提高而增强，但休耕补偿标准不能超过休耕政策实施所增加的生态系统服务价值这一最高值。如果生态补偿标准大于生态系统服务价值，会造成公共财政的负担（王学等，2016）。因此，休耕生态补偿标准应介于农户的机会成本与其所提供的新增生态系统服务价值之间，这样才存在社会福利改善的空间，生态系统服务的买卖双方才有可能通过协商达成一致（柳荻等，2018）。

本研究拟测算休耕生态补偿标准的合理范围。一方面，本文采用机会成本法确定休耕生态补偿标准的最低值，即农户休耕的机会成本等于休耕前后种植农作物的净收益之差，而净收益为种植农作物的总收益与总成本之差。另一方面，本文根据新增生态系统服务价值测算休耕生态补偿标准的最高值（官冬杰等，2016；吴娜等，2018）。考虑农户参与休耕生态补偿政策之后，在休耕的地块上不再采取冬小麦—夏玉米的轮作种植模式，休耕生态补偿政策可能通过影响农户的作物种植结构或作物灌溉面积，降低地下水灌溉用水量，从而取得一定的地下水压采效果。因此，本文将新增生态系统服务价值定义为地下水压采量的经济价值，计算新增地下水压采量与水的影子价格的乘积，以此表示购买这些生态系统服务需要支付的最高补偿标准。本文认为，休耕政策的合理补偿标准应该介于最低值与最

^①2016年《探索实行耕地轮作休耕制度试点方案》印发以后，中国在部分地区探索实行耕地轮作休耕制度试点，试点区域主要在地下水漏斗区、重金属污染区和生态退化区，各地根据地方特点制定具体的实施方案。参见《农业部等十部委办局关于印发探索实行耕地轮作休耕制度试点方案的通知》，https://www.moa.gov.cn/nybgb/2016/diqiqi/201711/t20171128_5921712.html。

高值之间。

(二) 基于社会福利最大化的休耕生态补偿标准

从环境经济学的角度来讲，地下水资源具有公共产品的属性，当地下水灌溉的边际私人收益与边际社会收益相偏离时，就产生了外部性问题。外部性的存在使得资源难以最优配置，因此，生态补偿机制通过将外部性“内部化”，使生产者的私人成本等于社会成本，从而提高整个社会的福利水平（Varian, 1994; Zhang et al., 2007）。

本文的生态经济模型主要从“社会计划者”视角出发，以流域的社会福利最大化为目标函数，以地下水存量为约束来优化资源配置。“社会计划者”是试图为所有参与方取得最佳结果的决策者。与只考虑经济收益的农业生产者不同，“社会计划者”将地下水带来的生态价值纳入社会福利作为优化目标的一部分，进而最大化社会福利。假设农户 S 的生产成本函数是 $c_S(s, x)$ ， s 是农作物产量， p_s 是农产品的价格， x 是地下水灌溉用水量。对于农户水源所在的地下含水层来说，地下水使用的成本函数用 $c_R(r, x)$ 表示， r 是剩余的地下水存量，取决于农户所使用的地下水灌溉用水量 x 。

农户的农业生产效益最大化问题可以表示为：

$$\text{Max } p_s s - c_S(s, x) \quad (1)$$

压采地下水带来的生态效益最大化问题可以表示为：

$$\begin{cases} \text{Max } -c_R(r, x) \\ \text{s.t. } r + x = X \end{cases} \quad (2)$$

(2) 式中： X 表示地下水存量；其他符号含义与前文介绍一致。

将生产外部性问题内部化后，农户的利润最大化问题成为：

$$\text{Max } p_s s - c_S(s, x) - c_R(r, x) \quad (3)$$

该优化问题的拉格朗日函数为：

$$L = p_s s - c_S(s, x) - c_R(r, x) + k(r + x - X) \quad (4)$$

(4) 式中： κ 表示资源约束的拉格朗日乘子；其他符号含义与前文介绍一致。

由此，拉格朗日函数的一阶条件推得的利润最大化条件分别是：

$$\frac{\partial L}{\partial s} = 0 \Rightarrow p_s = \frac{\Delta c_S(s^*, x^*)}{\Delta s} \quad (5)$$

$$\frac{\partial L}{\partial r} = 0 \Rightarrow \kappa = \frac{\Delta c_R(r^*, x^*)}{\Delta r} \quad (6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial x} = 0 \Rightarrow \kappa = \frac{\Delta c_S(s^*, x^*)}{\Delta x} + \frac{\Delta c_R(r^*, x^*)}{\Delta x} \quad (7)$$

(5) ~ (7) 式中： s^* 、 x^* 和 r^* 分别表示作物产量、地下水灌溉用水量和剩余地下水存量的优化解；其他符号含义与前文介绍一致。(6) 式中：随着含水层中剩余地下水存量的减少， κ 表示每

保留 1 单位地下水所产生的边际成本。这种边际成本通常也被称为水的影子价格，可以反映地下水对农民的价值，即农户愿意为最后消耗的 1 立方米地下水所支付的最高价格（Williams et al., 2017）。理论上讲， κ 即休耕生态补偿标准的最高值。（7）式表示每使用 1 单位地下水对农户和环境带来的边际外部成本。

联立（6）式和（7）式，可得：

$$\frac{\Delta c_R(r^*, x^*)}{\Delta r} = \frac{\Delta c_S(s^*, x^*)}{\Delta x} + \frac{\Delta c_R(r^*, x^*)}{\Delta x} \quad (8)$$

(8) 式中，各符号含义与前文介绍一致。（8）式的含义为：当流域的休耕生态补偿标准达到最高值时，生态系统管理者的边际外部成本等于其边际外部收益。在这种状态下，生态系统管理者将保留或使用每 1 单位地下水以做出经济上最有效的决策，从而使流域的社会福利达到帕累托最优状态。

（三）研究框架

根据上文分析，本文建立空间尺度下的生态经济模型，来计算海河流域不同子流域单元的休耕生态补偿标准。本文具体研究框架如图 1 所示。

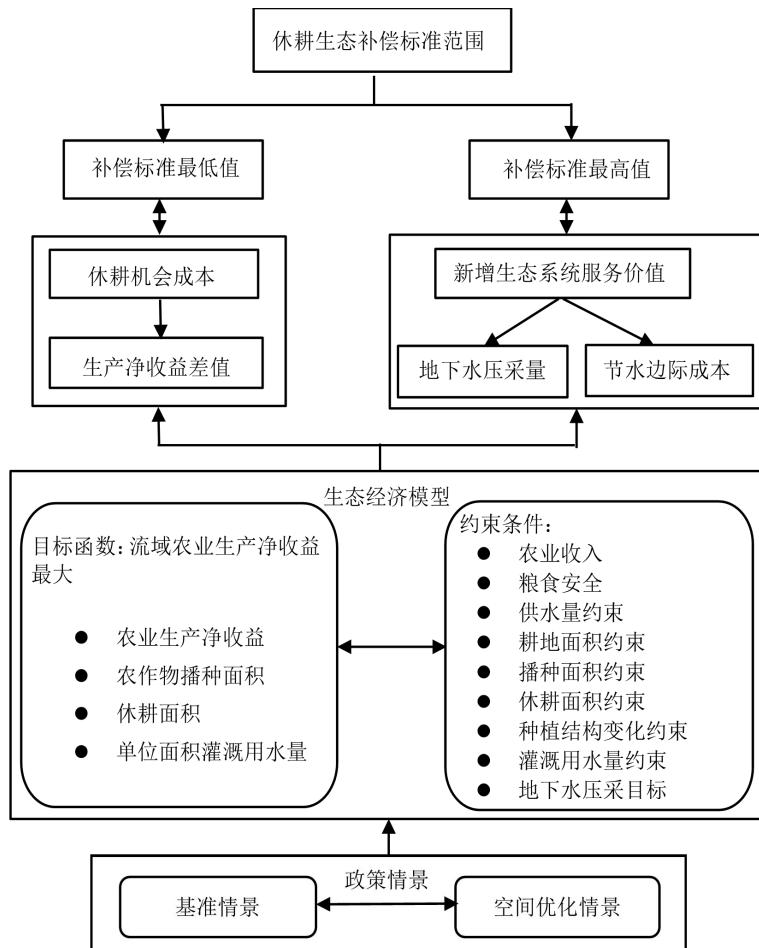


图 1 研究框架

首先，本文模拟在现行统一的休耕补偿标准下，流域内所有农户农业生产的净收益及其对应的地下水灌溉用水量，以此作为基期模型。其次，本文模拟在空间优化的休耕补偿标准下，流域内农户农业生产的最大净收益和实现的地下水压采目标，并与基期相比较。通过求解模型，可以得到政策优化情景下休耕生态补偿的最低值和最高值。再次，本文核算不同补偿标准下实施休耕政策的财政补贴金额，明晰休耕政策所能实现的生态效益和经济效益。最后，本文确定差异化目标导向下海河流域各子流域的生态补偿标准，以期为完善流域范围内休耕生态补偿机制提供支撑，提高休耕生态补偿项目的有效性和持续性。

三、研究方法和数据来源

(一) 生态经济模型

本文建立以实现流域农业生产净收益最大化为经济目标、以地下水压采为生态目标的空间生态经济模型。模型的目标函数是流域内所有农户农业生产的净收益。同时，农户的农业生产决策又受到地下水供应和粮食安全等一系列约束条件的限制。其中，流域地下水压采目标的约束主要通过简化的水平衡方程来反映地下水含水层储水量的变化^①。

接下来，本文讨论基期模型的目标函数和基本约束条件。基期模型的目标函数可以用下面的公式表示：

$$\text{Max } NBF = \sum_{i=1}^{15} \sum_j [p_{i,j} \times yield_{i,j} \times A_{i,j} - ct_{i,j} \times A_{i,j} - CR_{i,j} - \lambda_i \times \Delta d_i] \quad (9)$$

(9) 式中：NBF 表示海河流域总的农业生产净收益（元）； i 表示三级子流域单元， $i=1, 2, \dots, 15$ ； j 表示作物种类， $j=m$ 代表单种玉米， $j=h$ 代表冬小麦—夏玉米， $j=o$ 代表经济作物（棉花和油料作物）， $j=g$ 代表蔬菜； $p_{i,j}$ 表示农产品价格（元/千克）； $yield_{i,j}$ 表示作物单产（千克/公顷）； $A_{i,j}$ 为作物 j 播种面积（公顷）； $ct_{i,j}$ 为作物单位面积的生产投入成本，具体包括种子、化肥、人工和农药的投入总成本（元/公顷）； $CR_{i,j}$ 表示子流域地下水灌溉成本（元）； λ_i 表示子流域水的影子价格（元/立方米），反映每多节约 1 单位地下水所产生的边际成本； Δd_i 表示子流域新增的地下水压采量（立方米）。值得注意的是：在基期模型中， λ_i 近似于拉格朗日乘子，数值为 0；而在政策优化情景中，模型将根据 Δd_i 的变化导出对应的 λ_i 并将二者的乘积纳入目标函数。由于水的影子价格 λ_i 反映了水资源的经济价值， $\lambda_i \times \Delta d_i$ 表示地下水压采量所等价的经济损失（元）。因此，NBF 用来计算农户农业生产的总收益减去生产投入成本、地下水灌溉成本和节水增加成本后得到的净收益。

^① 为简化模型设计，本研究不考虑地下含水层的测向补给和回流等。基于简化的水平衡原则，含水层当期的流入量应与流出量保持一致，因此，本文假设：在供水量保持不变的情况下，各子流域新增的地下水压采量等同于减少的地下水灌溉用水量。

各子流域地下水灌溉的成本为：

$$CR_{i,j} = pe \times E \times H_i \times \beta_i \times \eta_i \times WG_{i,j} \times A_{i,j} \quad (10)$$

(10) 式中： pe 表示提水灌溉的电价（元/千瓦时），是抽取地下水农户实际支付的成本； E 是指以一定的效率将 1 立方米水提升 1 米所需的能量 [千瓦时 / (立方米 · 米)] (Wang et al., 2012) ； H_i 表示子流域的平均水泵扬程 (米) ； β_i 表示地下水灌溉面积比例； η_i 表示子流域中有效灌溉面积与农作物总播种面积之比，以此估算总的有效灌溉面积占比； $WG_{i,j}$ 表示作物 j 在子流域 i 中的单位面积灌溉用水量 (立方米 / 公顷) ；其他符号含义与 (9) 式中一致。

基本约束条件包括供水量约束、耕种面积约束、播种面积约束和休耕面积约束等。供水量约束可以表示为：

$$\sum_{i=1}^{15} \sum_j WG_{i,j} \times A_{i,j} \times \eta_i \leq GWA \quad (11)$$

(11) 式中： GWA 表示流域农业总供水中用于灌溉部分的水量 (立方米) ，其他符号含义与 (9) 式、 (10) 式中一致。作物总的灌溉用水量不超过流域农业总供水中用于灌溉部分的水量。

耕地面积约束可以表示为：

$$\sum_j A_{i,j} \leq A_{i,crop} \quad (12)$$

(12) 式中： $\sum_j A_{i,j}$ 表示子流域主要作物的耕地面积之和 (公顷) ； $A_{i,crop}$ 表示子流域的总耕地面积 (公顷) 。

播种面积约束可以表示为：

$$A_{i,m} + 2 \times A_{i,h} + A_{i,o} + A_{i,g} \leq A_{i,total} \quad (13)$$

(13) 式中： $A_{i,m}$ 表示子流域单种玉米的播种面积； $A_{i,h}$ 既表示子流域冬小麦的播种面积，也表示复种夏玉米的播种面积，因此，在计算总播种面积时以 2 倍的形式出现； $A_{i,o}$ 表示子流域经济作物的播种面积； $A_{i,g}$ 表示子流域蔬菜的播种面积； $A_{i,total}$ 表示子流域的农作物总播种面积。流域主要作物的总播种面积应小于等于子流域中所有农作物的总播种面积。

休耕面积约束可以表示为：

$$Af_i / A_{i,crop} = 0.01 \quad (14)$$

(14) 式中： Af_i 表示子流域的休耕面积， $A_{i,crop}$ 表示子流域总耕地面积 (公顷) 。 2019 年海河流域休耕面积 200 万亩，大约占海河流域总耕地面积的 1%^①。因此，本文假设各子流域休耕面积占该子流域总耕地面积的 1%，以设定基期模型中各子流域的休耕面积。

^① 海河流域休耕面积数据来源于课题组实地调查所得。

(二) 政策情景设置

在基期模型的基础上，本文拟优化具有区域差异的休耕补偿标准，并模拟在此补偿标准下流域内农户的农业生产净收益和地下水压采经济效益的最大化。与基期模型相比，优化模型对种植结构、粮食安全、耕种面积和种植收入等方面增加额外约束，以严格控制地下水超采量，并确保农户的经济收益。这些约束条件具体情况如下。其中，种植结构约束可以表示为：

$$A_{i,j} / A_{i,j}^* \geq 0.2 \quad (15)$$

(15) 式中： $A_{i,j}^*$ 表示基期的作物播种面积(公顷)； $A_{i,j}$ 的含义与(9)式中相同。借鉴已有研究(Pourmohamad et al., 2019)，本文设定除冬小麦之外的其他作物($j = m, o, g$)优化后的播种面积应不低于该作物现有种植面积的20%。本文设定这一比例，以确保可持续利用地下水灌溉，并尽可能减少对经济收益的影响。

粮食安全约束可以表示为：

$$0.7 \leq A_{i,h} / A_{i,h}^* \leq 1 \quad (16)$$

(16) 式中： $A_{i,h}^*$ 表示基期的冬小麦播种面积(公顷)； $A_{i,h}$ 的含义与(13)式中相同。相关研究表明，北方缺水区需贡献新增粮食的65%(饶静, 2016)。为保证扩大休耕面积后海河流域的粮食生产安全，粮食安全约束对压减的冬小麦播种面积进行界定，使冬小麦播种面积不低于基期种植面积的70%。

耕地面积约束可以表示为：

$$\sum_j A_{i,j} \leq \sum_j A_{i,j}^* \quad (17)$$

(17) 式中： $\sum_j A_{i,j}$ 为主要作物的耕地面积之和(公顷)； $\sum_j A_{i,j}^*$ 表示基期的主要作物耕地面积之和(公顷)。因为耕地的总面积不受政策影响，优化情景下主要作物的总耕地面积不应超过基期主要作物的总耕地面积。

灌溉用水量约束可以表示为：

$$\Delta d_i \geq w a_i^* - \eta_i \times \sum_j W G_{i,j} \times A_{i,j} \quad (18)$$

(18) 式中： $w a_i^*$ 为子流域基期的灌溉总用水量(立方米)；其他符号含义与(9)式、(10)式中一致。

地下水压采目标可以表示为：

$$\sum_{i=1}^{15} \Delta d_i \geq 0.02 \times \sum_{i=1}^{15} \beta_i \times w a_i^* \quad (19)$$

(19) 式中: $\sum_{i=1}^{15} \Delta d_i$ 表示优化情景中流域总的地下水压采量 (立方米); 其他符号含义与 (10) 式、(18) 式中相同。休耕政策的预期压采目标是每年至少维持压采量 3.6 亿立方米^①。本文根据 2019 年海河流域地下水灌溉用水量将这一指标折算成比例, 约为基期年份地下水灌溉用水量的 2%。因此, 该约束规定流域地下水压采总量应大于等于该预期压采目标, 以此保证在优化的休耕补偿标准下产生更好的地下水压采效果。

农业收入约束可以表示为:

$$NBF_i \geq rev \quad (20)$$

(20) 式中: NBF_i 表示子流域的农业生产净收益 (元); rev 表示基期年份海河流域农户的农业净收入 (元)。该约束要求农户农业生产总的净收益应大于或等于基期的农业净收入, 用于表明优化休耕补偿标准后农户的经济利益不受损害。

休耕面积约束可以表示为:

$$0.01 < Af_i / A_{i,crop} < 1; Af_i = A_{i,h}^* - A_{i,h} \quad (21)$$

(21) 式中: Af_i 表示子流域的休耕面积, $A_{i,h}^*$ 表示子流域基期的冬小麦播种面积 (公顷); 其他符号含义与 (13) 式、(14) 式中相同。本文假设各子流域的休耕面积占其耕地面积的比例大于基期休耕比例 1%, 以此模拟在优化的休耕补偿标准下休耕政策的推广和应用。

本文利用通用代数建模系统 (general algebraic modelling system, 简称 GAMS) 软件中的 CONOPT 求解器对模型进行求解。基于模拟结果, 本文测算得到政策优化情景下各子流域新增地下水压采量的经济价值, 即子流域休耕生态补偿标准的最高值, 计算公式如下:

$$bm_i = \lambda_i \times \Delta d_i / Af_i \quad (22)$$

(22) 式中: bm_i 表示休耕生态补偿标准的最高值 (元/公顷); 其他符号含义与 (9) 式、(21) 式中相同。

(三) 数据来源

本文研究区域为中国华北地区的海河流域, 该流域地跨北京、天津、河北、山西、山东、内蒙古、辽宁和河南 8 个省 (区、市)。其中: 北京和天津完全属于海河流域; 河北、山西和山东 3 个省在流域内的面积占各省面积的比例分别为 91%、38% 和 20% (易福金等, 2019); 河南、内蒙古和辽宁只有小部分面积位于海河流域内。为构建空间尺度下的生态经济模型, 本文选取海河流域的 15 个三级子流域作为空间研究对象, 以 2019 年为基期年份。为确保样本数据能够真实反映不同区域自然资源和农业发展差异, 本文所使用的数据主要由三个部分组成。

第一是土地利用数据。该数据为笔者从全球土地覆盖 (global land cover, 简称 GLC) 数据集中提

^①压采量数据来源于课题组实地调查所得。

取的 GIS 数据,用来确定 15 个子流域的农作物总播种面积和土地面积等信息^①。另外,笔者根据杨会峰等(2021)的研究进一步确定流域内 27 个主要的市级行政区,并将其匹配到各子流域层面,以便收集区域差异化的农业生产数据(见表 1)。

表 1 海河流域 15 个三级子流域区划表 单位: %

编号	子流域名称	主要市级行政区	子流域土地利用类型			
			农田	林地	草地	其他
1	北三河山区	遵化市	17	60	17	6
2	永定河册田水库区间	张家口市	37	23	31	9
3	永定河册田水库以上	朔州市、忻州市、大同市	50	12	27	11
4	滦河平原及冀东	秦皇岛市	57	12	6	25
5	北四河下游平原	唐山市、廊坊市	68	0	4	28
6	大清河山区	北京市	25	36	27	12
7	大清河淀西平原	保定市	71	0	3	26
8	大清河淀东平原	天津市	63	2	7	28
9	子牙河山区	阳泉市	34	42	14	10
10	黑龙港及运东平原	沧州市	84	0	2	14
11	子牙河平原	邯郸市、邢台市、衡水市、石家庄市	77	0	2	21
12	徒骇马颊河	德州市、聊城市、滨州市	82	0	2	16
13	漳卫河山区	焦作市、长治市	38	45	10	7
14	漳卫河平原	安阳市、鹤壁市、新乡市、濮阳市	79	0	3	18
15	滦河山区	承德市	14	48	33	5

第二是社会经济数据。该数据为一手调查数据,来自北京大学中国农业政策研究中心 2019 年在海河流域开展的大规模实地调查。调查基本覆盖了 15 个子流域所选定的市级行政区,并采用分层随机抽样法收集了 588 户样本农户的调查数据。本研究中所使用的农户调查数据包括农作物^②灌溉用水量、农户生产投入成本(包括种子、农药、化肥、劳动力)、农产品价格、灌溉水价、地下水超采严重程度和使用不同水源灌溉方式^③的灌溉面积比例等信息。

第三是统计数据。笔者利用 2019 年《海河流域水资源公报》^④、《全国农产品成本收益资料汇编 2019》、各省统计年鉴和水资源公报等公开数据,收集各子流域市级行政区的作物种植面积比例、农

^① 资料来源:海河流域 15 个三级子流域的地理分区图来自《海河流域 1:25 万三级流域分级数据集(2002 年)》, <http://www.geodata.cn/data/datadetails.html?dataguid=181819735822030>; 15 个三级子流域的土地利用数据来自星云数据服务平台, <http://data.starcloudpcl.ac.cn/>。

^② 本文根据农户调查情况,选定海河流域的主要农作物类型为单种玉米(包括春玉米和夏玉米)、冬小麦、经济作物(棉花和油料作物)和蔬菜。其中,蔬菜主要指水萝卜、白菜、大葱、豆角、西蓝花、莲花白、甘兰和韭菜等大田蔬菜。

^③ 本文将不同水源灌溉方式简化为地表水灌溉和地下水灌溉两种方式。

^④ 资料来源:《海河流域水资源公报 2019 年》, <http://www.hwcc.gov.cn/hwcc/static/szygb/gongbao2019/index.html>。

作物单产和有效灌溉面积占比数据，计算得到各指标的平均值分别作为相关指标的数据。这样做的目的是，利用匹配后的数据对基期模型中各子流域层面的作物种植结构、农作物产量和灌溉用水量进行校准，提高空间尺度下建模结果的准确性和可靠性。

(四) 模型主要参数说明

1. 农作物产量。国内外已有大量研究表明，水文、气象、土壤质量和灌溉条件等因素会对农作物产量产生影响（陈帅等，2016；何理等，2020），进而影响生产者的休耕参与决策（Ma et al., 2012; Zuo et al., 2020）。基于海河流域市级统计数据，本文分析了作物单产在不同子流域的差异情况，如图2所示。根据图2可以得知，小麦在永定河册田水库区间、子牙河山区和滦河山区的单产为0，结合实地调查情况分析的原因可能是，海河流域部分山区实际上并没有种植冬小麦或种植比例非常低。另外，根据农户调查数据发现，子牙河平原和滦河山区分别对应的张家口市和承德市地表水灌溉比例较高，分别为50%和40%。这说明，与平原区相比，山区因种植冬小麦而造成地下水超采的现象可能并不严重。这意味着，在山区开展季节性休耕政策的必要性较低。蔬菜产量的差异最大，这可能是由各区域适宜种植的蔬菜种类不同导致。作物产量数据反映了具有空间差异的农业生产力，在本文模型中被用于计算作物的种植收益。

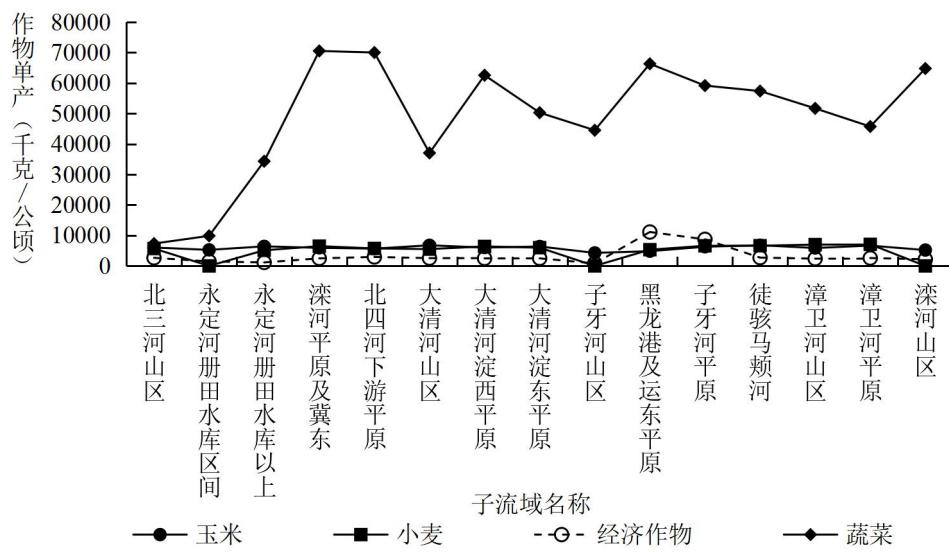


图2 作物单产在不同子流域的差异

2. 农产品价格、生产成本和灌溉用水量。本文使用农户调研数据来反映农产品价格和生产成本在子流域中的差异情况。农作物灌溉用水量通常在水资源规划模型中被作为重要的决策变量参与运算（Zhang and Ren, 2021; Cao et al., 2023），但是，考虑到休耕政策主要是通过改变作物的种植模式来减少灌溉用水量，与直接改变灌溉用水行为的机制不同（易福金等，2019），本文将作物的单位面积灌溉用水量作为固定参数纳入模型，并使用调查数据来反映农户的实际灌溉行为。本文模型主要参数描述性统计见表2。

表2 主要参数描述性统计结果

指标	单位	作物分类	平均值	区间值
作物灌溉用水量	立方米/公顷	玉米 ^a	2100	[1000, 3713]
		冬小麦	3240	[1500, 6000]
		经济作物 ^b	2800	[1526, 5400]
		蔬菜	3800	[1950, 6000]
作物价格	元/千克	玉米 ^a	1.67	[0.80, 2.40]
		冬小麦	2.25	[1.60, 2.86]
		经济作物 ^b	6.58	[4.87, 8.97]
		蔬菜	1.49	[0.85, 1.82]
生产总成本	元/公顷	玉米 ^a	12084	[10841, 14789]
		冬小麦	11532	[10304, 13468]
		经济作物 ^b	14697	[13823, 17805]
		蔬菜	51825	[44047, 59941]
灌溉电价	元/千瓦时		0.50	[0.10, 1.50]
水泵扬程	米		80	[15, 200]
年均农业净收入	元		5082	[1000, 25000]
地下水灌溉比例	%		0.70	[0.50, 0.90]
抽水单位耗电量	千瓦时/(立方米·米)		0.0068	固定值
有效灌溉面积占比	%		0.52	[0.16, 0.75]

注：a 玉米包括单种玉米和复种玉米；b 经济作物参数为棉花和油料作物相关指标数值的加权平均值。

四、政策实施进展与模拟结果分析

(一) 季节性休耕生态补偿政策的实施进展

自季节性休耕政策实施以来，海河流域参与休耕的试点县从2014年的34个增加到2023年的47个，休耕面积从2014年的76万亩增加到2023年的200万亩^①。休耕总面积占流域耕地总面积的1%。每年的休耕补偿标准为500元/亩，该标准与河北省种植冬小麦的亩均收益相当。

海河流域的休耕区域主要集中在山前平原区。2019年，流域总体休耕区域中89%的休耕区域分布在位于黑龙港及运东平原和子牙河平原的沧州市（15%）、邯郸市（20%）、邢台市（19%）和衡水市（35%）；另外有6%的休耕区域分布在北京四河下游平原的廊坊市，5%的休耕面积分布在大清河淀东平原的保定市^②。除河北省之外，海河流域的其他行政区也将进一步推广季节性休耕政策，减少地下

^①休耕试点县数量和休耕面积数据来源于2014—2023年历年《河北省地下水超采综合治理试点方案》，相关资料由课题组实地调查收集而得。

^②休耕区域比例相关数据由笔者根据课题组实地调查收集的《河北省2019年耕地季节性休耕制度试点实施方案》等资料整理而得。

水开采。例如：河南省 2022 年 3 月发布了《河南省人民政府关于地下水超采综合治理工作的实施意见》^①，山西省 2022 年 1 月发布了《山西省地下水超采综合治理行动方案》^②。这些区域开展地下水超采综合治理、实施休耕生态补偿政策的首要工作是，结合实际情况确定合理的休耕生态补偿标准（刘政等，2023）。

（二）基期模型模拟结果

基期模型模拟可以得到在统一的休耕补偿标准下，各子流域的作物种植结构、灌溉用水量和对应的休耕面积，模拟结果见表 3^③。从种植结构来看，在基期年份 2019 年，本文模型中所包括的 4 类主要农作物的总播种面积约为 1298 万公顷，占海河流域所有农作物总播种面积^④的 85%；这 4 类主要农作物的总耕地面积为 929 万公顷，约占海河流域总耕地面积^⑤的 81%。玉米、冬小麦、经济作物和蔬菜的播种面积占比依次平均为 46%、24%、5% 和 10%。

表 3 基期模型模拟结果

编号	子流域名称	行政区	种植结构 (%)				总灌溉用水量 (亿立方米)	休耕面积 (公顷)
			小麦	玉米	经济作物	蔬菜		
1	北三河山区	遵化市	31	41	6	9	4.7	8359
2	永定河册田水库区间	张家口市	0	28	10	13	7.3	0
3	永定河册田水库以上	朔州市、忻州市、大同市	0	45	5	4	5.8	0
4	滦河平原及冀东	秦皇岛市	23	42	13	17	6.4	4036
5	北四河下游平原	唐山市、廊坊市	15	44	9	18	13.0	11927
6	大清河山区	北京市	9	37	1	33	5.6	5236
7	大清河淀西平原	保定市	36	44	3	8	11.5	10279
8	大清河淀东平原	天津市	25	44	4	12	10.1	9751
9	子牙河山区	阳泉市	0	81	0	2	9.7	0
10	黑龙港及运东平原	沧州市	38	52	2	5	25.3	21623
11	子牙河平原	邯郸市、邢台市、衡水市、石家庄市	37	40	8	7	15.6	13283
12	徒骇马颊河	德州市、聊城市、滨州市	43	42	2	10	37.6	30001
13	漳卫河山区	焦作市、长治市	19	52	5	8	11.0	11184

^①参见《河南省人民政府关于地下水超采综合治理工作的实施意见》，<https://www.henan.gov.cn/2022/03-07/2410179.html>。

^②参见《山西省人民政府办公厅关于印发山西省地下水超采综合治理行动方案的通知》，https://www.shanxi.gov.cn/zfxxgk/zfcbw/zfgb2/2022nzfgb_76593/d2q_76595/szfbgtwj_77833/202205/t20220513_5978724.shtml。

^③由于篇幅所限，具体基期模型的校准过程未予展示，感兴趣的读者可向作者索要。

^④海河流域所有农作物总播种面积为 1521 万公顷（资料来源：星云数据服务平台，<http://data.starcloudpcl.ac.cn/>）。

^⑤海河流域总耕地面积为 1154 万公顷，数据由作者根据相关年鉴整理而得。

表3 (续)

14	漳卫河平原	安阳市、鹤壁市、新乡市、濮阳市	44	32	8	10	11.1	8328
15	滦河山区	承德市	0	44	3	16	5.1	0
总计			24	46	5	10	180	134007

分子流域来看，基期模型结果显示，永定河册田水库区间、永定河册田水库以上、子牙河山区和滦河山区的小麦种植比例为0，这一结果反映了这些子流域并未种植冬小麦的现状。因此，这些子流域的休耕面积也为0。从灌溉用水量来看，由于不同子流域中作物的播种面积不同，所需的灌溉用水量也有所差异。总体而言，15个子流域共消耗180亿立方米水用于农业灌溉，其中126亿立方米来自地下水。玉米、冬小麦、经济作物和蔬菜的灌溉用水量占总灌溉用水量的比例依次平均为42%、35%、6%和17%。从休耕面积来看，基期模型得出各子流域的休耕面积总和为134007公顷（约201万亩），比现行200万亩的实际休耕面积高0.5%。因此，基期模型可以用来表明在统一的休耕补偿标准下，流域的农业生产净收益、种植结构和灌溉用水量的基准情况。

(三) 空间优化模拟结果

表4展示了政策优化情景的模拟结果与基期模型模拟结果相比的变化幅度，反映了在空间优化的休耕补偿标准下模型主要变量的变化情况。优化休耕补偿标准后，流域4类主要农作物的总播种面积为1226万公顷，占海河流域所有农作物总播种面积的80%。与基期相比，这4类主要农作物的播种面积占比降低了5个百分点。另外，4类主要农作物的总耕地面积仍然为929万公顷，与基期相同。然而，优化后流域的总体耕面积增至855202公顷，扩大到基期的5.38倍；优化后的流域总体耕面积占基期流域总耕地面积的7%。这些优化情景下的模拟结果说明，按区域差异优化休耕补偿标准后，流域的休耕面积会扩大，但4类主要农作物的播种面积则相应减少。

表4 空间优化情景模拟结果与基期模拟结果的比较

编号	子流域名称	优化情景模拟结果与基期模型模拟结果相比的变动幅度 (%)					
		小麦播种 面积	玉米播种 面积	经济作物 播种面积	蔬菜播种 面积	总灌溉 用水量	休耕 面积
1	北三河山区	-33.37	-44.94	446.38	-79.25	-11.60	369.38
2	永定河册田水库区间	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	永定河册田水库以上	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	滦河平原及冀东	-24.13	-14.10	7.48	15.75	-0.90	10.70
5	北四河下游平原	-17.30	-3.20	41.35	-13.32	-4.33	142.81
6	大清河山区	-8.12	-15.35	152.62	6.64	-6.00	318.97
7	大清河淀西平原	-11.73	-22.65	457.26	-62.86	-4.63	266.54
8	大清河淀东平原	-21.06	-13.11	48.48	33.81	-3.86	355.18
9	子牙河山区	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
10	黑龙港及运东平原	-25.00	-34.08	557.99	82.44	-5.77	735.97
11	子牙河平原	-25.00	-23.96	45.87	78.23	-6.85	718.47

表4 (续)

12	徒骇马颊河	-25.00	-25.00	837.60	-76.30	-12.72	853.22
13	漳卫河山区	-36.12	19.23	-80.00	-80.00	-16.74	515.19
14	漳卫河平原	-10.74	-10.74	23.60	29.97	-3.10	311.65
15	滦河山区	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
流域平均		-22.69	-14.02	145.93	-8.62	-6.63	538.18

如表4所示,与基期相比,空间优化的休耕补偿标准下作物的种植结构会发现明显的变化。整体而言,玉米、冬小麦、经济作物和蔬菜的播种面积占流域总播种面积的比例依次为40%、20%、12%和8%。与基期相比,经济作物的播种面积明显增加,增加到基期的1.5倍,而冬小麦、玉米和蔬菜的播种面积将在基期的水平上,分别减少22.69%、14.02%和8.62%。该模拟结果表明,采用空间优化的休耕补偿标准后,农户将改种棉花和油料作物等经济作物来替代高耗水作物的种植。

同时,作物种植结构的改变也导致灌溉用水量发生变化。与基期相比,优化情景下各子流域均不同程度地降低了灌溉用水量,流域总灌溉用水量将降低至167亿立方米,其中约117亿立方米来自地下水。与基期126亿立方米地下水灌溉用水量相比,有7%的地下水会被保留在含水层中。因此,在空间优化的休耕补偿标准下,流域将实现的地下水压采量约占基期年份地下水灌溉用水量的7%。

此外,根据作物种植结构的改变,本文进一步测算了农业生产的净收益,即用作物种植的总收益减去生产成本和灌溉成本。优化情景下农业生产净收益与基期的比较情况如图3所示。

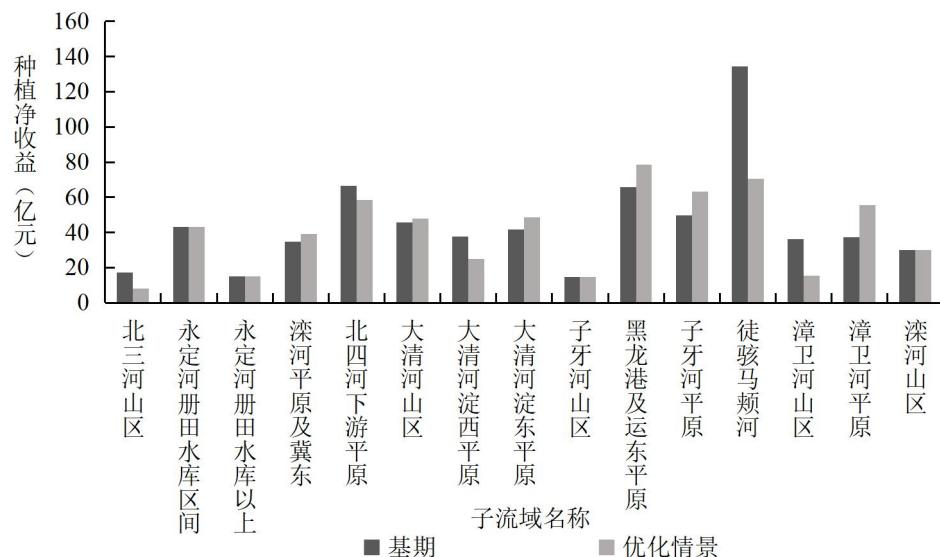


图3 优化情景下农业生产净收益与基期的比较情况

在基期模型的现行休耕政策下,海河流域总的农业生产净收益达到670亿元。而在优化情景下,休耕面积扩大至约1283万亩,流域总的农业生产净收益为614亿元。这一数值与基期流域总的农业生产净收益相比,降低了约8%。但是,在滦河平原及冀东、大清河山区、大清河淀东平原、黑龙港及运东平原、子牙河平原和漳卫河平原这些子流域,优化情景下的农业种植净收益比基期升高了约

12%~48%。原因可能在于，优化的休耕政策将调整作物的种植结构（见表 4），使这些子流域中的农户在压减冬小麦种植面积的同时，扩大棉花和蔬菜的种植，从而使总的种植净收益更高。然而，对于那些休耕后单一扩大玉米或棉花种植面积的子流域，例如漳卫河山区、北三河山区和北四河下游平原等子流域，优化的休耕政策将使这些区域的农业种植净收益下降约 12%~55%。这两种情况的差异表明，与以改种玉米为主的种植结构调整相比，休耕冬小麦后适量扩大棉花、油料作物和蔬菜的种植可能会提高农民的生产收益。

（四）休耕生态补偿标准最高值

根据优化模型的模拟结果，本文根据（22）式计算得到各子流域的休耕生态补偿标准最高值，如表 5 所示。结果显示，根据新增生态系统服务价值测算出的休耕补偿标准，在不同子流域表现出明显的差异，取值范围为 0~893 元/亩。其中，休耕补偿为 0 的区域是未种植冬小麦或种植比例极低的子流域。这些地区多为海河流域内的山区，地下水开采量较小，一般不存在地下水超采现象（杨会峰等，2021）。因此，这些区域不需要实施休耕生态补偿政策。

表 5 空间优化情景下休耕生态补偿标准

编号	子流域名称	休耕补偿标准最低值（元/亩）	休耕补偿标准最高值（元/亩）
1	北三河山区	276	541
2	永定河册田水库区间	0	0
3	永定河册田水库以上	0	0
4	滦河平原及冀东	-64	574
5	北四河下游平原	71	740
6	大清河山区	-42	731
7	大清河淀西平原	171	893
8	大清河淀东平原	-95	713
9	子牙河山区	0	0
10	黑龙港及运东平原	-76	665
11	子牙河平原	-140	813
12	徒骇马颊河	291	624
13	漳卫河山区	218	788
14	漳卫河平原	-269	560
15	滦河山区	0	0

注：补偿值为负数的情况表示，在优化补偿标准的激励下调整作物种植结构而产生比基期更高的生产净收益。

具体分析，各子流域的休耕生态补偿标准的最高值是在新增地下水压采量和节水边际成本的共同作用下得到的（见图 4）。一方面，根据表 4 可知，各子流域由于休耕面积和种植结构的不同变化，地下水压采量有所差异。其中，黑龙港及运东平原、子牙河平原、徒骇马颊河流域和漳卫河山区的休耕面积增幅较大，这些区域所对应的地下水压采量也较高。另一方面，模型根据节水量导出了水的影子价格，以此反映节水的边际成本。在所有参与休耕政策的子流域中，节水成本较高的区域在滦河平原及冀东、大清河山区、大清河淀西平原、大清河淀东平原、黑龙港及运东平原和子牙河平原。这些

区域包括北京、天津和河北省大部分地下水开采强度最大的平原区，这些地区灌溉用水中超过80%的水来自地下水。尤其是河北山前平原区由于地下水长期超采，已形成大范围地下水位降落漏斗（李文鹏等，2020）。因此，这些区域是休耕政策需要重点瞄准的区域，也是压采地下水难度较大的地区。根据表4显示的种植结构变化，可以发现，这些子流域的耕地面积普遍较大，在扩大休耕面积后会改种经济作物和蔬菜等利润更大的作物，来替代冬小麦—夏玉米的种植，导致农民节水所付出的边际成本更高。相比之下，漳卫河山区在扩大休耕面积后仍然以种植玉米为主，但是该子流域使用地表水灌溉的比例较高（约40%），因此压采地下水的成本较低。

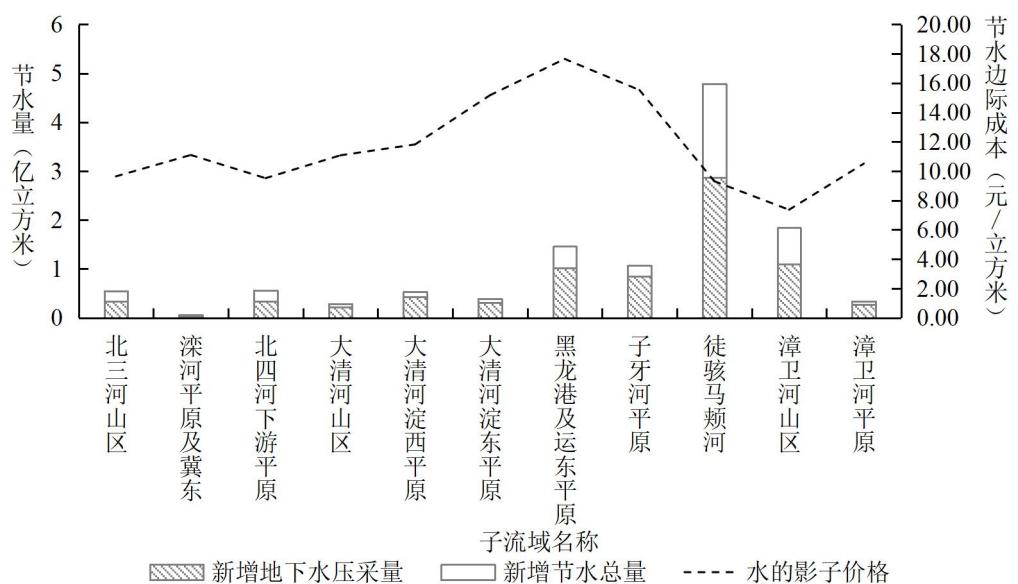


图4 地下水压采量和节水边际成本

整体而言，除不需要参加休耕的子流域外，各子流域的休耕生态补偿标准的最高值为541~893元/亩，均高于海河流域统一的休耕补偿标准500元/亩，尤其是在地下水严重超采的平原区，可能需要补偿的金额会更高。这一范围略高于刘政等（2023）利用生态系统服务功能价值法核算出的地下水严重超采区试点县的休耕补偿标准（416~634元/亩）。

（五）休耕生态补偿标准最低值

根据机会成本法，本文将基期与优化情景中农业生产净收益的差值作为休耕生态补偿标准的最低值，如表5所示。休耕生态补偿标准最低值的范围是-269~291元/亩，普遍小于海河流域统一的休耕补偿标准500元/亩。其中，一些子流域补偿值为负数的情况表示，这些子流域休耕后由于优化作物种植结构而产生了比基期更高的生产净收益（见图3）。理论上讲，该结果表示，对于这些子流域，不再需要给予额外的补贴。但是，优化模型的目标函数是将压采地下水导致的机会成本纳入优化决策。也就是说，作物的种植面积是在优化补偿标准的驱动下才得到了调整。回归到现实当中，如果仍然按照统一的休耕补偿标准实施补贴，作物的种植面积也许很难直接按照优化结果发生变化。因此，这些负的补偿值恰恰佐证了本文的观点：对于地下水严重超采区，需要给予休耕农户比现行休耕生态补偿

标准更高的补偿，以消除农民对于休耕会带来经济损失的担心，并利用这些足够的补偿资金激励农民调整作物种植结构，从而保证休耕政策的执行效果。

(六) 区域差异化的休耕生态补偿方案

最后，本文结合前文休耕生态补偿标准的最低值和最高值，以公共财政预算为约束，进一步建立区域差异化的休耕生态补偿机制。根据空间优化模型的模拟结果，本研究认为，海河流域可以制定如下区域差异化的休耕生态补偿方案：

一是以海河流域地下水严重超采的平原区作为休耕政策重点瞄准的区域，包括滦河平原及冀东、大清河山区、大清河淀西平原、大清河淀东平原、黑龙港及运东平原和子牙河平原这些子流域。政府可以考虑在这些子流域适度提高休耕补偿标准来激励农民优化作物种植结构。结合这些地区新增地下水压采量的价值以及部分子流域可能产生的种植净收益增量，本文以休耕补偿标准最高值减去休耕后可能提高的经济收益（休耕补偿标准的最高值与值为负数的最低值之和）作为这些地区实际的休耕补偿标准。这样处理的目的是，利用提高的休耕补偿标准作为激励机制，支持和引导农民在减少冬小麦种植面积的同时扩大经济作物和蔬菜的种植，从而实现更多的地下水压采量，并保证农户经济收益不受损的政策效果。二是针对流域内地下水一般超采区域，包括北三河山区、北四河下游平原、徒骇马颊河、漳卫河山区和漳卫河平原，可以适度降低这些区域的补偿标准。本文研究结果显示，这些子流域使用地表水灌溉的比例相对较高（约占 40%~50%），并且休耕后仍然以种植小麦和玉米为主。因此，本文以休耕补偿最低值作为这些子流域实际的休耕补偿标准。这一做法与王学等（2016）根据地下水压采的不同阶段和目标来降低休耕补偿标准的研究结论一致。通过降低休耕补偿标准，可以适当放宽对这些地区的地下水压采任务，保证粮食作物的正常生产。三是针对当前不存在地下水超采问题的山区，如永定河流域（永定河册田水库区间和永定河册田水库以上，流域编号 2 和 3）、子牙河山区（流域编号 9）和滦河山区（流域编号 15），可以继续不实施休耕政策。

通过上文分析，本文得到区域差异化的休耕生态补偿标准的取值范围为 218~689 元/亩，见表 6。根据该差异化的补偿标准，本文进一步参照优化模型结果中的扩大休耕面积和基期模型结果中的维持现有休耕面积两种情况，分别计算了各子流域休耕生态补偿的总金额，结果如表 6 所示。与执行统一的休耕补偿方案相比，实施区域差异化的休耕生态补偿方案可以节省财政支出。总体来看，以统一的休耕补偿标准 500 元/亩来计算休耕的生态补偿总额，国家需要支出财政经费 10 亿元来补偿 200 万亩的休耕地，以实现地下水压采能力 150 立方米/亩^①。而根据区域差异化的补偿标准，维持现有休耕面积的补偿金额约为 9 亿元。也就是说，在维持政策效果的前提下，实施区域差异化的补偿标准可缩减近 10% 的公共财政支出。另外，当扩大休耕面积至 1283 万亩时，若实施区域差异化的休耕补偿标准，可使海河流域平均新增节水量 95 立方米/亩，其中新增地下水压采量为 67 立方米/亩。相比于沿用统一的休耕补偿标准，实施本文所测算的差异化休耕补偿标准能在压采更多地下水的同时，减轻国家财政负担。研究结果表明，采用差异化生态补偿标准优于“一刀切”的固定标准。因此，采用区域差异

^①地下水压采能力数据来源于课题组实地调查所得。

化休耕生态补偿标准可以有效降低休耕政策实施的投入成本，具有积极的政策意义。

表 6 区域差异化的休耕生态补偿方案

编号	子流域 名称	差异化补 偿标准 (元/亩)	优化模型结果(扩大休耕面积)				基期模型结果(维持现有休耕面积)		
			休耕面积 (万亩)	新增节水量 (立方米/亩)	现总补偿 ^a (亿元)	原总补偿 ^b (亿元)	休耕面积 (万亩)	现总补偿 ^a (亿元)	原总补偿 ^b (亿元)
1	北三河山区	276	58.85	93.52	1.62	2.94	12.54	0.35	0.63
4	滦河平原及 冀东	510	6.70	86.19	0.34	0.34	6.05	0.31	0.30
5	北四河下游 平原	406	43.44	129.58	1.76	2.17	17.89	0.73	0.89
6	大清河山区	689	32.90	101.46	2.28	1.65	7.85	0.54	0.39
7	大清河淀西 平原	532	56.51	94.40	3.01	2.83	15.42	0.82	0.77
8	大清河淀东 平原	618	66.57	58.72	4.11	3.33	14.63	0.90	0.73
10	黑龙港及运 东平原	589	271.14	53.83	15.97	13.56	32.43	1.91	1.62
11	子牙河平原	673	163.07	65.45	10.97	8.15	19.92	1.34	1.00
12	徒骇马颊河	291	428.96	111.63	12.48	21.45	45.00	1.31	2.25
13	漳卫河山区	218	103.20	178.24	2.25	5.16	16.78	0.37	0.84
14	漳卫河平原	291	51.42	66.65	1.50	2.57	12.49	0.36	0.62
合计			1282.76		56.29	64.15	201.00	8.94	10.05

注：a 现总补偿是指差异化补偿标准下生态补偿的总金额；b 原总补偿是指统一补偿标准下生态补偿的总金额。

五、结论与政策启示

制定区域差异化的休耕生态补偿标准，对于制定和完善季节性休耕生态补偿政策，确保政策长期可持续具有重要意义。本文基于生态补偿标准的计算方法，建立了流域尺度下的生态经济模型，旨在寻找区域差异化休耕补偿标准的最优值，以期使农户在不损失农业生产净收益的同时，实现最大的节水目标，从而使流域的社会福利最大化。本文得出的主要研究结论有以下三个方面：第一，季节性休耕生态补偿标准呈现空间异质性。与统一的休耕生态补偿标准 500 元/亩相比，本文根据海河流域各子流域的资源禀赋和经济发展差异，计算得到区域差异化的休耕生态补偿标准的取值范围为 218~689 元/亩。第二，实施区域差异化的休耕生态补偿标准可以激励农户在减少冬小麦种植面积的同时适量扩大棉花等经济作物的种植，保证农户的生产收益不受损，并且实现更多的地下水压采目标，从而实现流域经济效益与生态效益的双赢。第三，实施区域差异化的休耕生态补偿标准，在维持政策效果的前提下，可以减少 10% 的公共财政支出；在扩大休耕政策覆盖范围的情况下，可使流域平均新增地下水压采量 67 立方米/亩；在财政资金有限的情况下，能够提高政策实施的有效性和可持续性。

本文的研究结论具有以下政策启示：第一，在季节性休耕政策的实施中，统一的休耕补偿标准不能充分反映具有区域针对性的有效激励机制，同时也增加了政府公共财政的负担。建议政策制定者根据各个地区的资源禀赋和发展差异确定区域差异化的生态补偿标准，并制定和完善季节性休耕生态补偿方案。第二，相比沿用统一的休耕生态补偿标准，通过实施区域差异化的休耕补偿标准来激励农户调整作物种植结构，可以有效地提高季节性休耕政策的针对性，对于保障农户农业生产收益不受损、实现地下水压采目标的可持续推进更具保证。第三，实施区域差异化的休耕生态补偿标准可在不影响政策效果的前提下，减少财政支出，或者在扩大政策覆盖范围的情况下，实现更多生态效益和经济效益，在财政预算有限的情况下，有利于提高休耕项目的有效性和促进政策的可持续发展。然而，在休耕生态补偿实践仍处于初期阶段的现实背景下，空间优化的休耕补偿方案难以一蹴而就。笔者建议分区域推进季节性休耕生态补偿标准的实施。以海河流域为例，建议将地下水严重超采区作为休耕政策重点瞄准区域，通过提高休耕补偿标准作为激励机制，保证农民的生产收益和地下水压采效果。针对地下水一般超采区，通过适当降低休耕补偿标准来放宽地下水压采任务，保证粮食安全。这些建议对于进一步改进国内外其他生态补偿政策也具有重要的借鉴意义。

参考文献

- 1.陈帅、徐晋涛、张海鹏，2016:《气候变化对中国粮食生产的影响——基于县级面板数据的实证分析》，《中国农村经济》第5期，第2-15页。
- 2.官冬杰、龚巧灵、刘慧敏、郑强，2016:《重庆三峡库区生态补偿标准差别化模型构建及应用研究》，《环境科学学报》第11期，第4218-4227页。
- 3.何理、王喻宣、尹方平、管延龙，2020:《全球气候变化影响下中亚水土资源与农业发展多元匹配特征研究》，《中国科学:地球科学》第9期，第1268-1279页。
- 4.李文华、刘某承，2010:《关于中国生态补偿机制建设的几点思考》，《资源科学》第5期，第791-796页。
- 5.李文鹏、王龙凤、杨会峰、郑跃军、曹文庚、刘可，2020:《华北平原地下水超采状况与治理对策建议》，《中国水利》第13期，第26-30页。
- 6.刘鑫、孔祥斌、吴芳芳、雷鸣，2019:《农户休耕意愿与不同模式的补偿标准——以太行山北麓平原、黑龍港地区为例》，《水土保持研究》第5期，第328-333页。
- 7.刘政、汪妮、余龙、张昕、汪泉熹，2023:《地下水超采区种植结构调整下的生态补偿激励机制研究》，《西安理工大学学报》第4期，第497-505页。
- 8.柳荻、胡振通、靳乐山，2018:《生态保护补偿的分析框架研究综述》，《生态学报》第2期，第380-392页。
- 9.柳荻、胡振通、靳乐山，2019:《基于农户受偿意愿的地下水超采区休耕补偿标准研究》，《中国人口·资源与环境》第8期，第130-139页。
- 10.龙玉琴、王成、邓春、王钟书、刘素花、陈思，2017:《地下水漏斗区不同类型农户耕地休耕意愿及其影响因素——基于邢台市598户农户调查》，《资源科学》第10期，第1834-1843页。
- 11.饶静，2016:《发达国家“耕地休养”综述及对中国的启示》，《农业技术经济》第9期，第118-128页。

- 12.王学、李秀彬、辛良杰、谈明洪、李升发、王仁靖, 2016: 《华北地下水超采区冬小麦退耕的生态补偿问题探讨》, 《地理学报》第 5 期, 第 829-839 页。
- 13.吴娜、宋晓渝、康文慧、邓晓红、胡想全、石培基、刘玉卿, 2018: 《不同视角下基于 InVEST 模型的流域生态补偿标准核算——以渭河甘肃段为例》, 《生态学报》第 7 期, 第 2512-2522 页。
- 14.谢花林、程玲娟, 2017: 《地下水漏斗区农户冬小麦休耕意愿的影响因素及其生态补偿标准研究——以河北衡水为例》, 《自然资源学报》第 12 期, 第 2012-2022 页。
- 15.闫海明、张瑜、李炜、杨会彩、姜群鸥, 2022: 《生态补偿标准估算方法研究进展》, 《河北师范大学学报(自然科学版)》第 5 期, 第 533-540 页。
- 16.杨会峰、孟瑞芳、李文鹏、李泽岩、支传顺、包锡麟、李长青、柳富田、吴海平、任宇, 2021: 《海河流域地下水资源特征和开发利用潜力》, 《中国地质》第 4 期, 第 1032-1051 页。
- 17.杨文杰、刘丹、巩前文, 2018: 《耕地休耕差别化动态补偿模式构建及其保障措施》, 《农村经济》第 9 期, 第 36-42 页。
- 18.易福金、肖蓉、王金霞, 2019: 《计量水价、定额管理还是按亩收费? ——海河流域农业用水政策探究》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 33-50 页。
- 19.俞振宁、谭永忠、茅铭芝、吴次芳、赵越, 2018: 《重金属污染耕地治理式休耕补偿政策: 农户选择实验及影响因素分析》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 109-125 页。
- 20.曾黎、杨庆媛、廖俊儒、陈展图、陈伊多、杨人豪, 2018: 《基于农户受偿意愿的休耕补偿标准探讨——以河北样本户为例》, 《资源科学》第 7 期, 第 1375-1386 页。
- 21.张晶渝、杨庆媛、毕国华、曾黎、程小于, 2019: 《农户生计视角下的休耕补偿模式研究——以河北省平乡县为例》, 《干旱区资源与环境》第 5 期, 第 25-30 页。
- 22.钟媛、张晓宁, 2018: 《休耕政策存在的问题及对策》, 《农业经济问题》第 9 期, 第 76-84 页。
- 23.Biffi, S., R. Traldi, B. Crezee, M. Beckmann, L. Egli, D. E. Schmidt, N. Motzer, R. Seppelt, E. L. Slabbert, K. Tiedeman, H. Wang, and G. Ziv, 2021, “Aligning Agri-Environmental Subsidies and Environmental Needs: A Comparative Analysis Between the US and EU”, *Environmental Research Letters*, Vol. 16, 054067.
- 24.Cao, Z., T. Zhu, and X. Cai, 2023, “Hydro-Agro-Economic Optimization for Irrigated Farming in an Arid Region: The Hetao Irrigation District, Inner Mongolia”, *Agricultural Water Management*, Vol. 277, 108095.
- 25.Deng, H., B. Guan, J. Wang, A. Zuo, Z. Wang, and T. Sun, 2021, “Seasonal Land Fallowing Policy in Response to Groundwater Overdraft in the North China Plain”, *Water Alternatives*, 14(2): 371-394.
- 26.Farley, J., R. Costanza, 2010, “Payments for Ecosystem Services: From Local to Global”, *Ecological Economics*, 69(11): 2060-2068.
- 27.Fujioka, M., J. Armacost Jr, H. Yoshida, and T. Maeda, 2001, “Value of Fallow Farmlands as Summer Habitats for Waterbirds in a Japanese Rural Area”, *Ecological Research*, 16(3): 555-567.
- 28.Hellerstein, D. M., 2017, “The US Conservation Reserve Program: The Evolution of an Enrollment Mechanism”, *Land Use policy*, Vol. 63: 601-610.

29. Isik, M. and W. Yang, 2004, "An Analysis of the Effects of Uncertainty and Irreversibility on Farmer Participation in the Conservation Reserve Program", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 29(2): 242-259.
30. Lim, S., and C. Wachenheim, 2022, "Predicted Enrollment in Alternative Attribute Conservation Reserve Program contracts", *Land Use Policy*, Vol. 117, 106090.
31. Liu, G., Y. Ma, Y. Wen, Y. Zhu, J. Xie, 2018, "Comparison on Eco-Compensation Between the Domestic and International Studies", *Journal of Resources and Ecology*, 9(4): 382-394.
32. Ma, S., S. M. Swinton, F. Lupi, and C. Jolejole-Foreman, 2012, "Farmers' Willingness to Participate in Payment-for-Environmental-Services Programmes", *Journal of Agricultural Economics*, 63(3): 604-626.
33. Martinsen, G., S. Liu, X. Mo, and P. Bauer-Gottwein, 2019. "Optimizing Water Resources Allocation in the Haihe River Basin under Groundwater Sustainability Constraints", *Journal of Geographical Sciences*, Vol. 29: 935-958.
34. Monger, R. G., J. F. Suter, D. T. Manning, and J. P. Schneekloth, 2018, "Retiring Land to Save Water: Participation in Colorado's Republican River Conservation Reserve Enhancement Program", *Land Economics*, 94(1): 36-51.
35. Pourmohamad, Y., A. Alizadeh, M. M. Baygi, M. Gebremichael, A. N. Ziae, and M. Bannayan, 2019, "Optimizing Cropping Area by Proposing a Combined Water-Energy Productivity Function for Neyshabur Basin, Iran", *Agricultural Water Management*, Vol. 217: 131-140.
36. Salas-Garita, C., and M. Soliño, 2019, "Estimating the Sustainability of Managed Natural Forests in Costa Rica—A Hybrid Delphi & Choice Experiment Approach", *Forests*, 10(10): 832.
37. Suter, J. F., G. L. Poe, and N. L. Bills, 2008, "Do Landowners Respond to Land Retirement Incentives? Evidence From the Conservation Reserve Enhancement Program", *Land Economics*, 84(1): 17-30.
38. Ustaoglu, E., M. J. Collier, 2018, "Farmland Abandonment in Europe: An Overview of Drivers, Consequences and Assessment of the Sustainability Implications", *Environmental Reviews*, 26(4): 396-416.
39. Varian, H. R., 1994, "A Solution to the Problem of Externalities When Agents Are Well-Informed", *The American Economic Review*, 84(5): 1278-1293.
40. Wang, J., S. G. S. A. Rothausen, D. Conway, L. Zhang, W. Xiong, I. P. Holman, and Y. Li, 2012, "China's Water-Energy Nexus: Greenhouse-Gas Emissions from Groundwater Use for Agriculture", *Environmental Research Letter*, 7(1), 014035.
41. Wang, X., and X. Li, 2018, "Irrigation Water Availability and Winter Wheat Abandonment in the North China Plain (NCP): Findings from a Case Study in Cangxian County of Hebei Province", *Sustainability*, 10(2): 1-16.
42. Williams, R. B., R. Al-Hmoud, E. Segarra, and D. Mitchell, 2017, "An Estimate of the Shadow Price of Water in the Southern Ogallala Aquifer", *Journal of Water Resource and Protection*, 9(3): 289-304.
43. Wunder, S., 2015, "Revisiting the Concept of Payments for Environmental Services", *Ecological Economics*, Vol. 117: 234-243.
44. Zhang, X., and L. Ren, 2021, "Simulating and Assessing the Effects of Seasonal Fallow Schemes on the Water-Food-Energy Nexus in a Shallow Groundwater-Fed Plain of the Haihe River Basin of China", *Journal of Hydrology*, Vol. 595, 125992.
45. Zhang, W., T. H. Ricketts, C. Kremen, K. Carney, and S. M. Swinton, 2007, "Ecosystem Services and Dis-Services to Agriculture", *Ecological Economics*, 64(2): 253-260.

46.Zuo, A., J. Wang, and Q. Huang, 2020, "Willingness to Accept Compensation for Land Fallowing: Results from A Survey of Village Representatives in Northern China", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64(3): 845-866.

(作者单位: ¹北京大学现代农学院;

²北京大学中国农业政策研究中心;

³水利部发展研究中心)

(责任编辑: 柳 荻)

Spatial Optimization of Seasonal Fallow Ecological Compensation Standards at the Basin Scale: A Case Study of the Haihe River Basin

WANG Xialin WANG Zhanlin WANG Jinxiang YAN Tingting HUANG Kaixing

Abstract: Seasonal fallow is an important mean for the comprehensive management of groundwater. It is of great significance to explore the regionally differentiated fallow ecological compensation standards for formulating and improving the ecological compensation mechanism, thus ensuring the long-term sustainability of the policy. This paper takes the Haihe River Basin as an example, which is both the main grain production area and the most severe groundwater overdraft region in China. Based on the theoretical framework of ecological compensation, we construct an ecological-economic model at the spatial scale of 15 sub-basins in the Haihe River Basin. We then use the model to optimize the fallow ecological compensation standards in each sub-basin under different policy scenarios and to simulate the changes in cropping structure and the effects on groundwater extraction. The results are as follows. (1) The value range of regionally differentiated fallow ecological compensation standards in the Haihe River Basin is 218-689 yuan/mu. (2) The implementation of fallow ecological compensation standards based on spatial optimization of each sub-basin can incentivize farmers to reduce the planting areas of winter wheat, adjust cropping structure, and achieve greater groundwater conservation goals without compromising the cultivation income. (3) The implementation of regionally differentiated fallow ecological compensation standards can reduce public financial expenditure by 10% while maintaining the effects of the current policy; in the case of expanding the policy coverage, it can increase the average additional groundwater conservation by 67m³/mu in the basin. Therefore, under the condition of limited financial budget, the regionally differentiated fallow ecological compensation standards can ensure the effectiveness and sustainability of policy implementation.

Keywords: Seasonal Fallow; Groundwater Overdraft; Ecological Compensation Standards; Spatial Optimization; Haihe River Basin

地方政府举债融资机制与隐性债务管理*

——基于对撤县设区改革中政府举债行为的分析

吉富星¹ 洪源² 秦玉奇³

摘要:本文实证检验了撤县设区改革通过地方政府举债融资机制对地方隐性债务规模扩张的影响。结果显示:撤县设区改革能够通过影响政府举债融资机制供需两方面的土地融资杠杆和投资竞争需求,引起地方隐性债务规模的扩张,同时在项目、资金层面形成多个作用路径。从债务监管环境看,债务监管越严,越能抑制撤县设区改革对隐性债务规模扩张的作用。进一步分析发现,受显性债务替代效应和隐性债务增量压缩效应影响,地方债务“显性化”政策能抑制撤县设区改革对隐性债务规模的扩张效应。上述结论对于防范化解地方债务风险以及实现新型城镇化具有政策启示:应审慎推进行政区划调整模式下的城镇化,开好举债“前门”、推动融资平台转型和项目合规融资,降低土地财政依赖,加强债务监管,构建更有效防范化解地方债务风险的长效机制。

关键词:举债融资机制 地方隐性债务 撤县设区改革

中图分类号:F812.7 **文献标识码:**A

一、引言

地方政府债务风险一直是社会各界关注的重点热点问题。2017年全国金融工作会议上习近平明确指出,“各级地方党委和政府要树立正确政绩观,严控地方政府债务增量”^①。2017年7月中共中央政治局会议首次提及隐性债务,要求“有效规范地方政府举债融资,坚决遏制隐性债务增量”^②。2022年12月召开的中央经济工作会议进一步明确“要防范化解地方政府债务风险,坚决遏制增量、化解

*本文研究得到国家社会科学基金一般项目“地方政府隐性债务显性化的可持续性评估与优化路径研究”(编号:22BJY079)和中国社会科学院大学卓越研究项目“基于财政金融协同视角防范系统性风险研究”(编号:20230025)的资助。感谢审稿人的宝贵建议,文责自负。本文通讯作者:洪源。

^①资料来源:《全国金融工作会议在京召开》, https://www.gov.cn/xinwen/2017-07/15/content_5210774.htm。

^②资料来源:《中央政治局:坚决遏制隐性债务增量 要稳定楼市》, http://news.youth.cn/gn/201707/t20170724_10364614.htm。

存量”^①。随着各种因素冲击和财政持续紧平衡，地方融资平台债务违约事件频发。2023年习近平总书记在《求是》发表的文章《当前经济工作的几个重大问题》特别强调“稳步推进地方政府隐性债务和法定债务合并监管”，“加强对融资平台公司的综合治理”^②。2023年7月24日中共中央政治局会议提出，“要有效防范化解地方债务风险，制定实施一揽子化债方案”^③。2023年10月底中央金融工作会议强调“建立防范化解地方债务风险长效机制”^④。“地方政府债务”的表述转变为“地方债务”，这说明，中央除关注地方政府法定或显性债务外，化解以地方融资平台有息债务为代表的隐性债务风险更是当前地方债务风险化解的重中之重。

与此同时，学术界高度关注中国城镇化进程中的地方债务风险问题（范剑勇和莫家伟，2014；Huang et al., 2020）。地方债务可分为显性债务和隐性债务，其中，显性债务是政府具有直接偿还责任的债务或法定债务。2014年修正的《中华人民共和国预算法》实施以来，以地方政府债券形式存在的显性债务被纳入预算的限额管理，得到较好控制，2015—2019年显性债务规模的平均增长率为9%，负债率也保持在19.8%~21.5%（宋傅天和姚东旻，2021）。隐性债务是地方政府直接或承诺以财政资金偿还和以担保等方式举借的债务，主要是地方政府通过融资平台等主体变相融资形成的债务（吉富星，2018）。学者对地方债务规模（主要是隐性债务）快速扩张引发的风险做了大量研究（周世愚，2021）。

已有研究从财政、金融和土地制度等角度分析了地方债务规模扩张中的政府举债融资机制。在财政体制方面，部分研究认为财政分权导致的财政纵向不平衡造成地方政府财政压力，地方政府从而产生举债动机（李永友和张帆，2019；毛捷等，2020）。部分学者认为，中央对地方的救助预期形成的软预算约束导致“公共池”效应，推动了地方债务规模扩张（钟辉勇和陆铭，2015）。在金融制度方面，部分研究认为金融分权强化了财政压力对地方债务规模扩张的影响（陈宝东和邓晓兰，2017）。在土地制度方面，土地被视为地方政府举债的重要抓手，主要表现为地方政府土地引资、土地财政和土地金融行为（刘元春和陈金至，2020）。此外，还有学者从官员晋升激励导致地方政府竞争的视角，对地方政府举债融资行为策略进行了分析（曹婧等，2019；洪源等，2020）。

实际上，地方政府债务资金主要用于市政建设、土地收储、交通运输等城镇化进程中的基础设施建设（陈志勇等，2015）。审计署2013年的《全国政府性债务审计结果》显示，约68%的地方政府性债务资金投向了市政基础设施建设^⑤。因此，在城镇化快速推进的背景下，开展对地方政府举债融

^①资料来源：《中央经济工作会议举行 习近平李克强李强作重要讲话》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-12/16/content_5732408.htm。

^②习近平，2023：《当前经济工作的几个重大问题》，《求是》第4期，第8页、第9页。

^③资料来源：《中共中央政治局召开会议 分析研究当前经济形势和经济工作 中共中央总书记习近平主持会议》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202307/content_6893950.htm。

^④资料来源：《中央金融工作会议在北京举行 习近平李强作重要讲话》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202310/content_6912992.htm。

^⑤资料来源：《审计署发布第32号公告：全国政府性债务审计结果》，https://www.gov.cn/gzdt/2013-12/30/content_2557187.htm。

资机制的研究具有重要现实意义（卢洪友和朱耘婵，2020）。作为推动城镇化进程的重要政策（李宁和周琦宇，2023），撤县设区改革过程带有政府强烈的融资需求，地级市通过上收经济管理权限来对县域资源进行吸纳，拓展城市发展空间（唐为，2019），刺激地方债务的增长（刘潘等，2022；王志锋和葛雪凝，2022）。

上述研究将快速城镇化中地方债务规模扩张的原因归结于财政、金融、土地制度和地方竞争机制，部分研究认为撤县设区改革对地方债务规模扩张具有促进作用，具有重要参考价值。但是，上述研究存在以下需要进一步解决的问题：第一，大部分研究忽视了地方政府举债融资机制与地方债务规模扩张之间的内生性，从实践和逻辑上来看，后者对前者也有反向影响，因此，如不能依据现实条件有效处理上述内生性问题，就无法识别相应的因果关系。第二，2015年以来地方政府举债融资模式由间接隐性融资模式逐步转变为直接显性融资模式，在地方债务“显性化”政策背景下，关于政府举债行为转变如何影响地方债务的研究还比较少。第三，虽然少部分学者研究了撤县设区改革对地方债务增长的影响，但其作用机理和路径研究还不够全面和深入，与现实贴合还存在不足。其中，刘潘等（2022）基于微观土地出让数据验证了地方政府将土地资产注入融资平台以强化土地金融效应的结论，王志锋和葛雪凝（2022）从固定资产投资、政府隐性债务的角度进行了机制检验，但这些研究视角相对单一。

鉴于此，本文将撤县设区改革作为一项外生政策冲击，探究撤县设区改革中政府举债融资行为对地方隐性债务规模扩张的系统影响。相较已有文献，本文可能的研究特色和边际贡献在于：第一，在研究视角和作用机制上，以“（资金）供给—（项目）需求”作为切入点，即从地方政府举债融资机制的“土地融资”“投资竞争”这两个核心表征出发，运用多期双重差分方法分析撤县设区改革对地方隐性债务的影响。同时，结合地方政府融资落地所需的“项目—资金”关键要素，进一步挖掘上述两方面的具体作用路径，且从竞争性机制视角来印证上述作用机制的可靠性。这些研究不仅有利于深化撤县设区改革背景下地方政府举债融资机制与隐性债务关系的理论认识，也有助于从更贴合实践的视角提升本文研究的全面性和逻辑性，为有效切断债务风险传导链条、构建债务管理长效机制提供决策参考。第二，从“堵后门—开前门”的两项重要政策——“债务监管”和“债务显性化”入手，分析撤县设区改革对隐性债务规模影响的异质性以及债务显性化政策对撤县设区改革的隐性债务规模扩张效应的抑制作用，丰富现有债务管理政策效果的研究，为现有政策优化提供借鉴。第三，在研究数据上，通过手工整理等方式获得更为细致、更贴合实际情况的地级市层面隐性债务数据和精准的政策特征变量，同时，开展系列稳健性和内生性检验，较好地解决可能存在的替代性解释和内生性问题。

二、特征事实与影响机理

（一）撤县设区改革与地方隐性债务规模相关性的特征事实

撤县设区改革是指将地级市下辖的县级行政区划改为市辖区。2000年以来，地级市政府为扩大的规模经济效应，积极推动撤县设区改革。如图1所示，2000—2019年全国共有254个县（市）完成撤县设区改革，约占全国县级行政区划数的8.9%，覆盖140个地级市（自治州、地区），占地市级行政区划数的42%。同时，撤县设区改革存在阶段性不平衡。2000—2004年为第一阶段高潮。因城市经济快速

发展和撤县设市被禁止，各地开始尝试通过撤县设区改革来增加城镇化发展空间，这时的撤县设区改革以撤县级市为主。2005—2010年，撤县设区改革进入一个冷静期。由于国家收紧撤县设区政策，改革明显减少。2011—2019年，撤县设区的数量快速增加。2014年《国家新型城镇化规划（2014—2020年）》提出了“制定城市市辖区设置标准，优化市辖区规模和结构”的要求^①，撤县设区改革在此后几年进入新的热潮，并在2016年达到第二个阶段的顶峰，这期间共有87个县（市）完成改革。2017年之后，撤县设区改革的数量有一定回落，但仍然保持了每年约8个县（市）的平稳增加态势。

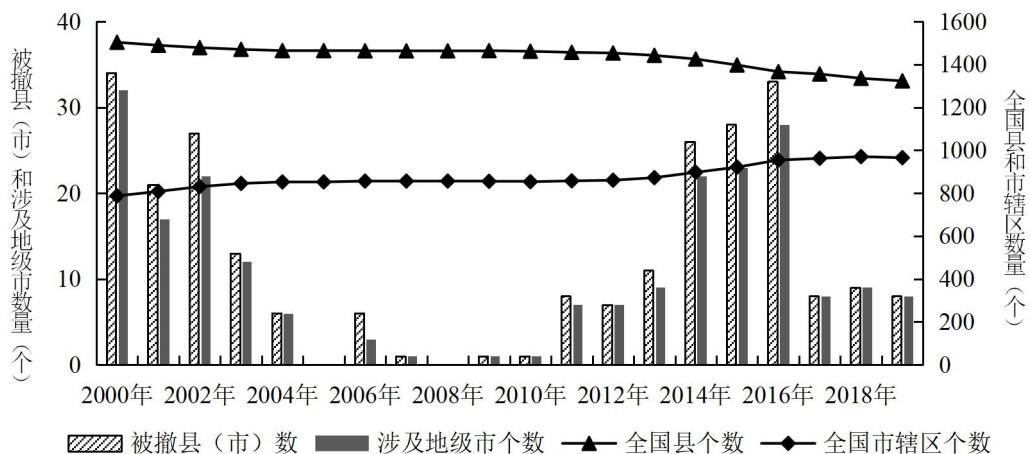


图1 2000—2019年撤县设区改革情况

县是与中国农村经济社会形态相适应的行政区划，县级政府有相应的行政自主权，财权和事权也相对独立。市辖区是城市经济社会形态的空间载体，缺乏行政自主权，且财权和事权都集于市级政府层面。因此，撤县设区改革意味着地级市通过上收经济管理权和财政权限对县域资源进行吸纳，以拓展城市发展空间。在此过程中，势必引起地方政府行为的变化，进而影响地方债务规模。

2010年以来，中国地方隐性债务规模一直保持较快增长，尤其是2017年之前，平均增速达到30%，与图1中2011—2016年撤县设区的数量快速增加有相似趋势。当推进城镇化进程中遇到财政资源困难或较大财政压力时，地方政府往往以借债的方式谋求更多公共资源（常晨和陆铭，2017）。尤其是在土地财政和土地金融行为的催化下，地方融资平台在此期间不断举借和累积债务，导致隐性债务规模不断扩张。此外，2014年修正的《中华人民共和国预算法》赋予地方政府自主发行债券权限，举借主体、借债方式、偿还途径都发生了转变。在这一地方债务“显性化”政策背景下，地方政府显性债务（包括一般债务和专项债务）规模开始扩张，尤其是2018年开始，显性债务规模的增速超过隐性债务，并呈现持续上升态势，这与撤县设区改革的县（市）数量在2017年后呈明显回落的趋势并没有保持一致。

最后，根据2006—2019年撤县设区改革分组下的地级市隐性债务规模变化趋势（如图2所示），

^①参见《中共中央 国务院印发〈国家新型城镇化规划（2014—2020年）〉》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2014/content_2644805.htm?ivk_sa=1024320u。

发生撤县设区的改革组的隐性债务规模明显大于非改革组。尤其是从2010年开始，改革组与非改革组的隐性债务规模差距不断扩大，而2011年也正是撤县设区改革进入第二阶段热潮时期的起点。因此，基于上述撤县设区改革与地方债务规模相关性的特征事实分析，本文可以直观得出撤县设区改革与地级市隐性债务规模高度相关的推论，初步认为撤县设区改革助推了地方隐性债务规模的扩张。

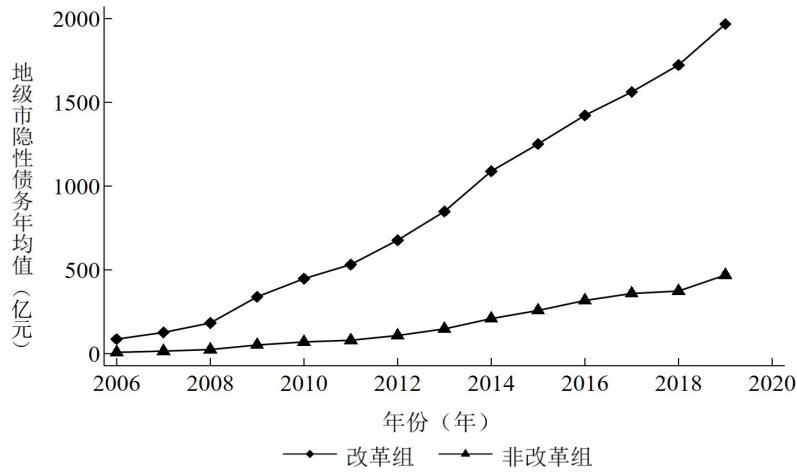


图2 撤县设区改革不同分组下隐性债务规模对比

(二) 撤县设区改革通过政府举债融资机制对地方隐性债务产生影响的机理分析

由制度背景可知，撤县设区改革是整体分权框架下的小范围再集权过程，有助于强化地级市政府的控制权，增加城市资源的聚集。并且，这一改革的主要推动力来自省级和地级市政府，是一种典型的政府主导型城镇化政策。在中国式分权制度框架下，行政区划调整被中央政府赋予了激励功能，深刻改变了地方政府面临的激励约束机制、权利内容、资源要素空间结构乃至政府间的竞争格局（邵朝对等，2018）。因此，本文基于撤县设区改革在推动城镇化过程中所带来的土地、财政和行政资源向地级市政府集中的特征事实，从政府举债融资机制中“（资金）供给—（项目）需求”两个视角——土地融资杠杆、投资竞争需求，分析撤县设区改革通过政府举债融资机制对隐性债务规模扩张的影响。

第一，撤县设区改革导致土地和财政资源集中，客观上形成了地方政府依托土地融资杠杆开展举债融资的机制，催生、扩大了隐性债务规模。撤县设区改革客观上使得市辖区的土地可利用规模显著提高，有助于地级市政府实现可开发利用土地的快速扩张和土地资源的集中（邵朝对等，2018）。通过向地方融资平台注入储备土地并承诺以土地出让收入作为融资担保向银行贷款，已成为融资平台举债融资的普遍做法（范剑勇和莫家伟，2014）。在这一过程中，土地充当了融资杠杆的角色，使得土地融资行为具有了放大效应，在加快城市基础设施建设方面发挥了重要作用（张莉等，2019）。因此，当撤县设区改革放松了地级市城镇化面临的土地资源约束之后，被撤县的土地则以更高层级的市辖区土地性质进入市场，地价极大可能随之上升，这既使得土地作为抵押品的价值变大，也使得政府可支配的土地出让收入增加。这显然便于地方政府将更多土地注入融资平台，并通过土地抵押来获取更多债务融资。另外，撤县设区改革后，撤并的新区财政统一纳入地级市预算管理，地级市对全市财政收入和土地出让收入的统筹能力得到增强（刘潘等，2022），这将进一步增强地级市政府为融资平台举

债提供“隐性担保”的能力，更有利于发挥土地金融作用，促进投资项目所需资金“落地”。

第二，撤县设区改革导致行政资源集中和经济增长目标调整，主观上强化了地方政府投资竞争需求，为隐性债务规模扩张奠定了“项目”基础。在以经济增长为主要考核指标的“晋升锦标赛”机制下（周黎安，2007），地方政府间展开公共投资竞争，吸引企业和资本流入本地（傅勇和张晏，2007）。由于地方隐性债务并不纳入预算管理，资金使用、监管等方面主要由地方政府依托融资平台等载体自行管理，为地方政府开展投资竞争提供了便利。撤县设区改革后，一方面，地级市上收原县域的规划权、建设权和审批权，利用这一契机开展城市新一轮招商引资和产业布局（贺颖和吕冰洋，2019），这意味着地级市政府“为增长而竞争”所能动用的行政资源明显增加。另一方面，经济增长是撤县设区改革最为直观和主要的目标（刘潘等，2022），撤县设区改革也将导致地级市政府调高全市经济增长目标。为此，在开展竞争所能动用的行政资源增加和经济增长目标调高的双重驱动下，地方政府主动开展地区间投资竞争的动机会不断强化，由此需要更大规模的隐性债务资金来满足投资项目需求。

基于以上分析，本文提出研究假说 H1、H1a 和 H1b。

H1：撤县设区改革通过政府举债融资机制助推地方隐性债务规模扩张。

H1a：撤县设区改革通过土地融资杠杆刺激地方隐性债务规模扩张。

H1b：撤县设区改革通过投资竞争需求刺激地方隐性债务规模扩张。

随着 2014 年修正的《中华人民共和国预算法》正式实施，被限制多年的地方政府举债权被放开，以地方债务“显性化”政策为导向的地方债务管理制度的基础和框架得以确立。地方债务“显性化”政策旨在将新增政府显性债务以合法的政府债券形式纳入预算管理（以下简称“开前门”政策），同时遏制地方融资平台有息负债等地方隐性债务增加（以下简称“堵后门”政策）（刘贯春等，2022）。

从地方债务“显性化”政策背景下撤县设区改革对地方隐性债务的影响来看，一方面，“开前门”政策赋予地方政府自主发债权之后，无论是一般债券还是专项债券，其显性债务规模与债务限额均需依法公开（宋傅天和姚东旻，2021），而隐性债务则不公开、不透明。地方政府债券需要在国务院批准的地区限额发行，且地方政府债券主要采用承销、招标等方式在债券市场上发行，与前述隐性债务主要通过地方融资平台等主体举债有明显不同。同时，从使用方向来看，与隐性债务资金主要用于地方政府“为增长而竞争”的投资领域不同，显性债务资金在纳入预算管理后，使用方向要体现区域整体发展的要求，更多地用于社会事业或民生项目、补短板领域以及带动效应强的重大项目。由此可见，撤县设区改革无论是通过土地融资杠杆还是投资竞争需求，都无法促进显性债务规模的扩张。那么，可进一步得出的推论是：在“开前门”政策下，随着地方政府逐步转变举债融资模式，以政府债券为主体的显性债务将替代以融资平台债务为主体的隐性债务，这种替代效应会抑制撤县设区改革对地方隐性债务规模扩张的作用。另一方面，对于“堵后门”政策而言，政府各部门成为地方政府债务的唯一合法举借主体，融资平台的政府融资职能在法理上被剥离。特别是从 2017 年开始，中共中央政治局会议明确提出“有效规范地方政府举债融资，坚决遏制隐性债务增量”^①的治理思路。这种在中央

^①资料来源：《中央政治局：坚决遏制隐性债务增量 要稳定楼市》，http://news.youth.cn/gn/201707/t20170724_10364614.htm。

层面出台的隐性债务规模管控政策，能迅速在全国形成统一的政策监管合力，对地方隐性债务起到明显的抑制效果。

基于以上分析，本文提出研究假说 H2。

H2：在地方债务“显性化”政策背景下，受显性债务替代效应和隐性债务增量压缩效应的影响，撤县设区改革对地方隐性债务规模扩张的影响会被抑制。

三、模型构建与数据说明

(一) 模型构建

为了实证检验撤县设区改革通过政府举债融资机制对地方债务规模扩张的影响，借鉴 Bertrand and Mullainathan (2003) 的做法，本文构建多期双重差分模型 (differences-in-differences，简称 DID) 如下：

$$\begin{aligned} Debt_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 Merge_{it} + \alpha_2 Merge_{it} \times Behavior_{it} \\ & + \alpha_3 Behavior_{it} + \alpha_4 \sum Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \nu_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中： i 和 t 分别表示地级市和年份。模型的被解释变量为地方债务规模 ($Debt_{it}$)，本文分别使用地方隐性债务规模和地方显性债务规模来表示。 $Merge_{it}$ 为模型的核心解释变量，代表撤县设区改革政策。 $Behavior_{it}$ 代表地方政府举债融资机制变量，包含土地融资杠杆和投资竞争需求两个方面，具体测算方法见下文变量定义。 α_2 为交互项的回归系数，为本文重点关注的系数，刻画了撤县设区改革这一政府推动型城镇化外生政策如何影响“政府举债融资机制—地方债务规模扩张”的正向敏感度。 $Controls_{it}$ 代表控制变量， μ_i 为地级市固定效应， δ_t 为年份固定效应， ν_{it} 为残差项。

(二) 变量说明、数据来源与处理

1. 被解释变量。本文的被解释变量为地方政府的隐性债务规模和显性债务规模。首先，从融资角度来看，地方隐性债务资金的来源主要为银行贷款、非标准融资和城投债（吉富星，2018；周世愚，2021）。考虑到地方融资平台贷款和城投债是隐性债务主体，学者们更倾向于利用地方融资平台公司的有息债务数据来测算地方隐性债务规模（毛捷和徐军伟，2019；洪源等，2021；饶品贵等，2022），测算公式为：地方隐性债务规模=地方融资平台短期负债+地方融资平台长期负债。鉴于数据完整性和可用性，本文借鉴曹婧等（2019）和徐军伟等（2020）的做法，使用毛捷教授团队重构的地方政府融资平台名单（徐军伟和毛捷，2021）匹配 Wind 数据库中融资平台债务数据，得到各地级市融资平台有息债务余额数据。其次，对于地方政府显性债务规模，2014 年底各地级市通过清理甄别存量债务形成的一般债务和专项债务数据来自刁伟涛（2018）的整理统计，2015 年及之后的地级市显性债务数据来自 Wind 数据库和本文研究团队手工整理的地级市财政决算报告中的一般债务和专项债务余额数据。2013 年底审计署公布的《全国政府性债务审计结果》显示^①：在全国地方政府负有偿还责任的债务和

^①资料来源：《审计署发布第 32 号公告：全国政府性债务审计结果》，https://www.gov.cn/gzdt/2013-12/30/content_2557187.htm。

或有债务中，地级市本级分别占到了 44% 和 35%；如果包含地级市下辖的县级债务，那么省以下地级市政府债务规模分别占到了 84% 和 51%。因此，以地级市债务视角研究地方隐性债务较为全面、客观。

2.核心解释变量。本文以中国的撤县设区改革为准自然实验，因此本文模型的核心解释变量为是否撤县设区改革（简称为“撤县设区”），在地级市实施撤县设区改革当年及之后年份，该变量取值为 1，否则取值为 0。

3.核心机制变量。本文设置了代表地方政府举债融资机制的变量：土地融资杠杆和投资竞争需求。前者使用地级市出让土地平均单价表示，即以地级市土地出让收入与地级市土地出让面积的比值计算，表示地方政府运用土地杠杆融资的情况。后者使用地级市市政领域固定资产投资率相对比值计算，参考洪源等（2020）的做法，地级市市政领域固定资产投资率相对比值=（地级市当年市政领域固定资产投资额/地级市当年地区生产总值）/（当年所有地级市市政领域固定资产投资额总和/当年所有地级市地区生产总值总和）。该变量值越大，则说明地级市投资水平越高，投资竞争需求的程度也越高。

4.控制变量。参考刘元春和陈金至（2020）、洪源等（2020）、刘潘等（2022）的做法，控制变量使用产业结构、财政缺口、规模经济水平、金融发展水平、外资利用水平、教育支出水平、医疗卫生支出和地级市域内面积等变量。

考虑到数据可得性，本文的样本时间从“十一五”开端的 2006 年开始。2019 年之后新冠疫情可能会对地方债务产生较大冲击，因此使用 2006—2019 年的地级市层面数据。其中，投资竞争需求和控制变量数据主要来源于 2007—2020 年（历年）《中国区域经济统计年鉴》，部分缺失数据和涉及市辖区的数据则通过同期的《中国城市建设统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》《中国城市统计年鉴》进行补充。撤县设区改革数据从民政部网站 (<http://xzqh.mca.gov.cn/description?dcpid=1>) 公布的信息中手工整理得到；地方土地出让相关数据来自中国土地市场网 (<https://www.landchina.com>)。

变量含义和描述性统计见表 1。

表 1 主要变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
隐性债务规模	地方政府隐性债务规模（亿元）	440.7679	1469.8910	0.0000	26950.1900
显性债务规模	地方政府显性债务规模（亿元）	460.3243	621.5270	2.0000	5722.1000
撤县设区	地级市实施撤县设区改革当年及之后年份取值为 1，其他情况取值为 0	0.1489	0.3560	0	1
土地融资杠杆	地级市出让土地平均单价（亿元/公顷）	0.1283	2.7156	0.0001	154.6709
投资竞争需求	地级市市政领域固定资产投资率相对比值	1.1453	0.4136	0.1244	3.5631
产业结构	第二产业从业人员占比	0.4354	0.1447	0.0180	0.8440
财政缺口	财政收支缺口率(一般预算财政支出与财政收入之差与当年地级市地区生产总值的比值)	0.1155	0.1304	-0.0671	2.2298
规模经济水平	规模以上工业企业个数（万个）	0.1258	0.1704	0.0003	1.8792
金融发展水平	金融机构贷款余额/存款余额	0.6560	0.2317	0.0053	6.2050
外资利用水平	实际利用外资金额（亿美元）	8.1751	19.4868	0.0003	308.2563

表1 (续)

教育支出水平	中小学专任教师人数(万人)	4.4645	2.3751	0.0016	24.9855
医疗卫生支出	每万人拥有医疗卫生床位数(张)	4.0535	1.8015	0.9480	30.0000
地级市域内面积	地级市行政区划面积(万平方千米)	1.7216	2.4837	0.0013	40.7276

注：隐性债务规模、显性债务规模和土地融资杠杆，在后文回归分析中取自然对数值。

四、回归结果与分析

(一) 基准回归结果

本文基于全样本的基准回归结果如表2所示。由表2中(1)列和(2)列的回归结果可知，无论是否加入控制变量，在控制年份和地级市固定效应之后，撤县设区变量均在1%的水平上显著，且系数为正。根据(2)列的结果，相比没有发生撤县设区改革的地级市，实施撤县设区改革的地级市隐性债务规模会增加18.8%，即撤县设区改革这一政府推动型城镇化政策会引发地方隐性债务规模扩张。进一步来看，(3)列和(4)列结果中，土地融资杠杆变量和投资竞争需求变量均在1%的水平上显著，且系数为正，说明地方政府举债融资机制对地方隐性债务规模扩张存在正向敏感度。“撤县设区×土地融资杠杆”和“撤县设区×投资竞争需求”也在1%的水平上显著，且系数均为正，说明撤县设区改革通过投资竞争需求、土地融资杠杆两个途径促进地方隐性债务规模增加。综上所述，撤县设区改革通过土地融资杠杆和投资竞争需求两个方面的政府举债融资机制，加剧了地方隐性债务规模扩张，研究假说H1得证。

表2 基准回归结果

变量	基准回归结果							
	(1) 隐性债务规模		(2) 隐性债务规模		(3) 隐性债务规模		(4) 隐性债务规模	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
撤县设区	0.157**	0.051	0.188**	0.052	0.138**	0.060	0.040	0.074
撤县设区×土地融资杠杆							0.923***	0.300
土地融资杠杆							0.088***	0.023
撤县设区×投资竞争需求					0.263***	0.086		
投资竞争需求					0.447***	0.067		
产业结构			1.243***	0.255	1.197***	0.259	1.211***	0.253
财政缺口			-0.950**	0.392	-0.913***	0.347	-0.931**	0.372
规模经济水平			0.152**	0.023	0.120***	0.022	0.146***	0.023
金融发展水平			0.028	0.074	-0.005	0.071	0.013	0.074
外资利用水平			0.003**	0.001	0.002**	0.001	0.002*	0.001
教育支出水平			-0.181***	0.039	-0.187***	0.039	-0.187***	0.039
医疗卫生支出			0.019	0.023	0.022	0.023	0.017	0.023
地级市域内面积			0.368***	0.114	0.306***	0.126	0.399***	0.114
常数项	4.588***	0.015	3.863***	0.295	3.571***	0.303	3.356***	0.320

表2 (续)

年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
地级市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	3239	3085	2899	3080
R ²	0.876	0.881	0.885	0.881

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②表中标准误为聚类稳健标准误。

(二) 稳健性检验

1.平行趋势检验。本文借鉴 Li et al. (2016) 的事件分析法思路，开展多时点 DID 平行趋势检验：构建政策时点的改革时间虚拟变量（当政策时点为 1 时，改革后第 1 年变量赋值为 1，其余年份赋值为 0；当政策时点为 -2 时，改革前第 2 年变量赋值为 1，其余年份赋值为 0）。将上述政策时点的改革时间虚拟变量代入 (1) 式回归，结果显示，各政策时点的改革时间虚拟变量对地方隐性债务规模影响的回归系数在改革之前并不显著，在改革之后显著，这种情况即可在统计上认定回归符合平行趋势假设。

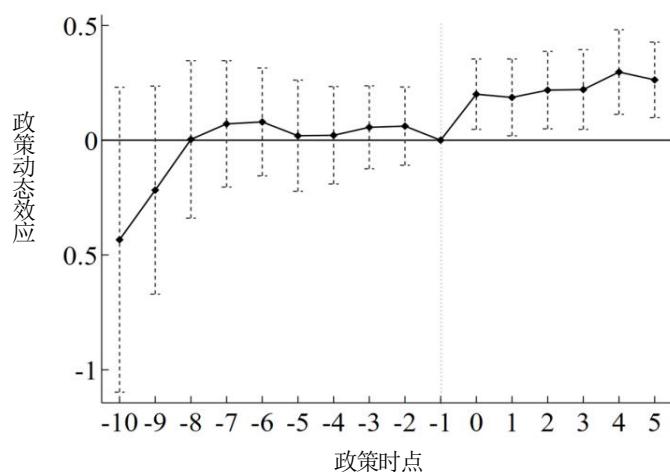


图3 平行趋势检验结果

注：图中政策时点中“1”代表撤县设区改革后的第 1 年，“0”代表改革发生当年，“-1”代表改革发生前 1 年，以此类推。虚线范围代表相应回归系数的 95% 置信区间。

2.安慰剂检验。为进一步验证撤县设区改革的政策效应和回归稳健性，本文进一步开展安慰剂检验，通过随机试验来随机设置撤县设区改革的政策虚拟变量，看能否得到近似基准回归中的政策效应。本文通过 1000 次随机试验得到的模拟撤县设区改革的回归系数及其 p 值呈现以 0 为中心的正态分布，说明随机模拟的结果不显著异于 0，即大量的随机试验模拟得到的政策效应并不存在。因此，可认为前文改革效应并非随机因素造成，进一步证明了前文基准回归结果的可靠性。

3.更换样本的检验。为排除较特殊地级市以及同期其他改革的干扰，本文更换样本进行稳健性检验：剔除直辖市以及副省级、不设区的地级市，剔除样本期间发生了扩权强县改革和省直管县改革的地级市，以样本期间只进行过一次撤县设区改革的地级市为处理组，以尽量避免多时点双重差分“坏

“控制组”问题。回归结果与表2中(3)列、(4)列一致，说明前文实证结果并没有高估撤县设区改革通过政府举债融资机制对地方隐性债务规模扩张所产生的效应。

4. 更换核心机制变量的检验。首先，使用地区生产总值预期增速作为投资竞争需求的替代变量，数据来自手工整理的各年各地级市《政府工作报告》中经济发展预期目标的数据。其次，分别使用地级市的融资平台土地交易价款和融资平台土地交易面积作为土地融资杠杆的替代变量。在数据方面，笔者使用毛捷教授团队整理的地方融资平台名单（徐军伟和毛捷，2021），匹配中国土地市场网^①2006—2019年240万条土地交易数据，获得以融资平台为载体的土地交易数据。

将撤县设区以及撤县设区与以上变量的交互项代入(1)式回归，结果显示^②，“撤县设区×地区生产总值预期增速”“撤县设区×融资平台土地交易价款”“撤县设区×融资平台土地交易面积”均显著，且系数均为正。这进一步说明，撤县设区改革通过土地融资杠杆和投资竞争需求两个维度的政府举债融资机制推动了地方隐性债务规模的扩张。

5. 考虑微观层面的地方融资平台企业债务样本。融资平台是隐性债务规模扩张的重要载体。本文以2006—2019年上述地方融资平台的两万多条企业债务数据为样本进行回归分析^③，被解释变量分别为融资平台带息债券规模、净债务与净资产之比、长期债务规模和长期债务占比等指标。结果显示，“撤县设区×投资竞争需求”和“撤县设区×土地融资杠杆”均显著，且系数均为正，说明从微观视角看，撤县设区改革通过土地融资杠杆和投资竞争需求两个地方政府举债融资机制，对地方融资平台举债规模产生了影响。

五、作用路径与异质性分析

(一) 撤县设区改革产生政府举债融资机制的作用路径检验

1. 撤县设区改革形成土地融资杠杆的作用路径检验。本文以地级市融资平台数量，划拨、作价入股或出资的土地出让面积，以及政府性基金预算收入预期增速^④作为作用路径变量，回归结果如表3所示。撤县设区变量对以上3个变量的回归结果均显著，且系数均为正，说明撤县设区改革显著促进了地方融资平台数量和注入融资平台土地面积的增加，还提高了地级市政府性基金预算收入（以土地出让收入为主）预期增速。上述结果表明，撤县设区改革放松了地级市城镇化面临的土地资源约束，增强了地方政府利用融资平台进行土地融资的动因，政府将更多土地注入融资平台，通过土地金融来获取更多的债务融资，导致地级市隐性债务规模不断扩大。因此，撤县设区改革形成的土地融资杠杆作用路径得以验证。

^①资料来源：中国土地市场网网站，<https://www.landchina.com>。

^②限于篇幅，部分结果未展示，感兴趣读者可向作者索取。

^③使用徐军伟和毛捷（2021）中地方融资平台名单匹配Wind数据库的融资平台债务数据，得到融资平台企业债务数据。

^④政府性基金预算收入预期增速数据来自笔者手工整理的各年各地级市的全市预算草案报告。

表3 撤县设区改革形成土地融资杠杆的作用路径检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	地级市融资平台数量	划拨、作价入股或出资的土地出让面积	政府性基金预算收入预期增速
撤县设区	3.291*** (0.395)	1.859*** (0.648)	0.334** (0.162)
控制变量	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
地级市固定效应	已控制	已控制	已控制
样本量	3198	3484	1550
R ²	0.899	0.639	0.614

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②表中括号内为聚类稳健标准误。

2.撤县设区改革产生投资竞争需求的作用路径检验。本文以地级市全社会固定资产投资额、市政公用基础设施固定资产投资额和房地产投资完成额作为作用路径变量，回归结果见表4。撤县设区变量在对以上3个变量的回归中均显著，且系数均为正，说明撤县设区改革促进了全社会固定资产投资额的增长，特别是促进市政公用基础设施固定资产投资和房地产投资增长的效果突出。这两部分投资与地方融资平台以有息债务为主要形式的隐性债务有着非常密切的关系，同时上述投资额的增加也表明地方政府投资竞争程度比以往更加激烈。撤县设区改革形成投资竞争需求的作用路径得以验证。

表4 撤县设区改革形成投资竞争需求的作用路径检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	地级市全社会固定资产投资额	地级市市政公用基础设施固定资产投资额	地级市房地产投资完成额
撤县设区	0.353*** (0.053)	0.957** (0.402)	0.434*** (0.149)
控制变量	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
地级市固定效应	已控制	已控制	已控制
样本量	3714	3521	3443
R ²	0.901	0.803	0.962

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②表中括号内为聚类稳健标准误。

（二）拓展性分析：竞争性机制检验

除上述机制外，撤县设区改革是否可能通过其他的竞争机制来对地方隐性债务规模产生影响？为了实证检验可能存在的竞争性机制，本文分别构造改革竞争强度变量、税收竞争变量和财政收入预期变量来检验撤县设区改革可能形成的其他竞争性机制对地方隐性债务规模的影响。其中，参考贺颖和吕冰洋（2019）、乔俊峰和黄智琛（2021）的研究，改革竞争强度变量采用地级市撤县设区数量与所辖县数量之比来表示，税收竞争变量采用地级市宏观税负（税收收入/地级市地区生产总值）与地级市所在省份的宏观税负之比来表示，财政收入预期变量采用一般公共预算收入预期增速指标，来自手工整理的各年各地级市政府预算报告中一般公共预算收入预期增长目标的数据。

从表 5 的 (1) 列和 (2) 列结果可以看出，“撤县设区×改革竞争强度”变量并不显著，说明撤县设区改革所导致的改革竞争强度提升，并不能促进地方隐性债务规模的扩张。从表 5 的 (3) 列和 (4) 列结果可以看出，“撤县设区×税收竞争”变量并不显著，说明撤县设区改革并不会通过形成地方政府间的税收竞争来促进地方隐性债务规模扩张。从表 5 的 (5) 列和 (6) 列结果可以看出，“撤县设区×财政收入预期”变量也不显著，说明撤县设区改革也不会通过提高地方政府的一般公共预算收入增长目标来促进地方隐性债务规模扩张。可见，本部分提出的竞争机制可能存在，这进一步印证了撤县设区改革通过政府举债融资机制引致地方隐性债务规模扩张结论的可靠性和正确性。

表 5 竞争性机制假说的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	隐性债务规模	隐性债务规模	隐性债务规模	隐性债务规模	隐性债务规模	隐性债务规模
撤县设区	0.305*** (0.101)	0.268*** (0.092)	0.022* (0.013)	0.017 (0.012)	0.247*** (0.086)	0.232** (0.082)
撤县设区×改革竞争强度	0.009 (0.012)	0.008 (0.011)				
撤县设区×税收竞争			-0.016 (0.009)	-0.013 (0.008)		
撤县设区×财政收入预期					0.007 (0.009)	0.006 (0.009)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	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
地级市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	2996	2842	3122	3076	3117	3059
R ²	0.617	0.608	0.714	0.705	0.668	0.654

注：①***和*分别表示 1% 和 10% 的显著性水平；②表中括号内为聚类稳健标准误。

(三) 债务监管环境的异质性分析

从“堵后门”政策实施效果看，债务监管能否在其中发挥作用？为此，本文构造财政透明度、审计力度和预算软约束程度 3 个调节变量来反映地方政府面临的债务监管环境，以检验其影响。其中：地级市财政透明度数据来源于 2012—2019 年清华大学的《中国市级政府财政透明度研究报告》^①；审计力度用各年地方审计局公布的“审计查出主要问题金额”的人均值表示，数据来自 2006—2019 年（历年）的《中国审计年鉴》；预算软约束程度用地级市层面的土地出让收入与财政收入之比表示。

从表 6 的 (1) ~ (4) 列结果可以看出，“撤县设区×财政透明度”和“撤县设区×审计力度”至少在 5% 的水平上显著，且系数为负，说明在撤县设区改革中，地方政府财政透明度越高，资金审计力度越强，对隐性债务规模扩张的抑制作用越大。表 6 的 (5) 列和 (6) 列结果显示，“撤县设区×

^① 资料来源：清华大学公共管理学院网站，<https://www.sppm.tsinghua.edu.cn/xycbw/yjbg.htm>。

预算软约束程度”在1%的水平上显著，且系数为正，说明在撤县设区改革中，地方财政对土地出让收入依赖越大，预算软约束程度越高，地方隐性债务规模扩张越明显。综上所述，地方政府面临的债务监管环境会对撤县设区改革影响隐性债务规模扩张产生显著的调节效应。

表6 考虑债务监管环境调节效应的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	隐性债务规模	隐性债务规模	隐性债务规模	隐性债务规模	隐性债务规模	隐性债务规模
撤县设区	0.312*** (0.102)	0.297*** (0.098)	0.278*** (0.062)	0.243*** (0.056)	0.024* (0.013)	0.009 (0.075)
撤县设区×财政透明度	-0.006*** (0.002)	-0.004*** (0.001)				
撤县设区×审计力度			-0.452*** (0.156)	-0.293** (0.131)		
撤县设区×预算软约束程度					0.287*** (0.125)	0.192*** (0.071)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	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
地级市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1980	1980	3079	3079	2969	2969
R ²	0.922	0.908	0.897	0.881	0.907	0.880

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②表中括号内为聚类稳健标准误；③限于篇幅，交互项其他分项回归结果未列出。

六、地方债务“显性化”政策背景下的进一步分析

在债务“显性化”政策背景下，本文考察撤县设区改革是否会影响隐性债务类似的政府举债融资机制，进而影响显性债务。如果未形成，那么，以政府债券为主体的显性债务可以替代以融资平台债务为主体的隐性债务，这种替代可能会对撤县设区改革造成的地方隐性债务规模扩张起到抑制作用。本文以撤县设区与土地融资杠杆、投资竞争需求的交互项作为关键解释变量，实证检验撤县设区改革通过政府举债融资机制对地方政府显性债务产生的影响。表7的（1）列结果显示，“撤县设区×土地融资杠杆”不显著，说明在新增地方政府显性债务分配限额管理下，显性债务规模与地方政府拥有的土地资源并无直接联系，撤县设区改革所导致的土地资源集中无法形成土地融资杠杆，没有对显性债务规模产生影响。表7的（2）列结果显示，“撤县设区×投资竞争需求”不显著，说明显性债务资金被纳入预算管理后，使用方向要体现区域整体发展的要求，更多地用于社会事业或民生项目、补短板领域和带动效应强的重大项目，或是债务“显性化”政策实施后行政考核有一定变化，除经济发展指标外，还要加强债务风险管控。可见，撤县设区改革没有对地方显性债务规模起到扩张作用。

表 7 撤县设区改革对地方政府显性债务影响机制的检验结果

变量	(1) 显性债务规模		(2) 显性债务规模	
	系数	标准误	系数	标准误
撤县设区	0.009	0.041	-0.052	0.032
土地融资杠杆	0.003	0.011		
撤县设区×土地融资杠杆	-0.327	0.205		
投资竞争需求			-0.008	0.535
撤县设区×投资竞争需求			0.060	0.063
控制变量	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
地级市固定效应	已控制		已控制	
样本量	1538		1441	

注：表中标准误为聚类稳健标准误。

在地方债务“显性化”政策背景下，为进一步检验撤县设区改革中政府举债融资机制对隐性债务规模影响的变化，本文设置如下三个反映地方债务“显性化”政策特征的变量：第一，设置债务置换冲击强度变量，用以反映地方债务置换对地方政府的冲击强度。债务置换冲击强度=强度变量×改革前后变量，强度变量=2014年各地级市的显性债务存量规模/(显性债务存量规模+隐性债务存量规模)。对于改革前后变量，2015年之前赋值为0，2015年之后赋值为1。债务置换冲击强度值越大，代表地方债务显性化程度越高。第二，设置反映地级市落实2015年地方政府自主发债政策的虚拟变量——债务“开前门”。2014年修正的《中华人民共和国预算法》施行后，各地遗留债务处理难度、经济水平、政府管理等方面的差异，导致政策落实的真实时间有较大差异（梁若冰和王群群，2021）。本文通过手工收集地级市2015—2019年《政府年度总决算》和《举借政府债务情况说明》中相关数据，确定各地级市债券余额最早公布时间，以此作为地级市自主发债政策的落实时间。地级市在某年公布债券余额信息后，当年及以后年份债务“开前门”变量赋值为1，否则为0。第三，设置反映地级市落实2017年中央加强隐性债务管控政策的虚拟变量——债务“堵后门”。本文通过手工整理地级市2017—2019年《政府年度总决算》中相关数据，确定各地级市在决算报告中首次提到“隐性债务管控”的时间，并以此作为地级市加强隐性债务管控政策的落实时间。地级市在某年决算报告中提到“隐性债务管控”后，当年及以后年份债务“堵后门”变量赋值为1，否则为0。

将上述3个反映地方债务“显性化”政策特征的变量分别加入基准回归模型，得到的回归结果如表8所示。从表8的(1)~(8)列可以看出，债务置换冲击强度、债务“开前门”和债务“堵后门”变量均显著，且系数均为负。一方面，这说明地级市在地方债务置换和“开前门”政策实施之后，更依赖通过发行地方政府债券的直接显性模式来举债融资，即显性债务所产生的对隐性债务的替代效应，对隐性债务规模扩张产生了显著的抑制作用；另一方面，这也说明在2017年实施加强隐性债务管控的“堵后门”政策之后，隐性债务增量的空间被明显压缩，进而也能起到较明显的抑制隐性债务规模

扩张的作用。与此同时，“撤县设区×土地融资杠杆”和“撤县设区×投资竞争需求”虽然依然显著，但是在表8的(4)列和(8)列中，当将3项地方债务“显性化”政策变量同时加入模型后，无论是“撤县设区×土地融资杠杆”还是“撤县设区×投资竞争需求”，其系数显著性水平较表2的(3)列和(4)列结果都有明显的下降。上述结果说明，综合考虑地方债务“显性化”政策的背景下，虽然撤县设区改革通过政府举债融资机制促进隐性债务规模扩张的作用仍然存在，但受地方债务“显性化”政策所带来的显性债务替代效应和隐性债务增量压缩效应的影响，撤县设区改革对隐性债务的作用受到了明显抑制。上述结论也支持了前文的研究假说H2。

表8 地方债务“显性化”政策背景下撤县设区改革对隐性债务影响的回归结果

变量	隐性债务规模							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
撤县设区	0.113*	0.226***	0.140**	0.259***	-0.010	0.166**	-0.074	0.030
	(0.059)	(0.067)	(0.061)	(0.067)	(0.079)	(0.076)	(0.129)	(0.151)
债务置换冲击强度	-1.162***			-1.191***	-1.270***			-1.316***
	(0.139)			(0.140)	(0.142)			(0.142)
债务“开前门”		-0.112*		-0.181***		-0.159***		-0.222***
		(0.059)		(0.058)		(0.059)		(0.058)
债务“堵后门”			-0.184***	-0.171***			-0.177***	-0.161**
			(0.067)	(0.066)			(0.065)	(0.064)
撤县设区×土地融资杠杆					1.027***	0.864***	1.653**	1.812**
					(0.352)	(0.283)	(0.722)	(0.850)
撤县设区×投资竞争需求	0.239***	0.236***	0.274***	0.201**				
	(0.084)	(0.085)	(0.090)	(0.086)				
控制变量	已控制	已控制	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	已控制	已控制
地级市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	2891	2899	2848	2844	3072	3080	3026	3022
R ²	0.888	0.885	0.882	0.885	0.884	0.881	0.878	0.882

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②表中括号内为聚类稳健标准误；③限于篇幅，交互项其他分项回归结果未列出。

七、结论与政策启示

本文运用双重差分方法，基于“政府举债融资机制—地方债务规模扩张”的敏感性框架，实证分析了撤县设区改革这一外生政策冲击下地方政府举债融资机制对地方隐性债务规模扩张的系统影响。研究发现：第一，撤县设区改革能够通过土地融资杠杆和投资竞争需求两项政府举债融资机制，引发地方隐性债务规模扩张。第二，融资平台数量，划拨、作价入股或出资的土地出让面积，以及政府性基金预算收入预期增速是撤县设区改革形成土地融资杠杆效应的作用路径；固定资产投资额、市政公用基础设施

固定资产投资额和房地产投资完成额是撤县设区改革形成投资竞争需求效应的作用路径。同时，本文进一步构造改革竞争强度变量、税收竞争变量和财政收入预期变量来反映撤县设区改革可能形成的其他竞争性机制对地方隐性债务规模的影响，所得回归结果并不显著，这从另一角度印证了上述作用路径的可靠性。第三，从债务监管环境的异质性来看，更高的债务监管程度会更好地抑制撤县设区改革对隐性债务规模扩张的作用。第四，在地方债务“显性化”政策背景下，撤县设区改革未能刺激地方政府显性债务规模的扩张。同时，受到“开前门”政策所产生的显性债务替代效应和“堵后门”政策所产生的隐性债务增量压缩效应的影响，撤县设区改革对隐性债务规模扩张的作用明显减弱。

本文研究得出的政策启示如下：第一，应充分评估撤县设区改革的必要性、可行性和科学性，审慎实施行政区划调整的城镇化模式，防止城镇化引发过度投资冲动。在推进以人为核心的新型城镇化背景下，应尊重人口迁移规律和趋势，对人口规模不大、增速稳定的城市或县城，要遏制市政基础设施和房地产的无序开发，实施科学的绿色低密度开发，盘活低效利用土地。第二，聚焦地方隐性债务形成机制，切实加强“项目立项—项目融资”联动管理，加快融资平台转型，遏制隐性债务增量。一方面，围绕源头风险，加强公共项目的立项必要性和投资可行性论证，开展地方财政承受能力和债务风险评估，提升项目决策科学性和规范性；另一方面，要求金融机构按照市场化、法治化原则提供融资，不得新增隐性债务。此外，积极推进融资平台分类转型，不得将储备土地、公益性资产等划入融资平台，并切实剥离其政府融资功能。第三，引导地方政府间良性竞争，改革优化土地财政模式，提升地方治理水平和发展能力。深度优化政绩考核机制、改革财政体制，围绕公共服务、民生保障和实体经济高质量发展来规范政府投资竞争行为，逐步降低土地金融、土地财政依赖度，消除地方举债冲动。第四，“疏堵结合”，开好“前门”、严堵“后门”，健全地方债务管理长效机制。考虑适当缓解地方财政压力，适当上移事权、适度增加中央债务杠杆，进一步优化地方政府债券额度分配和公共项目资金供给模式。同时，完善涵盖融资平台债务在内的大口径地方债务监测、预警机制，加大审计、监督和问责力度。

参考文献

- 1.曹婧、毛捷、薛熠, 2019:《城投债为何持续增长: 基于新口径的实证分析》,《财贸经济》第5期, 第5-22页。
- 2.常晨、陆铭, 2017:《新城之殇——密度、距离与债务》,《经济学(季刊)》第4期, 第1621-1642页。
- 3.陈宝东、邓晓兰, 2017:《财政分权、金融分权与地方政府债务增长》,《财政研究》第5期, 第38-53页。
- 4.陈志勇、毛晖、张佳希, 2015:《地方政府性债务的期限错配: 风险特征与形成机理》,《经济管理》第5期, 第12-21页。
- 5.刁伟涛, 2018:《中国地方政府债务风险: 2014—2017》,北京:社会科学文献出版社,第98-127页。
- 6.范剑勇、莫家伟, 2014:《地方债务、土地市场与地区工业增长》,《经济研究》第1期, 第41-55页。
- 7.傅勇、张晏, 2007:《中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价》,《管理世界》第3期, 第4-12页。
- 8.贺颖、吕冰洋, 2019:《行政性分权与地区市场分割——基于地级市的研究》,《经济学报》第4期, 第127-157页。
- 9.洪源、陈丽、曹越, 2020:《地方竞争是否阻碍了地方政府债务绩效的提升? ——理论框架及空间计量研究》,《金融研究》第4期, 第70-90页。

- 10.洪源、阳敏、吕鑫、孟然然, 2021: 《地方政府隐性债务违约风险的评估与化解——基于多维偿债能力框架的实证分析》, 《中国软科学》第9期, 第151-162页。
- 11.吉富星, 2018: 《地方政府隐性债务的实质、规模与风险研究》, 《财政研究》第11期, 第62-70页。
- 12.李宁、周琦宇, 2023: 《撤县设区对区域粮食生产的外溢效应分析》, 《中国农村经济》第5期, 第23-41页。
- 13.李永友、张帆, 2019: 《垂直财政不平衡的形成机制与激励效应》, 《管理世界》第7期, 第43-59页。
- 14.梁若冰、王群群, 2021: 《地方债管理体制改革与企业融资困境缓解》, 《经济研究》第4期, 第60-76页。
- 15.刘贯春、程飞阳、姚守宇、张军, 2022: 《地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善》, 《管理世界》第11期, 第71-89页。
- 16.刘潘、祁毓、张兆强, 2022: 《行政主导型城镇化与地方融资平台债务: 以撤县设区为观察视角》, 《财政研究》第7期, 第113-128页。
- 17.刘元春、陈金至, 2020: 《土地制度、融资模式与中国特色工业化》, 《中国工业经济》第3期, 第5-23页。
- 18.卢洪友、朱耘婵, 2020: 《城镇化、人口流动与地方政府债务水平——基于中国地级市的经验证据》, 《经济社会体制比较》第1期, 第9-21页。
- 19.毛捷、韩瑞雪、徐军伟, 2020: 《财政压力与地方政府债务扩张——基于北京市全口径政府债务数据的准自然实验分析》, 《经济社会体制比较》第1期, 第22-33页。
- 20.毛捷、徐军伟, 2019: 《中国地方政府债务问题研究的现实基础——制度变迁、统计方法与重要事实》, 《财政研究》第1期, 第3-23页。
- 21.乔俊峰、黄智琛, 2021: 《地方政府债务为何持续扩张——基于撤县设区的准自然实验分析》, 《南开经济研究》第6期, 第127-143页。
- 22.饶品贵、汤晟、李晓溪, 2022: 《地方政府债务的挤出效应: 基于企业杠杆操纵的证据》, 《中国工业经济》第1期, 第151-169页。
- 23.邵朝对、苏丹妮、包群, 2018: 《中国式分权下撤县设区的增长绩效评估》, 《世界经济》第10期, 第101-125页。
- 24.宋傅天、姚东旻, 2021: 《“城投部门”议价能力与地方政府债务扩张》, 《管理世界》第12期, 第92-110页。
- 25.唐为, 2019: 《分权、外部性与边界效应》, 《经济研究》第3期, 第103-118页。
- 26.王志锋、葛雪凝, 2022: 《行政区划调整影响了地方政府债务吗——基于254个城市撤县设区的实证研究》, 《宏观经济研究》第6期, 第161-175页。
- 27.徐军伟、毛捷, 2021: 《地方融资平台公司转型与发展研究》, 北京: 中国财政经济出版社, 第157-265页。
- 28.徐军伟、毛捷、管星华, 2020: 《地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角》, 《管理世界》第9期, 第37-59页。
- 29.张莉、黄亮雄、刘京军, 2019: 《土地引资与企业行为——来自购地工业企业的微观证据》, 《经济学动态》第9期, 第82-96页。
- 30.钟辉勇、陆铭, 2015: 《财政转移支付如何影响了地方政府债务?》, 《金融研究》第9期, 第1-16页。
- 31.周黎安, 2007: 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》, 《经济研究》第7期, 第36-50页。
- 32.周世愚, 2021: 《地方政府债务风险: 理论分析与经验事实》, 《管理世界》第10期, 第128-138页。

- 33.Bertrand, M., and S. Mullainathan, 2003, “Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences”, *Journal of Political Economy*, 111(5): 1043-1075.
- 34.Huang, Y., M. Pagano, and U. Panizza, 2020, “Local Crowding-Out in China”, *The Journal of Finance*, 75(6): 2855-2898.
- 35.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 123(11): 18-37.

(作者单位: ¹中国社会科学院大学应用经济学院;

²湖南大学经济与贸易学院;

³湖南工商大学财政金融学院)

(责任编辑: 胡 祎)

Local Government Debt Financing Mechanism and Implicit Debt Management: An Analysis of the Government Debt Financing Behavior in the Reform of Withdrawing Counties and Establishing Districts

Ji Fuxing Hong Yuan Qin Yuqi

Abstract: This paper empirically examines the impact of the reform of withdrawing counties and establishing districts on the expansion of local implicit debt through the local government debt financing mechanism. The results show that the reform of withdrawing counties and establishing districts can lead to the expansion of the scale of local implicit debt by influencing the leverage of land financing and competition for investment demand on both the supply and demand sides of the government's debt financing mechanism, and at the same time form a number of paths at the project and funding levels. From the perspective of the debt regulation environment, the stricter the debt regulation is, the more it can inhibit the effect of the reform of withdrawing counties and establishing districts on the expansion of the scale of implicit debt. Further analysis shows that, the policy of “making local debt explicit” can inhibit the expansion effect of the reform of withdrawing counties and establishing districts on the scale of implicit debt due to the substitution effect of explicit debt and the incremental compression effect of implicit debt. The above findings have policy implications for the prevention and resolution of local debt risks and the realization of new urbanization: It is necessary to prudently promote urbanization under the mode of administrative division adjustment, open the “front door” of debt financing, promote the transformation of financing platforms and compliant financing of projects, and reduce the dependence on land financing and strengthening debt supervision, etc. A more effective long-term mechanism to prevent and resolve local debt risks should be constructed.

Keywords: Debt Financing Mechanism; Local Government Implicit Debt; The Reform of Withdrawing Counties and Establishing Districts