DOI:10.20069/j.cnki.DJKX.2026032

城镇化安置会带来更高的主观福祉吗?
——来自易地扶贫搬迁的证据

汪三贵[1,2],赵焕琪[1],胡海琛[1]
1. 中国人民大学 农业与农村发展学院,北京 100872
2. 中国人民大学 中国扶贫研究院,北京 100872

移动端阅读

摘要:易地扶贫搬迁作为消除绝对贫困的重要手段,其城镇安置的模式也为研究城镇化的福利效应提供了重要契机。基于三期调查数据和交错双重差分方法,利用易地扶贫搬迁政策中不同的城乡安置区位,探究迁入城镇和留在农村对搬迁户主观福祉的影响。研究发现,各安置区位均显著提升了搬迁户的生活满意度,而搬迁到县城的生活满意度提升效应明显优于乡镇和农村。机制分析发现,搬迁到县城对中学教育可及性和各级医疗服务可及性的提升效果更强,而在促进非农就业、提升信息获取能力等方面没有明显优势,说明教育和医疗公共服务水平是导致效果差异的关键因素。异质性分析发现,与乡镇和农村相比,迁入县城更能提高有教育、医疗等需求搬迁户的生活满意度。据此提出提升农村与乡镇安置区公共服务水平、促进搬迁户社会融入、强化县城载体地位并补齐公共服务短板等方面的政策建议。

关键词:新型城镇化;生活满意度;公共服务;易地扶贫搬迁;城乡安置区位;教育可及性;医疗服务可及性;主观福祉

文献标识码:A **文章编号:**1002-2848-2026(03)-0016-16

易地扶贫搬迁是脱贫攻坚战的头号工程和标志性工程,旨在通过搬迁改善贫困群体发展的环境。“十三五”期间,全国累计投入6 000亿元资金,建设了近3.5万个集中安置区和266万余套住房,共搬迁960多万贫困人口,规模达三峡移民的8倍①。按照城乡区位划分,搬迁安置可分为农村安置、乡镇安置和县城安置三种类型。在搬迁任务全部完成,实现了“搬得出”后,如何让搬迁户“稳得住”成为新时代易地扶贫搬迁后续扶持工作的重点,也是未来“能致富”,推动实现共同富裕的重要基础。这不仅需要切实改善安置区的客观物质条件,防止搬迁户返贫,更要把握不同安置区位搬迁居民的主观福祉变动情况,通过针对性措施增强其获得感和幸福感。

同时,易地扶贫搬迁政策也是推动新型城镇化的重要实践②,其多元的城乡安置区位为深入理解城乡间的福利差距和人口城乡迁移的福利效应提供了重要视角。城乡融合发展是中国式现代化的必然要求,其目的在于破除城乡发展不平衡问题,从而满足人民日益增长的美好生活需要;以人为核心的新型城镇化则强调对人的意愿充分尊重③。这些都说明了在推动城乡融合发展过程中,充分了解并切实提升群

基金项目:国家自然科学基金专项项目(72442020);国家自然科学基金重点项目(72034007)。

作者简介:汪三贵,男,中国人民大学农业与农村发展学院教授,中国人民大学中国扶贫研究院院长,博士生导师,研究方向为贫困问题、发展金融、农村发展;赵焕琪,男,通信作者,中国人民大学农业与农村发展学院博士研究生,研究方向为发展经济学、劳动经济学,电子邮箱为zhaohq0536@163.com;胡海琛,男,中国人民大学农业与农村发展学院硕士研究生,研究方向为贫困问题、农村人口、数字社会。

① 参见https://www.ndrc.gov.cn/fzggw/wld/zcx/lddt/202012/t20201203_1252215.html。
② 参见https://www.ndrc.gov.cn/xwdt/xwfb/202106/t20210630_1285081.html。
③ 参见https://www.gov.cn/zhengce/content/202407/content_6965542.htm。

众主观福利水平的重要性。

一方面，研究易地扶贫搬迁安置区位对搬迁户主观福祉的影响及其作用机制，有助于结合不同区位针对性解决搬迁户的生产生活问题，提升易地搬迁后续扶持工作水平，从而有效促进搬迁户社会融入，巩固拓展脱贫攻坚成果。另一方面，研究易地扶贫搬迁安置区位对搬迁户主观福祉的影响有助于在新型城镇化进程中回应人民对美好生活的向往与追求，理解并缩小城乡发展差距，提高城乡融合发展水平。

一、文献综述与政策背景

（一）文献综述

经济学对于主观福祉的关注可以追溯到18世纪的边沁，其开创的功利主义学派将效用（被定义为快乐、幸福或满足）作为人们福利的信息基础。随着20世纪70年代伊斯特林悖论的提出，主观福祉水平进一步引起学界重视。近期相关研究既涉及个体层面因素，如农户生计资本[1]、创业行为[2]等，也关注社会因素，如城市规划和规模[3]、公共服务水平[4]对主观福祉的影响。

城乡二元结构明显、城乡差距过大是中国面临的主要结构性问题之一[5]。在此背景下，不少学者基于城乡关系视角对主观福祉进行了系列研究：一些文献以生活满意度或幸福感作为评价尺度，静态比较城乡间的福祉差异[4]；另有部分文献以动态视角研究城镇化对农户主观福祉的影响[6]，与本文直接相关。但现有文献大多以自发迁移到城镇的农户作为研究对象，通过匹配等方法将未迁移农户作为对照组，存在较大选择性偏误，且对作用机理的研究仍不充分。本文利用易地扶贫搬迁这一政策实验，以政策推动下完成搬迁的农户作为处理组，以计划搬迁但尚未搬迁的农户作为控制组，在此基础上研究县城、乡镇和农村三种不同区位安置搬迁户的处理效应异质性，从而较大程度缓解样本自选择问题。

已有研究关注了易地扶贫搬迁在增加收入和提高收入质量[7]、增加生计资本[8]、促进非农就业[9]等多方面的影响，但大多局限于“是否搬迁”的政策评估，对搬迁政策自身的异质性关注不足。少数文献探讨了安置政策的异质性，并得到了颇有政策价值和理论意义的结论。张晨等[10]对于集中安置和分散安置的研究发现，集中安置会增加搬迁户的社交距离，不利于搬迁户的社会互动和融入。汪三贵等[7]将安置区位分为城镇和农村两类，并将农村安置作为控制组，发现城镇安置不仅能促进收入增长，而且长期收入质量也更高。本文将安置区位进一步划分为县城、乡镇和农村，运用交错双重差分法和事件研究法，分析不同安置区位的福利效应。

（二）政策背景

本文所研究的易地搬迁政策是指“十三五”期间的易地扶贫搬迁工程，其核心目的是从根本上改善居住在环境恶劣地区的农村贫困人口的生存和发展条件，从而实现脱贫。该政策以政府主导、群众自愿为原则，既充分尊重搬迁户意愿，又努力做到使政策目标对象“应搬尽搬”。具体政策内容主要包括五个方面。一是安置区选址、规划与建设，主要由各地政府按照“城乡统筹、布局优化、集约用地、规模适度”的原则，结合当地土地和城乡建设规划，因地制宜进行规划与建设。二是搬迁方式与安置方式。搬迁方式原则上采取以自然村为单位的整村搬迁[11]，安置方式则以集中安置为主（占比约76.4%），同时结合分散安置（占比约23.6%）①。集中安置以城镇安置和行政村就近安置为主，由政府在划定区域后统一、集中建设安置住房并配套基础设施和公共服务；分散安置则主要利用闲置房屋进行安置。三是资金补助，全国易地扶贫搬迁资金规模共计6 000亿元，其中约5 800亿元由中央和地方政府筹措，剩余约200亿元由搬迁户以每户不超过1万元的标准自筹②。具体补助的标准由各地自主制定，补贴金额往往实行按人补助，不因安置区位或安置住房类型而不同，如贵州规定贫困户人均住房补助2万元③，陕西集中安置户人均住

① 参见https://www.gov.cn/xinwen/2016-10/31/5126509/files/86e8eb65acf44596bf21b2747aec6b48.pdf。

② 参见https://www.ndrc.gov.cn/fzggw/jgsj/dqs/sjdt/201803/t20180330_1050716.html。

③ 参见https://stymj.guizhou.gov.cn/zwgk_0/zfxxgk/fdzdgknr/zcwj/zcjd/201911/t20191124_84881525.html。

房补助2.5万元、分散安置户补助1.5万元①。四是宣传动员，各级政府部门在易地扶贫搬迁工作推进中还承担着宣传搬迁政策、动员农户搬迁的职责，从而确保搬迁工作有力推进，按期完成目标任务。五是考核监督，作为脱贫攻坚的“头号工程”，各级政府的易地搬迁工作面临严格的考核和监督，中央出台易地扶贫搬迁工作成效考核办法，对各省份工作按年度进行考核评价，并作为工作成效的重要参考。

二、理论分析

森[12]认为，发展是扩展人们自由的过程，他将实现各种不同生活方式的自由称为可行能力。易地扶贫搬迁政策旨在引导、推动贫困农户搬离自然条件恶劣、发展空间受限的原居住地，迁入地理环境和经济条件更为优越、发展潜力更大的区域，为其提供选择不同生活方式的自由，这扩展了搬迁户的可行能力。根据森的理论，可行能力的扩展意味着个体福利的提升。作为福利水平的主观映射，搬迁农户的主观福祉可能会随之提升。

社会比较理论认为，主观自我评价是社会比较的过程，会受到相对位置的影响[13]。整体来看，易地搬迁户由贫困高发的偏远村庄迁至发展条件好的区域，相对地位的下降可能会对其主观评价产生不利作用。此外，有文献指出移民群体容易对原居住地存在心理依恋[14]，还需适应生产方式、居住环境、文化习俗等方面的变化[15-16]，从而可能强化主观福利水平的负向变化趋势。但是，易地扶贫搬迁作为一项财政支持力度较大的扶贫开发措施，具有突出的福利效应，搬迁户以较低成本获得显著收益，同时政策以群众自愿为原则，农户的搬迁意愿得到了充分尊重，其可行能力在较大程度上得到了扩展。由此，社会比较和社会融入所带来的负面影响很可能会被抵消，有理由认为易地扶贫搬迁对搬迁户主观福祉起到提升作用。据此，本文提出如下假说：

假说1：易地扶贫搬迁对搬迁农户主观福祉产生正向影响。

易地扶贫搬迁主要在本县内进行安置，依照城乡区划，安置区位可分为县城安置、乡镇安置和农村安置，部分搬迁户迁往县城或乡镇实现人口城镇化，部分搬迁户则被安置在中心村，安置区位对主观福祉的提升程度可能并不相同。从社会融入和社会比较的角度看，迁入城镇使农户的生活方式和生活环境发生更大变化，且原住居民较高的收入水平、受教育程度及职业地位意味着搬迁户的相对位置更低。但是，由于当前中国城乡二元结构仍然明显，城乡间资源配置不均衡、权利机会不平等现象突出，相应地，不同城乡安置区位的生活生产条件也存在一定差距，这会使可行能力的扩展效果在区位间产生显著差异。根据Friedman[17]提出的“核心—边缘”理论，县城是县域的核心区域，在要素富集、技术进步等方面具有持续优势，而农村处在边缘区域，村民的可行能力远落后于县城居民。在二者之间，乡镇起到纽带作用，是城乡要素的交汇所在，乡镇安置的搬迁户所享受到的物质福利很可能弱于县城而强于农村。基于县城、乡镇和农村在客观经济条件方面突出的梯次差异，搬迁户主观福祉的提升水平很可能也按照这一顺序呈现梯度格局。据此，本文提出如下假说：

假说2：易地扶贫搬迁的城乡安置区位会影响主观福祉的提升程度，表现为县城安置的提升程度最大，乡镇安置其次，农村安置最小。

在易地扶贫搬迁政策中，县城、乡镇和农村三种安置区位的差异也主要体现在公共服务供给水平方面。根据森的理论，在各种公共服务中，教育和医疗保健对于人类可行能力的形成和利用起着极其重要的作用[12]。尽管易地扶贫搬迁带来了医疗、教育等公共服务的普遍改善[18]，但教育和医疗等公共服务的可及性差异，可能会导致三种安置区位对可行能力的扩展程度不同，从而影响主观福祉的提升水平。据此，本文提出如下假说：

假说2a：县城、乡镇和农村三种安置区位对公共服务可及性的提升水平不同，导致主观福祉的提升程度差异。

在经济条件方面，非农就业是中国农户增收的主要动力。较之农村，县城和乡镇拥有更为丰富的就业机会、更低的工作搜寻成本，同时其更加便利的交通条件能够有效降低居民外出务工的时间和经济成

① 参见https://www.shaanxi.gov.cn/zfxxgk/fdzdgknr/zcwj/gfxwj/202208/W020220817645624785896.pdf。

本，扩大就业半径。因此，安置在县城和乡镇的搬迁户在非农就业方面具有优势，这也意味着可行能力的提升效应可能更强，进而主观福祉的提升更明显。据此，本文提出如下假说：

假说2b：县城、乡镇和农村三种安置区位对非农就业的促进效果不同，导致主观福祉的提升程度差异。

透明性保证是森基于人们对信息公开透明的需要提出的，他指出信息可获取性受限会使个体的福利遭到损害。在信息化社会中，智能手机、互联网等现代信息通信技术是强化个体的信息获取能力、提高信息可获取性的关键手段，在提高市场匹配效率、维护自身权益等多方面具有积极作用[19-20]。然而，由于县城、乡镇和农村三种安置区位在基础设施建设水平上存在差距，加之社会网络效应的存在，不同区位搬迁户的信息获取能力可能并不平衡，这会影响可行能力的扩展和主观福祉的提高。据此，本文提出如下假说：

假说2c：县城、乡镇和农村三种安置区位对信息获取能力的强化作用不同，导致主观福祉的提升程度差异。

在森的基础上，纳斯鲍姆[21]提出，可行能力不仅在于社会提供的外在条件，也在于个体内在特征。因此，搬迁户的主观福祉虽然在搬迁安置政策影响下出现整体提升，但其提升程度还因个体特征而异。除了个体内在因素，农户在迁出地的地理条件、经济水平和社会资本等因素，也可能导致其可行能力的提升程度不同[22]。因此，个体特征和迁出地特征是影响搬迁户在搬迁后主观福祉的重要因素。据此，本文提出如下假说：

假说3：个体和迁出地特征不同，搬迁安置政策对主观福祉的提升程度不同。

三、数据来源与模型设定

（一）数据来源

本文所使用的数据来源于中国人民大学和国务院原扶贫开发领导小组办公室在甘肃、广西、贵州、湖北、湖南、陕西、四川、云南等8个省份16个县开展的调查。调查省份为《全国“十三五”易地扶贫搬迁规划》中搬迁规模最大的8个省份，覆盖所有的搬迁模式以及安置模式和区位，具有较强的代表性。确定省份后采取分层抽样和随机抽样的方式，在8个省份内各随机抽取2个样本县，在每个样本县考虑搬迁计划和搬迁人数选取2～3个乡镇，每个乡镇随机抽取2个行政村，每个行政村随机抽取村民小组，并从中随机抽取8户左右建档立卡搬迁户和1～2户非建档立卡户。调查组于2016年开展基期调查，此时尚未开展搬迁。

本文使用2016年基期数据和2017、2021年两期追踪数据，构成三期面板数据。数据包括农户问卷、村级问卷和安置区问卷数据，在剔除无效样本、缺失样本后，最终得到1 219户农户的三期面板数据，共3 657个观测值。2016年样本农户均未接受搬迁政策处理，2017年搬迁安置政策在样本内开始实施，在2021年接受搬迁政策处理的农户进一步增加。

（二）变量描述性统计

参考相关文献[1,23]，本文使用生活满意度衡量主观福祉。将问卷中询问居民对于实际生活评价的5个七级李克特量表的观测结果进行线性加总，以得到最终的生活满意度指标[24]①。受访者就每个问题从1～7的整数中进行选择答案，数值越大表示生活满意度越高、主观福祉越高。核心解释变量为易地搬迁、搬迁到县城和搬迁到乡镇，若农户接受了易地扶贫搬迁处理，则“易地搬迁”变量取值为1，否则为0；对于安置在县城和安置在乡镇同理，若安置地为县城则“搬迁到县城”取值为1，否则为0；若安置地为乡镇则“搬迁到乡镇”取值为1，否则为0。

① 5个问题分别是“我的生活大致符合我的理想”“我的生活状况非常好”“我对我的生活满意”“到现在为止，我都能够得到我在生活上希望拥有的重要东西”和“如果我可以再活一次，我基本上不会做任何改变”。

为缓解遗漏变量导致的内生性问题，本文选取家庭人口数、家庭平均受教育年限、家庭男性占比、2016年家庭健康人口占比与年份虚拟变量的交乘项、受访者年龄、受访者年龄的平方、受访者受教育年限、受访者性别、受访者婚姻状况和受访者干部身份作为反映受访者和所在家庭的人口统计特征、经济社会状况及人力资本水平的控制变量。机制变量中，使用到最近小学的距离和到最近初中的距离来度量教育可及性，使用到最近诊所的距离和到最近县级及以上医院的距离来度量医疗服务可及性，使用家中非农就业人数和收入（在实证分析时，本文将非农就业收入取对数后纳入估计）分别衡量非农就业水平和质量，利用家中是否有人使用智能手机和家中是否接入宽带或移动网络度量智能手机使用和互联网接入。

此外，本文将从个体特征[①]和迁出地特征[②]两方面探讨易地搬迁安置区位对生活满意度的异质性影响。

表1 变量描述性统计结果

变量类型	变量名	观测值数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
核心被解释变量	生活满意度	3 657	21.08	7.72	5	22	35
核心解释变量	易地搬迁	3 657	0.44	0.50	0	0	1
	搬迁到县城	3 657	0.07	0.25	0	0	1
	搬迁到乡镇	3 657	0.11	0.31	0	0	1
控制变量	家庭人口数	3 657	4.03	1.59	1	4	11
	家庭平均受教育年限	3 657	3.74	2.81	0	3	18
	家庭男性占比	3 657	0.54	0.18	0	0.5	1
	2016年家庭健康人口占比	3 657	0.56	0.31	0	0.6	1
	受访者年龄	3 657	53.66	12.91	11	53	91
	受访者年龄的平方	3 657	3 046.11	1 382.21	121	2 809	8 281
	受访者受教育年限	3 657	4.52	3.50	0	5	16
	受访者性别	3 657	0.68	0.47	0	1	1
	受访者婚姻状况	3 657	0.89	0.31	0	1	1
	受访者是否干部	3 657	0.05	0.21	0	0	1
机制变量	到最近小学距离，千米	3 651	5.80	7.03	0	3	70
	到最近初中距离，千米	3 650	12.25	10.92	0	10	100
	到最近诊所距离，千米	3 652	3.91	5.70	0	2	60
	到最近县级以上医院距离，千米	1 218	44.40	38.69	0	34	200
	非农就业人数	3 657	1.09	1.01	0	1	6
	非农就业收入	3 657	23 489.00	29 539.00	0	13 200	144 000
	智能手机使用	3 657	0.74	0.44	0	1	1
	互联网接入	3 657	0.41	0.49	0	0	1
调节变量	2016年家庭小学学龄人数	3 657	0.31	0.59	0	0	3
	2016年家庭中学学龄人数	3 657	0.33	0.65	0	0	4
	是否患慢性病	3 657	0.35	0.48	0	0	1
	2016年家庭有适龄单身者	3 657	0.45	0.50	0	0	1
	是否少数民族	3 657	0.28	0.45	0	0	1
	到迁出地距离，米	3 514	9 117.00	24 710.00	0	0	130 000
	原村社会网络完整程度，%	3 003	14.04	25.27	0	0	100
	2016年原村最大姓	3 654	0.41	0.49	0	0	1
	2016年原村承包土地面积	3 657	35.88	60.36	0	13	581
	原村为山地或高原	3 657	0.85	0.35	0	1	1

① 2016年家庭小学学龄人数、2016年家庭中学学龄人数、受访者是否患慢性病、2016年家庭有适龄单身者、受访者是否为少数民族。

② 到迁出地距离、原村社会网络完整程度、2016年是否为原村最大姓、2016年原村承包土地面积、原村是否为山地或高原。

（三）模型设定

由于搬迁户接受搬迁政策、入住新家的时间不同，本文主要使用交错双重差分模型，设定如下：

$$LS_{it}=\beta_0+\beta_1 Rel_{it}+\gamma X_{it}+\alpha_i+\phi_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，LS表示i农户在t时期的生活满意度水平；Rel_{it}表示i农户在t时期是否接受处理搬入新家（搬入后始终取1，否则取0）；β_1即本文关心的核心解释变量估计系数，衡量搬迁对生活满意度的影响；X_{it}为控制变量，γ为系数向量；α_i、ϕ_t为家户固定效应和时间固定效应；ε_{it}为误差项。近年来，以Borusyak等[25-26]为代表的一些研究发现，控制双向固定效应的交错双重差分模型可能造成估计系数出现偏误，对此，本文进一步使用Callaway等[27]提出的方法进行估计，检验结果的稳健性。

四、实证分析

（一）基准回归

易地扶贫搬迁及其不同安置区位对居民生活满意度的影响估计结果如表2所示。第（1）（2）列分别报告了在是否包含控制变量的情况下，控制时间和家户固定效应后的全样本估计结果，核心解释变量估计系数均显著为正，说明易地搬迁政策整体上提升了搬迁农户的生活满意度，假说1得到验证。第（3）列将“搬迁到县城”和“搬迁到乡镇”虚拟变量纳入回归，以比较农村安置与乡镇、县城安置的效应差异，结果显示，搬迁到县城的估计系数为2.54且在1%的水平下显著，搬迁到乡镇的估计系数虽大于0但数值较小且不显著，这表明相较于农村安置，县城和乡镇两种城镇化安置方式的效应存在差异：县城安置对生活满意度的提升效应显著高于农村安置，而乡镇安置则与农村安置效果相近。第（4）列将样本限制为最终在农村安置的搬迁农户和始终未搬迁的农户，第（5）列将样本限制为最终在乡镇安置的搬迁户和始终未搬迁的农户，第（6）列将样本限制为最终在县城安置的搬迁户和始终未搬迁的农户，分别估计搬迁到农村、乡镇和县城对于居民主观生活满意度的影响。结果表明，三种安置方式均明显促进了居民生活满意度的提升。农村安置、乡镇安置的系数分别为1.97和2.08，县城安置的估计系数为4.46，远高于前两种安置区位，因此县城安置对于居民生活满意度的提升效果强于另外两种安置方式，乡镇安置的效应略微大于农村安置。第（3）～（6）列结果证实了假说2。

由基准回归的估计结果可以得出，无论是否纳入控制变量以及如何调整纳入估计的样本范围，易地扶贫搬迁对于居民生活满意度都有正向显著影响，而城乡安置区位间存在一定差异：县城安置提升效应较强，乡镇和农村安置则效果相近，均弱于县城。

表2　基准回归估计结果

变量	生活满意度					
	（1）全样本	（2）全样本	（3）全样本	（4）农村安置	（5）乡镇安置	（6）县城安置
易地搬迁	2.170***	2.260***	1.714***	1.967***	2.081**	4.460***
	（0.434）	（0.433）	（0.467）	（0.545）	（0.961）	（1.299）
搬迁到县城			2.541***			
			（0.572）			
搬迁到乡镇			0.676			
			（0.516）			
控制变量	否	是	是	是	是	是
观测值数	3 657	3 657	3 657	2 055	1 002	687
R^2	0.619	0.625	0.628	0.611	0.608	0.649

注：1.（）内为聚类在家户层面的稳健标准误。

2. ***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

3. 时间和家户固定效应已控制，控制变量估计结果留存备索。

（二）稳健性检验①

以距离搬入新家的相对年份为时点的事件研究法表明，在全样本及三种安置区位分样本下，事前各期系数接近0，未发现明显的事前趋势。接受搬迁政策处理后，处理效应总体呈上升趋势，其中，县城安置的满意度水平在处理后第一期大幅提升并保持在较高水平，政策效果在三种安置方式中最强；农村安置处理后系数虽整体呈上升态势，但变动幅度不大，且仅在处理当期和处理后第二期显著，政策效果相对有限；乡镇安置在处理当期系数显著提高，随后两期政策效果不明显，从处理后第三期开始政策效果进一步显现，可能原因在于乡镇安置区在接纳搬迁农户之初配套设施建设、公共服务尚不健全，后经一段时间完善，农户的生活满意度得以提升。

交错双重差分设定下，使用双向固定效应模型可能会将早处理组作为晚处理组的对照组，当处理效应存在异质性时，估计系数就会出现偏误[25-26]。为此，近年来一系列计量经济学文献提出了解决方案。本文选用一种目前接受度较高、应用较广的异质性处理效应稳健估计方法（CS方法[27]）计算稳健估计量以进行检验。结果显示，无论全样本还是各分样本，核心解释变量系数均显著为正，且县城安置的满意度提升效果依然强于农村安置和乡镇安置，表明基准回归结果较为稳健。

为应对不同安置区位搬迁户之间可能存在的选择性偏误，本文利用村小组问卷中“村民小组搬迁安置地是如何选择的”问题的回答②，将样本限制在搬迁安置点为政府部门直接决定或村委会决定的处理组和始终未处理组，从而降低不同安置区位的选择性。限制样本后的结果显示，系数依然显著为正，且与农村安置相比，县城安置的效应仍然更高，而乡镇安置的效应则无明显区别。

（三）机制分析

在基准回归的基础上，本文基于可行能力理论，从社会机会、经济条件和透明性保证三个方面探究不同区位对搬迁农户生活满意度提升效应出现差异的原因，这也是易地搬迁提升搬迁人口生活满意度的重要潜在机制。

1.社会机会

在义务教育普及和控辍保学政策背景下，农户在享受基础教育方面没有显著差别，但学生上学的物理距离仍是影响教育公平的重要因素，家校距离增加会对学业表现产生负面影响[28]。陈前恒等[29]研究发现，农户到最近小学和初中的距离会影响其主观幸福感，因此本文使用现居住地到最近小学和最近初中的距离度量教育可及性，研究易地搬迁三种安置方式在增加社会机会方面的作用。表3第（1）～（5）列报告了易地搬迁对搬迁户到小学距离的影响，第（6）～（10）列报告了易地搬迁对搬迁户到初中距离的影响。总体而言，第（1）列估计系数为－2.211，在1%的水平下显著，这意味着易地搬迁使搬迁户小学生上学路程缩短2.2千米；第（6）列估计系数为－2.819，同样在1%的水平下显著，说明易地搬迁使搬迁户中学生上学路程缩短了2.8千米。由此可以认为易地搬迁通过提升教育可及性增强了居民主观幸福感。

进一步考察三种具体安置区位。第（2）（7）列将“搬迁到县城”和“搬迁到乡镇”虚拟变量纳入估计，发现相较于农村安置，搬迁到县城和搬迁到乡镇使搬迁户到小学和初中距离缩短效果更显著，即在提升教育资源可及性方面较农村安置效果更强。第（3）～（5）列和第（8）～（10）列分别研究各单一搬迁安置区位的政策效果，得到类似结果：农村安置对到小学距离的缩短效果并不显著，乡镇安置缩短3.9千米，而县城安置使搬迁户到小学的距离缩短6.1千米。在中学方面，农村安置缩短效果不明显，甚至对搬迁户到学校的距离有轻微拉长作用，而乡镇安置显著缩短5.6千米，县城安置则显著缩短14.3千米，可及性提升效果依次递增。

医疗服务的空间可及性体现了享受医疗服务的便利程度，本文使用“到最近医疗服务机构的距离”度量可及性。由于不同层级医疗机构能够提供的医疗服务水平和范围不同，本文分别对诊所和县级（及以

① 限于篇幅，结果留存备索。

② 答案包括：“1.上级政府部门直接决定；2.村委直接决定；3.村委与农民协商决定；4.农民自己决定。”

上)医院进行研究。

表3　教育公共服务机制分析估计结果

变量	小学教育可及性				
	(1)全样本	(2)全样本	(3)农村安置	(4)乡镇安置	(5)县城安置
易地搬迁	−2.211***	−0.396	−0.634	−3.925***	−6.138***
	(0.326)	(0.372)	(0.456)	(0.685)	(0.851)
搬迁到县城		−4.361***			
		(0.462)			
搬迁到乡镇		−4.654***			
		(0.506)			
观测值数	3 651	3 651	2 050	1 000	686
R^2	0.622	0.643	0.649	0.629	0.674
变量	初中教育可及性				
	(6)全样本	(7)全样本	(8)农村安置	(9)乡镇安置	(10)县城安置
易地搬迁	−2.819***	0.961**	0.779	−5.559***	−14.310***
	(0.474)	(0.461)	(0.508)	(1.020)	(1.505)
搬迁到县城		−14.830***			
		(0.965)			
搬迁到乡镇		−6.265***			
		(0.862)			
观测值数	3 650	3 650	2 049	1 000	686
R^2	0.615	0.668	0.762	0.527	0.685

注:1.()内为聚类在家户层面的稳健标准误。

2.***和**分别表示在1%和5%的水平下显著。

3.时间和家户固定效应已控制,控制变量估计结果留存备索。

表4报告了易地扶贫搬迁在提升医疗公共服务可及性方面的作用(到诊所的距离、到县级医院的距离)。第(1)～(5)列报告了易地搬迁对家庭到诊所距离的影响,第(6)～(10)列报告了易地搬迁对家庭到县级以上医院距离的影响。第(1)(6)列结果显示,易地搬迁政策总体使搬迁户到诊所的距离显著缩短1.5千米,对县级医疗服务可及性的影响则不显著。第(2)(7)列将搬迁到县城和搬迁到乡镇两个变量同时纳入估计,发现相较于农村安置,搬迁到县城和搬迁到乡镇在提升社区和县级医疗服务可及性方面效果更好,县城安置的成效更为显著。分样本回归得到了类似结论,农村安置未使搬迁户到诊所的距离明显缩短,乡镇安置效果则显著缩短了3千米,县城安置在1%的显著性水平下使到诊所的距离缩短5.3千米。在县级及以上医疗服务可及性方面,乡镇安置和农村安置均未产生明显政策效应,而县城安置则使搬迁户到县级及以上医院的距离显著缩短了42千米。

总体而言,易地搬迁有效缩短了搬迁户到教育和医疗设施的距离,显著提高了两类公共服务的可及性。相较于农村安置,县城和乡镇安置更大程度上提高了搬迁户的公共服务水平。此外,县城和乡镇安置区位在缩短到小学和诊所的距离方面差距不大,但对于更高质量的教育和医疗服务,县城提供的可及性远高于乡镇。由此可知,三种安置政策在提高教育和医疗公共服务可及性方面的确存在效果差异,这验证了假说2a。

2.经济条件

本文使用非农就业人数研究各易地搬迁安置区位对非农就业广延边际的影响,同时利用非农就业年收入的对数度量非农就业的集约边际。表5第(1)～(5)列报告了结果变量为非农就业人数的全样本回归结果,其中第(1)列显示政策效果不明显。第(2)列进一步加入“搬迁到县城”和“搬迁到乡镇”虚拟变量,发现二者系数为正,乡镇安置显著且更高,县城安置则并不显著。第(3)～(5)列分别报告了农村安置、乡镇安置和县城安置的分样本回归结果。结果表明,三种安置区位的估计系数均不显著。第(6)(7)列报告了非农就业质量的相关结果,结果显示全样本下估计系数不显著,且三种安置区位之间没有明显

差异。这些回归结果与已有研究[11]的结论基本一致，假说2b未得到支持。

表4 医疗公共服务机制分析估计结果

变量	社区医疗服务可及性					县级(及以上)医疗服务可及性				
	(1)全样本	(2)全样本	(3)农村安置	(4)乡镇安置	(5)县城安置	(6)全样本	(7)全样本	(8)农村安置	(9)乡镇安置	(10)县城安置
易地搬迁	−1.514***	−0.197	−0.122	−3.013***	−5.327***	−8.492	4.276	−6.252	8.557	−42.137***
	(0.322)	(0.346)	(0.410)	(0.676)	(1.014)	(6.359)	(6.601)	(7.260)	(7.896)	(10.368)
搬迁到县城		−3.972***					−49.120***			
		(0.547)					(4.370)			
搬迁到乡镇		−2.900***					−7.625**			
		(0.435)					(3.882)			
观测值数	3 652	3 652	2 052	1 000	687	1 218	1 218	683	333	228
R^2	0.495	0.513	0.515	0.513	0.524	0.353	0.450	0.338	0.563	0.483

注：1.()内为聚类在家户层面的稳健标准误。

2.***和**分别表示在1%和5%的水平下显著。

3. 时间和家户固定效应已控制，控制变量估计结果留存备索。

4. 由于在问卷调查中，县级(及以上)医院的距离仅在2021年收集，因此第(6)～(10)列控制县级固定效应，其余列仍旧同时控制家户固定效应和时间固定效应。

表5 非农就业机制分析估计结果

变量	非农就业人数					非农就业收入	
	(1)全样本	(2)全样本	(3)农村安置	(4)乡镇安置	(5)县城安置	(6)全样本	(7)全样本
易地搬迁	−0.040	−0.098*	−0.042	0.090	0.065	−0.319	−0.265
	(0.054)	(0.057)	(0.064)	(0.116)	(0.192)	(0.276)	(0.297)
搬迁到县城		0.109					−0.227
		(0.081)					(0.347)
搬迁到乡镇		0.169**					−0.079
		(0.069)					(0.300)
观测值数	3 657	3 657	2 055	1 002	687	3 657	3 657
R^2	0.645	0.646	0.634	0.644	0.648	0.627	0.627

注：1.()内为聚类在家户层面的稳健标准误。

2.**和*分别表示在5%和10%的水平下显著。

3. 时间和家户固定效应已控制，控制变量估计结果留存备索。

3.透明性保证

接受易地扶贫搬迁的农户往往受教育水平受限、信息获取能力较弱。三种安置方式则可能通过促进其采纳信息通信技术，提高信息获取能力，强化透明性保证。智能手机和互联网是现代社会人们获取信息的关键渠道，因此本文利用智能手机使用和互联网接入两个变量测度信息获取能力。表6第(1)(2)列结果显示，易地扶贫搬迁政策对搬迁农户的智能手机使用没有明显影响，在不同安置区位中的政策效果也不存在显著差异，第(3)(4)列则报告了对互联网接入的影响，结果显示搬迁政策总体上促进了农户的互联网接入，拓宽了其信息获取渠道，增强了信息获取能力，且这种影响普遍存在于安置在县城、乡镇和农村的搬迁户，不因安置区位不同而存在差异。这说明，尽管搬迁安置政策整体上强化了信息获取能力，但县城、乡镇和农村三种安置区位没有明显差异，与假说2c不符。

由此可知，教育和医疗服务等社会机会的拓展是易地搬迁各安置区位差异化提升搬迁农户主观福祉的重要机制，而经济条件和透明性保证并非造成政策效果差异的主要原因。

表6　信息获取能力机制分析估计结果

变量	智能手机使用		互联网接入	
	(1)	(2)	(3)	(4)
易地搬迁	−0.021 (0.017)	−0.031* (0.018)	0.274*** (0.024)	0.283*** (0.026)
搬迁到县城		0.023 (0.031)		−0.012 (0.028)
搬迁到乡镇		0.027 (0.027)		−0.027 (0.025)
观测值数	3 657	3 657	3 657	3 657
R^2	0.736	0.736	0.825	0.825

注：1.()内为聚类在家户层面的稳健标准误。

2.***和*分别表示在1%和10%的水平下显著。

3.时间和家户固定效应已控制，控制变量估计结果留存备索。

(四)异质性分析

1.农户特征

易地扶贫搬迁有着范围广、规模大的特点。本文数据中，有56.8%的搬迁户是通过整村搬迁的方式迁移的，即所在自然村所有村民均接受政策处理。这意味着搬迁户类型多样且人口异质性强。本文从教育需求、就医需求、年龄、婚姻状况、民族等维度展开异质性分析，旨在全面评估政策影响并为机制分析提供佐证，相应回归结果见表7。

本文使用家中小学和中学阶段学龄人数度量搬迁户的教育需求。表7第(1)(2)列结果显示，处理变量与小学阶段人数的交乘项不显著，说明小学阶段教育需求未导致易地搬迁政策效果出现明显差异。对比而言，第(3)列中学阶段人数的交乘项在5%的水平下显著为正，说明中学教育需求更高家庭的生活满意度提升更多，第(4)列进一步表明，提升效应主要表现在县城安置户中。上述结果与机制分析结果相一致。

慢性病患病原因复杂且治疗周期较长，需定期前往医院进行检查与治疗，因此本文选取受访者是否患慢性病度量就医需求。第(5)(6)列结果表明，整体上就医需求高低不会导致政策效应出现显著差异。进一步区分安置区位后，第(7)(8)列结果表明，相较于其他区位，县城安置对就医需求高的搬迁户的生活满意度提升作用更强，原因可能在于县城的医疗服务能更好地满足患者就医需求。该结论也与机制分析结果一致。

本文使用搬迁户中是否存在适龄单身人口[①]衡量婚配需求。第(9)(10)列结果显示，有适龄单身人口的搬迁户满意度提升效果更强(尽管整体上不显著)，且主要发生在县城安置群体中。这可能是因为易地搬迁通过改善搬迁户生活区位、住房质量等条件，增加了脱贫人口的婚配机会，其中县城区位优势相较乡镇与中心村更加明显。

第(11)(12)列结果说明易地搬迁对少数民族的生活满意度提升效应更强。第(13)(14)列进一步加入与县城和乡镇安置的交乘项，发现县城安置对少数民族的提升效应较农村和乡镇安置更弱。原因可能在于少数民族群体在搬迁到县城后，生产生活方式转变较大，短期内难以完全适应。

搬迁对主观福祉的影响可能随生命周期阶段而异。本文使用受访者年龄与核心解释变量交乘项考察年龄的调节效应。由表8第(1)列结果可见，年龄的交乘项显著为负，说明在线性设定下，生活满意度的提升效应随着年龄上升而下降。具体到三类安置区，如第(2)列结果所示，农村安置与易地搬迁的交乘项显著为负，与样本整体结果一致，但对乡镇安置和县城安置而言，交乘项不显著。进一步，第(5)～(8)列分别对处理效应与受访者年龄的非线性关系进行了检验。第(5)列结果表明，易地搬迁与年龄的交互项显著为负，与年龄平方的交互项显著为正，说明整体而言易地搬迁的政策效应与年龄存在非线性关系。

① 家中是否存在22～49岁且未婚的男性或20～49岁且未婚的女性，存在1个及以上取值为1，否则为0。

分样本来看，非线性关系主要体现在县城安置，农村安置和乡镇安置的对应系数并不显著。县城安置处理效应与年龄间呈现U型关系：20～80岁各年龄阶段居民的生活满意度效应都显著为正，但处理效应先随年龄上升而下降，在50岁左右达到最低，然后逐渐回升。潜在解释在于，年轻群体一方面适应能力更强，另一方面也更可能因县城安置增加的就学就业机会而受益。但随着年龄上升，搬迁人口适应能力相对下降，且县城安置带来的机会改进也逐渐有限，政策效应相对降低。随着年龄进一步增长，个体进入老年，县城更能满足其对医疗、养老服务的需求，因此政策效应回升。

表7 农户个体特征异质性分析估计结果

变量	小学教育需求		中学教育需求		就医需求			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
易地搬迁	2.232***	1.626***	2.043***	1.672***	2.176***	2.422***	1.620***	1.963***
	(0.443)	(0.484)	(0.445)	(0.487)	(0.432)	(0.464)	(0.465)	(0.499)
调节变量					−1.070***	−0.774**	−1.090***	−0.770**
					(0.322)	(0.389)	(0.318)	(0.387)
易地搬迁×调节变量	0.089	0.312	0.645**	0.114		−0.735		−1.119*
	(0.358)	(0.545)	(0.320)	(0.489)		(0.535)		(0.610)
搬迁到县城		2.604***		1.920***			2.573***	2.041***
		(0.639)		(0.635)			(0.571)	(0.655)
搬迁到乡镇		0.926		0.645			0.691	0.649
		(0.579)		(0.555)			(0.514)	(0.575)
搬迁到县城×调节变量		−0.262		1.202*				2.288**
		(0.776)		(0.721)				(1.144)
搬迁到乡镇×调节变量		−0.843		0.074				0.257
		(0.880)		(0.710)				(1.082)
观测值数	3 657	3 657	3 657	3 657	3 657	3 657	3 657	3 657
R^2	0.625	0.628	0.625	0.629	0.627	0.627	0.630	0.631

变量	婚姻状况		民族			
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
易地搬迁	2.035***	1.835***	2.259***	1.973***	1.714***	1.381***
	(0.464)	(0.509)	(0.433)	(0.451)	(0.468)	(0.493)
调节变量			0.098	−0.394	0.108	−0.342
			(0.772)	(0.791)	(0.771)	(0.809)
易地搬迁×调节变量	0.521	−0.299		1.064**		1.326**
	(0.423)	(0.549)		(0.461)		(0.609)
搬迁到县城		1.487*			2.541***	3.915***
		(0.768)			(0.572)	(0.747)
搬迁到乡镇		0.093			0.674	0.606
		(0.723)			(0.515)	(0.592)
搬迁到县城×调节变量		2.229**				−3.336***
		(1.122)				(1.152)
搬迁到乡镇×调节变量		1.269				0.304
		(1.030)				(1.123)
观测值数	3 657	3 657	3 657	3 657	3 657	3 657
R^2	0.625	0.629	0.625	0.626	0.628	0.630

注：1.（）内为聚类在家户层面的稳健标准误。

2.***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

3. 为了缓解潜在的内生性问题，使用教育需求、婚姻状况变量均取2016年基期值。

4. 时间和家户固定效应已控制，控制变量估计结果留存备索。

表8　年龄异质性分析估计结果

变量	(1)全样本	(2)农村安置	(3)乡镇安置	(4)县城安置	(5)全样本	(6)农村安置	(7)乡镇安置	(8)县城安置
易地搬迁	5.473***	7.699***	2.186	3.484	11.734***	15.791***	9.768*	11.022**
	(1.036)	(1.442)	(2.198)	(2.320)	(2.517)	(4.222)	(5.471)	(4.295)
易地搬迁×年龄	−0.061***	−0.106***	−0.002	0.019	−0.313***	−0.418***	−0.307	−0.312*
	(0.018)	(0.024)	(0.037)	(0.036)	(0.094)	(0.155)	(0.202)	(0.167)
易地搬迁×年龄^2					0.002*	0.002	0.003	0.003**
					(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)
观测值数	3 657	2 055	1 002	687	3 657	2 055	1 002	687
R^2	0.627	0.616	0.608	0.650	0.627	0.617	0.609	0.652

注：1.（）内为聚类在家户层面的稳健标准误。

2. ***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

3. 时间和家户固定效应已控制，控制变量估计结果留存备索。

2. 迁出地特征

本文进一步探究迁出地特征方面的异质性影响，估计结果见表9。为探究迁移距离带来的政策效果差异，本文对地理距离进行了Z-Score标准化处理。由第(1)列结果可见，在控制了迁入地类型后，距离对政策效应无显著影响，表明相同安置区位搬迁户的生活满意度提升不会因搬迁距离而存在差异，第(2)列结果进一步说明，县城的优势与搬迁距离远近无关。

表9　迁出地特征异质性分析估计结果

变量	迁出地距离		社会网络				土地资本		地理条件	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
易地搬迁	1.728***	1.734***	2.047***	1.446**	1.961***	1.376**	2.578***	1.751***	1.196*	1.114
	(0.501)	(0.504)	(0.521)	(0.596)	(0.541)	(0.593)	(0.449)	(0.488)	(0.667)	(0.806)
易地搬迁×调节变量	−0.154	−0.737	0.014*	0.047	0.249	0.105	−0.010***	−0.004	1.280**	0.628
	(0.221)	(2.446)	(0.008)	(0.029)	(0.498)	(0.630)	(0.003)	(0.006)	(0.575)	(0.755)
搬迁到县城	2.702***	2.241**		2.808***		2.283***		2.931***		1.298
	(0.831)	(0.964)		(0.931)		(0.848)		(0.692)		(1.715)
搬迁到乡镇	0.707	0.942		0.513		0.876		1.697***		−0.047
	(0.604)	(0.671)		(1.030)		(0.727)		(0.601)		(1.124)
搬迁到县城×调节变量		0.297		0.005		1.395		−0.011		1.505
		(0.870)		(0.022)		(1.261)		(0.010)		(1.808)
搬迁到乡镇×调节变量		−0.114		0.001		−0.920		−0.017**		1.214
		(0.875)		(0.020)		(1.273)		(0.007)		(1.248)
观测值数	3 472	3 472	2 978	2 978	2 975	2 975	3 657	3 657	3 657	3 657
R^2	0.628	0.628	0.642	0.646	0.642	0.646	0.628	0.632	0.627	0.631

注：1.（）内为聚类在家户层面的稳健标准误。

2. ***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

3. 时间和家户固定效应已控制，控制变量估计结果留存备索。

4. 第(5)(6)列进一步控制了社会网络完整度，第(7)(8)列控制了原自然村是否在山区或高原，第(9)(10)列控制了基期土地资本。

社会网络是影响移民社会融入和福利水平的重要因素[30]。本文用搬迁户所在安置区内来自同一自然村居民户数占基期该自然村总户数的比例，度量迁出地社会网络完整程度。第(3)列结果表明，迁出地的社会网络保留越完整，生活满意度提升效应越强。第(4)列结果说明，上述效应在区位之间没有显著差异，这说明搬迁户的原生社会网络能够强化主观福祉提升，且该结论在不同区位间均成立。第(5)(6)列进一步考察了是否为原村最大姓氏的调节效应，并在回归中控制了迁出地社会网络完整程度。结果表明，是否为大姓不会影响搬迁的政策效应，且不同区位间没有明显差别。

搬迁可能意味着农户对迁出地土地资本利用水平的下降，这构成了易地搬迁的重要成本。第(7)(8)列结果表明，原村掌握越多土地资本，搬迁对生活满意度的提高越少。这种效应在乡镇安置群体中更突

出，而对县城安置与农村安置群体没有显著差异。这在一定程度上说明“离土”事实上阻碍了生活满意度的提高。本文选取原自然村是否在山区或高原衡量迁出地的地理条件，检验其调节效应。第(9)(10)列结果显示，迁出地的地理条件越恶劣，易地搬迁对生活满意度的提升越明显，且不同安置区之间没有明显差别。

综上所述，本文证明了假说3成立，即不同人口和迁出地特征会使搬迁安置政策的生活满意度提升效果存在差异。

五、结论与启示

易地扶贫搬迁是消除现行标准下绝对贫困的重要手段，也是以县域为载体推进新型城镇化的宝贵实践。本文利用中国人民大学和国务院原扶贫开发领导小组办公室的调查数据，采用交错双重差分方法，系统研究了易地扶贫搬迁城乡安置区位对搬迁户主观福祉的影响。主要结论有四点。第一，易地扶贫搬迁显著提升了搬迁人口的生活满意度，进一步区分县城、乡镇和农村三种安置区位发现，县城安置主观福祉提升效果最好，乡镇和农村安置效应显著为正，但幅度明显更小。第二，机制渠道方面，教育和医疗等公共服务可及性能够有效解释易地搬迁各安置区位间主观福祉的提升效应差异，非农就业和信息获取能力则难以解释上述差别。第三，个体特征异质性方面，中学教育需求和医疗需求越高，县城安置的福祉提升效果越强；县城安置效应随年龄提升呈现U型变化，农村安置效应则随年龄递减；对有适龄单身人口的家庭，县城安置的改善效应更突出；但少数民族群体在县城安置上的效果相对更弱。第四，社会网络、土地资本、地理条件等迁出地特征会对整体政策效应带来影响，但不足以解释区位之间的差异。基于以上结论，本文从易地扶贫搬迁后续扶持和城乡融合发展两个角度提出如下政策建议：

第一，着力提升易地扶贫搬迁农村和乡镇安置区的公共服务水平，缩小与县城安置区的差距，推动安置区的城乡一体化建设。一方面，要重视搬迁群众尤其是农村和乡镇安置群众子女的上学问题，在控辍保学的基础上，探索搬迁户中学生县城就学政策，同时通过进行住校和伙食补贴减轻搬迁户压力，以此进一步强化人力资本投资；另一方面，提高社区医疗服务水平和服务能力，针对老年人采用入户、电话等方式随访和问诊，推动三甲医院下乡义诊、线上远程问诊活动向乡镇和农村安置社区倾斜，同时考虑在老年人和病患集中的安置区设置就医公共交通线路。

第二，在易地搬迁后续扶持中促进搬迁户社会融入，提升其归属感、获得感和幸福感。通过开展职业技能培训和各种文化活动等方式，加强搬迁户尤其是中老年搬迁户与外界的交流和互动，协助其融入新社区的社会环境、拓展社会网络，同时提供必要的心理支持，及时缓解心理不适。针对少数民族搬迁户密集的安置区，在尊重和保护少数民族传统文化习俗的基础上，重视精神文明建设，通过宣传引导和学习活动，促进居民对现代文明理念和生活方式的理解和接纳。

第三，在城乡融合发展进程中强化县城重要载体地位的同时，补齐乡镇和农村公共服务短板。一方面，继续发展和提升县城初中高中教育水平和县医院综合能力，更好满足群众对高水平、高质量公共服务的需求，在未来城镇化建设、社区改造以及农业转移人口市民化工作中，充分保障迁移人口的教育和医疗可及性；另一方面，强化乡镇尤其是中心镇的公共服务和基础设施建设水平，以此辐射带动农村，推进城乡基本公共服务均等化，切实改善农村群众关切的子女就学和老人就医质量。

参考文献：

[1] 卢志强，曹广忠，李贵才. 农户生计资本特征及对生活满意度的影响：基于中国13省25县抽样调查数据的分析[J]. 北京大学学报(自然科学版)，2021，57(3)：556-564.
LU Z Q，CAO G Z，LI G C. Characteristics of rural households’ livelihood capital and its impact on life satisfaction：evidence from a nationwide survey in 25 counties of 13 provinces，China[J]. Acta Scientiarum Naturalium Universitatis Pekinensis，2021，57(3)：556-564.

[2] 周烁，金星晔，伏霖，等. 幸福经济学视角下的居民创业行为来自中国的经验发现[J]. 世界经济，2020，43(3)：26-45.
ZHOU S，JIN X Y，FU L，et al. Residents’ entrepreneurial behaviour from the perspective of happiness economics：

evidence from China[J]. The Journal of World Economy，2020，43(3)：26-45.

[3] MOURATIDIS K. Urban planning and quality of life：a review of pathways linking the built environment to subjective well-being[J]. Cities，2021，115：103229.

[4] 周绍杰，王洪川，苏杨. 中国人如何能有更高水平的幸福感：基于中国民生指数调查[J]. 管理世界，2015，31(6)：8-21.
ZHOU S J，WANG H C，SU Y. How can Chinese people have a higher level of happiness：based on the survey of China's livelihood index[J]. Journal of Management World，2015，31(6)：8-21.

[5] 国务院发展研究中心农村部课题组，叶兴庆，徐小青. 从城乡二元到城乡一体：我国城乡二元体制的突出矛盾与未来走向[J]. 管理世界，2014，30(9)：1-12.
Research Group of the Rural Affairs Department of the Development Research Center of the State Council，YE X Q，XU X Q. From urban-rural duality to urban-rural integration：the prominent contradictions and future trends of my country's urban-rural dual system[J]. Journal of Management World，2014，30(9)：1-12.

[6] 吕炜，杨沫，王岩. 市民化的福利效应分析：基于农业转移人口生活满意度视角[J]. 经济科学，2017，39(4)：22-34.
LYU W，YANG M，WANG Y. Analysis of the welfare effect of citizenization：based on the perspective of life satisfaction of agricultural transfer population[J]. Economic Science，2017，39(4)：22-34.

[7] 汪三贵，马兰，孙俊娜. 易地扶贫搬迁安置区位对搬迁户收入及收入质量的影响：基于8省16县的微观数据分析[J]. 中国农村经济，2023，39(10)：67-85.
WANG S G，MA L，SUN J N. The impact of the destination of poverty alleviation resettlement on relocated households' income and income quality：a microdata analysis of 16 counties in 8 provinces[J]. Chinese Rural Economy，2023，39(10)：67-85.

[8] 王君涵，李文，冷淦潇，等. 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[J]. 中国人口·资源与环境，2020，30(10)：143-153.
WANG J H，LI W，LENG G X，et al. Impact of poverty alleviation relocation on livelihood capital and livelihood strategy of poor households：analysis based on three waves of microdata from 16 counties in 8 province[J]. China Population，Resources and Environment，2020，30(10)：143-153.

[9] 时鹏，余劲. 易地扶贫搬迁对农户非农就业的影响：基于内生转换Probit模型[J]. 农业技术经济，2023，42(4)：101-120.
SHI P，YU J. Impact of poverty alleviation relocation on rural household's off-farm employment：based on the endogenous switching probit model[J]. Journal of Agrotechnical Economics，2023，42(4)：101-120.

[10] 张晨，马彪，仇焕广. 安置方式、社交距离与社会融入：来自中国8省(区)16县易地扶贫搬迁户的证据[J]. 中国农村观察，2022，43(4)：153-169.
ZHANG C，MA B，QIU H G. Resettlement types，social distance and social integration：evidence from relocated poverty relief households in 16 counties of 8 provinces in China[J]. China Rural Survey，2022，43(4)：153-169.

[11] 张焕柄，张莉琴. 易地扶贫搬迁对脱贫农户就业的影响：基于西部9省11县的调研[J]. 资源科学，2023，45(12)：2449-2462.
ZHANG H B，ZHANG L Q. Impact of poverty alleviation relocation on the employment of farmers lifted out of poverty：based on the survey data of 9 provinces and 11 counties in western China[J].Resources Science，2023，45(12)：2449-2462.

[12] 森. 以自由看待发展[M]. 任赜，于真，译. 北京：中国人民大学出版社，2024：56-77.

[13] 李国武. 相对位置与经济行为：社会比较理论[J]. 社会学评论，2020，8(1)：35-50.
LI G W. Relative position and economic behavior：social comparison theory[J]. Sociological Review of China，2020，8(1)：35-50.

[14] CHEN H S，ZHU Z J，CHANG J，et al. The effects of social integration and hometown identity on the life satisfaction of Chinese rural migrants：the mediating and moderating effects of a sense of belonging in the host city[J]. Health and Quality of Life Outcomes，2020，18(1)：171.

[15] 黄祖辉. 新阶段中国"易地搬迁"扶贫战略：新定位与五大关键[J]. 学术月刊，2020，52(9)：48-53.
HUANG Z H. Strategic orientation and five key points of "relocation" poverty alleviation strategy in the new stage[J].

Academic Monthly,2020,52(9):48-53.

[16] 张晨,马彪,仇焕广. 信息通信技术使用可以促进易地扶贫搬迁户的社会融入吗?[J]. 中国农村经济,2022,38(2):56-75.
ZHANG C, MA B, QIU H G. Can the use of ICT improve the social integration of displaced households in poverty alleviation resettlement program?[J]. Chinese Rural Economy,2022,38(2):56-75.

[17] FRIEDMAN J R. Regional development policy: a case study of Venezuela[M]. Cambridge: MIT Press,1966:60-101.

[18] LIU M Y, FENG X L, ZHAO Y F, et al. Impact of poverty alleviation through relocation: from the perspectives of income and multidimensional poverty[J]. Journal of Rural Studies,2023,99:35-44.

[19] 王春凯,许珍珍. 互联网发展对区域劳动力就业匹配的影响研究:基于人力资本—产业结构视角[J]. 当代经济科学,2023,45(4):127-138.
WANG C K, XU Z Z. Research on the influence of internet development on employment matching of regional labor: from the perspective of human capital-industrial structure[J]. Modern Economic Science,2023,45(4):127-138.

[20] 孙圣民,黄绪凯,陈家炜. “水能载舟亦能治舟”:数字技术引入对群众监督的影响[J]. 经济理论与经济管理,2025,45(2):1-16.
SUN S M, HUANG X K, CHEN J W. “Water can carry a boat and heal it”: the impact of the introduction of digital technology on public supervision[J]. Economic Theory and Business Management,2025,45(2):1-16.

[21] 纳斯鲍姆. 正义的前沿[M]. 陈文娟,谢惠媛,朱慧玲,译. 北京:中国人民大学出版社,2016:53-55.

[22] AKAY A, BARGAIN O, ZIMMERMANN K F. Home sweet home? Macroeconomic conditions in home countries and the well-being of migrants[J]. Journal of Human Resources,2017,52(2):351-373.

[23] 叶安琪,李适源,任强. 乡城流动如何影响劳动者的主观福祉:基于CFPS多期纵向数据的实证分析[J]. 人口研究,2025,49(2):117-132.
YE A Q, LI S Y, REN Q. How does rural-to-urban migration influence subjective well-being? Analysis based on CFPS data[J]. Population Research,2025,49(2):117-132.

[24] PAVOT W, DIENER E. Review of the satisfaction with life scale[J]. Psychological Assessment,1993,5(2):164-172.

[25] BORUSYAK K, JARAVEL X, SPIESS J. Revisiting event-study designs: robust and efficient estimation[J]. The Review of Economic Studies,2024,91(6):3253-3285.

[26] DE CHAISEMARTIN C, D’ HAULTFOEUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review,2020,110(9):2964-2996.

[27] CALLAWAY B, SANT’ ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods [J]. Journal of Econometrics,2021,225(2):200-230.

[28] 吴海军,杨继东. “撤点并校”是否提高了学生成绩:基于云南省鹤庆县中学合并的案例分析[J]. 中国农村观察,2021,42(6):120-141.
WU H J, YANG J D. Whether school merger programs improved academic performance of students: based on the case study of middle school merger in Heqing County, Yunnan Province[J]. China Rural Survey,2021,42(6):120-141.

[29] 陈前恒,林海,郭沛. 贫困地区农村基础教育可及性与农民的主观幸福感[J]. 中国人口科学,2011,25(5):94-102.
CHEN Q H, LIN H, GUO P. Accessibility of rural basic education and farmer’s subjective well-being in China’s poverty-stricken areas[J]. Chinese Journal of Population Science,2011,25(5):94-102.

[30] MENG X, XUE S. Social networks and mental health outcomes: Chinese rural-urban migrant experience[J]. Journal of Population Economics,2020,33(1):155-195.

编辑:张静,王磊

Does Urban Resettlement Enhance Subjective Well-Being? Evidence from the Poverty Alleviation Relocation Program

WANG Sangui[1,2], ZHAO Huanqi[1], HU Haichen[1]

1. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China
2. China Anti-Poverty Research Institute, Renmin University of China, Beijing 100872, China

Summary Within the policy framework of the Poverty Alleviation Relocation (PAR) program, enabling households to relocate successfully represents the initial objective, ensuring that relocated households can settle sustainably constitutes the central task of the current policy stage, and achieving long-term income growth is the ultimate goal. After the first objective has largely been achieved, promoting sustainable settlement has become the key focus of post-relocation support and an essential foundation for realizing long-term income growth. This requires close attention to changes in relocated residents' subjective well-being across different settlement locations and the design of targeted measures to enhance their sense of gain and happiness. At the same time, the program's diversified urban-rural settlement locations provide a valuable empirical setting to examine the welfare disparities between urban and rural areas and to assess the welfare effects of population migration from villages to cities.

Using three waves of survey data collected in 2016, 2017, and 2021 by Renmin University of China and the former State Council Leading Group Office of Poverty Alleviation and Development, this paper employs a staggered difference-in-differences approach to examine the effects of different urban-rural resettlement locations on the subjective well-being of relocated households. Using life satisfaction as a proxy for subjective well-being, the results show that poverty alleviation relocation significantly improves the subjective well-being of relocated households. The effect is significantly stronger for households resettled in county seats, while township and rural resettlement also improve subjective well-being but to a lesser extent, with no significant difference between the latter two. The results remain robust after applying robust estimators for heterogeneous treatment effects, conducting parallel-trend tests, and restricting the treatment group to households whose resettlement locations were not self-selected.

Mechanism analyses suggest that disparities in access to education and healthcare are key factors driving the heterogeneity in treatment effects across settlement locations. Households relocated to county-level resettlement benefit from superior public service provisions, contributing to their higher reported life satisfaction. By contrast, alternative pathways such as non-agricultural employment opportunities and digital information accessibility exhibit negligible explanatory power, highlighting the welfare-enabling role of public services.

The paper further examines heterogeneity in the effects of relocation and resettlement policies across different individual characteristics and origin-area characteristics. In terms of individual characteristics, households with members of middle-school age experience larger gains in life satisfaction under county-seat resettlement, and respondents with chronic diseases also show stronger improvements in life satisfaction when resettled in county seats, both of which are consistent with the findings from the mechanism analysis. County-seat resettlement is also more effective in enhancing life satisfaction for households with single members. Compared with Han households, ethnic minority households gain more in life satisfaction from relocation overall; however, the effect of county-seat resettlement is weaker for them than that of township and rural resettlement. Overall, the positive effect of relocation on life satisfaction declines with age, whereas the effect of county-seat resettlement follows a positive U-shaped pattern across age groups. The study also finds that although origin-village characteristics have an important influence on the life satisfaction of relocated households, they cannot explain the differences in effects across county-seat, township, and rural resettlement.

Compared with existing studies, this paper makes three main contributions. First, by exploiting the PAR program as a quasi-natural experiment and leveraging variation in urban-rural settlement locations, we identify the causal effect of population urbanization on rural households' subjective well-being, thereby alleviating the endogeneity concerns that have limited prior research. Second, we extend the literature on poverty alleviation relocation by systematically comparing the effects of different settlement locations on life satisfaction, showing that county-level resettlement outperforms township and rural resettlement, while the latter two yield similar policy impacts. Third, within the capability approach framework, we examine the mechanisms through which urban resettlement affects life satisfaction and identify access to education and healthcare public services as the key channel. Accordingly, this paper proposes policy recommendations for improving public service provision in rural and township settlement locations, promoting the social integration of relocated households, strengthening the role of county seats as key platforms of urbanization, and addressing remaining gaps in public services.

Keywords new urbanization; life satisfaction; public services; poverty alleviation relocation; urban-rural resettlement locations; access to education; access to healthcare services; subjective well-being