易地扶贫搬迁移民社会适应对 心理健康的影响

——基于湖北省J县的调查

袁 瑶¹, 李凤兰^{2*}, 卢奕辰²

(1.华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070;
2.华中农业大学 马克思主义学院, 湖北 武汉 430070)

摘 要 “全民健康”是健康中国战略的根本目的, 心理健康为实现乡村振兴和防止返贫提供了必要的人力资本基础。基于压力过程理论, 采用2021年湖北省J县744份易地扶贫搬迁移民的微观调研数据, 从生计发展适应、基本生活适应、人际交往适应、情感适应四个方面构建社会适应指标, 重点分析移民社会适应对心理健康的影响, 并实证检验搬迁前耕地面积的调节效应。研究表明, 首先, 易地扶贫搬迁移民心理健康风险是乡村全面振兴工作亟需干预的关键问题, 生计发展适应是社会适应的突出短板; 其次, 社会适应对心理健康具有显著正向影响, 该影响效应存在群体差异, 在老年群体、非城镇安置群体以及无非农工作经历群体中, 社会适应的心理健康改善效应有限; 再者, 耕地是农民生计发展和情感寄托的关键要素, 对于“以农为生”和“以农为业”的农民而言, 搬迁会对他们造成离地冲击, 这种影响随着搬迁前耕地面积扩大而放大, 搬迁带来的离地冲击越大, 搬迁后的社会适应对心理健康的促进效应越明显。上述结果在使用工具变量缓解内生性问题之后仍然成立。基于此, 提出在推进健康中国建设、落实乡村振兴与巩固易地扶贫搬迁成果的政策制定中, 应从多维度增强移民社会适应, 提高安置社区治理与服务水平, 促进移民社会交往, 增强移民社区认同; 应加强社区心理健康宣传教育, 提高移民心理健康素养, 做好心理帮扶; 面对离地产生的生计和情感冲击, 应将保障移民有效就业与收入稳定作为搬迁帮扶的基础工作。

关键词 社会适应; 心理健康; 易地扶贫搬迁; 耕地面积; 生计发展

中图分类号: D632.4 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2025)01-0180-14

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2025.01.016

党的十九届五中全会提出“全面推进健康中国建设”, 明确了到2035年建成健康中国的远景目标。基本健康权利得以保证而形成的劳动力资源, 能高效投入社会生产, 以“健康强国”塑造国家发展的“健康红利”^[1]。身体机能减损与心理健康恶化都属于健康人力资本损耗。没有心理健康就没有人的健康^①。在2022年发布的《“十四五”国民健康规划》中, 明确将“心理相关疾病发生的上升趋势减缓, 严重精神障碍、职业病得到有效控制”作为发展目标之一, 并对心理健康促进举措作出了进一步阐述。在健康中国与乡村振兴两大战略交汇期, 保障农村人口心理健康具有重要意义。一方面, 贫困与心理健康之间的恶性循环机制已得到众多研究的证实^[2]。劳动参与、投资与消费决策等行为均受到心理健康影响, 较差的心理健康状态会加深风险厌恶, 也会减弱控制感和抑制认知水平^[3-4]。另

收稿日期: 2024-01-25

基金项目: 国家社会科学基金项目“精准扶贫背景下农村居民心理健康促进策略研究”(17BSH094)后续研究。

*为通讯作者。

① 世界卫生组织2022年报告《向所有人享有精神卫生服务转型》, <https://www.who.int/zh/publications/i/item/9789240050860>.

一方面,较之城镇,农村成年人口的抑郁发生率更高^①,欠佳的心理健康状况会阻碍农村人力资本开发和健康乡村建设^②。

“迁移—健康”关系研究发现,由于自我选择机制,那些以增加家庭收入、追求更好发展机会为目标的自发性流动移民^③,自身具有更高更好的禀赋条件和健康人力资本,即存在“健康移民效应”,当个体没有足够的力量摆脱流出地或在流入地健康条件恶化时,会选择回到流出地^④。但对于另一类“政策性移民”,如交通运输工程、水利工程、生态移民以及易地扶贫搬迁等政策驱动下的移民。则在禀赋条件和健康人力资本方面表现出更大的异质性。易地扶贫搬迁是中国针对“一方水土养不起一方人”所实施的重要贫困干预举措,采用整户搬迁和自然资源严重不足村落整体搬迁的方式,在“十三五”期间帮助960万人“拔穷根”^⑤,减贫效果显著,成为脱贫攻坚的“标志性工程”^⑥。然而,由于围绕移民健康的研究多关注于身体健康,较少关注移民的心理健康,而心理健康是重要的返贫风险因素,对易地扶贫搬迁移民健康刻画不足,会制约推进易地搬迁移民稳步发展的健康人力资本路径考量。课题组基于抽样调查数据,以一般健康问卷(GHQ-12)为工具,发现2021年湖北省J县易地扶贫搬迁移民有40.05%超过5分^⑦,同一测量工具下,2019年当地贫困户有48.89%超过5分,而2019年当地一般农村居民仅有26.85%超过5分。因此,预防与干预移民的心理健康问题,提升健康人力资本,不仅是落实健康中国战略与推进乡村全面振兴的必然要求,也是预防返贫和建立贫困治理的长效机制之一。

社会适应是行动者调整心理状态和行为模式,使之适合于新环境的过程^⑧。为应对搬迁带来的扰动,而调整资源使用,以保持当前或更好生存状态,反映了农户的适应性^⑨。就易地扶贫搬迁移民而言,较高的社会适应水平可以充分发挥安置地优势,减缓旧生活场域中可能存在的慢性压力;而社会适应水平较低时,则可能使易地扶贫搬迁成为移民新的压力源事件。可见,搬迁后的有效社会适应是减少搬迁对心理健康负向影响的关键。

本文利用来自湖北省J县的微观调查数据,考察易地扶贫搬迁移民社会适应对心理健康的影响,并探究搬迁前耕地面积的调节效应。本文在以下三个方面进行了探索:首先,从社会适应的横向多维度和纵向程度差异,探索易地扶贫搬迁移民社会适应的关键问题和异质性,为促进移民社会适应的政策制定提供参考;其次,试图通过厘清农村居民的心理健康问题导致人力资本减损的机理,丰富农村健康人力资本的研究,为乡村全面振兴提供新视角;最后,本研究通过明确社会适应对心理健康的影响,为促进易地扶贫搬迁移民心理健康提供经验证据。

一、理论分析与研究假说

1. 易地扶贫搬迁移民的心理健康

就易地扶贫搬迁移民而言,迁移具有双重心理健康影响效应。一方面,易地扶贫搬迁带来生存环境和发展条件的改善,如更好的居住条件、更多的工作机会、经济收益渠道增加、社会公共服务的可及性提升等,均可能缓解原产地贫困生活导致的慢性压力,改善心理健康。另一方面,搬迁行动本身可能成为新的压力源,对个体提出新的要求和挑战^{⑩-⑪},冲击移民的心理健康。如搬迁可能使得原有资源优势失效,导致资源相对不足,带来个体适应冲击,产生心理压力。另外,移民(尤其初迁期移民)需要耗费更多时间和精力以适应新环境中的日常生活、人际交往、社会融入等,以及面临资源投入的收益不确定性,会产生更多心理资本损耗。根据损失厌恶理论,在等量损失与收益下,损失的痛苦感大于收益的快乐感^⑫。若搬迁行动中的痛苦未得到有效抵消,移民就易产生失望和发展信心不足等心理失衡,负向影响其心理健康。

① 《中国国民心理健康发展报告(2019—2020)》显示,2020年农村户口成年人的抑郁检出率为16.5%,城镇户口检出率为14%。

② 负面性题目选择“有时”或“经常”计1分,选择“从不”或“很少”计0分;正面性题目选择“从不”或“很少”计1分,选择“有时”或“经常”计0分。

2. 移民社会适应对心理健康的影响及作用机制

(1)移民社会适应对心理健康的影响。在社会适应过程中,个体自我系统与社会情景系统交互,为达成与生存环境和谐共存,个体会展开一系列调适行为。个体评估外在环境压力和自身资源,若自身具有优势,则产生控制感,若无优势,则会感到无助和失控^[15]。社会适应横向具有多维度性,围绕移民社会适应的研究主要从生产适应、经济适应、居住环境适应、气候适应、社会文化适应、邻里交往、心理适应维度入手^[10,16]。社会适应纵向存在程度差异,不同个体的社会适应,不是“是”与“非”的问题,而是适应程度差异的问题^[17]。此外,个体在不同时点的有效适应维度各异,社会适应程度会随时间推移而持续变化。

社会适应是一个复杂的过程,该过程归根到底是由空间变动所引起的。已有研究显示,易地搬迁造成的环境变化可以概括为三元空间变动,即物理空间变动、社会空间变动和主观色彩的意义空间变动,其中,物理空间涉及生计空间、居住空间和公共空间等方面,社会空间的核心是社会交往,意义空间是移民对物理空间和社会空间的情感体验与认同^[18-19]。由此可见,易地搬迁的多元空间变动与社会适应的多维内涵之间具有内在一致性。那么,从空间变化的视角理解社会适应,可以从4个方面讨论社会适应与心理健康的关系。

第一,物理空间变化带来生产劳动方式改变,若个体禀赋与安置地生计机会不匹配,或生计机会难以契合个体生存需求,则个体难以适应生计方式改变。生计适应不足的个体,处于就业机会相对缺失、收入水平低及不稳定的状态,可能使个体(或家庭)面临生存压力和缺少安全感。已有研究显示,收入相对剥夺感会加剧个体的沮丧和压抑情绪^[20]。当无法有效获取工作机会,低质量工作使农民处于“脏”“累”“高强度”的工作情境之中,污染和过度劳动会损害心理健康^[21]。

第二,物理空间变动还意味着居住环境改变。贫困人群易暴露于大气、水和土壤等环境污染中,面对住房质量及设施问题,对心理健康造成损耗^[22-23],这些弊端会因适应并利用安置地的新居住空间资源而改善。较迁出地而言,安置地的住房设施条件改善、公共服务可及性提升以及消费选择拓展等均可以产生积极心理感受。社区基础设施与组织建设有益于心理健康^[24]。公共服务供给可缓解不公平感、不安全感,提高个体生活满意度^[25]。此外,由于移民搬迁造成的生活生产资料损失难以完全用货币衡量,因而住房保障、基础设施建设等环境改善型政策会比资金补助政策更能增强移民的内生发展动力^[26]。

第三,易地扶贫搬迁移民离开原来村集体活动场域,发生社会空间变动,需要适应社交距离变化与社会成员异质^[18]。就社交距离而言,社交空间变动下,移民逐渐丧失在原来公共生活中的参与感与话语权,会使其感到被边缘化^[13],产生失落感,同时,安置地社会排斥和社会文化适应困难也是重要的压力源^[27]。就社交对象异质而言,移民需要同时处理两类人际关系,一类存在于移民与安置地居民间,另一类存在于移民与“旧关系”间。人际网络为移民应对迁移变化提供了社会支持,可以减缓迁移压力,但同时,人际关系紧张也会成为心理健康风险因素^[28]。

第四,意义空间变动下,移民对安置地的情感体验与认同程度不尽相同,移民在安置地长久生活的主观意愿和生活愿景,可以激发前瞻性行为和幸福感。持有对当前生活的希望与信心,是移民的积极心理资源或心理资本,可以增强移民抵御冲击的韧性^[29]。易地扶贫搬迁改善移民生存环境并提供新机遇,有助于激发移民对安置地的认同和持续发展的内生动力,具有积极的心理健康效应。

基于压力过程理论,压力源主要呈三种形式:生活事件、慢性生活压力以及日常烦恼,其中,生活事件指较短时间内对行为的重大调整;慢性生活压力会在较长时间内持续与经常发生;日常烦恼是对行为的微小调整。随着压力累积,个人应对或重新调整的能力会逐渐消耗,增加心理困扰或失调的可能性^[30]。那么,移民既可能因社会适应有限,致使易地扶贫搬迁成为压力生活事件,加剧心理负担(消极心理健康效应),移民也可能因有效的社会适应,使自身摆脱迁出地长期窘困的慢性生活压力,削减心理负担(积极心理健康效应)。简言之,对心理健康而言,易地扶贫搬迁中积极与消极效应并存,较高的社会适应水平可以使积极效应占主导。据此,提出如下研究假说:

H₁: 易地扶贫搬迁移民的社会适应水平正向影响心理健康。

(2) 搬迁前耕地面积对社会适应影响心理健康的调节作用。易地扶贫搬迁着眼于移民搬迁、稳定、发展的全过程,提供基础设施建设、就业帮扶或公益岗位、教育援助、信贷资金支持、综合保障项目等配套政策,极大地提高了扶贫工作效能^[31],易地搬迁多措并举对落实长效脱贫发挥了重要作用,但在搬迁离地带来的生计空间与意义空间变动下,生计调整压力与情感冲击难以被完全抵消。

一方面,生计调整压力。土地作为农民的基本生产要素和生活保障的“最后一道防线”,易地扶贫搬迁从物理空间上撕开“人—土地”联结,改变移民生产劳动与生活起居节奏,以及调整生计模式决策,居住空间与生计空间分离会减弱移民的生计掌控感^[18]。就移民的土地处置方式而言,易地扶贫搬迁后的农户倾向于继续耕种承包地,出现“本地务工、外地务农”的生计模式,人地分离也致使部分耕地闲置^[32-33]。由于缺少有效的土地流转渠道,易地扶贫搬迁移民的土地转出意愿高于实际处置状况。迁出地农地流转发生率低,移民难以通过资源交换实现利益最大化^[34]。就搬迁后转换就业方式而言,在缺少替代性就业渠道时,离地会产生谋生经济压力。由于移民自身禀赋条件与非农劳动力市场需求的契合度是影响非农就业的重要因素,移民在以非农收入替代种养收入时,也可能受就业技能不足、思想保守等因素制约,致使就业机会“看得见”却“抓不住”。

另一方面,土地情结冲击。个体对土地的情感与物质依赖在农民群体中存在分化,以农为生、以农为业的个体对土地的情感寄托尤为明显。从自耕农到经营大户,农民对土地的情感与态度会发生变化,从关心“一草一稗”和庄稼长得如何,转变为关心当年“是赚是赔”和总收益量,对于广泛处于自耕农阶段的农户而言,春种秋收既是农业生产活动,也构成了生活本身^[35]。而对于在住房、教育、社会保障等社会资源占优势的农户,更有能力与机会从传统农业脱离^[36]。

对易地扶贫搬迁移民而言,从事种植生产是搬迁前维持生计的重要途径和情感寄托,搬迁前耕地面积反映了移民需要应对的生计调整与土地情结冲击。搬迁前耕地面积越大意味着搬迁会使移民面临更大幅度的离地冲击,如果能尽快适应安置地,社会适应会产生更大的心理健康改善效应。综上,提出如下研究假说:

H₂: 搬迁前耕地面积越大,则搬迁带来的离地冲击越大,搬迁后的社会适应对心理健康的促进效应会更明显。

二、数据来源、变量选择与计量模型

1. 数据来源

本文的数据来源于课题组2021年11月在湖北省恩施土家族苗族自治州J县的问卷调查,J县位于湖北省西南山区,曾是国家级贫困县。“十三五”期间,J县共搬迁14269户48830人,占总贫困人口的35%,搬迁规模居恩施州第一、湖北省第三。J县下辖10个乡镇(含县城所在地的一个镇)均有扶贫搬迁移民安置点,本研究的取样点涉及其中8个乡镇(含县城所在地的一个镇),含县郊、乡镇郊区、非县郊和乡镇郊区的村庄安置点,三类安置区。采用方便取样方式抽取搬迁户,每户调查一名成年家庭成员,采用现场一对一访谈方式填答问卷。共发放问卷770份,有效问卷744份,有效率96.62%,其中县郊安置点移民样本135份,镇郊安置点移民样本304份,非县郊和乡镇郊区的村庄安置点移民样本305份。问卷内容主要包括移民个体和家庭层面基本人口学信息、易地扶贫搬迁有关特征信息(如:搬迁距离、安置房情况、搬迁前后收入变动等)、一般健康量表(GHQ-12)、社会适应题项。调查问卷的编制经过了前期访谈收集初步资料、编制初步问卷进行预调查、修改并形成正式调查问卷三个阶段。正式问卷数据收集前对调研员进行培训,培训内容包括问卷内容、问卷调查程序与技巧、调查纪律与伦理。调研过程中,每日对当天收集的问卷及时核实疑问和更正错误。在调查完全结束后,再次核对问卷,剔除回答中存在逻辑错误或信息不完整的问卷。

2. 变量选择

(1) 移民心理健康为被解释变量。采用心理健康领域广泛使用的一般健康量表(GHQ-12)衡量

心理健康水平^[7,37]。该量表设计了12道描述受测者最近2~3周的心理健康状况的题项,采用从不、很少、有时、经常四级作答反应。现有研究对GHQ-12的计分处理有两种思路,本研究使用两种心理健康结果分别进行基准回归和稳健性检验。其一,根据受访者所选项^①,12道题目的累积分数为GHQ-12得分,累计分数在0—36之间,得分越高意味着移民的心理健康水平越高,使用此指标进行基准回归。其二,将正面性题目选择“从不”或“很少”计0分,选择“有时”或“经常”计1分;负面性题目选择“从不”或“很少”计1分,选择“有时”或“经常”计0分,心理健康水平等于12道题目得分之和,总得分范围为0—12分,使用此指标做稳健性检验。

(2)社会适应为核心解释变量。基于上述空间变化视角,将社会适应划分为生计发展适应、基本生活适应、人际交往适应以及情感适应4个维度。结合理论梳理与访谈信息,形成度量社会适应的18个问卷题项。社会适应变量的计算方式也有两种思路,一是,社会适应总体水平得分算术平均,二是,因子分析得到综合值。本文使用两种方式分别进行基准回归和稳健性检验。首先,将18道题得分加总后除以题项数18,得到社会适应指标,并进行基准回归。其次,基于因子得分和方差贡献率(表1),得到社会适应得分 $= (21.493 \times \text{基本生活适应} + 14.612 \times \text{人际交往适应} + 13.977 \times \text{生计发展适应} + 10.219 \times \text{情感适应}) / 60.301$ 。

表1 社会适应因子分析

题项	基本生活适应	人际交往适应	生计发展适应	情感适应
(1)您认为现在找到一份合适的工作容易吗?			0.574	
(2)您认为现在您家的经济收入稳定吗?			0.815	
(3)您认为您家现在的收入够用吗?			0.849	
(4)您家现在的收入与开销状况如何?			0.800	
(5)您觉得现在的安置房住着感觉如何?	0.691			
(6)您对现在的居住环境满意吗?	0.660			
(7)您认为现在居住地的交通便利吗?	0.753			
(8)您认为生活在现居住地接受教育便利吗?	0.752			
(9)您认为生活在现居住地就医便利吗?	0.757			
(10)您认为您在现居住地购物方便吗?	0.728			
(11)您认为现在居住地进行健身娱乐方便吗?	0.666			
(12)现在您和您的朋友关系如何?		0.748		
(13)现在您和您的邻里关系如何?		0.817		
(14)现在您和您的亲戚关系如何?		0.684		
(15)当您遇到困难时,您可以从朋友、邻里和亲戚处获得帮助吗?		0.757		
(16)您愿意长久在现在的安置地生活下去吗?				0.715
(17)您愿意搬回原来的居住地吗?				0.700
(18)您对现在的生活满意吗?				0.625

注:利用SPSS软件,得到社会适应18个指标的KMO值为0.868,Bartlett球形检验的近似卡方值为5039.841,显著性水平 $Sig. < 0.001$,适合进行因子分析,然后,采用最大方差法进行因子旋转,得到4个公因子,累计方差贡献率为60.301%,各公因子集中反映的信息符合研究设计,4个公因子分别对应易地扶贫搬迁移民的基本生活适应、人际交往适应、生计发展适应、情感适应。提取方法:主成分分析法。旋转方法:凯撒-梅耶-奥蒂斯(Kaiser-Meyer-Olkin)最大方差法,旋转在5次迭代后已收敛。

(3)控制变量。参考已有研究^[20,27,38],本文控制了影响心理健康的其他因素,在个人层面选取年龄、性别、受教育年限、婚姻状况、就业状况等变量,家庭层面选取抚养比、赡养比、家庭规模,同时将安置房面积、搬迁后收入水平作为易地扶贫搬迁相关特征变量。表2展示了主要变量的具体含义与描述性统计结果。采用总得分区间为0—36的心理健康计分方式时,心理健康总得分均值为24.360,2019年与2021年在J县采用同一心理健康测量工具的数据显示,较之普通农村居民而言,易地搬迁移民心理健康仍有改善空间。通过18道题得分加总后除以题项数18,得到社会适应指标均值为

① 对于正面问题,例如“觉得在生活中是个有用的人”,选项“从不”计0分、“很少”计1分、“有时”计2分、“经常”计3分;对于负面问题,如“因担忧而失眠”选项“从不”计3分、“很少”计2分、“有时”计1分、“经常”计0分。

3.637,移民的社会适应处于中间水平。在个体特征方面,受访者中51.2%为男性,搬迁者的平均年龄约52岁,中老年人较多,50.8%的搬迁者的文化程度处于小学及以下水平。由于J县属于多民族聚居

表2 主要变量描述性统计

变量	变量定义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	心理健康 GHQ-12 总得分(总分区间0—36)	24.360	4.813	8	36
解释变量	社会适应 社会适应总体水平得分算术平均	3.637	0.350	2.500	4.722
	生计发展适应 生计发展适应水平得分算术平均	2.832	0.619	1.000	4.500
	基本生活适应 基本生活适应水平得分算术平均	3.913	0.466	2.286	5.000
	人际交往适应 人际交往适应水平得分算术平均	3.789	0.487	1.750	5.000
	情感适应 情感适应水平得分算术平均	3.868	0.421	1.667	5.000
搬迁前耕地面积	老家耕地面积/亩	4.857	2.682	0	20
控制变量	年龄 受访者的实际年龄	51.850	12.240	22	88
	性别 受访者的性别:男=1;女=0	0.512	0.500	0	1
	受教育程度1 小学及以下	0.508	0.500	0	1
	受教育程度2 初中	0.401	0.490	0	1
	受教育程度3 高中或中专	0.077	0.266	0	1
	受教育程度4 大专及以上	0.015	0.121	0	1
	身体状况 非常好=1;比较好=2;一般=3;不太好=4;非常不好=5	2.874	0.881	1	5
	婚姻状况 已婚=1;其他=0	0.777	0.417	0	1
	少数民族 少数民族=1;汉族=0	0.465	0.499	0	1
	工作份数 当前工作份数	1.448	0.739	0	4
	搬迁前幸福状况 将大于幸福指数得分均值的赋值为1;否则为0	0.715	0.452	0	1
	家庭规模 家庭人口总数	4.312	1.191	1	8
	劳动人口数 家庭劳动人口总数	1.903	0.808	0	5
	抚养比 16岁及以下人口占比/%	0.173	0.137	0.000	0.500
	赡养比 60岁及以上人口占比/%	0.317	0.223	0.000	2.200
安置房面积 家庭人均安置房面积/平方米	24.628	3.664	10.000	62.500	
收入水平 搬迁后家庭人均纯收入/元,取对数	8.633	0.594	5.812	11.695	
工具变量	迁移距离 原住地与安置地距离/千米	17.625	16.929	0.200	130.000

县,受访者中有46.5%属于少数民族群体。通过“现在您主要从事什么工作?”获得移民在安置地从事的工作份数,工作数均值为1.448。就移民群体内部而言,有71.5%的移民对搬迁前的幸福指数评价处于“幸福状态”^①。在家庭特征方面,搬迁户的家庭规模均值呈现一家约4口,劳动力约2人,抚养比和赡养比均值分别为17.3%与31.7%。安置地人均住房面积、人均收入对数以及迁移距离的均值分别为24.628、8.633、17.625。

(4)工具变量。本文采用迁移距离作为易地扶贫搬迁移民社会适应的工具变量。就工具变量的相关性假设而言,J县易地扶贫搬迁按照“自选+分配”形式,政府在遵循搬迁户意愿的基础上分配安置区。由搬迁户自愿确定是“自选”还是“分配”,若为“自选”,由于各安置区均有人数限制,所以当意愿人数大于安置区承载量时,最终是否能够留在“最初意愿地”将由抽签决定,即使无法迁往“最初意愿地”,政府安排的“最终安置地”也会充分考虑搬迁户的“最初意愿地”;若搬迁户选择“分配”,表明自愿搬往就近分配的安置区。简言之,无论是自选安置地还是自愿就近分配安置地,均是搬迁户基于家庭自身需求做出的符合能力的选择。由于中国农民往往“安土重迁”,当搬迁户自愿跨越较长的空间距离进行迁移时,说明搬迁户的预计搬迁收益将远大于搬迁损失,自身可以在安置地获得更有利的生活与发展。就排他性假设而言,距离显著影响移民的社会适应,但并不直接影响移民的心理健康水平,可视为外生变量。

① 相对于移民群体的幸福评价平均值而言,71.5%的移民对幸福的评价高于均值。

3. 计量模型

本文设定如下的基准OLS回归模型:

$$MH_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, MH_i 为个体*i*的心理健康水平; S_i 为关键解释变量,即个体*i*的社会适应指标; X_i 为一系控制变量,包括年龄、性别、受教育程度、家庭规模、人均收入水平等; β_0 为常数项; β_1 和 β_2 为待估计系数; ϵ_i 为随机误差项。

为进一步检验移民在搬迁前耕地面积的调节作用,本文在基准模型基础上,构建如下模型:

$$MH_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_3 D_i + \beta_4 S_i \times D_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i \quad (2)$$

式(2)中, D_i 为搬迁前耕地面积,其与社会适应的交互项表示为 $S_i \times D_i$, β_1 、 β_3 、 β_4 为待估计系数;其余变量和参数与(1)式一致。

三、研究结果与分析

1. 易地搬迁移民社会适应基本状况

为反映样本社会适应的基本情况和特征,对社会适应的4个维度进行描述性统计。

(1)生计发展适应。生计发展适应均值仅2.832,在4个适应维度中最薄弱。71.0%的样本移民存在找工作难问题^①,无业移民占比甚至比搬迁前上升了7.4%(表3),而原应作为农民保障性生产要素的耕地,却出现了高达17.2%的撂荒现象^②,由此可能造成收入不稳定甚至入不敷出,进而恶化移民生计发展适应。与此同时,调研数据发现,有50.3%的移民在搬迁后仍依赖种地收入来维持生计^③,这与“耕地处理方式”中存在57.8%的“自己抽空回去种”的现象基本一致,进一步说明,大部分移民仍依赖土地,搬迁离地会造成不可忽视的生计变动压力和土地情结冲击。因此,在搬迁离地产生的物理空间和意义空间变动下,搬迁前耕地面积反映了移民面临的变动程度,实证分析中将进一步检验离地冲击下社会适应所发挥的心理健康改善效应。

表3 搬迁前后主要从事工作

工种	务农	经商	企、事业单位工作	在家周围务工	外出务工	无偿参与家庭经营活动	无工作	其他	
搬迁前	频数	551	22	7	186	282	23	32	6
	占比/%	74.1	3.0	0.9	25.0	37.9	3.1	4.3	0.8
搬迁后	频数	310	72	7	278	398	18	87	12
	占比/%	41.7	9.7	0.9	37.4	53.5	2.4	11.7	1.6

(2)基本生活适应。安置地较好地满足了移民的日常生活活动,基本生活适应均值达3.913,在社会适应的4个维度中表现最佳,尤其体现在人居环境、交通及购物方面,90.2%的样本移民对居住环境满意^④,分别有84.1%、85.3%的移民认为交通、购物便捷^⑤。结合当地移民特点,由于J县属于多民族聚居县,婚丧嫁娶具有民族特性,当地居民重视风俗仪式与流程,但安置地的规划设计较难承载传统习俗活动,移民难以找到举办仪式的场所。

(3)人际交往适应。易地扶贫搬迁带来的生活活动空间重构,不可避免地改变了移民的社会关系,即社会空间变动,虽然样本移民中表示能与亲戚、邻里、朋友相处融洽和谐的占比较高,分别为91.4%、79.6%和67.7%^⑥,但仅有61.2%的移民认为在遇到困难时可以从朋友、邻里和亲戚处获得帮

① 来自题项“您认为现在找到一份合适的工作容易吗?”中回答“非常不容易”与“不容易”的人数占总样本比重。

② 来自题项“您现在如何处理您在老家拥有的耕地”中选择“土地撂荒”人数占总样本比重。

③ 来自题项“现在您维持生计的主要方式有哪些?”中选择“种地收入”人数占总样本比重。

④ 来自题项“您对现在的居住环境满意吗?”中选择“非常满意”与“满意”人数占总样本比重。

⑤ 来自题项“您认为现在居住地的交通便利吗?”“您认为您在现居住地购物方便吗?”中选择“非常方便”与“方便”人数占总样本比重。

⑥ 来自题项“现在您和您的亲戚关系如何?”“现在您和您的邻里关系如何?”中选择“非常融洽”与“融洽”人数占总样本比重,以及题项“现在您和您的朋友关系如何?”中选择“关系非常好”“关系比较好”人数占总样本比重。

助^①。农民习惯于小半径范围的社交模式,传统村落以血缘、地缘为纽带,通过生产互助、红白喜事、村庄公共事务参与等途径,为农民维系社会关系创造了天然便利。但“远亲不如近邻”的关系格局在搬迁后发生改变,安置区内集体活动不足,共同话题缺失,导致社区内居民难以形成“共同体”,移民间彼此疏离也会对社区治理提出挑战。

(4)情感适应。要使移民安居乐业,有必要关注其在意义空间变动下的情感适应,了解其返迁欲望以及在安置地长久生活的意愿。研究表明,样本移民情感适应均值3.868,其中,仍有5.8%移民有返回原居住地的倾向^②。土地给予农民的安全感与归属感往往使他们安土重迁,尤其是对“生于斯,长于斯”老年移民而言,离开熟悉的环境,安置地的生活会使其萌生孤独甚至抵触情绪。塑造移民对安置地的认同感,强化移民在安置地长久生活的信心,将是实现移民与安置地深层次心理融合的必要环节。

2. 实证结果

(1)基准估计结果。本文关注易地扶贫搬迁移民社会适应对其心理健康的影响,但由于使用横截面数据,可能存在内生性问题。首先,可能存在由截面数据带来的遗漏变量问题,尽管本文在模型设定中控制了家庭劳动供给、抚养负担以及搬迁前幸福状况等一系列可能影响搬迁后心理健康的关键变量,但基于截面数据的回归模型无法有效控制不随时间变化且不可观测因素的影响;其次,可能存在由反向因果导致的内生性问题。具体而言,由生计发展、基本生活、人际交往、情感所形成的综合社会适应,在保护和促进移民心理健康的同时,心理健康的变化也会反过来影响移民的当前社会适应状态。为了缓解内生性问题对估计结果的影响,本文在基准OLS回归的基础上引入工具变量,通过两阶段最小二乘法对潜在的内生性问题进行修正。

表4汇报了基准估计结果。列(1)–(3)为OLS估计结果,在加入控制变量前后,社会适应的系数均显著为正。其中,生计发展、基本生活、情感适应三方面的适应状况对心理健康有显著正向作用。为缓解可能存在的内生性问题,本文使用2SLS模型进行估计,工具变量检验结果显示,*Kleibergen-Paap rk LM*统计值为44.178,*p*值为0.0000,拒绝不可识别的原假设,*Cragg-Donald Wald F*值为46.060,不存在弱工具变量问题,并且,第一阶段估计结果显示,迁移距离的回归系数在1%的水平上显著为正,实证结果表明,移民愿意跨越长距离迁移以实现更高水平的社会适应。弱工具变量检验结果和第一阶段估计结果均表明迁移距离(工具变量)对社会适应(内生变量)有较好的解释力。在第二阶段回归中,社会适应的回归系数在1%的水平上显著为正,且系数大于未处理内生性时的结果,模型估计结果说明社会适应确实会在一定程度上提升易地扶贫搬迁移民的心理健康水平,移民的社会适应水平每增加1单位,心理健康水平提升7.326个单位。

控制变量中,性别对心理健康的影响显著,系数符号为负,表明男性移民的心理健康水平更低。令人意外的是,大专及以上学历受教育程度的移民心理健康水平显著低于受教育程度为小学及以下的移民,可能的原因是,移民家庭资源紧缺,拥有较高学历的家庭成员背负整个家庭的希望,成为家庭重负的主要承担者。此外,少数民族群体在跨文化互动中,会因文化适应压力和文化冲突,产生疏离感和焦虑^[39],本研究发现易地扶贫搬迁中非少数民族移民比少数民族移民面临更小的心理健康恶化风险。表明少数民族移民与非少数民族移民间存在差异化的生活生产压力与心理负担,在心理健康促进实践中要尊重民族文化与风俗习惯差异。

(2)稳健性检验。本文通过调整解释变量与被解释变量的测度指标和剔除极端值干扰的方式来检验基准回归结果的严谨性。首先,社会适应变量调整。使用社会适应因子得分作为社会适应指标,替换解释变量后的估计结果如表5列(1)所示,社会适应的估计系数在1%的统计水平上显著为正数,检验结果表明基础回归结果稳健。其次,心理健康衡量指标调整。使用总分区间为0–12的心理健康结果作为被解释变量,表5列(2)给出的估计结果显示,更换心理健康指标后的社会适应系数

① 来自题项“当您遇到困难时,您可以从朋友、邻里和亲戚处获得帮助吗?”中选择“完全可以”与“可以”人数占总样本比重。

② 来自题项“您愿意搬回原来的居住地吗?”中选择“非常愿意”与“愿意”人数占总样本比重。

表4 移民社会适应对心理健康的影响

N=744

变量	(1)	(2)	(3)	(4)第一阶段	(5)第二阶段
社会适应	5.250*** (0.512)	4.346*** (0.502)			7.326*** (2.098)
迁移距离				0.005*** (0.001)	
生计发展适应			1.061*** (0.309)		
基本生活适应			2.211*** (0.443)		
人际交往适应			-0.145 (0.428)		
情感适应			1.229** (0.476)		
年龄		0.054*** (0.020)	0.0417** (0.0207)	0.003** (0.001)	0.044** (0.021)
性别		-0.994*** (0.314)	-0.933*** (0.316)	-0.034 (0.025)	-0.862** (0.335)
受教育程度2		-0.124 (0.417)	-0.0781 (0.419)	-0.009 (0.032)	-0.038 (0.431)
受教育程度3		-0.119 (0.733)	0.179 (0.748)	-0.017 (0.057)	-0.033 (0.757)
受教育程度4		-2.766** (1.156)	-2.665** (1.211)	-0.067 (0.091)	-2.511** (1.119)
抚养比		-1.921 (1.371)	-2.035 (1.400)	-0.122 (0.106)	-1.623 (1.381)
赡养比		-0.971 (0.831)	-0.710 (0.810)	0.109* (0.062)	-1.232 (0.842)
民族		-0.698** (0.307)	-0.614** (0.308)	-0.014 (0.025)	-0.670** (0.316)
安置房面积		0.041 (0.047)	0.0465 (0.0483)	0.003 (0.004)	0.038 (0.043)
身体状况		-1.160*** (0.242)	-1.142*** (0.237)	-0.063*** (0.017)	-0.990*** (0.276)
婚姻状况		0.313 (0.430)	0.387 (0.426)	0.017 (0.033)	0.252 (0.429)
劳动人口数		-0.424 (0.282)	-0.298 (0.287)	0.031 (0.024)	-0.461 (0.300)
家庭规模		-0.260 (0.199)	-0.191 (0.196)	-0.030* (0.017)	-0.162 (0.217)
收入水平		-0.444* (0.249)	-0.333 (0.250)	0.016 (0.025)	-0.577** (0.270)
工作份数		0.818*** (0.226)	0.776*** (0.223)	0.074*** (0.017)	0.601** (0.276)
搬迁前幸福状况		1.261*** (0.355)	1.179*** (0.375)	0.083*** (0.030)	1.105*** (0.375)
常数项	5.265*** (1.865)	13.12*** (3.271)	11.87*** (3.383)	3.266*** (0.257)	3.505 (7.382)
R ²	0.146	0.247	0.257	0.125	0.204

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为稳健标准误,下同。

仍显著为正,表明本文的研究结果是稳健的。最后,为排除极端值对结果的干扰,调整样本量,对被解释变量分别进行1%的缩尾处理和5%的缩尾处理,结果如表5第(3)(4)列所示,社会适应对心理健康的影响仍然显著为正。

(3)异质性分析。本文从不同年龄社会群体、是否城镇安置以及有无非农经历三个方面进行了异质性分析,结果见表6。

在易地扶贫搬迁政策下,了解不同群体的社会适应对心理健康的影响情况,有利于针对特定人群制定政策。已有研究显示,较之年轻人群而言,中老年人群是农业税制改革健康效应的更大受益群体,因为他们更易感到社会压力,甚至选择自杀^[40]。同时,老年人慢性病、重度疾病以及残疾等生理健康问题会加剧精神抑郁风险。安置地为易地扶贫搬迁移民提供了更多工作选择,但非农工作对移民的劳动技能、体力与年龄都有所要求,超过60岁的老年群体可能受到就业市场的排斥与就业帮扶政策的忽视。因此,老年搬迁者在安置地更易面临失业。老年群体难以改变长期形成的生活习惯,随着他们生活能力与心理机能下降,失去工作与社交活动威胁着他们的心理健康。因此,本文将年龄在60岁及以上的移民划为老年组,年龄小于60岁的划分非老年组,通过分组回归,来检验社会适应的影响是否存在年龄差异。表6的估计结果显示,虽然两组中社会适应的估计系数均为正,但只有非老年组的估计系数显著。上述结果表明,社会适应对老年群体心理健康的改善作用收效甚微,这也警醒政策制定者,需要留意移民安置过程中的老年人群体,因为搬迁可能使他们产生自我价值否定、产生不能分担家庭负担的愧疚感等消极情绪。

根据安置地位置差异,本文在将移民划分为城镇安置(包含县郊与镇郊)与非城镇安置的基础上展开异质性检验。表6的结果显示,社会适应对城镇安置移民的心理健康在5%的水平上正向显著,社会适应水平每提升1个单位,其心理健康增高6.010个单位,虽然非城镇安置移民的社会适应结果

表5 稳健性检验

变量	(1)更换解释变量	(2)更换被解释变量	(3)按1%缩尾处理	(4)按5%缩尾处理
社会适应因子得分	4.610*** (1.312)			
社会适应		1.583** (0.768)	7.672*** (2.039)	5.068*** (1.907)
年龄	0.044** (0.021)	0.026*** (0.009)	0.048** (0.021)	0.044** (0.019)
性别	-0.876*** (0.332)	-0.299** (0.140)	-0.889*** (0.328)	-0.792*** (0.286)
受教育程度2	-0.040 (0.428)	0.037 (0.187)	0.223 (0.419)	0.126 (0.375)
受教育程度3	-0.109 (0.749)	0.028 (0.310)	0.107 (0.758)	-0.318 (0.697)
受教育程度4	-2.573** (1.124)	-1.156** (0.487)	-2.428** (1.097)	-2.292** (1.072)
抚养比	-1.617 (1.371)	-0.533 (0.591)	-1.084 (1.343)	-0.296 (1.214)
赡养比	-1.138 (0.824)	0.096 (0.330)	-1.385* (0.825)	-1.363* (0.760)
民族	-0.683** (0.313)	-0.354*** (0.130)	-0.624** (0.311)	-0.718** (0.282)
安置房面积	0.036 (0.044)	0.034 (0.021)	0.036 (0.042)	-0.005 (0.041)
身体状况	-1.018*** (0.271)	-0.519*** (0.108)	-0.870*** (0.262)	-0.704*** (0.246)
婚姻状况	0.289 (0.429)	0.077 (0.185)	0.093 (0.411)	-0.095 (0.380)
劳动人口数	-0.419 (0.293)	-0.008 (0.119)	-0.481 (0.299)	-0.527** (0.264)
家庭规模	-0.187 (0.212)	-0.034 (0.090)	-0.091 (0.215)	-0.145 (0.204)
收入水平	-0.535** (0.261)	-0.179 (0.113)	-0.533** (0.271)	-0.293 (0.243)
工作份数	0.642** (0.268)	0.289*** (0.108)	0.431* (0.258)	0.392 (0.239)
搬迁前幸福状况	1.194*** (0.367)	0.450*** (0.152)	0.938*** (0.358)	1.038*** (0.331)
常数项	29.796*** (2.815)	2.876 (2.834)	1.521 (7.119)	10.060 (6.840)
N	744	744	731	675
R ²	0.216	0.196	0.157	0.160

为正,但并不显著。这与张晨等的研究结论较为一致,城镇更为集中且完善的基础设施与公共服务,赋予了移民更多的机遇与选择^[41]。虽然移民与安置地原居民间的社交距离会影响其社会融入,但由于J县主要在县区内部开展搬迁与安置,在一定程度上可以减少搬迁对亲缘和地缘关系的破坏。因此,相较于非城镇安置而言,城镇安置可以更好地发挥社会适应对心理健康的改善作用^[42]。

搬迁前是否通过非农就业获取报酬与移民自身技能紧密相关,根据移民主要从事的工作类型,将移民分为有非农工作经历、无非农工作经历两类,检验移民社会适应对心理健康影响的异质性。第(5)与(6)列实证结果显示,社会适应会显著改善搬迁前有非农就业经历的移民心理健康,但对搬迁前无非农就业经历的移民心理健康的影响不显著。可能的原因是,自身有更强非农转移能力的移民,会更容易抓住易地搬迁带来的发展机遇,尤其是非农工作机会,搬迁前非农工作经验是移民工作能力的重要组成部分。

(4)搬迁前耕地面积的调节机制。本文在基准模型中加入搬迁前耕地面积及其与社会适应的交互项^①,结果如表7列(1)所示,搬迁前耕地面积与社会适应的交互项显著且系数为正,搬迁降低了移民耕地可及性和耕作便利性,易地扶贫搬迁带来的离地冲击会随着搬迁前耕地面积增加而放大,搬迁后有效的社会适应可以缓解迁移造成的生计冲击与情感冲击,实现更大幅度的心理健康改善效果。易地扶贫搬迁工作借鉴生态移民、工程建设移民的经验,从工作部署之初就对基础设施、公共服务、就业创业等脱贫配套政策有所考虑^[31],发挥了重要的扶贫功能,但搬迁使土地这一原生资源难以发挥生计发展“稳定器”作用,囿于移民群体长期生存于资源匮乏与自身发展不足的状态,在移民适应的过渡期与生计空间的重构期,要尽可能弥补离地造成的生计冲击,并缓解移民对土地的情感依赖。

进一步讨论谁对“离地冲击”更加敏感有助于深化对上述机制的认识。从家庭内部性别分工视角,农村劳动力生计资本有限,在参与社会分工时,农村劳动力主要从事对体能要求较高的劳动密集型和技术含量较低的工作,农村男性劳动力更可能外出就业,农村女性则承担家务和农业生产^[43]。换言之,农业生产可以解决农村女性就业,并且使女性可以就近照料家庭。因此,农村女性更依赖土

① 为降低多重共线性的影响,本文对交互项变量进行了中心化处理。

表6 移民社会适应对心理健康影响的异质性分析

变量	(1)老年	(2)非老年	(3)城镇安置	(4)非城镇安置	(5)无非农经历	(6)有非农经历
社会适应	2.485 (3.846)	10.286*** (2.930)	6.010** (2.532)	2.622 (4.523)	3.849 (3.719)	9.375*** (3.123)
年龄	-0.081 (0.069)	0.034 (0.034)	0.063** (0.025)	0.023 (0.032)	0.088** (0.036)	0.001 (0.033)
性别	-0.218 (0.664)	-0.846** (0.427)	-0.699* (0.384)	-1.234* (0.666)	-1.704*** (0.506)	-0.477 (0.455)
受教育程度2	-1.536 (1.570)	0.497 (0.512)	-0.040 (0.515)	0.077 (0.698)	1.025 (0.799)	-0.260 (0.563)
受教育程度3	0.210 (2.204)	0.250 (0.878)	-0.162 (1.196)	-0.127 (1.032)	-0.177 (1.318)	-0.099 (1.017)
受教育程度4		-2.368* (1.250)	-3.245* (1.777)	-2.390 (1.563)	-4.641* (2.528)	-3.038** (1.380)
抚养比	0.800 (3.203)	-2.920* (1.628)	-0.177 (1.647)	-5.437** (2.428)	-2.083 (2.333)	-2.209 (1.667)
赡养比	1.186 (1.108)	-2.050 (1.300)	-0.517 (0.888)	-0.592 (2.189)	-0.762 (1.258)	-1.785 (1.371)
民族	-0.639 (0.612)	-0.691* (0.390)	-0.597 (0.385)	-0.940* (0.531)	-1.186** (0.493)	-0.360 (0.441)
安置房面积	0.001 (0.081)	0.041 (0.058)	0.015 (0.058)	0.075 (0.083)	0.060 (0.075)	0.038 (0.058)
身体状况	-0.318 (0.711)	-1.238*** (0.305)	-1.192*** (0.319)	-1.322** (0.588)	-0.799 (0.508)	-0.792* (0.460)
婚姻状况	0.178 (0.701)	0.207 (0.622)	0.284 (0.564)	-0.162 (0.683)	1.049 (0.642)	-0.163 (0.682)
劳动人口数	-0.232 (0.577)	-0.753* (0.396)	0.009 (0.400)	-0.707* (0.429)	-0.063 (0.568)	-0.638* (0.383)
家庭规模	0.457 (0.436)	-0.200 (0.317)	-0.228 (0.264)	-0.232 (0.387)	-0.106 (0.372)	-0.142 (0.311)
收入水平	-0.411 (0.690)	-0.478 (0.320)	-0.786*** (0.299)	-0.011 (0.533)	-0.371 (0.541)	-0.547 (0.367)
工作份数	0.612 (0.443)	0.401 (0.355)	0.895*** (0.338)	0.563 (0.570)	0.750 (0.616)	0.521 (0.356)
搬迁前幸福状况	1.934** (0.774)	0.541 (0.473)	0.828* (0.490)	1.771*** (0.606)	1.453** (0.593)	0.588 (0.609)
常数项	22.158* (12.449)	-5.452 (10.078)	9.432 (9.467)	17.308 (15.111)	9.363 (10.687)	-1.669 (12.602)
N	181	563	439	305	269	443
R ²	0.215	0.108	0.213	0.282	0.162	0.231

注:根据搬迁前工作类型划分有无非农就业经历时,不涉及搬迁前无工作的移民。

表7 搬迁前耕地面积的调节效应回归结果

变量	心理健康		
	(1)加入交互项	(2)女性	(3)男性
社会适应	7.174*** (2.076)	6.048** (2.597)	9.987*** (3.392)
搬迁前耕地面积	-0.013 (0.071)	-0.033 (0.101)	0.032 (0.103)
搬迁前耕地面积×社会适应	0.483** (0.217)	0.490* (0.276)	0.555 (0.404)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	4.203 (7.300)	6.799 (8.836)	-5.452 (11.897)
N	744	363	381

注:为缩减篇幅,控制变量估计结果省去,感兴趣者可联系作者索取。

地,搬迁产生的“离地冲击”更容易发生在女性群体中,农村女性适应安置地更可能产生明显的心理健康改善效应。为检验推论,将样本分为男性组与女性组,进行分组回归。估计结果如表7所示,第(2)与(3)列报告了搬迁前耕地面积与社会适应的交互效应,仅在女性组中交互项的系数显著为正,证实较之农村男性,社会适应对农村女性“离地冲击”后的心理健康有更明显改善作用。

四、结论与政策启示

心理健康不仅是改善民生、保障人民享有幸福安康生活的内在要求,也是脱贫群体平稳发展的人力资本基石。本文利用微观调研数据实证分析易地扶贫搬迁移民社会适应对心理健康的影响,研究发现:第一,较之普通农村居民而言,易地扶贫搬迁移民心理健康问题更明显,是乡村全面振兴工作亟需干预的关键问题;生计发展适应均值较低,是移民社会适应的突出短板。第二,社会适应对易地扶贫搬迁移民心理健康具有显著正向影响,社会适应能避免搬迁冲击下的压力事件,并发挥对迁出地长期窘困的慢性生活压力的缓解作用,提升社会适应是夯实健康人力资本基础的重要路径。对于不同禀赋条件的移民而言,社会适应对心理健康的改善效应存在群体差异:较之老年群体、非城镇安置群体、无非农就业经历群体而言,社会适应对非老年群体、城镇安置群体、有非农就业经历群体的心理健康影响效应明显。第三,搬迁导致人地分离,移民面临生计空间与意义空间变动,产生生计调整压力和土地情结冲击,需特别关注离地冲击较大的人群的社会适应与心理健康。

基于以上结论,针对如何促进易地扶贫搬迁移民的社会适应、提升其心理健康水平,本文得到以下政策启示:

第一,应坚持从多维度增强安置地移民的社会适应,提高安置社区治理与服务水平,促进移民社会交往,增强移民社区认同。一方面,组建“社工+基层党组织+村民代表”多元化安置社区管理队伍,加强社区服务技能培训,根据移民构成、地理位置、地方特色等,充分调动可利用的资源,形成各具特色的有效管理模式。另一方面,鼓励和支持成立守望相助的移民互助组织,畅通意见表达渠道,助推移民参与社区治理,提高移民社区自主管理能力。

第二,应持续加强社区心理健康宣传教育,提高移民心理健康素养,做好心理帮扶。一方面,应加强卫健、政法与农业农村部门的合作,推进县镇、乡村层面的社会心理服务体系建设。总结全国社会心理服务体系试点区经验,研究推出可落地、见效快的“社会心理服务+移民社区治理”的特色项目。另一方面,应该对社区管理者进行心理健康知识和技能培训,提升其沟通、劝导等工作能力,增强其应对移民社会适应和心理健康问题的意识和能力。与此同时,应开展易地搬迁移民心理健康大调查,摸清事实,找准问题,监测与筛查高心理健康风险的移民,并对其进行及时有效的干预。

第三,面对离地带来的生计冲击和情感冲击,应该将保障移民有效就业与收入稳定作为搬迁帮扶的基础工作。一方面,重塑贫困人口的自我发展能力是强化生计发展的关键,应给“挪穷窝”配套“换穷业”,开展受众分割的素质技能提升类、工作转换适应类培训,传递招聘咨询,转变移民的就业观念。应充分发挥互联网信息技术的普惠性,实现移民社会网络数字化,通过微信群、朋友圈等为安置区成员搭建线上互动平台,构建安置区成员的线上联结方式,为政策福利宣传、就业信息传递等提供便利。另一方面,应因地制宜规划安置区及周边土地,为适当发展庭院经济创造条件,也为农业生产“好把式”提供舞台,为部分难以适应安置地就业环境的移民提供继续务农的可能,以此来降低移民生活成本与压力。与此同时,在“人地分离”后,要为移民提供有效的农地流转平台,充分发挥土地资源价值,鼓励搬迁户进行土地经营权的依法自愿有偿流转,拓展搬迁群众的增收渠道。

参 考 文 献

- [1] 尚虎平,黄六招.农民基本健康权利保障体系建构与演进逻辑——“防大疫克常疾”实践经验探索[J].中国社会科学,2022(6):122-138.
- [2] 徐富明,黄龙.贫困与心理健康的关系研究[J].中国临床心理学杂志,2020,28(2):293-298.

- [3] 卢星宇,陈建奎.心理健康状态与网络消费关系研究[J].软科学,2023,37(12):129-135.
- [4] 息晨.心理健康会影响家庭参与风险金融市场吗?——来自CFPS的证据[J].中国经济问题,2019(2):27-42.
- [5] 孟可强,王丽,李旺,等.构建乡村社会心理服务体系助力乡村振兴战略[J].中国科学院院刊,2023,38(3):444-454.
- [6] 李周.农民流动:70年历史变迁与未来30年展望[J].中国农村观察,2019(5):2-16.
- [7] 马超,曲兆鹏.机会平等哲学下对我国农民工“健康移民效应”的再考察[J].产业经济评论,2022(2):129-151.
- [8] 胡惠林.没有贫困的治理与克服治理的贫困——再论乡村振兴中的治理文明变革[J].探索与争鸣,2022(1):129-141.
- [9] 徐家鹏,颜晓彬.信贷支持能提升易地扶贫搬迁农户生计恢复力吗[J].中国经济问题,2024(4):80-96.
- [10] 郝玉章,风笑天.三峡外迁移民的社会适应性及其影响因素研究——对江苏227户移民的调查[J].市场与人口分析,2005(6):64-69.
- [11] 黎洁.陕西安康移民搬迁农户的生计适应策略与适应力感知[J].中国人口·资源与环境,2016,26(9):44-52.
- [12] 赵多平,赵伟伏,撒小龙,等.宁夏生态移民社区生活空间融合与重构的影响因素及机理——以宁夏闽宁镇为例[J].自然资源学报,2022,37(1):121-134.
- [13] 龙彦亦,刘小珉.易地扶贫搬迁政策的“生计空间”视角解读[J].求索,2019(1):114-121.
- [14] 丹尼尔·卡尼曼.思考,快与慢[M].胡晓姣,李爱民,何梦莹,译.北京:中信出版社,2012.
- [15] 陈建文,王滔.关于社会适应的心理机制、结构与功能[J].湖南师范大学教育科学学报,2003(4):90-94.
- [16] 邵秀军,管欣.易地移民邻县安置的意愿、期望与社会适应性[J].管理评论,2019,31(11):267-278.
- [17] 陈勃.人口老龄化背景下城市老年人的社会适应问题研究[J].社会科学,2008(6):89-94.
- [18] 王寓凡,江立华.空间再造与易地搬迁贫困户的社会适应——基于江西省X县的调查[J].社会科学研究,2020(1):125-131.
- [19] 王寓凡,江立华.“后扶贫时代”农村贫困人口的市民化——易地扶贫搬迁中政企协作的空间再造[J].探索与争鸣,2020(12):160-166.
- [20] 苏钟萍,张应良.收入不平等对农村居民健康的影响——基于相对剥夺的微观视角验证[J].农业技术经济,2021(3):132-144.
- [21] 孙中伟,张莉,张晓莹.工作环境污染、超时加班与外来工的精神健康——基于“二次打击”的理论视角[J].人口与发展,2018,24(5):14-23.
- [22] 牛欢,严成霖.绿色税收、健康效应与工资不平等——基于异质性世代交替模型的研究[J].经济评论,2024(6):52-66.
- [23] 张鹏龙,钟建乐,胡羽珊.农村危房改造政策实施的健康提升效应研究[J].中国农村经济,2023(5):122-138.
- [24] SHEN Y Y. Community building and mental health in mid-life and older life: evidence from China[J]. Social science & medicine, 2014, 107: 209-216.
- [25] 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(6):8-21.
- [26] 滕祥河,文传浩.不同移民扶持政策的扶志效应差异——基于三峡库区水电工程移民的实证[J].资源科学,2022,44(7):1463-1475.
- [27] 肖敏慧,王邃遂,彭浩然.迁移压力、社会资本与流动人口心理健康——基于压力过程理论的研究[J].当代财经,2019(3):14-24.
- [28] 何雪松,黄富强,曾守锤.城乡迁移与心理健康:基于上海的实证研究[J].社会学研究,2010,25(1):111-129.
- [29] 李文静,帅传敏,帅钰,等.三峡库区移民贫困致因的精准识别与减贫路径的实证研究[J].中国人口·资源与环境,2017,27(6):136-144.
- [30] PEGGY A. Thoits. stress, coping, and social support processes: where are we? what next?[J]. Journal of health and social behavior, 1995, 35: 53-79.
- [31] 尹俊,孙博文,刘冲,等.易地扶贫搬迁政策效果评估——基于S省三县贫困户建档立卡微观追踪数据[J].经济科学,2023(3):185-204.
- [32] 王倩,邱俊杰,余劭.移民搬迁是否加剧了山区耕地撂荒?——基于陕南三市1578户农户面板数据[J].自然资源学报,2019,34(7):1376-1390.
- [33] 黎洁,孙晶晶.生计分化、权益保障认知与易地扶贫搬迁农户的农地处置意愿研究——以陕西易地扶贫搬迁农户为例[J].干旱区资源与环境,2021,35(10):24-31.
- [34] 梅淑元.易地扶贫搬迁农户农地处置:方式选择与制度约束——基于理性选择理论[J].农村经济,2019(8):34-41.
- [35] 贺雪峰.论农地经营的规模——以安徽繁昌调研为基础的讨论[J].南京农业大学学报(社会科学版),2011,11(2):6-14.
- [36] 刘灵辉,张迎新.农户社会阶层对其土地流转行为的影响机制——基于农户土地依赖的中介效应[J].资源科学,2022,44(12):2525-2539.
- [37] 邱婴芝,陈宏胜,李志刚,等.基于邻里效应视角的城市居民心理健康影响因素研究——以广州市为例[J].地理科学进展,2019,38(2):283-295.
- [38] 张云亮,柳建坤.隔代照料对老年人身心健康的影响及机制分析——基于中国老年社会追踪调查2014年数据的实证分析[J].农业技术经济,2022(4):117-131.
- [39] 范莉娜,张晶,陈杰,等.少数民族传统村落村民文化适应对心理健康的影响——基于黔东南三个侗族村寨的跨时段研究[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2021,42(1):213-220.
- [40] 田坤,行伟波,石光.税制改革的健康效应——基于中老年人自杀行为的证据[J].经济学(季刊),2022,22(6):2063-2084.

- [41] 张晨,张正岩,马彪.如何促进易地扶贫搬迁户的社会融入——基于社交距离视角的分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2022,22(6):90-101.
- [42] 赵旭,陈祺睿,彭胜平.社会网络助推水库移民数字化生计的增收效应研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2024(2):94-107.
- [43] 许彩华,管睿,余劲.农户非农就业充分性对农地流转行为的影响研究——基于性别差异视角的分析[J].农业技术经济,2023(8):39-52.

The Impact of Social Adaptation on Mental Health of Relocated Migrants for Poverty Alleviation

—A Survey Based on County J of Hubei Province

YUAN Yao, LI Fenglan, LU Yichen

Abstract “Health for all” is the fundamental purpose of the Healthy China strategy, and mental health provides the necessary human capital foundation for achieving rural revitalization and preventing poverty return. Based on the stress process theory, 744 micro research data of migrants relocated for poverty alleviation in County J of Hubei Province in 2021 were used to construct social adaptation indicators from four aspects: livelihood development adaptation, basic life adaptation, interpersonal interaction adaptation, and affective adaptation, focusing on analyzing the impact of migrants’ social adaptation on their mental health, and empirically examining the moderating effect of the area of arable land prior to relocation. The study shows that, firstly, the mental health risk of migrants relocated for poverty alleviation is a key issue that needs urgent intervention in the comprehensive revitalization of the countryside, and livelihood development adaptation is the prominent shortcoming of social adaptation; secondly, social adaptation has a significant positive impact on mental health, and there is a group difference in this impact effect, and the mental health improvement effect of social adaptation is limited in the old age group, the non-urban resettlement group, and the group with no non-agricultural work experience; furthermore, the arable land is the key element of farmers’ livelihood development and emotional support for farmers who “live by farming” and “work by farming”, relocation will cause an off-site shock to them, and this effect is magnified with the expansion of cultivated land area prior to relocation, and the greater the off-site impact of relocation, the more pronounced the effect of social adaptation on mental health after relocation. These results hold even after using instrumental variables to mitigate endogeneity. Based on this, in promoting the construction of a healthy China, implementing rural revitalization and consolidating the achievements of relocation for poverty alleviation from the perspective of human capital in policy formulation, we should enhance the social adaptation of migrants from multiple dimensions, improve the level of governance and services in resettlement communities, promote the social interactions of migrants, and enhance the identity of migrants’ communities; we should strengthen the publicity and education of mental health in the community, improve the mental health literacy of migrants, and do a good job of providing psychological support; in the face of the livelihood and emotional impact of leaving the land, effective employment and income stabilization should be guaranteed as the basis of relocation support.

Key words social adaptation; mental health; relocated for poverty alleviation; area of cultivated land; livelihood development

(责任编辑:陈万红)