

引用格式:王文略,管睿,加贺爪优,等. 陕西南部生态移民减贫效应研究[J]. 资源科学, 2018, 40(8): 1572-1582. [Wang W L, Guan R, Kagatsume M, et al. Poverty alleviation effect of ecological migrants in southern Shaanxi Province[J]. *Resources Science*, 2018, 40(8): 1572-1582.] DOI :10.18402/resci.2018.08.08

陕西南部生态移民减贫效应研究

王文略^{1,2}, 管睿¹, 加贺爪优³, 余劲¹

(1. 西北农林科技大学经济管理学院, 杨凌 712100;

2. 甘肃农业大学财经学院, 兰州 730070;

3. 京都大学农学部, 京都 606-8502)

摘要:陕西南部生态移民计划于2011—2020年实现240万人的移民搬迁,对其减贫效率进行定量评价,可为精准扶贫和移民减贫战略提供启示和借鉴。本文利用对陕西南部商洛、安康和汉中三市1032农户4年的平衡面板数据,采用农户陷入贫困的维度和贫困剥夺得分为贫困代理变量,使用双重差分法、基于倾向得分匹配的双重差分法和固定面板效应回归方法,对陕西南部生态移民公共政策的减贫效应进行了评价。结果显示,陕西南部生态移民政策对迁移农户的减贫效应显著,高风险偏好和拥有更多外部机会的农户更容易脱贫。在后续的生态移民政策实施过程中,应着重培育产业发展,防止搬迁农户陷入收入贫困,同时,引导农户改变风险态度并提升自我发展能力,为农户提供更多的外部机会,使生态脆弱地区农户通过生态移民摆脱贫困。

关键词:生态移民;减贫;风险与机会;陕西南部

DOI :10.18402/resci.2018.08.08

1 引言

长期以来,不同国家为减贫做出了巨大努力并取得了显著成果^[1],在1981年至2013年期间,全世界绝对贫困人口从18.93亿减少为7.66亿,同期中国贫困人口从8.78亿减少为2517万,在世界减贫事业中做出了瞩目成就^[2]。但由于中国贫困面广,剩余农村贫困人口贫困程度深,要在2020年消灭全部贫困人口,实现全面脱贫的目标仍任务艰巨。中国陕西南部大部分地区地质条件差,自然条件恶劣,灾害频发,导致当地农户长期处于贫困状态。为逐步改善生态环境,使居住在深山中的农户移民搬迁并摆脱贫困,陕西省于2011年开始陕南移民搬迁工程,计划利用十年时间实现陕南三市共240万人的移民搬迁。不同学者对移民做了详细分类^[3,4],本文研究对象包括移民搬迁工程中的生态移民、扶贫移

民及避灾移民,由于这几类移民均具有保护生态及减贫的效应,故将这几类移民统称为生态移民。

不同学者借鉴“推拉理论”、“托达罗模型”等人口流动理论^[5,6],对生态移民的决策因素进行了研究,多认为家庭、人力资本、社会网络及子女教育等对移民决策具有较大的影响^[7-9]。而针对生态移民减贫效应,多数研究表明移民能使农户向非农活动过渡,增加非农收入,可以显著减少贫困人口总数和贫困发生率^[10,11]。但不同学者也认为,高昂的迁移成本及不可预知风险的存在,使真正的穷人不可能将移民作为提高家庭收入的策略^[12]。迁移的贫困家庭实际上经历了生活水平的下降,农户迁移到城市后会受到社会排斥和歧视、主观幸福感下降、加剧收入不平等等问题^[13-18]。

Kanbur等强调了贫困人群的风险态度在研究

收稿日期:2018-01-29,修订日期:2018-04-28

基金项目:国家自然科学基金项目(71373208;71573208);陕西省国际科技合作重点项目计划(2015KW-053);西北农林科技大学国际科技合作重点项目计划(A213021501)。

作者简介:王文略,男,甘肃金昌人,博士生,讲师,主要研究方向为农业宏观管理与反贫困。E-mail: wangwl@gsau.edu.cn

通讯作者:余劲, E-mail: yujin@nwfafu.edu.cn

2018年8月

贫困问题中的重要作用^[19],不同学者分析了风险态度与农户收入和财富之间的关系,但并未得出一致的结论^[20,21]。风险冲击与机会缺失是导致贫困的本质因素,机会缺失实质是个体风险偏好的不同,应将风险与机会纳入到贫困问题的分析视野中^[22]。近年来不同学者依托前景理论和期望效用理论探讨了农户个体风险态度和收入之间的关系,不同学者发现富裕的农户会从事更多的投资风险性生产活动,并获得更高收入,同时,高风险偏好农户更倾向于采用新技术、参与公共政策^[23-25]。对于外部机会与贫困之间关系的研究,主要观点多在于以人力资本为基础的关系机会、金融机会、信息机会等有利于农户摆脱贫困^[26,27]。

陕西南部生态移民公共政策从2011年实施以来已7年多,对其减贫绩效的检验具有重要意义。由此,本文依托对陕西南部生态移民政策实施区域的农户调研面板数据,对陕南生态移民政策减贫效率进行测度,能够反映出公共政策的长期干预效果。纳入风险与机会视角,可探讨农户风险态度与外部机会对摆脱贫困的作用。在研究方法上,采用DID、DID+PSM及固定面板效应综合分析,结果更具稳健性。同时,以往的研究中对贫困的衡量多为收入等单一指标,无法反映农户综合的贫困状态。本文以农户陷入贫困的维度数和贫困剥夺得分为贫困代理指标进行减贫效应的评价,能够反映农户多维贫困状态的变化。

2 研究假设

根据相关移民理论,生态移民能够使农户获得更多的资源和生计方式,农户搬迁到交通便利、居住条件较好地区后,不仅从收入维度,而且能够从健康、教育和生活水平多维度全面改善贫困状况。此外,从上述文献分析可以看出,多数研究表明移民能够显著减少贫困人口总数和贫困发生率,据此,提出:

假设1:生态移民对农户多维贫困有明显改善作用。

贫困的主要原因是农户面临的风险和机会的缺失^[28,29]。高风险偏好群体会率先接受新事物、采用新技术,从而比其他人较早脱离贫困,而低风险偏好群体总是抱着观望态度,不愿冒险而仍旧采用

他们认为保险但实际上落后的技术或行为。研究表明,高风险偏好的农户较低风险偏好农户更容易进行劳动力多样化和土地种植多样化^[30];相对富裕的农户倾向于到更远的地方打工、从事更多的投资风险性活动,从而能够获得更多的收入。这充分说明相对富裕的农户具有更强的冒险精神,并获得更高的收益^[31]。据此,提出:

假设2:高风险偏好农户更容易摆脱贫困。

据世界发展报告,为了让穷人更多地获得机遇,需要在赋权、市场、安全保障等方面为贫困农户提供更多的机会,以改善农户在遭遇风险时的脆弱性^[32]。农户在参加生态移民后,能够得到更多的社会资本和网络,由此获得更多的发展机会。Bae等的研究表明,金融机会对减少贫困具有显著影响^[26]。单德朋等认为经济机会对于农村人均纯收入提升和低收入人口数量减少均具有显著积极效应,可见外部机会对贫困农户发展的重要性^[27]。据此,提出:

假设3:外部机会对农户多维贫困有明显改善作用。

风险分担是移民的重要驱动因素^[33],农户遭遇的诸如洪水、干旱或经济风险等冲击越多,会导致他们在城市停留的时间越长^[7]。而且,风险偏好对移民迁移的决策有重要影响,在家庭内部,风险偏好水平最高的成员最倾向迁移,农户的高风险偏好成为迁移的重要推力^[34]。同时,农户在参加生态移民后,在社会资源^[35]、信息获得、子女教育、外出务工、金融及市场各方面都能够获得更多的机会,改善贫困状况,外部机会成为农户迁移的巨大拉力。据此,提出:

假设4:个体风险态度和外部机会与生态移民的减贫效应有交互作用。

3 数据来源与研究方法

3.1 数据来源

陕西省有700万贫困人口,其中有80%集中在自然条件、生存环境恶劣,居住、交通条件简陋,科技、文化水平较低的地区。由于自然条件的限制等,就地扶贫效果甚微,实施生态移民战略,成为陕西南部地区减贫的重要措施。陕西南部生态移民主要集中在商洛、安康和汉中三市,为此,研究区域选择为陕西省汉中的留坝县、略阳县、西乡县,商

洛市的镇安县、商南县、丹凤县,安康市的汉阴县、白河县和汉滨区共9个区县。

在调研过程中,通过分层抽样法在每个市选取3个县,每个县随机选取2~5个村,每村再随机抽取20~50户农户对陕西南部连片贫困地区贫困家庭进行了实地调研和访谈,问卷内容涉及农户家庭成员信息、经济信息、经营特征等,由具备专业知识的调研人员进行入户调研和访谈,每份问卷时间为1.5小时,具有专业素质的调研人员及充分的访谈时间能够保证获得农户家庭的真实访谈情况。同时,多层随机抽样抽选样本,能够保证样本的代表性。经过跟踪调研,排除全家外出打工、自然死亡、户口消亡等现象无法跟踪调研的农户,最终获取陕西南部3市9县1052户有效跟踪样本,2011年、2013—2015年4年的平衡面板数据。在数据处理过程中,剔除由于农户表达不清、数据无效问卷20份,最终获得1032份农户4年的平衡面板数据,样本有效率为98%。截止2015年底,有效调研样本中共有生态移民户636户,未移民户396户,移民户占样本总量的61.628%。

3.2 评价指标的选取

3.2.1 被解释变量

在已有研究中,对减贫效应的评价多从宏观层面,以一个国家或地区的贫困发生率为评价指标进行对比或分析,无法反映单个农户的贫困变化状况;其次,以单个农户贫困状况为评价指标的,多选择农户的收入或农户资产指数等为贫困代理指标,

对农户贫困状态的反映不尽全面。UNDP、Alkire等提出了相对成熟的A-F方法,从健康、教育、生活水平三个方面衡量个体多维贫困水平,成为后来学术界广泛采用的多维贫困测度方法,并不断改进^[36-38]。生态移民政策的实施能够使农户获得更好的医疗可及性、教育的便利性、显著提升居住和生活水平,不仅如此,移民搬迁后可以获得更多的生计方式,不断提高收入,由此,本文认为多维贫困指数更适合本文的研究目的,考虑到移民搬迁“能致富”,以及提升其综合发展能力及福祉的目标,在健康、教育、生活水平三个指标维度的基础上,加入了收入维度,细分维度共11个。借鉴多数多维贫困的研究,对于权重的设置采取等权重法。具体计算方法如下。

假设有 n 个农户样本,其福利指标由 m 个指标组成,使用矩阵 $X=(x_{ij})_{n \times m}$,表示个体 i 在 j 维度上的集合上,使用 $Z=(z_1, z_1, \dots, z_m)^T$ 表示相应维度上被剥夺的临界值向量,当 $x_{ij} < z_j$ 时,表示个体 i 在 j 维度上是贫困人口,即当 $x_{ij} < z_j$ 时, $g_{ij} = 1$ 。以 k 表示农户陷入贫困的维度数,例如本文中农户在共11个维度中的3个维度陷入贫困,则 $k=3$ 。令 w_j 表示维度上的权重系数, c_i 为个体 i 的不同维度剥夺值的加总,则 $c_i = \sum_{j=1}^m w_j g_{ij}$ 。

本文选取的贫困代理指标即农户陷入贫困的维度数 k 和农户贫困剥夺得分 c_i 。具体多维贫困维度、剥夺临界值和各指标权重见表1。

表1 多维贫困维度及指标及剥夺临界值

Table 1 Multidimensional poverty index and deprivation critical value

维度	指标	剥夺临界值	权重
教育	受教育年限	家中最高受教育水平为小学,或18岁以上未完成6年教育的	0.125
	适龄儿童就读	家中至少有1名6岁以上儿童失学	0.125
健康	健康状况	家庭成员中有患有严重疾病,常年吃药或住院	0.125
	医疗保险	没有医疗保险	0.125
生活水平	做饭燃料	常用的做饭燃料非煤、电、液化气或天然气	0.042
	卫生设施	不能使用室内冲水马桶	0.042
	清洁饮用水	不能使用自来水	0.042
	照明	家中不能使用电	0.042
	住房	房屋材质为土坯房	0.042
	耐用品	家用电器中彩色电视机、洗衣机、冰箱、空调、电脑、微波炉、电饭煲、手机等最多拥有一种或者交通工具中电动车、摩托车、汽车中一项也没有	0.042
收入	人均纯收入	人均纯收入低于2 300元	0.250

2018年8月

3.2.2 解释变量和控制变量

(1)是否移民。主要考察生态移民政策实施对农户减贫的效率,将农户是否参与生态移民工程作为核心解释变量,在2011年及以后参加生态移民项目的为移民户,未参加的为未移民户。

(2)风险偏好。Holt 等基于期望效用函数理论设计了一系列成对的彩票抽奖游戏来测量个体风险偏好^[39],但此种方法需要根据个体的抽彩结果实际支付现金的方式对个体风险态度进行测度,由于贫困农户文化程度较低,理解能力差,实验难度较大。故根据相关研究^[24],本文将农户采用新技术的时机作为衡量农户风险态度的工具变量,当农户被问及对农业新技术的采用时机时,选择首先采用的被认为是风险偏好型,选择用的人多了再用和看别人使用效果后再采用的为风险中性,而选择不采用新技术的农户被认为是风险厌恶。

(3)外部机会。将农户可能获得的机会分为金融机会、就业机会、教育机会、信息机会、培训机会、关系机会共6种机会,在调查问卷中,农户在上述6种机会中的可得数量即为外部机会的工具变量。

(4)参加移民年数。为了考察生态移民对农户减贫的时间效应,将移民搬迁户搬迁后的年数作为一个解释变量,以生态移民项目实施后农户移民年数计算。

(5)风险态度与是否移民、机会与是否移民交互项。同时,为分析农户个体风险态度及外部机会与生态移民交互项对农户贫困的影响作用,引入交互项风险态度×是否移民和机会×是否移民为解释变量。

(6)控制变量。考虑到农户的户主特征、家庭特征,居住特征及社会网络等均会影响农户贫困状态,故将可能影响农户贫困状态的因素都列为控制变量。具体变量有户主性别、年龄、文化程度、社会经历、家庭规模、抚养比、居住位置、离镇距离、聚集户数、手机费用和是否有网络。被解释变量及解释变量的定义及赋值如表2所示。

3.3 计算模型

3.3.1 双重差分法(DID)

双重差分法(DID)是对政策效果评估使用最广泛的研究工具,可以测度和评价公共政策实施对农户收益的净效益。通常大范围公共政策的研究,难

表2 变量定义

Table 2 Definition of variables

	变量名	变量代码	变量含义及赋值
被解释变量			
	多维贫困数	<i>mult</i>	农户陷入多维贫困的数量,连续变量
	贫困剥夺得分	<i>depr</i>	农户贫困剥夺得分,根据多维贫困指标体系测算所得,连续变量
解释变量			
	是否移民	<i>mig</i>	1=是;0=否
	搬迁年数	<i>time</i>	搬迁后的年数,连续变量
	风险态度	<i>risk</i>	1=风险厌恶;2=风险中性;3=风险偏好
	机会	<i>opp</i>	农户能够获得外部机会的个数,连续变量
控制变量			
户主特征	性别	<i>gender</i>	1=男;0=女
	年龄	<i>age</i>	户主实际年龄
	文化程度	<i>edu</i>	1=没上学;2=小学;3=初中;4=高中或中专;5=大专及以上
	社会经历	<i>leader</i>	是村干部、党员等=1,无=0
家庭特征	家庭总规模	<i>family</i>	连续变量
	抚养比	<i>depend</i>	少儿和老人占家庭成员人数比例
居住特征	居住位置	<i>location</i>	1=平地;2=深沟;3=山坡
	离镇距离	<i>town</i>	连续变量
	聚集户数	<i>gather</i>	连续变量
社会网络	手机	<i>cell</i>	手机费用,连续变量
	电脑上网	<i>net</i>	1=家中有电脑上网;0=无电脑上网

以保证对政策实施组和对照组在样本分配上完全随机,不同组间样本在政策实施前可能存在事前差异,仅通过单一前后对比或横向对比会忽视这种差异并导致政策效果的有偏估计。双重差分法是基于自然试验得到的数据,能够有效控制研究对象间的事前差异,将政策影响有效分离出来。针对生态移民政策的实施,参加生态移民政策的为实验组,未参加生态移民政策的为控制组,生态移民干预效果的双差分模型表示为:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 mig_i \times t_i + \beta_2 mig_i + \beta_3 t_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

加入协变量的双重差分模型为:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 mig_i \times t_i + \beta_2 mig_i + \beta_3 t_i + \beta_4 x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中 y_{it} 为农户的贫困状态; mig_i 为农户是否移民的虚拟变量; t_i 为农户参加生态移民项目的时间; x_{it} 为影响农户贫困状态的控制变量; ε_{it} 为随机误差项。 β_0 为截距项; β_1 为生态移民对农户贫困状态影响的净效应; β_2 为是否移民的处理效应; β_3 为移民前后的时间效应; β_4 为其他协变量对农户贫困状态的影响。

3.3.2 匹配双重差分法(DID+PSM)

由于农户是否参与生态移民只有一种状态,即参与和非参与,无法观测到农户的反事实状态, Rosenbaum 等提出的倾向得分匹配法,可以通过寻找与实验组农户具有相似特征的对照组,来估计实验组的反事实状况^[40],被广泛用于政策实施效果的评价中。倾向得分匹配法的公式为:

$$ATT = E_{P(X|T=1)} \{E[Y(1)|T=1, P(X)] - E[Y(0)|T=0, P(X)]\} \quad (3)$$

式中 $E(\cdot)$ 代表期望值; X 为农户的特征变量; $P(X)$ 为农户的特征倾向得分值; $T=1$ 表示参加生态移民项目; $T=0$ 表示未参加生态移民项目; ATT 为参加生态移民的平均产出。

在 PSM 方法的基础上,本文使用了匹配的双重差分法(DID+PSM),此方法可以控制不可观测的组间差异,通过使用面板数据的双重差分值,减弱组间差异对参加项目效果的影响。其计算公式为:

$$ATT_{psm}^{did} = \frac{1}{N^T} \left[\sum_{i \in T} (Y_{i2}^T - Y_{i1}^T) - \sum_{j \in C} w(i, j) (Y_{j2}^C - Y_{j1}^C) \right] \quad (4)$$

式中 N 为参加生态移民项目农户数量; Y^T 为处理组; Y^C 为对照组; Y_2 为干预后; Y_1 为干预前; $w(i, j)$ 为对照组农户的权重。

本文使用 Logit 模型计算倾向得分值,使用户主性别、年龄、学历、经历、技能、家庭规模、离镇距离等协变量进行匹配。

3.3.3 面板回归模型

由于本文研究不同农户在不同时间点上生态移民对农户贫困减少的影响,涉及到不同的横截面和时间序列,因此采用目前通用的面板数据模型。面板数据模型的基本形式为:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} \quad (i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T) \quad (5)$$

式中 y_{it} 是因变量; α_i 表示截距项; x_{it} 是 $K \times 1$ 阶回归变量列向量; β 为 $K \times 1$ 阶回归系数列向量。随机误差项 μ_{it} 相互独立,且满足零均值、等方差的假设。本文把农户陷入的多维贫困数和农户多维贫困剥夺得分作为因变量,与农户是否移民、参加移民项目时间、农户的风险偏好和获得的外部机会以及风险与机会和是否移民的交互项进行回归分析,同时加入了户主年龄、性别、文化程度、社会经历、家庭规模、抚养比、居住位置、离公路距离、聚集户数、手机费用和是否有网络等控制变量进行回归。

对面板数据的回归通常有不含个体影响的混合估计、固定效应和随机效应估计三种估计方法,为保证模型的准确性和稳健性,对所设定模型进行豪斯曼检验,结果显示 P 值均小于 0.05,故强烈拒绝原假设条件,认为固定效应模型明显优于随机效应模型,因此本文采用固定效应模型进行回归。

4 计量结果及分析

4.1 双重差分结果

本文采用双重差分法对生态移民项目实施前后农户的贫困状态进行对比分析,分别使用农户陷入贫困的多维贫困数和贫困剥夺得分为贫困代理变量来进行生态移民项目的减贫效应的测度。

4.1.1 多维贫困指数

使用 STATA14.0,进行双重差分,结果如表 3 所示。相比未移民户,参加生态移民项目的农户陷入贫困的维度数显著降低,移民户较未移民户降低了

表3 研究区农户贫困剥夺得分与农户贫困维度数的平均处理效应

Table 3 The average treatment effect of the number of poverty dimension and poverty deprivation score of households in study area

评价方法		多维贫困数			贫困剥夺得分		
		处理效应	SE	T值	处理效应	SE	T值
DID	DID	-2.166	0.111	19.500***	-0.076	0.012	6.230***
	含协变量的DID	-1.564	0.115	13.630***	-0.051	0.013	3.980***
DID+PSM	DID+核匹配	-2.144	0.101	21.230***	-0.080	0.011	7.100***

注: *、**、***表示在10%、5%和1%的水平上显著。

2.166($p<0.01$),由前文对多维贫困的分析,本文将贫困维度分为11个维度,调研样本中最为贫困的农户陷入8个维度的贫困,参加生态移民后较未移民户平均能够降低约两个贫困维度。加入农户特征等协变量进行双重差分后,移民户较未移民户陷入贫困的维度数下降了1.564($p<0.01$)。

4.1.2 农户贫困剥夺得分

根据农户剥夺得分的算法,农户的贫困剥夺得分介于0和1之间,调研样本中最为贫困的农户贫困剥夺得分为0.750。对贫困剥夺得分的双重差分结果显示,参加生态移民的农户较未参加生态移民的农户贫困剥夺得分降低了0.076($p<0.01$),不足0.1,相比农户陷入贫困维度的减缓程度减贫效率较低,主要原因在于,农户从生态脆弱和偏远地区移民搬迁后,通过自建或统一安置,移民农户均搬迁至新建房屋,在生活水平维度方面基本脱贫,而根据本文贫困剥夺得分的算法,生活水平细分维度的权重较低,导致陷入贫困的维度数显著降低,而贫困剥夺得分降低不明显的结果。同时,农户在生态移民过程中,除政府对自建住房或统一安置住房的补贴外,需要自筹大部分资金进行新房的修建或购买,使本就贫困的农户需要通过贷款或借款来筹集购房资金,加之搬迁至新居住地后,改变了原有的生产和生活方式,无法在短期内找到替代生计,收入下降,在农户贫困剥夺得分的计算中,收入维度的权重占到0.250,综合以上原因,以农户剥夺得分为贫困代理指标的减贫效率较低。

4.2 DID+PSM结果

为减弱组间差异对参加生态移民项目效果的影响,本文进而使用DID+PSM进行生态移民对减贫的效率测度,结果如表3所示,农户陷入贫困的维度数移民组较未移民组平均降低了2.144($p<0.01$),

农户的贫困剥夺得分降低了0.080($p<0.01$),总体与DID和加入协变量的DID估计结果趋势一致,证明估计结果较为稳健。

可见,无论采用哪一种效应处理方法,生态移民项目对农户陷入贫困的维度数和农户贫困剥夺得分都表现出显著的负向效应,由于农户陷入贫困的维度数和农户贫困剥夺得分越高,农户越贫困,以上结果说明农户参加生态移民可以显著降低其陷入贫困的维度数和贫困剥夺得分,减轻贫困。由此可以得出结论,即生态移民项目对农户贫困状态的干预效应显著,验证了假设1,农户参加生态移民项目能够显著降低贫困程度。

4.3 面板回归结果

进一步地,对所有样本农户进行固定效应面板回归分析,分别以农户陷入贫困的维度数和农户贫困剥夺得分为因变量,主要考察参加生态移民、搬迁年数、农户风险态度、外部机会、以及风险态度和机会与是否移民的交互项对农户贫困状态的影响,回归结果见表4和表5(见第1579页)。表中模型1至模型10分别为不同核心解释变量加控制变量对农户陷入贫困的维度数和贫困剥夺得分影响的回归结果,估计方法均为面板回归。

4.3.1 生态移民和移民年数

参加生态移民对农户陷入贫困的维度数和农户贫困剥夺得分均有显著负向影响,说明参加生态移民对农户维度陷入贫困的维度数和剥夺得分降低有显著作用。进一步引入参加移民搬迁项目时间变量,搬迁年数对贫困代理变量均影响显著,说明搬迁年数越长,越有助于摆脱贫困,农户搬迁年数每增加1年,陷入贫困的维度数下降0.812,贫困剥夺得分下降0.039,更加验证了本文假设1生态移民对农户贫困状态改变有重要影响。

表4 研究区农户陷入贫困维度数影响因素面板回归结果

Table 4 The regression result of impact factors of dimension number of the household in poverty in study area

变量名	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
解释变量					
是否移民	-0.953*** (0.171)	-0.329** (0.145)			
搬迁年数		-0.812*** (0.023)			
风险态度			-1.029*** (0.034)		
机会				-0.794*** (0.040)	
风险态度×是否移民					-0.432*** (0.043)
机会×是否移民					-0.997*** (0.056)
控制变量					
户主特征					
性别	0.035 (0.157)	0.148 (0.133)	-0.007*** (0.138)	0.091 (0.149)	0.140 (0.141)
年龄	-0.053*** (0.005)	-0.005 (0.004)	-0.059* (0.004)	-0.020*** (0.005)	-0.027*** (0.004)
文化程度	-0.098* (0.053)	0.012 (0.045)	-0.097 (0.047)	-0.043 (0.050)	-0.047 (0.048)
社会经历	-0.359* (0.181)	-0.253* (0.153)	-0.198 (0.160)	-0.246 (0.172)	-0.174 (0.164)
家庭特征					
家庭总规模	-0.021 (0.038)	-0.038 (0.032)	0.044 (0.033)	-0.041 (0.036)	-0.021 (0.034)
抚养比	0.437*** (0.156)	0.650*** (0.131)	0.124*** (0.137)	0.560*** (0.147)	0.538*** (0.141)
居住特征					
居住位置	0.676*** (0.024)	0.167*** (0.025)	0.569 (0.021)	0.555*** (0.023)	0.301 (0.028)
聚集户数	0.000** (0.000)	0.000* (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
离镇距离	0.018*** (0.004)	-0.001 (0.004)	0.017*** (0.004)	0.002 (0.004)	0.007* (0.000)
社会网络					
手机	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
电脑上网	-0.203*** (0.067)	0.003 (0.056)	-0.199*** (0.059)	-0.027 (0.064)	-0.046 (0.061)
截距项C	4.710*** (0.365)	3.874*** (0.308)	7.125*** (0.322)	3.691*** (0.330)	4.962*** (0.322)
样本数	4 128	4 128	4 128	4 128	4 128
R ²	0.323	0.518	0.476	0.394	0.166

注：*、**、***表示在10%、5%和1%的水平上显著；括号内数据为标准误差。

4.3.2 个体风险态度与外部机会

本文首次在评价公共政策减贫效应的研究中引入了个体风险态度和外部机会变量,从表4和表5中的模型3、模型4和模型8、模型9的回归结果看,农户的个体风险态度和外部机会对农户陷入贫困

的维度数和贫困剥夺得分均有显著影响,说明农户的风险态度越趋向于高风险偏好,越能够摆脱贫困,风险态度每提升一个级别,陷入贫困的维度数降低1.029,贫困剥夺得分降低0.095。农户能够获得的外部机会越多,越能使其获得更多的资源,得

2018年8月

表5 研究区农户贫困剥夺得分影响因素面板回归结果

Table 5 The regression result of impact factors of poverty deprivation score of households in study area

变量名	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10
解释变量					
是否移民	-0.072*** (0.018)	-0.041* (0.024)			
搬迁年数		-0.039*** (0.003)			
风险态度			-0.095*** (0.005)		
机会				-0.043*** (0.007)	
风险态度×是否移民					-0.039*** (0.005)
机会×是否移民					-0.053*** (0.006)
控制变量					
户主特征					
性别	0.006 (0.017)	0.011 (0.025)	0.003 (0.023)	0.008 (0.026)	0.001 (0.016)
年龄	-0.003*** (0.000)	0.000 (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001** (0.000)
文化程度	-0.014** (0.006)	-0.009 (0.009)	-0.014 (0.008)	-0.011 (0.009)	-0.011** (0.005)
社会经历	-0.040** (0.019)	-0.035 (0.031)	-0.025* (0.029)	-0.033 (0.031)	-0.028 (0.018)
家庭特征					
家庭总规模	-0.007* (0.004)	-0.007 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.008 (0.006)	-0.006* (0.004)
抚养比	0.140*** (0.016)	0.150*** (0.025)	0.111*** (0.023)	0.147*** (0.025)	0.144*** (0.016)
居住特征					
居住位置	0.032*** (0.003)	0.007* (0.004)	0.022*** (0.003)	0.025*** (0.004)	0.010*** (0.003)
聚集户数	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
离镇距离	0.001** (0.000)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.000)
社会网络					
手机	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
电脑上网	0.003 (0.007)	0.013 (0.009)	0.004 (0.008)	0.013 (0.009)	0.013* (0.007)
截距项C	0.319 *** (0.038)	0.279*** (0.059)	0.553*** (0.053)	0.251*** (0.056)	4.962*** (0.322)
样本数	4 128	4 128	4 128	4 128	4 128
R ²	0.103	0.157	0.262	0.126	0.166

注: *、**、***表示在10%、5%和1%的水平上显著;括号内数据为标准误差。

到更好的生活,外部机会每增加一项,陷入贫困的维度数降低0.794,贫困剥夺得分降低0.043。验证了假设2和假设3,即农户风险态度、能够获得的外部机会对贫困农户的减贫具有重要影响作用。

4.3.3 风险态度、机会与是否移民交互项

为分析农户风险态度和外部机会与是否参加移民对减贫的交互使用,本文引入了风险态度与是否移民和机会与是否移民的交互项,如模型5和模

型10的回归结果所示,两个交互项对农户贫困的代理变量均有显著作用,说明高风险偏好农户更能够通过生态移民项目脱贫,生态移民能够使农户获得更多外部机会和发展机会,获得长期生计改善。验证了假设4,风险态度、机会与是否移民的交互项对农户贫困状态的改变影响显著。

5 结论和政策建议

5.1 结论

移民搬迁成为世界上不同发展中国家和落后国家对生态脆弱地区农村减贫的重要政策措施,陕西南部以减贫为主要目的的移民搬迁工程是中国三峡移民工程的大型移民公共政策,2011年起实施以来已7年多,而对其减贫效率的研究鲜见。本文利用1032农户的4年面板调研数据,通过双重差分法、基于倾向得分匹配的双重差分法对陕南移民搬迁的减贫效率进行了测算,并使用面板固定效应模型分析农户移民及搬迁年数对农户贫困状态的影响。与其他减贫效率评价研究不同,本文选取农户陷入多维贫困的维度数及农户贫困剥夺得分为贫困状态代理指标,克服了以往研究中仅以收入为贫困代理指标的缺陷和不足。同时,本文首次在微观农户减贫影响因素研究中引入了农户个体风险态度和外部机会,探讨农户的风险态度和外部机会对农户减贫的作用。

本文的研究结论主要有以下几点。

(1)生态移民政策有显著的农户减贫效应,参加生态移民的农户陷入贫困的维度数明显降低,平均降低2个维度左右,尤其在农户的住房、卫生设施及水电方面的生活水平维度改善明显,但生态移民项目对农户的贫困剥夺得分的降低较为缓慢,不足0.1。主要原因在于农户在移民搬迁后由于新建房屋借债,并且在搬迁后短期内无法找到替代生计,往往在权重较大的收入维度陷入暂时性贫困,但随着搬迁年数的增加,农户适应新的生活并寻找到替代生计后,会逐步摆脱贫困。

(2)农户的个体风险态度和可获得的外部机会对农户脱贫具有较强的减贫效应。农户风险偏好程度越强、获得的外部机会越多,其贫困状态的改变越明显。样本农户风险态度每增加一个级别,陷入贫困的维度数约下降1个维度,贫困剥夺得分下

降约0.1,能够获得的机会每增加一项,陷入贫困的维度数约下降0.8个维度,贫困剥夺得分下降约0.05。

(3)通过探讨农户个体风险态度和外部机会与是否移民交互项对农户贫困状态的影响,验证了高风险偏好农户能够通过移民搬迁获得更好生活,移民搬迁后能够获得更多机会,寻找到更多的生计方式而改变贫困状态。总体来看,生态移民对降低农户陷入贫困的维度数的效应明显,而由于搬迁后会增加陷入暂时性收入贫困的可能,生态移民对降低农户贫困剥夺得分的效应较弱。

5.2 政策建议

根据以上主要结论,提出以下政策建议。

(1)在后续生态移民政策的实施过程中,应对无法支付新建住房费用的深度贫困农户给予更多支持,使其能够脱离原有的贫困状态。对已搬迁农户要尽快使其转换生计方式,防止陷入新的收入贫困,使移民搬迁农户不仅能够搬得出,还要能致富。

(2)政府及相关部门应对贫困农户提供诸如金融、信息等外部机会,同时要注重农户人力资本和社会资本的培育,使其能够获得更多外部机会进而摆脱贫困。

(3)引导农户风险态度的改变,由被动扶贫转变为主动脱贫。通过对移民搬迁农户贫困状态改变的成果展示,引导消极态度的农户积极参加生态移民政策,并主动寻找外部发展机会,把握一切能够改变贫困状态的机会,提升自我造血功能和发展能力,以长期摆脱贫困。

参考文献(References):

- [1] Adams R H, Page J. Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries? [J]. *World Development*, 2005, 33(10): 1645-1669.
- [2] 蔡昉. 中国发展经验的世界意义[J]. *经济研究*, 2017, (11): 4-6. [Cai F. The world significance of China's development experience [J]. *Economic Research Journal*, 2017, (11): 4-6.]
- [3] 施国庆. 非自愿移民: 冲突与和谐[J]. *江苏社会科学*, 2005, (5): 22-25. [Shi G Q. Involuntary immigration: conflict and harmony [J]. *Jiangsu Social Sciences*, 2005, (5): 22-25.]
- [4] 施国庆. 移民权益保障与政府责任[M]. 长春: 吉林人民出版社, 2009. [Shi G Q. Protection of Immigrant Rights and Interests and

2018年8月

- Government Responsibility [M]. Changchun: Jilin People's Press, 2009.]
- [5] Lee E S. A theory of migration[J]. *Demography*, 1966, 3(1): 47-57.
- [6] Harris J R, Todaro M P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis[J]. *The American Economic Review*, 1970, 60(1): 126-142.
- [7] Loc D N, Grote U, Sharma R. Staying in the cities or returning home? An analysis of the rural-urban migration behavior in Vietnam[J]. *Iza Journal of Migration*, 2017, 7(1): 2-18.
- [8] Azam J P, Gubert F. Migrants' remittances and the Migrants' remittances and the household in Africa: a review of evidence[J]. *Journal of African Economies*, 2006, 15(2): 426-462.
- [9] Imran M, Stein A, Zurita-Milla R. Investigating rural poverty and marginality in Burkina Faso using remote sensing-based products [J]. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation*, 2014, 26(1): 322-334.
- [10] Roth V, Tiberti L. Economic effects of migration on the left-behind in Cambodia[J]. *The Journal of Development Studies*, 2017, 53(11): 1787-1805.
- [11] Deb U, Anupama G V, Bantilan C, *et al.* Seasonal migration and moving out of poverty in rural India: Insights from statistical analysis [J]. *Asian Journal of Agriculture & Development*, 2016, 13(2): 35-53.
- [12] Curran S. Migration, social capital, and the environment: considering migrant selectivity and networks in relation to coastal ecosystems[J]. *Population & Development Review*, 2002, 28(1): 89-125.
- [13] Abdelmoneim Y, Litchfield J. Does Migration Improve Living Standards of Migrant-Sending Households? Evidence from Rural Ethiopia[R]. Brighton: Migrating out of Poverty, 2016.
- [14] Zhong H, Xu J, Piquero A R. Internal migration, social exclusion, and victimization: an analysis of Chinese rural-to-urban migrants [J]. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 2017, 54(4): 479-514.
- [15] Mulcahy K, Kollamparambil U. The impact of rural-urban migration on subjective well-being in South Africa[J]. *Journal of Development Studies*, 2016, 52(9): 1-15.
- [16] Wei H, Yi J, Yuan Y, *et al.* The dynamic effect of rural-to-urban migration on inequality in source villages: system GMM estimates from rural China [J]. *China Economic Review*, 2016, 37: 27-39.
- [17] 白南生, 卢迈. 中国农村扶贫开发移民: 方法和经验[J]. *管理世界*, 2000, (3): 161-169. [Bai N S, Lu M. The rural poverty alleviation by immigration in China: methods and experiences[J]. *Management World*, 2000, (3): 161-169.]
- [18] 东梅, 王桂芬. 双重差分法在生态移民收入效应评价中的应用-以宁夏为例[J]. *农业技术经济*, 2010, (8): 87-93. [Dong M, Wang G F. The application of DID method in the evaluation on the ecological immigration income effect: the case of Ningxia[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2010, (8): 87-93.]
- [19] Kanbur R, Squire L. The Evolution of Thinking about Poverty: Exploring the Interactions[D]. New York: Cornell University, 1999.
- [20] Kahneman D, Tversky A. Prospect theory: an analysis of decision under risk[J]. *Econometrica*, 1979, 47(2): 263-291.
- [21] Rosenzweig M R, Binswanger H P. Wealth, Weather Risk, and the Composition and Profitability of Agricultural Investments[M]. Washington: World Bank Publications, 1992.
- [22] 王文略, 毛谦谦, 余劲. 基于风险与机会视角的贫困再定义[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(12): 147-153. [Wang W L, Mao Q Q, Yu J. Redefinition of the poverty based on risks and opportunities[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2015, 25(12): 147-153.]
- [23] Tanaka T, Camerer C F, Nguyen Q. Risk and time preferences: linking experimental and household survey data from Vietnam [J]. *American Economic Review*, 2010, 100(1): 557-571.
- [24] Liu E M. Time to change what to sow: risk preferences and technology adoption decisions of cotton farmers in China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95(4): 1386-1403.
- [25] Mao Q Q, Wang W L, Oniki S, *et al.* Experimental measure of rural household risk preference: the case of the SLCP area in Northern Shaanxi, China[J]. *Japan Agricultural Research Quarterly*, 2016, 50(3): 253-265.
- [26] Bae K, Han D, Sohn H. Importance of access to finance in reducing income inequality and poverty level[J]. *International Review of Public Administration*, 2012, 17(1): 55-77.
- [27] 单德朋, 王英. 金融可得性、经济机会与贫困减缓-基于四川集中连片特困地区扶贫统计监测县级门槛面板模型的实证分析[J]. *财贸研究*, 2017, (4): 50-60. [Shan D P, Wang Y. Finance accessibility, economic opportunity and poverty reduction[J]. *Finance and Trade Research*, 2017, (4): 50-60.]
- [28] Ellis F. A Livelihoods Approach to Migration and Poverty Reduction[R]. Norwich, UK: ODG/DEV. Paper Commissioned by the Department for International Development (DFID), 2003.
- [29] Niimi Y, Pham T H, Reilly B. Determinants of remittances: recent evidence using data on internal migrants in Vietnam[J]. *Asian Economic Journal*, 2009, 23(1): 19-39.
- [30] Due T P, Waibel H. Diversification, Risk Management and Risk Coping Strategies: Evidence from Rural Households in Three Provinces in Vietnam[R]. Frankfurt: Proceedings of the German Development Economics Conference, 2009.
- [31] Youssef B A, Arouri M, Nguyen C. Does Urbanization Reduce Rural Poverty? Evidence from Vietnam[EB/OL]. (2016-10-20)[2018-08-29]. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01384725/document>.
- [32] World Bank. World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty[M]. Oxford: Oxford University Press, 2001.
- [33] Morten M. Temporary Migration and Endogenous Risk Sharing in Village India [R]. NBER Working Papers 22159, 2016.
- [34] Dustmann C, Fasani F, Meng X, *et al.* Risk Attitudes and Household Migration Decisions[R]. Bonn: IZA Discussion Papers 10603, 2017.

- [35] Zhang Y, Zhou X, Lei W. Social capital and its contingent value in poverty reduction: evidence from Western China[J]. *World Development*, 2017, 93: 350–361.
- [36] Alkire S, Foster J. Counting and multidimensional poverty measurement[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2012, 95(7): 476–487.
- [37] Alkire S, Roche J M, Vaz A. Changes over time in multidimensional poverty: methodology and results for 34 countries[J]. *World Development*, 2017, 94: 232–249.
- [38] UNDP. Human Development Report[M]. Oxford: Oxford University Press, 1997.
- [39] Holt C A, Laury S K. Risk aversion and incentive effects[J]. *American Economic Review*, 2002, 92(5): 1644–1655.
- [40] Rosenbaum P R, Rubin D B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score[J]. *American Statistician*, 1985, 39(1): 33–38.

Poverty alleviation effect of ecological migrants in southern Shaanxi Province

WANG Wenlue^{1,2}, GUAN Rui¹, KAGATSUME Masara³, YU Jin¹

(1. College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China;

2. College of Finance and Economics, Gansu Agricultural University, Lanzhou 730070, China;

3. Graduate School of Agriculture, Kyoto University, Kyoto 606-8502, Japan)

Abstract: Ecological migration in southern Shaanxi province is an important public policy which aims to complete the relocation of 2.4 million people and achieves the goals of poverty alleviation and environment protection. It has been more than five years since its implementation. Through the quantitative evaluation on its efficiency in poverty alleviation, enlightenment and reference can be identified for strategies over precision poverty alleviation, immigrant-targeted poverty alleviation and rural revitalization. By utilizing four years' panel data of over 1000 households in southern Shaanxi and taking the dimension of peasant households in poverty and poverty deprivation score as poverty proxy variable, the evaluation on poverty reduction effect of public policies for ecological migration in southern Shaanxi was carried out through such methods as DID, which is based on propensity score matching and fixed panel effect. The results demonstrated that the ecological migration policy in southern Shaanxi plays an important and significant role in an impact on multidimensional poverty alleviation of migrant peasants. However, the result of relocation will increase the possibility of peasants falling into temporary income poverty as its effect on reducing poverty deprivation score is a little bit weak. The peasants with risk preference are more likely to take part in ecological migration and get more external opportunities such as information and relationships. They can easily find more substitute livelihoods and get rid of poverty through the ecological migration. In the future poverty reduction strategy, the government needs to focus on cultivating industry development to prevent migrant peasants fall into the income poverty trap. Meanwhile, the peasants should be guided in changing risk preference to improve their self-development ability and provided more external opportunities. Eventually, the peasants in ecological vulnerable areas could alleviate poverty and improve the sustainable development ability through ecological migration.

Key words: ecological immigration; poverty alleviation; risks & opportunities; southern Shaanxi Province