

水电工程移民相对贫困特征与致贫因素识别

王湛晨¹,李国平¹,刘富华²

(1.西安交通大学 经济与金融学院,陕西 西安 710061;

2.云南财经大学 经济学院,云南 昆明 650221)



摘要 基于2014—2018年金沙江流域水电工程移民的追踪调研数据,采用多维贫困测度方法与空间断点回归的设计思路对水电移民相对贫困特征及致贫因素进行实证分析。研究发现,移民群体相对贫困特征主要表现为发展性贫困与消费型贫困。受水库建设影响,大部分移民家庭生产维度受严重剥夺,自然条件与人力资本方面的制约使移民家庭不仅难以维持原有生计,而且在生计转型过程中受阻,造成移民后家庭生计构建困难,生产恢复缓慢,陷入发展性贫困;水电修建使移民家庭市场参与程度被迫提高,人均生活成本增加超过2000元对家庭资本积累十分不利,在加剧了移民群体发展性贫困状况同时增加了日后返贫的可能;最后,这些贫困特征在兼业生产家庭与中低收入水平家庭中体现更加明显。政策完善应致力于发展性贫困和消费型贫困的识别与治理,有效缓解群体间与群体内部发展差距扩大状况,避免政策失灵带来新的风险。

关键词 水电移民;相对贫困;多维贫困;断点回归

中图分类号:F 323.8 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)02-0023-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.02.004

随着我国移民后期扶持政策不断完善,移民群体逐步实现了“搬得出”与“稳得住”的安置目标^[1]。然而,从调研数据来看,移民群体可支配收入水平与收入增速方面远低于周围邻接区域。以金沙江流域大型水电移民为例,非移民群体与移民群体的人均收入比由2014年的1.04增至2019年的1.81。移民群体内部,按收入五等份分组,20%高收入群体与20%低收入群体的比从2014年的9.53扩大到2019年的15.76。群体间及群体内部发展差距扩大的问题日益严峻。在处理好“搬得出”与“稳得住”后,如何缓解移民发展乏力,缩小群体间发展差距^[2],防止脱贫群体返贫,进一步实现“能致富”的安置目标仍然是一道难题^[3]。

2020年后,我国贫困特征发生改变^[4]。首先,由生存性贫困转向发展性贫困^[5]。生存和温饱不再是衡量移民群体是否贫困的绝对标准^[6],能否实现持续发展才是衡量贫困的重要准则^[5]。但由于现有政策更多强调补偿而非赔偿,其救济色彩重而市场导向弱的特点不利于移民后家庭生计的恢复^[7]。移民发展的权利受损(耕地约束^[8]以及技能失灵^[9])而不能求偿使得家庭生计能力很难恢复至移民前的状态^[10],陷入发展性贫困。其次,由收入型贫困转向消费型贫困^[5]。尽管移民家庭人均收入均超过现有贫困线^①,但搬迁改变了涉及家庭市场参与的程度,使家庭消费结构与消费行为发生变化^[11]。生活成本增加^[12]以及非理性消费行为^[13]使得消费型贫困现象凸显,加剧了家庭生计恢复的

收稿日期:2020-03-13

基金项目:国家自然科学基金项目“生计资本视角下西南地区水利水电建设工程移民收入变化机理研究”(71663059)。

① 金沙江流域中游中大型水电移民的补偿主要包括两部分,一是根据2006年国务院颁布的《关于完善大中型水库移民后期扶持政策的意见》,对纳入扶持范围的个人施行长效补偿,每人每年补助600元,共补助20年;二是依据《云南金沙江中游水电开发移民安置补偿补助意见》中提及的水电收益共享思路,在电站运行期由水电项目法人提取部分发电收益对纳入扶持范围的移民每人每月补助300元。据此,移民群体人均收入水平均超过现行的贫困标准2300元。

困难程度^[11]。这不仅造成家庭资产以及社会保障的缺失,扩大群体间发展差距,同时还降低了家庭抵御疾病、自然灾害等意外风险的能力,增加日后返贫的可能^[14]。

贫困特征改变意味着要进一步深入地定位和解释贫困。但从现有研究来看,首先,既有文献更侧重于水电移民的绝对贫困研究^[15],缺乏关于移民生计恢复测度的相关研究,需要在以往水电移民发展性贫困特征与成因的定性研究基础上进一步深入,定量分析移民家庭发展层面受剥夺状况。其次,现有研究通过检验搬迁对移民群体的共性影响,对绝对贫困致因给出了合理解释^[5]。但移民群体相对贫困致贫因素的识别工作相比以往贫困识别更加复杂,需进一步分析水电修建对不同特征家庭的异质性影响^[4]。最后,搬迁与经济社会发展的双重变迁对水电移民的消费影响因素复杂^[11],需进一步对移民群体消费型贫困致贫因素进行论证。基于此,本文以相对贫困测度→贫困特征分析→致贫因素识别为逻辑主线,以能力贫困理论为指导,通过实地调研获取数据,利用“A-F”多维贫困测度方法识别并测度水电移民家庭相对贫困状况,梳理水电移民相对贫困特征与致贫因素。另外,借鉴空间断点回归的设计思路构建事后实验检验水电建设对移民家庭消费结构与消费行为的异质性影响,对致贫因素进行验证。

一、水电工程移民多维贫困测度与相对贫困特征

1. 测度方法

目前贫困测度的主流方法是以 Sen 的能力贫困理论为基础^[16],通过 Alkire 等提供的“A-F 双界识别”方法进行多维贫困识别与测度^[17]。本文采用同样的方法对水电移民相对贫困状况进行研究。假设某一时刻有 n 个个体,个体 i 贫困状况由 d 个指标来评估。贫困的识别取决于两个临界值:各单维临界值 $Z(z = z_1, z_2, \dots, z_d)$ 和跨维度临界值 k 。前者用于判定个体是否在某个指标上受剥夺;后者则用来判断个体在综合考虑所有指标后是否属于多维贫困。本文以家庭为单位,仅对家庭内所有适龄劳动力进行测算。在确定多维贫困个体的数量后,增加家庭临界值以判断该家庭是否为贫困家庭,完成相对贫困测度。据此,对于贫困家庭的识别总共包含 3 个临界值:一是各维度的指标临界值,用来确定劳动力在特定指标上的受剥夺状况,完成单维贫困识别;二是多维贫困临界值,用来判断个体是否属于多维贫困。依据现有权威文献的建议,本文取 $k = 0.3$,即个人受剥夺指标的权重超过 0.3 时则被记为贫困^[17-19];三是家庭临界值,本文将家庭临界值设定为 50%^[6],即家庭中超过半数劳动力被视为贫困个体则该家庭为贫困家庭。

2. 指标选取与数据来源

指标选取方面,本文主要有以下考虑。第一,参考国际机构发布的贫困指数(如多维贫困指数)^[16]。第二,遵从学界规范,涵盖至少教育、健康和生活水平三个方面,但进一步细分指标和变量则不同^[18]。第三,为测算贫困深度,指标选取均选择定量指标(例如,以“获得清洁饮用水的成本”替代“饮水是否清洁”)。第四,加入生产维度对劳动个体生产方面受剥夺的程度进行测算。本文依据个人生产方式将生产维度分为农业与非农业两种并分别进行测算。第五,以往多维贫困的测算在度量方面混淆了分析单位是家庭层面还是个体层面。例如,针对健康和教育属于个体层次、而生活水平属于家庭层次的度量。为克服这一不足,本文选取指标均对个人进行测度,家庭层面指标取均值处理。据此,本文选取了个人、生产以及生活共 3 个维度 7 项指标。权重方面,本文采用等权重处理方式^[20]。具体解释详见表 1。

本文使用的数据来自课题组 2016—2019 年连续对库区及周围邻接区域进行的实地调研。通过抽样,对金沙江中游八座巨型梯级水电站的其中四座(金安桥水电站、龙开口水电站、鲁地拉水电站和观音岩水电站)涉及移民安置的行政村以及周围邻接区域进行问卷调查。剔除有争议的被访者后,共获得该区域 12 个县共计 1499 个家庭(2014—2018 年)劳动力的数据情况。

表 1 个体多维贫困维度、指标及临界值

维度	指标	临界值设置
个人(1/3)	教育程度(1/6)	本人受教育年限低于 9 年
	健康程度(1/6)	医疗卫生相关支出超过 849 元每年
生活(1/3)	饮水成本(1/9)	人均获得清洁饮用水的支出超过 200 元每年
	居住环境(1/9)	人均用于房屋修缮费用超过 3000 元每年
	耐用消费(1/9)	生活耐用品总价值低于 1000 元每人
农业生产	耕地数量(1/6)	耕种耕地林地面积小于 1.7 亩
	耕地质量(1/6)	灌溉满足生产需求的耕地占比低于 37%
生产(1/3)	稳定就业(1/6)	每年稳定就业时间少于 3 个月
	非农生产	劳动技能(1/6)

注:括号内为对应权重。临界值设置是根据调研地区实际情况,依据相对贫困线的确定原则,取调研区域 2016 年调研数据中位数的一半设定。调研包括移民区域及周边非移民区域。以耕地数量为例,2016 年我国农村居民人均耕地面积为 3.43 亩,云南省农村居民人均耕地面积为 4.35 亩。调研区域人均耕地面积为 3.85 亩、中位数 3.40 亩。据此,家庭人均耕地林地面积临界值设定的测算结果为 1.70 亩。对于所有支出的临界值设定,均依据 2016 年价格水平调整后进行测算。

3. 测度结果分析

根据上述方法,表 2 汇报了移民前后两群体各维度的单维贫困发生率。从结果来看,第一,不论移民前后,移民群体在教育程度方面的贫困率均比较高,劳动力弱人力资本特征未能改善。第二,移民后,移民群体生产维度的贫困发生率明显上升且远高于非移民群体。第三,移民后,移民群体饮水成本的贫困率远高于非移民群体,而居住环境与耐用消费方面的贫困率明显低于非移民群体,移民群体在生活水平改善的同时生活基本支出也有所增加。

表 2 各指标贫困测度结果

维度	指标	%							
		2014(移民前)		2016		2017		2018	
		移民	非移民	移民	非移民	移民	非移民	移民	非移民
个人	健康程度	9.972	10.460	11.725	11.077	11.115	11.986	10.414	11.474
	教育程度	76.446	77.165	74.166	73.158	72.687	67.823	70.607	65.519
生活	饮水成本	31.938	28.638	20.714	3.511	17.469	2.209	11.479	1.971
	居住环境	40.915	36.134	8.438	12.799	3.061	6.194	1.495	2.443
	耐用消费	49.172	39.807	2.421	30.464	0.008	22.037	0.000	16.750
农业生产	耕地数量	15.114	18.489	74.519	21.525	74.516	21.528	74.512	21.528
	耕地质量	2.455	7.653	63.343	10.266	58.093	7.262	57.739	4.265
生产	稳定就业	18.813	21.122	18.997	19.493	54.514	17.461	46.112	14.826
	非农生产	36.308	38.531	47.331	37.825	41.212	34.572	32.558	33.255

考虑到移民搬迁对不同生产特征家庭生计重建的影响存在差异,本文参照中国社会科学院和国家统计局的做法,依据收入来源将移民家庭分为农业生产(农业收入占家庭总收入比例大于等于 90%或无非农收入)、非农业生产(非农收入占家庭总收入比例大于等于 90%)以及兼业生产(介于农业和非农业生产之间)三类,对移民家庭相对贫困特征及致贫因素进行分析。表 3 给出了在 $k=0.3$ 时两群体贫困发生率 H , 平均剥夺份额 A 、贫困距 G 、贫困深度 S 以及多维贫困指数 M_0 、 M_1 和 M_2 的测度结果。从表 3 可知,第一,由于原有耕地被淹没且重新分配土地的灌溉设施不能满足生产需要,农业生产家庭生产遭严重破坏。耕地数量与质量锐减使得此类家庭 2016 年受剥夺程度明显高于非移民家庭。但随着安置区域水利设施完善,各贫困指数在 2017 年后有所减少,家庭贫困状况得以改善。第二,对于非农业生产家庭而言,搬迁导致家庭生产停滞,不少就业机会流向非移民家庭。就业不稳定使此类家庭移民后生产维度受剥夺程度提高。但随着安置区域交通及水电等基础设施逐步完善,2017 年后非农业生产家庭生产逐渐恢复,多维贫困状况得到改善。第三,兼业生产的移民家庭多维贫困程度仅在 2016 年有所改善,之后受剥夺程度明显增加,远超同时期其他类型家庭。原因在于,安置初期区域内基础设施建设提供了大量临时就业岗位,对家庭增收有所帮助。但随着建设完成,临

时性工作机会减少,此类家庭一方面由于耕地匮乏难以恢复原有农业生计,另一方面非农业生产经验不足制约了家庭生计转型,移民后仅能依靠长效补偿机制维持生活而不能有效恢复生产,生产恢复严重滞后,与其他类型家庭发展差距不断扩大。第四,移民后三类家庭的贫困深度大于贫困距使贫困指数 M_2 高于 M_1 ,且二者差值逐年扩大。这说明受剥夺程度越高,家庭贫困状况改善越困难,贫困群体内部的贫困改善程度差距不断扩大。

测度结果表明,水电修建对移民家庭生产造成了严重破坏,生产维度受剥夺严重。搬迁后,受自然条件与人力资本制约,移民家庭不仅难以维持原有生计,而且在生计转型过程中受阻,造成移民后家庭生计构建困难,发展缓慢,陷入发展性相对贫困。另外,水电修建改变了家庭消费结构。移民后,家庭必要开支增加对家庭资本积累十分不利,在阻碍家庭发展同时易使家庭陷入消费型相对贫困。然而消费致贫因素复杂^[11-13],仅通过多维贫困测度不能准确梳理出移民家庭陷入消费型相对贫困的真实原因,需进一步采用空间断点回归模型进行实证检验。

表 3 多维贫困测度结果

 $k=0.3$

指标	2014			2016			2017			2018		
	农业	兼业	非农	农业	兼业	非农	农业	兼业	非农	农业	兼业	非农
$H/\%$	54.0	55.8	35.6	58.7	49.4	36.7	56.7	58.5	37.0	56.7	58.5	36.0
A	0.428	0.437	0.330	0.628	0.382	0.452	0.575	0.589	0.431	0.475	0.588	0.332
G	0.307	0.251	0.202	0.792	0.468	0.231	0.444	0.584	0.323	0.373	0.602	0.285
S	0.374	0.253	0.167	0.820	0.547	0.236	0.672	0.708	0.411	0.574	0.723	0.323
M_0	0.231	0.244	0.117	0.369	0.189	0.165	0.326	0.345	0.159	0.269	0.344	0.119
M_1	0.071	0.061	0.023	0.292	0.088	0.038	0.145	0.201	0.051	0.100	0.207	0.034
M_2	0.086	0.062	0.019	0.303	0.103	0.035	0.219	0.244	0.065	0.155	0.249	0.038
$H/\%$	55.3	53.8	36.3	53.1	51.6	34.8	49.4	48.0	32.4	44.4	43.2	29.1
A	0.418	0.394	0.375	0.460	0.393	0.374	0.446	0.382	0.364	0.419	0.359	0.342
G	0.317	0.254	0.222	0.396	0.242	0.253	0.366	0.242	0.253	0.336	0.221	0.251
S	0.360	0.233	0.225	0.372	0.229	0.222	0.335	0.222	0.196	0.311	0.211	0.188
M_0	0.231	0.212	0.136	0.244	0.203	0.130	0.220	0.184	0.118	0.186	0.155	0.099
M_1	0.073	0.054	0.030	0.096	0.049	0.033	0.080	0.044	0.029	0.062	0.034	0.025
M_2	0.083	0.049	0.030	0.091	0.046	0.029	0.073	0.040	0.023	0.058	0.032	0.018

二、水电移民相对贫困致贫因素验证

1. 空间断点回归模型构建

对于消费而言,水电移民不仅受到强制搬迁所带来的影响,同时还面临经济社会转型带来的压力。因此,目前很多研究结论实际上反映是两者对家庭消费的综合影响^[8]。为剔除社会环境变化的干扰,最优做法便是通过随机实验检验移民对家庭消费的真实影响^[21]。然而,受客观条件限制,很难对此进行重复试验。目前,学界多采用双重差分法(DID)构建准自然实验对此进行处理^[14]。但由于移民前具体消费情况无从查证,无法通过双重差分法进行研究,需要借鉴断点回归的设计思路,依据强制搬迁边界所产生的间断构建事后实验,获得移民对家庭消费影响的净处理效应^[18],完成水电移民相对贫困致贫因素的验证。

水库修建导致流域内水位上升,在空间内形成间断(强制搬迁边界),使水位以下的家庭被迫后靠安置,接受搬迁得到结果 $Y_i(1)$ 而高于该水位的家庭不必搬迁得到结果 $Y_i(0)$ 。在间断附近的极小范围内,可以认为这一部分家庭被随机分成了实验组(搬迁)与对照组(不搬)两组。在间断两侧样本满足随机分配的前提下,仅通过一次差分 $Y_i(1) - Y_i(0)$ 便可以估计出真实有效的处理效应^[22]。就本文而言,此处理效应便是移民对涉及家庭消费影响的真实估计,从而利用凯恩斯消费函数模型实证分析移民对家庭消费影响。

凯恩斯消费函数的基本形式如下:

$$consum_i = \alpha_0 + \alpha_1 income_i \quad (1)$$

本文构建计量模型如下:

$$consum_i = \alpha_0 + \alpha_1 IM_i + \alpha_2 income_i + \alpha_3 IM_i \times income_i + \alpha_4 number_i + \mu_i \quad (2)$$

其中, $consum_i$ 为家庭消费, $income_i$ 为家庭收入, IM_i 表示家庭 i 是否为工程移民(是=1;否=0), 控制变量家庭规模(人数)由 $number_i$ 表示, μ_i 为误差项。

除家庭总消费外, 本文另从生活消费和生产支出两个方面对上述计量模型进行估计。其中, 生活消费包括安置性消费(房屋装修费用、耐用品消费)、基本生活消费(包括食品支出、水电燃气费用)、交通及通信支出以及用于人情往来的礼金支出; 生产支出主要包括农业生产投入(包括化肥、农药、大棚、地膜、种子以及农业雇工支出)、生产性设备购买以及用于人力资本积累的教育费用总支出。所有消费支出均换算为年消费支出。

由于现行补偿方式多为现金直补, 为检验移民家庭消费行为改变是否由个人惰性或是非理性消费造成的支出增加, 需进一步构建计量模型从主观层面研究贫困对于个人生产投入意愿的影响。据此, 本文构建计量模型如下:

$$input_i / DPI_i = \beta_0 + \beta_1 IM_i + \beta_2 G_i + \beta_3 IM_i \times G_i + \beta_4 skill_i + \beta_5 edu_i + \epsilon_i \quad (3)$$

其中, 个人生产意愿通过个人生产支出占个人可支配收入($input_i / DPI_i$)比例表示, G_i 为本人受剥夺贫困距数值乘以 100, 控制变量选择本人技能数量与受教育年限分别由 $skill_i$ 和 edu_i 表示, ϵ_i 为误差项。如果移民导致家庭消费增加(α_2 为正)且移民对家庭生产意愿影响(β_1)和家庭贫困剥夺程度对移民家庭生产意愿影响(β_3)均为正, 则说明移民后由于家庭必要开支增加挤占生产投入致使其陷入相对贫困; 反之, 如果移民导致家庭消费增加, 但系数 β_1 和 β_3 显著为负, 则说明移民家庭存在生产意愿降低, 家庭陷入贫困原因在于个人(工作意愿不高, 依靠补助维生)或是非理性消费导致家庭陷入贫困。

窗宽方面, 根据相关研究建议, 选择移民区域边界两侧 1 公里以内的样本^[23]。变量描述性统计如表 4 所示。

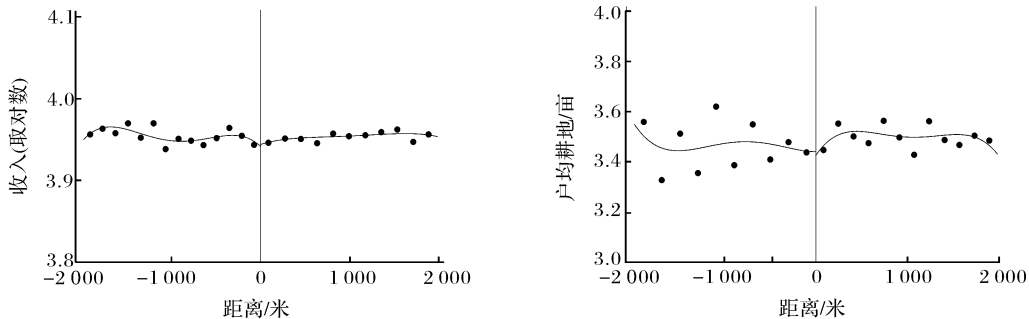
表 4 变量描述性统计

	移民家庭				非移民家庭			
	最小	最大	平均值	标准差	最小	最大	平均	标准差
家庭人数	1	9	5.35	2.58	1	7	5.78	2.86
总收入/(元/年)	8400	150000	19360	27890	6400	125000	19571	31024
总消费状况/(元/年)	8400	150000	18855	31223	6400	75000	15250	38753
食品支出/(元/月)	150	3000	1450	1705	80	4200	1343	1977
交通通讯费用/(元/月)	20	500	149	119	20	480	226	233
医疗费用/(元/年)	200	100000	6150	8704	400	50000	6505	4237
水、电、燃气费用/(元/年)	2800	7200	3845	2934	2400	6300	2627	2053
礼金往来总额/(元/年)	1000	13000	4130	5105	500	10000	2820	1746
耐用品消费/(元/年)	4000	600000	17029	14180	2000	85000	16215	11834
生产性工具支出/(元/年)	0	25000	337	2172	0	18000	3388	2463
农业生产投入/(元/年)	0	40000	989	1683	200	30000	1584	2428
教育投入总额/(元/年)	0	55000	2887	9873	0	20000	3406	4007
样本量	3582				2955			

2. 有效性检验

断点回归是否有效需满足两个条件: 一是间断产生不受人为操纵; 二是间断确立后, 样本在间断两侧随机分配^[21]。就本文而言, 移民安置规则为就近后靠安置。第一, 从自然角度来看, 水位上升后自然形成的安置边界不以移民家庭意志为转移, 间断的产生满足不受人为操纵的前提条件。第二, 淹没区域及周围未被淹没区域同属于一个行政区域。水电建设以前, 边界两侧各经济指标与结构几乎

是无差异的。家庭住址分布与家庭经济特征无任何关联且该区域家庭定居先于间断边界产生,家庭不能够主观选择是否进入移民区域。如图 1 所示,移民前边界两侧家庭基本经济特征没有出现明显的断点,差异并不显著,满足样本在边界两侧随机分配。据此,可以认为该区域被随机分成了两部分,将断点回归分析视为一次局部随机试验^[23],通过一次差分得到处理效应的有效评估,完成水电移民相对贫困致贫因素检验。



注:圆点横坐标数值为箱体起始处距离安置边界的最短距离,搬迁边界内距离值为正。圆点纵坐标数值表示距离该点 50 米范围内所有家庭指定变量的平均值。实线为该变量的核密度估计曲线。

图 1 移民前家庭基本经济特征散点分布

3. 结果分析与讨论

移民搬迁对家庭各类消费影响的估计结果见表 5 和表 6。由表可知,各模型中系数 α_1 和 α_3 在至少 5% 的统计水平上显著,说明搬迁对家庭消费及消费倾向均存在显著影响。从消费类型来看,移民家庭的总消费及生活消费均明显增加,其中总消费增加超过 3000 元,生活消费超过 2000 元且逐年递增。相应的,家庭生产支出减少超过 900 元且减少幅度逐年递增。从消费倾向来看,移民家庭生活性消费倾向不断增加而生产性消费倾向逐年下降。这表明,失地不仅使家庭收入减少,更破坏了家庭原有的自给自足生活方式。生活成本的增加挤占了移民家庭用于生产的投入,进一步延缓了移民后家庭生产恢复与发展。

为进一步研究水电建设对不同收入水平移民家庭消费的影响,表 7 给出了三种收入水平下移民对家庭消费影响的估计结果。其中,移民搬迁并未减少高收入家庭对于生产方面的投入以及人力资本积累。相比之下,中、低收入水平家庭生产支出消费倾向逐年降低,这意味着,仅高收入水平家庭能靠自身克服水电修建带来的不利影响而中低收入水平家庭由于自身能力不足陷入发展困境,造成群体内部发展差距扩大。个人层面(表 8),移民虽然导致家庭生活必要开支增加并挤占了生产的投入,但自身生产投入意愿并未减少。从结果来看,系数 β_1 的估计结果均显著为正表明移民群体的生产意愿高出非移民 7%。系数 β_2 的估计结果显著为负表明剥夺深度会影响个人生产投入意愿。系数 β_3 的估计结果在至少 5% 水平上显著为正表明移民群体更能克服贫困剥夺对于生产投入意愿的消极影响。最后,教育程度与劳动技能对于提升生产投入意愿同样具有显著的促进作用,证实了人力资本积累对于主动增收进而脱贫具有重要意义。

4. 稳健性检验

为确保结论真实可靠,在此对结果进行稳健性检验^[19]。依据现有文献的主流做法,本文分别在一半最优窗宽和两倍最优窗宽下对上述模型进行估计^[21]。根据表 9 和表 10 的回归结果,两种窗宽下,各回归系数均在至少 10% 的统计水平上显著,表明该断点回归设计通过了稳健性检验。

表 5 移民对家庭总消费影响估计结果

		N=1762		
		2016 年	2017 年	2018 年
α_1		3151.744***	3245.798**	3132.087**
		(602.594)	(807.837)	(985.405)
α_2		0.625***	0.675***	0.685***
		(0.148)	(0.187)	(0.043)
α_3		0.044***	0.056**	0.057***
		(0.015)	(0.012)	(0.017)
α_4		592.925**	679.285**	658.324**
		(218.089)	(202.767)	(220.338)
α_0		6947.122**	7541.427***	9533.178*
		(2003.749)	(2598.418)	(4946.588)
R^2		0.409	0.387	0.371

注:括号内为标准误差;*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1% 的显著性水平上显著。下同。

表 6 移民对家庭生活与生产消费影响估计结果

N = 1762

	生活			生产		
	2016 年	2017 年	2018 年	2016 年	2017 年	2018 年
α_1	2170.633*** (550.017)	2376.655** (802.588)	2374.525*** (912.307)	-957.172** (155.529)	-1052.801* (617.331)	-1134.714*** (218.668)
α_2	0.654*** (0.170)	0.714*** (0.142)	0.703*** (0.158)	0.268*** (0.070)	0.212*** (0.032)	0.223*** (0.059)
α_3	0.069** (0.025)	0.082*** (0.021)	0.101*** (0.019)	-0.045*** (0.017)	-0.069*** (0.022)	-0.072*** (0.023)
α_4	367.413*** (125.665)	401.458** (108.518)	442.781*** (117.857)	-175.252* (98.522)	-272.057** (109.173)	-301.756** (191.561)
α_0	6230.760** (1814.326)	6204.088*** (2514.526)	7632.547** (3599.472)	1732.176*** (552.447)	1924.554** (926.177)	2512.424*** (709.843)
R^2	0.391	0.362	0.378	0.382	0.338	0.358

表 7 移民对不同收入水平家庭消费倾向影响

	2016 年			2017 年			2018 年		
	总消费	生活	生产	总消费	生活	生产	总消费	生活	生产
低收入水平 (N = 617)	0.043*** (0.012)	0.068*** (0.015)	-0.046*** (0.016)	0.047** (0.030)	0.071*** (0.034)	-0.051*** (0.022)	0.055*** (0.015)	0.081** (0.028)	-0.070** (0.025)
中收入水平 (N = 788)	0.041*** (0.024)	0.064** (0.028)	-0.046* (0.026)	0.051*** (0.024)	0.067** (0.018)	-0.052* (0.012)	0.054*** (0.015)	0.075*** (0.012)	-0.070** (0.028)
高收入水平 (N = 357)	0.043*** (0.019)	0.026** (0.008)	0.028** (0.014)	0.041*** (0.012)	0.032** (0.018)	0.026** (0.014)	0.013** (0.007)	0.016* (0.011)	0.078*** (0.027)

表 8 移民对个人生产意愿影响

	农业生产			兼业生产			非农业生产		
	2016 年	2017 年	2018 年	2016 年	2017 年	2018 年	2016 年	2017 年	2018 年
β_1	0.075*** (0.004)	0.072*** (0.002)	0.073*** (0.005)	0.079*** (0.007)	0.082** (0.009)	0.087*** (0.008)	0.082** (0.011)	0.081** (0.015)	0.087*** (0.005)
β_2	-0.038** (0.004)	-0.042** (0.008)	-0.036* (0.011)	-0.040** (0.008)	-0.031** (0.007)	-0.049** (0.010)	-0.045** (0.012)	-0.032** (0.008)	-0.035*** (0.004)
β_3	0.025** (0.008)	0.023*** (0.005)	0.022* (0.006)	0.022** (0.008)	0.024*** (0.005)	0.022* (0.016)	0.026** (0.015)	0.023** (0.012)	0.032** (0.019)
β_4	0.074** (0.048)	0.078** (0.052)	0.084** (0.038)	0.069** (0.039)	0.074** (0.054)	0.078** (0.041)	0.048** (0.025)	0.049*** (0.017)	0.046*** (0.018)
β_5	0.045** (0.025)	0.049** (0.029)	0.054** (0.028)	0.052** (0.029)	0.055** (0.031)	0.054** (0.027)	0.068*** (0.022)	0.078** (0.052)	0.086** (0.034)
β_0	0.361*** (0.145)	0.370*** (0.106)	0.378** (0.180)	0.327*** (0.128)	0.318*** (0.187)	0.325** (0.129)	0.310** (0.152)	0.361*** (0.100)	0.353* (0.278)
N	298	298	298	1252	1252	1252	212	212	212
R^2	0.273	0.255	0.286	0.221	0.219	0.256	0.223	0.297	0.212

表 9 移民对家庭消费影响稳健性检验结果

		最优窗宽的一半(N = 1245)			最优窗宽的两倍(N = 1887)		
		α_1	α_3		α_1	α_3	
2016	总消费	3289.438** (1789.258)	0.049*** (0.013)		3073.882** (961.366)	0.015* (0.943)	
	生活消费	2289.384*** (678.549)	0.068** (0.103)		2412.684*** (917.533)	0.064*** (0.021)	
	生产消费	-1055.071** (176.257)	-0.032* (0.047)		-972.840** (278.554)	-0.049*** (0.023)	
2017	总消费	3177.965** (867.229)	0.055* (0.199)		3189.372** (937.226)	0.051** (0.018)	
	生活消费	2187.546*** (763.515)	0.089*** (0.038)		2088.135*** (519.557)	0.081*** (0.064)	
	生产消费	-1278.391* (858.228)	-0.069* (0.568)		-1107.350** (448.522)	-0.070*** (0.009)	
2018	总消费	3525.172*** (787.331)	0.052*** (0.136)		3178.252*** (589.158)	0.059** (0.179)	
	生活消费	2189.639*** (887.426)	0.095*** (0.028)		2894.989* (1984.158)	0.087** (0.281)	
	生产消费	-997.266*** (187.255)	-0.067** (0.034)		-1255.733** (672.437)	-0.069** (0.047)	

华中农业大学学报(社会科学版)创刊四十周年特别策划

表 10 移民对个人生产意愿影响稳健性检验结果

		一半最优窗宽		两倍最优窗宽	
		β_1	β_3	β_1	β_3
2016	农业生产	0.074*** (0.009)	0.024** (0.010)	0.077* (0.020)	0.019** (0.098)
	兼业生产	0.077*** (0.005)	0.020** (0.010)	0.081*** (0.006)	0.019** (0.009)
	非农业生产	0.079** (0.010)	0.022** (0.024)	0.089** (0.017)	0.020*** (0.009)
2017	农业生产	0.070** (0.009)	0.017*** (0.005)	0.070** (0.006)	0.019** (0.010)
	兼业生产	0.081*** (0.006)	0.022** (0.012)	0.083** (0.010)	0.025** (0.009)
	非农业生产	0.080** (0.009)	0.022** (0.009)	0.084*** (0.008)	0.021** (0.017)
2018	农业生产	0.071** (0.009)	0.018*** (0.005)	0.075** (0.098)	0.021** (0.017)
	兼业生产	0.089** (0.011)	0.020** (0.009)	0.088*** (0.006)	0.022* (0.019)
	非农业生产	0.085** (0.005)	0.031** (0.010)	0.087*** (0.009)	0.029** (0.014)

结果显示,水电建设不仅破坏了家庭生产,更改变了移民家庭自给自足的生活方式,导致家庭收入锐减同时生活支出增加。虽然现行政策能帮助移民群体脱离绝对收入贫困,但受限于库区环境容量与自身人力资本与资金,移民家庭仅依靠自身很难完成可持续生计的构建,造成群体间发展差距不断扩大。搬迁迫使大部分移民家庭转型为兼业生产。但这一转变并未使这些家庭形成稳定的生计,造成群体内部发展差距逐年扩大。另外,贫困剥夺程度会影响个人生产意愿,使不少农户依赖等政策、靠帮扶、要福利等被动措施脱离贫困,但不利于扶贫工作的开展,更增加了后期返贫的可能。人力资本积累能有效提高个人生产意愿。移民群体在生产意愿上普遍较高且更能克服贫困剥夺的消极影响。这表明,移民后生产恢复困难更多来自于客观层面的制约而非个人主观惰性驱使,有利于进一步针对移民群体进行劳动技能培训等政策的制定与工作开展。

三、结论与建议

以能力贫困理论为指导,本文对水电工程移民相对贫困特征以及致贫因素进行了梳理。结果表明,水电建设的直接影响(失地、搬迁)与间接影响(生活支出增加挤压生产投入)加剧了移民家庭生计恢复的困难程度,使移民群体陷入以发展性贫困与消费型贫困为特征的相对贫困。另外,水电修建对不同类型家庭的影响也不同,上述贫困特征在兼业生产家庭与中低收入水平家庭中体现更加明显,造成群体间与群体内部发展差距扩大。

基于此,本文提出如下建议:

第一,地方与基层政府应着力完善现有耕地的农田水利基础设施,结合自身优势,通过具体扶持措施,转变库区农业发展思路。以移民搬迁为契机,推动库区农业产业化进程。以绿色发展为指导,促进库区农业的经济价值产生与生态价值体现相结合,在实现库区农业生产恢复农业收入增长同时避免移民后人地矛盾增加带来生态破坏。

第二,通过区域内农业与二三产业联动,使农产品价值得到提升。库区农业发展需依托安置区域交通便利、基础设施完善等优势,推动以农产品加工、储运以及营销等涉农服务产业在此聚集,降低劳动力转移的资金、人力资本门槛,实现富足劳动力就近转移。通过引导失地农民向农业服务产业转移,一方面有助于延伸农业产业链链条提高库区农业生产价值,另一方面有利于避免库区居住人口过度外迁而导致所谓“空心化”现象,在移民区域把人留下,把活力留住,真正实现一方水土养一方人。

第三,进一步完善水电利益共享机制。通过设立移民发展基金等方式筹集资金解决区域内农业灌溉、技能培训等问题,集中力量办大事,补足移民群体在后期生产恢复过程中的资金、技术短板。尝试推行差异化水电利益共享方案,弥补政策补偿所忽视的公平问题,在水电利益分配中更加注重移民群体的公平问题,缓解内部发展差距扩大状况,使更多人真正享受水电建设带来的福利提升。

参 考 文 献

- [1] 滕祥河,李春艳,文传浩.新中国成立70年来中国特色水利水电工程移民理论的演进阶段、逻辑及取向[J].中国农业大学学报(社会科学版),2019,36(5):34-44.
- [2] 何思好,黄婉婷.库区移民贫困脆弱性与精准脱贫方略重构——基于长江上游386户库区农村移民的分析[J].农村经济,2018(12):49-55.
- [3] 李楠,石智雷,杨雨莹,等.贫困地区的环境保护:库区居民的环保意识与行为[J].农业经济问题,2018(7):129-139.
- [4] 邢成举,李小云.相对贫困与新时代贫困治理机制的构建[J].改革,2019(12):16-25.
- [5] 唐任伍,肖彦博,唐常.后精准扶贫时代的贫困治理——制度安排和路径选择[J].北京师范大学学报(社会科学版),2020(1):133-139.
- [6] 陈宗胜,沈扬扬,周云波.中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定[J].管理世界,2013(1):67-75.
- [7] 上官子恒,施国庆,吴蓉,等.基于ISM与MICMAC的引江济淮移民生计脆弱性影响因素分析[J].统计与信息论坛,2019,34(5):94-100.
- [8] 陈银蓉,刘纯,甘臣林.水库移民“两区”福利变化比较及政策改进——基于农户视角的分析[J].资源开发与市场,2018,34(10):1406-1412.
- [9] TANG K, SHEN Y. Do China-financed dams in sub-Saharan Africa improve the region's social welfare—A case study of the impacts of Ghana's Bui Dam[J]. Energy policy, 2020, 136(3):107-112.
- [10] 王磊,张冲.能力扶贫:精准扶贫的发展型视角[J].理论月刊,2017(4):157-161.
- [11] 吴上,施国庆.水库移民分享水电工程效益的制度逻辑、实践困境及破解之道[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2018,20(4):45-51,92.
- [12] 舒丽瑰.贫困的新趋势:消费性贫困——以鄂东打工村落的消费竞争状况为例[J].华中农业大学学报(社会科学版),2017(4):73-79.
- [13] 杨阳.消费升级中的新贫困:从过度消费到代际贫困传递[J].财经问题研究,2019(10):28-34.
- [14] 赵旭,肖佳奇,段跃芳,等.生计方式变迁、后期扶持政策与政策满意度突变——基于江西省农村水库移民的非线性实证分析[J].农业技术经济,2019(9):114-128.
- [15] 刘升.城镇集中安置型易地扶贫搬迁社区的社会稳定风险分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(6):94-100.
- [16] SEN A K. Poverty: An ordinal approach to measurement[J]. Econometrica, 1976, 44(2):219-231.
- [17] ALKIRE S, FOSTER J. Counting and multidimensional poverty measurement[J]. Journal of public economics, 2011, 95(7):476-487.
- [18] 郭熙保,周强.长期多维贫困、不平等与致贫因素[J].经济研究,2016,51(6):143-156.
- [19] 王小林, SABINA ALKIRE. 中国多维贫困测量:估计和政策含义[J].中国农村经济,2009(12):4-10.
- [20] DECANCO K, LUGO M A. Weights in multidimensional indices of well-being: an overview[J]. Econometric reviews, 2012, 32(1):7-34.
- [21] LEE D S, LEMIEUX T. Regression discontinuity designs in economics[J]. Journal of economic literature, 2010, 48(2):281-355.
- [22] THISTLETHWAITE D L, CAMPBELL D T. Regression-discontinuity analysis: an alternative to the ex-post facto experiment. [J]. Journal of educational psychology, 1960, 51(6):309-317.
- [23] AMBRUS A, FIELD E, GONZALEZ R. Loss in the time of cholera: long-run impact of a disease epidemic on the urban landscape [J]. American economic review, 2020, 110(2):12-48.

(责任编辑:金会平)