

制度性合作机制下脱贫户生计可持续性评价与脱贫政策效应研究

王建洪¹, 李伶俐², 夏诗涵³, 毛小元⁴

(1. 4. 西南科技大学 经济管理学院, 四川 绵阳 621010; 2. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715;

3. 西南科技大学 生命科学与工程学院, 四川 绵阳 621010)

摘要: 基于我国政府、社会和脱贫户间形成的制度性合作机制, 在经典 SLA 基础上改进了生计资本评价体系, 并利用 2017 年秦巴山区大规模入户调查数据和熵权 TOPSIS 方法对脱贫户生计可持续性进行了评价, 据此进一步构建计量模型, 实证研究了现行主要脱贫政策对维护脱贫户生计可持续性的生计效应。结果发现, 自身能力较弱且得不到特殊保障的“两不靠”脱贫户, 在现行机制下生计可持续性最差, 返贫风险最高, 而这类脱贫户在务农型和 60 岁以上高龄群体中表现尤为突出。在政策效应上, 务工增收政策显著促进了脱贫户物质资本、人力资本、金融资本, 以及兼业型与务农型脱贫户的社会资本水平, 但对社区资本具有一定的抑制作用; 产业发展政策对脱贫户金融资本, 以及兼业型与务农型脱贫户的物质资本、人力资本和社会资本具有提升作用, 而社会保障政策则对脱贫户所有生计资本的影响均不显著; 相较其他类型脱贫户, 现行政策对务工型脱贫户的影响更为有利。

关键词: 脱贫户; 可持续生计; 政策效应; 熵权 TOPSIS 法

中图分类号: F323 **文献标识码:** A **文章编号:** 1673-9841(2020)05-0068-09

一、引言

随着大规模脱贫攻坚战逐步进入尾声, 切实“减少和防止贫困人口返贫”已成为新时期从中央到地方各级扶贫机构的工作重点。从各国通行做法来看, 减少和防止贫困人口返贫的关键, 在于促使贫困人口实现可持续生计, 当前, 我国精准扶贫工作的重点是要促进脱贫户实现可持续生计。党的“十八大”以来, 在大规模、高强度的精准脱贫攻坚政策支持下, 我国 8 000 多万人口已完成“脱贫摘帽”并摆脱了绝对贫困, 使脱贫户占比超过了贫困户总量的 85%。回顾脱贫攻坚战的实施过程, 脱贫攻坚被视作能否实现全面建成小康社会目标的关键, 一种基于政府主导的具有中国特色的扶贫脱贫机制在实践中逐步得以建立和完善, 这种机制本质上是在政府、社会和贫困户之间形成的一种高效的制度性合作机制^[1]。在中央“脱贫不脱帮扶, 脱贫不脱政策”的原则要求下, 前期帮扶贫困户的制度性合作机制与政策在脱贫户身上得到延续。那么, 基于这种制度性合作机制, 脱贫户的生

收稿日期: 2020-02-25

作者简介: 王建洪, 管理学博士, 西南科技大学经济管理学院, 副教授。

基金项目: 四川省社会科学基金学科建设项目“中西部地区贫困户‘脱贫摘帽’后可持续生计促进机制与模式研究”(SC17XK077), 项目负责人: 王建洪; 重庆市社会科学基金重大项目“重庆市实施乡村振兴战略研究”(2018ZD13), 项目负责人: 王定祥; 重庆市社会科学基金一般项目“重庆市财政金融协同精准扶贫的机制与模式研究”(2018YBJJ030), 项目负责人: 李伶俐。

计可持续性表现如何? 现行脱贫政策对脱贫户生计可持续性是否仍具有积极影响? 显然,对这两大问题的回答不仅为客观评估脱贫户生计可持续性提供了全新视角,同时也为“后扶贫时期”优化帮扶政策实现与乡村振兴的政策衔接提供了全新思路。

20 世纪后半期以来,如何认识、评价和提升贫困人口生计可持续性问题是学者们的研究热点。Sen 较早基于其多维贫困理论,论述了贫困人口自由权利与可行能力不足对其生计维持构成的重大影响^[2];Chambers 对生计可持续性进行了完整论述,指出生计可持续性应当是人们基于能力、资产和活动,面对脆弱性环境的冲击而保持抵抗能力,并能实现自己、他人与后代持续谋生的过程^[3]。基于可持续生计的理念,2000 年前后,学术界和一些国际组织研究出了多种可持续生计框架(SL)和相应的分析框架(SLA),用以评价贫困人口生计的可持续性,以及寻找实现可持续生计的主要途径。该框架在集成化分析农户生计脆弱性,以及贫困问题有关的复杂因素方面具有显著优势,因而国内外众多学者将其大量运用于对“三农”以及贫困等问题的研究^[4-9]。近年来,随着我国脱贫攻坚进入收尾阶段,部分学者开始将 SLA 应用于对脱贫户生计可持续性或生计恢复力等问题的研究^[10-11]。

无论是 SLA,还是其他反贫困途径(如参与式发展途径、综合农村发展途径等),政府对贫困的干预,以及对贫困人口生计的政策支持必不可少。Banerjee & Duflo 认为,穷人一旦陷入“贫困陷阱”的怪圈,良好的支持政策以及政策的有效落实便对其摆脱贫困发挥着至关重要的作用^[12]。对于脱贫户,尤其是现行标准下的脱贫脆弱户而言,他们在本质上仍属于贫困户范畴^[13],脱贫政策的支持仍十分重要。然而,随着支持政策的转移和帮扶项目的逐步退出,脱贫户的福利恐将受到影响,进而带来生计的不确定性^[14];同时,由于扶贫退出机制本身的不完善,脱贫户可能面临严峻的返贫形势^[15]。因此,学者们建议,在贫困地区由精准扶贫到乡村振兴的政策转变过程中,应当构建二者的耦合推进关系^[16],让公共产品供给以及产业发展等方面的重要支持政策契合精准扶贫的要求^[17-18],以维持和提升脱贫户生计的可持续性,降低其返贫风险。

综上所述,现有文献对可持续生计的理论界定、评价方法与实现途径进行了系统深入的研究,对于“后扶贫时期”脱贫户在政策转移过程中面临的返贫风险,以及应对的政策衔接问题进行了前期探索。然而,中国在精准扶贫过程中形成的强大制度性合作机制并未引起重视,由此对脱贫户生计可持续性产生的影响也未得到客观科学的评价;精准扶贫的制度性合作是由系统的扶贫脱贫政策主导的,但现有文献普遍得出的结论(即既有帮扶政策的退出可能影响脱贫户生计,进而导致其面临严峻返贫风险),并未得到有力的实证支持。据此,本文将基于政府主导下的政府、社会与脱贫户制度性合作机制,将社区资本纳入经典 SLA 生计资本体系,从而获得了对脱贫户生计可持续性的全新评价结果;同时,基于实施不同生计策略的脱贫户类型构建计量模型,系统验证了当前三类主要脱贫政策(即务工增收、产业发展、社会保障等)对维护脱贫户生计可持续性的生计效应。有别于其他文献的主要研究发现表现在两方面:一是从生计能力与社会保障水平看,自身能力相对脆弱,且得不到社会特殊保障的“两不靠”脱贫户的生计最不可持续,返贫风险最高,需要受到重点关注;二是发现现行脱贫政策的生计效应存在显著差异,务工增收尽管是各地广泛实施的“立竿见影”的政策,但同时也对社区资本的提升产生了一定抑制作用。因此,本文认为,在“后扶贫时期”以及乡村振兴战略的转换衔接时期,脱贫政策不应当是“一刀切”式的简单退出,而应当视其对脱贫户生计可持续性维护的效应,针对贫困脆弱性地区和脆弱性脱贫户进行择优保留和优化。

二、制度性合作机制下脱贫户生计可持续性评价

(一)基于制度性合作机制的脱贫户可持续性生计指标体系构建

基于可持续生计的基本内涵,可持续生计评价指标体系通常由自然资本、物质资本、人力资本、

社会资本、金融资本等五个一级指标组成,用以衡量生计的可持续性程度^[9]。本文认为,我国脱贫户可持续生计必须考虑政府与社会帮扶的持续影响,因而应当将集政府与社会帮扶于一体的社区资本纳入评价体系。本文将社区资本界定为贫困户或脱贫户可以长期依赖的,来自政府、社会以及社区整体所提供的公共产品或服务的一种生计资本形式。社区资本可以较好体现政府、社会和贫困户(或脱贫户)之间形成的制度性合作,在这种机制下,社区作为政府、社会对贫困户或脱贫户帮扶的主要载体,将各种政府和社会资源汇聚起来,以公共产品或公共服务形式让贫困户或脱贫户持续受益。据此,本文将社区资本纳入到了脱贫户生计可持续性的评价之中,相应的指标体系见表 1。

表 1 脱贫户可持续生计水平评价指标及其权重分配

一级指标	二级指标	指标定义	指标赋值	指标权重
自然资本	饮水情况	饮水的主要来源是否是自来水	1=是;0=否	0.028 59
物质资本	住房情况	房屋建造类别	1=土坯房;2=砖木房;3=砖混房;4=钢混房	0.024 00
	饮食情况	是否经常吃肉、蛋、豆制品等必要营养食物	1=是;0=否	0.039 66
	身体素质	户主年龄	1=60 以上;2=45~60 岁;3=45 岁以下	0.041 56
人力资本	文化素质	文化程度	1=小学及以下;2=初中;3=高中;4=大专;5=大学本科以上;	0.168 64
社会资本	健康水平	是否获得医疗救助	1=不需要;0=获得	0.031 80
	社会生计资源	帮扶责任人等为脱贫户提供的帮助事项	1=1 个事项;2=2 个事项;依此类推	0.040 86
金融资本	家庭收入	年人均纯收入	根据家庭总收入按成员分摊	0.027 49
	财政扶持	是否获得产业扶持基金支持	1=不需要;0=获得	0.023 08
	金融支持	是否获得小额信贷	1=不需要;0=获得	0.050 45
社区资本	公共设施与服务的提供	公共设施与服务设施是否有明显改善	1=是;0=否	0.070 12
	公共设施利用能力	个人对社区文化室、医务室等公共设施的利用水平	常年在家务农人数占有劳动能力总人数比率	0.306 45
	公共服务利用能力	创业帮扶	1=获得;0=未获得	0.126 54
		就业(培训)帮扶	1=获得;0=未获得	0.020 77

注:“指标权重”由下文熵权法确定

表 1 共列示了由 6 种生计资本指标组成的一级指标,前五个指标维持学术界的基本定义,其二级指标由反映其内涵的可量化问题进行细化。其中“自然资本”可取值有限,本文仅取“饮水情况”来评价。对于“金融资本”而言,在各种扶贫公共设施与服务有效供给的情形下,发展能力强的脱贫户通常可以很快通过自身努力实现生计水平提升,而需要更多特殊帮扶的脱贫户往往自身发展能力较弱。因此,表 1 在处理相关生计评价指标时,对未获“财政”和“金融”两项支持的脱贫户,本文定义为不需要帮扶,将其取值为 1,需要者取值为 0;对于“人力资本”中的二级指标“健康水平”,也遵循同样的取值逻辑。第 6 项“社区资本”体现两层含义:一是社区提供公共产品和服务的能力及水平;二是脱贫户获得和利用社区公共设施及服务的能力。由于后者很难找到客观科学的评价数据,本文用“常年在家务农人数占有劳动能力总人数比率”来显示脱贫户利用社区设施和服务的机会,以间接揭示脱贫户获得和利用社区公共设施及服务的能力。

(二)方法与数据说明

1. 评价方法

本文采用熵权 TOPSIS 模型来评价秦巴山区脱贫户的生计水平可持续性。与大多需要主观赋权的综合评价方法相比,熵权法采用客观赋权方法,从而避免主观赋权的个人偏好影响,保证研究结果的客观性。在运用中,熵权法主要利用熵值反映信息源的无序性,按照指标间数值离散程度来

计算指标权重,从而有效排除人为干扰。为了对评价结果进行排序,本文在熵权法基础上进一步加入 TOPSIS 模型。TOPSIS 模型本质上是一种与理想值比较的排序方法,属于多目标决策方法。将熵权法与 TOPSIS 模型结合起来便形成了熵权 TOPSIS 模型,该模型在近年来的国内外各类评价型研究论文中得到了广泛运用。运用熵权 TOPSIS 模型对脱贫户生计水平评价的过程包括三个步骤:第一步,对指标数据进行同趋势化处理;第二步,计算信息熵,并确定指标权重;第三步,构建加权规范化决策矩阵,基于理想贴合度确定最终评价结果。本文根据上述评价过程与结果,进一步讨论脱贫户生计的可持续性。

2. 数据说明

本文数据来源于 2017 年 12 月研究团队针对秦巴山区 3 个贫困县的大规模入户调查,调查获得有效问卷 587 份,以此作为生计评价与实证分析的依据。问卷内容涵盖了本文的六大生计资本,根据信息熵确定的各类资本的权重分布见表 1。由于大部分生计指标为定性指标,因此在评价和分析中将其进行了分级量化处理,即根据不同类别或级别进行不同的赋值。其中,赋值类别分为两类:一是对照类,分别设置 0 和 1;二是分级类,分别根据认同水平级别的高低或大小设置 1—5 个级别,分别赋予从 1 到 5 的不同数值,具体赋值情况见表 1。

(三)评价结果分析

在表 1 指标体系及其权重分布基础上,运用熵权 TOPSIS 模型计算的脱贫户生计水平如表 2。

表 2 不同类别脱贫户生计水平与脆弱性分布

指标		自然资本(脆弱性级别)	人力资本(脆弱性级别)	物质资本(脆弱性级别)	金融资本(脆弱性级别)	社会资本(脆弱性级别)	社区资本(脆弱性级别)	生计资本(脆弱性级别)
脱贫户特征	保障							
	低保户	0.858 736(4)	0.260 830(4)	0.712 118(3)	0.607 464(2)	0.553 172(3)	0.342 513(2)	0.555 805(4)
	非低保户	0.877 743(3)	0.296 331(2)	0.731 614(2)	0.603 509(3)	0.534 483(4)	0.333 740(3)	0.562 903(3)
	性别							
	男	0.964 717(1)	0.287 553(3)	0.724 708(2)	0.605 446(2)	0.543 876(4)	0.334 210(3)	0.576 751(2)
	女	0.926 829(2)	0.178 513(5)	0.695 433(4)	0.603 523(3)	0.531 25(4)	0.386 097(1)	0.553 608(4)
	年龄							
X	<45	0.904 762(2)	0.543 920(1)	0.768 698(1)	0.581 392(5)	0.538 690(4)	0.319 962(4)	0.609 571(1)
	45≤X<60	0.876 847(3)	0.359 459(1)	0.751 061(1)	0.582 731(5)	0.581 683(2)	0.337 418(3)	0.581 533(2)
	X≥60	0.854 305(5)	0.153 938(5)	0.690 855(5)	0.627 147(1)	0.518 272(5)	0.342 928(2)	0.531 241(5)
生计策略	非农就业型	0.928(1)	0.316 040(2)	0.702 035(4)	0.668 807(1)	0.45(5)	0.532 145(1)	0.599 505(1)
	兼业型	0.827 586(5)	0.284 413(3)	0.745 896(2)	0.631 014(1)	0.585 561(1)	0.469 903(1)	0.590 729(1)
	务农型	0.855 856(5)	0.205 204(5)	0.638 861(5)	0.583 335(5)	0.484 091(5)	0.324 722(3)	0.515 345(5)
致贫原因	能力丧失型	0.882 353(2)	0.256 701(4)	0.731 788(2)	0.611 650(2)	0.546 229(3)	0.344 622(2)	0.562 224(3)
	负担加重型	0.961 538(1)	0.399 361(1)	0.746 959(1)	0.590 576(4)	0.612 745(1)	0.310 835(4)	0.603 669(1)
	要素短缺型	0.861 244(4)	0.292 697(2)	0.722 465(3)	0.586 531(4)	0.558 612(2)	0.322 302(4)	0.557 308(4)
	偶然冲击型	0.931 034(1)	0.335 347(1)	0.707 028(3)	0.617 842(2)	0.564 516(2)	0.352 284(2)	0.584 675(2)
脱贫途径	务工增收型	0.879 478(3)	0.314 684(2)	0.746 661(1)	0.604 271(3)	0.556 189(2)	0.295 589(5)	0.566 145(3)
	负担减轻型	0.855 978(4)	0.273 610(3)	0.715 744(3)	0.602 325(3)	0.554 891(3)	0.418 912(1)	0.570 243(3)
	产业发展型	0.856 540(4)	0.264 336(4)	0.703 553(4)	0.587 497(4)	0.554 622(3)	0.287 759(5)	0.542 384(5)

表 2 反映了不同类别脱贫户的平均生计水平分布情况。表中将不同脱贫户按 4 个维度,分别从 6 大生计资本与总生计资本进行分类评价。基于代表性原则,在脱贫户特征维度分为是否享受低保、性别以及年龄等三种情况;在生计策略维度分为务工型、兼业型和务农型等三种类别;在致贫原因维度分为能力丧失型、负担加重型、要素短缺型和偶然冲击型等四种类别;在脱贫途径维度分为务工型、负担减轻型和产业发展型等三种类别。为了评价各类脱贫户生计的可持续性,表 2 将脱贫户生计水平按五个级别转化为脆弱性程度,并在括号中进行了标注。根据可持续生计的基本内涵,生计水平越高,则脆弱性程度越低,生计可持续性越好。

根据表 2 的结果分析如下。从脱贫户主要特征看,低保户脆弱性程度高于非低保户,主要表现

在自然资本、物质资本和人力资本等方面；女性脱贫户脆弱性程度高于男性脱贫户，主要表现在自然资本、物质资本、人力资本和金融资本等方面；60 岁以上的老年脱贫户脆弱性程度高于相对年轻的脱贫户，主要表现在自然资本、物质资本、人力资本和社会资本等方面。从脱贫户生计策略看，务农型脱贫户脆弱性程度显著高于务工型和兼业型。在评价的六大生计指标中，务农型脱贫户均处于严格弱势地位。从致贫原因来看，要素短缺型脱贫户脆弱性程度最高，其次为能力丧失型，从而表明这两大原因仍是当前制约脱贫户可持续生计的主要方面。从脱贫途径看，产业发展型最为脆弱，这在一定程度上印证了王振振、巫林洁等的研究结论^[19-20]。该结果表明，与普遍认为务工增收和产业发展增收是摆脱贫困最主要途径的观点不同，当前脱贫户摆脱贫困的最主要途径来源于务工增收和负担减轻。从总体生计结果看，处于脱贫极端脆弱的情形包括三类别的脱贫户：一是 60 岁以上的脱贫户；二是务农型脱贫户；三是基于产业发展的脱贫户。由于后两者基本可以归为从事农业产业的脱贫户，同时也是要素短缺致贫型脱贫户，因此，可以认为，高龄和务农型两类脱贫户最为脆弱，其生计可持续性最差。

综合来看，45 岁以下的年轻脱贫户、务工型和兼业型脱贫户，以及负担加重型致贫的脱贫户生计脆弱性程度最低，生计可持续性最好。这三类脱贫户可以进一步归结为两种类型：一是生计能力强的脱贫户；二是存在显著谋生障碍的脱贫户。前者可以主要通过自身能力，在脱贫政策支持下很容易提高生计水平，并实现生计可持续性；后者则主要通过强大的脱贫保障政策（低保政策和“政府兜底”政策）来实现一个较高的生计水平以及持续性。因此，从脱贫途径上显示，前类脱贫户在务工增收方面效果突出，而后者则在社会保障政策方面效果突出。相反，对于生计能力较弱，其谋生障碍程度又无法达到政策重点保障标准的“两不靠”脱贫户，其生计脆弱性最高，可持续性最差。

三、制度性合作机制下脱贫户生计可持续性维护的政策效应分析

（一）模型选择与指标体系构建

在制度性合作机制下，各地按照“脱贫不脱帮扶，脱贫不脱政策”的原则持续为脱贫户提供帮扶，这是以现行主要脱贫政策对脱贫户生计可持续性的支持和维护具有积极效应为前提的。理论上，脱贫户生计可持续性维护的政策效应来自脱贫政策生计支持效应，因此，本部分将通过对后者的实证分析来讨论相关的政策效应。在精准扶贫脱贫过程中，尽管从不同部门推出的脱贫政策众多，但从促进生计角度，对脱贫户帮扶的现行政策主要可概括为务工增收、产业发展和社会保障三类。务工增收政策侧重提升脱贫户务工的机会，这既包括外地和本地务工机会，也包括城镇和农村务工机会；产业发展政策侧重促进贫困村产业发展，通过产业发展带动脱贫户收入增长。从产业涵盖的范围看，一、二、三产业均包括在内，但从调研地区对象看，主要体现在第一产业的农业方面；社会保障政策侧重促进贫困户的生计条件，以间接促进生计水平提升，具体包括农村基本公共设施和基本公共服务等。理论上，上述政策符合 Banerjee & Duflo 的“良好”政策标准^[12]，那么，执行情况如何呢？为此，本文构建如下基础计量模型展开实证分析：

$$LIVELIHOOD_t = \beta_1 + \beta_2 POLITY_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \mu_t \quad (1)$$

其中，*LIVELIHOOD* 表示可持续生计框架中包含的生计变量，包括自然资本（*CINAT*）、物质资本（*CPHY*）、人力资本（*CHUMAN*）、金融资本（*CFINA*）、社会资本（*CCOM*）和社区资本（*CSIC*）。*POLITY* 表示脱贫政策，即务工增收（*WORK*）、产业发展（*INDUST*）和社会保障（*AF-FORD*）等三种。*X* 表示一组控制变量，包括条件改善（*CONDIT*）、性别变量（*MALE*）和低保变量（*MINIL*）。 β_1 表示截距， β_2 、 β_3 是偏回归系数， μ_t 表示随机扰动项，*t* 表示第 *t* 个观察值。相关变

量的定义及统计特征见表 3。

表 3 主要变量及其统计特征

变量名称	变量定义	变量均值	变量标准差	变量中值
被解释变量				
CINAT	自然资本:由生计水平计算所得	0.868 824 532	0.337 592 158	1
CPHY	物质资本:由生计水平计算所得	0.722 712 751	0.241 536 096	0.878 910 391
CFINA	金融资本:由人均收入确定	9 401.036	5 563.569	8 244
CCOM	社会资本:按个人借款水平赋值	2.577 512 777	0.834 951	3.839 178
CSIC	社区资本:在家人口与户人口比	0.543 015 332	0.314 272 538	0.5
CHUMAN	人力资本:由生计水平计算所得	0.280 122 561	0.160 170 556	0.294 641 23
解释变量				
WORK	务工增收:工资性收入与总收入之比	0.527 987 771	0.335 929 733	0.597 499 505
INDUST	产业发展:经营性收入加上生产性补贴	8 721.988 514	10 128.648 47	6 743
AFFORD	社会保障:转移性收入扣除生产性补贴	44 735.407 17	66 367.178 67	17 780
控制变量				
CONDIT	公共条件:公共条件需要改进的表现	2.879 045 997	0.374 694 119	3
MALE	性别情况:1=男,0=女	0.865 417 376	0.341 277 22	1
MINIL	保障情况:1=低保护,0=非低保户	0.456 558 773	0.498 109 285	0

在表 3 的因变量数值确定中,除金融资本(CFINA)、社会资本(CCOM)和社区资本(CSIC)外,其他变量按相应的生计资本值确定。为避免回归中可能产生的内生性问题,对社会资本(CCOM)和社区资本(CSIC)两个变量进行数值替代。其中,社会资本由“脱贫户私人借款水平”赋值确定,具体做法是,按私人借款水平最大值与最小值之差,平均分成五个级别,对各脱贫户私人借款值分级赋值。由于部分脱贫户没有借款,很难反映出这部分人的社会资本水平,本文对其均取中值。社区资本则按“在家人口与户人口比”确定,以反映脱贫户利用社区公共产品或服务的机率。此外,考虑金融资本(CFINA)、产业发展(INDUST)、社会保障(AFFORD)三个变量绝对值较大,为避免对估计结果的影响,在回归分析中分别对其取对数;社会保障变量在解释变量中仅考察一般公共服务,而公共基础设施放在控制变量中加以考察。

(二)模型检验与结果分析

在模型(1)中,被解释变量由六种生计资本组成,解释变量主要涉及三类脱贫政策。在实践中,不同类型的脱贫户,其生计资本与脱贫政策的关系可能存在差异,因此,本部分按生计策略将脱贫户分为兼业型、务工型和务农型等三种类别,分别加以检验,检验结果见表 4。

在表 4 的六大生计指标中,由于自然资本在属性上与脱贫政策关系不大,予以列出,但不作考察,因而主要考察其他五大生计资本与脱贫政策的关系。从不同政策的生计效应看,其效应分布极不均衡。其中,务工增收政策对五大生计资本的效应均表现出显著性,且在物质资本、人力资本和金融资本方面对所有脱贫户均具有显著的积极影响,在社会资本方面对兼业型和务农型脱贫户具有显著积极影响,而在社区资本方面,则对兼业型和务工型脱贫户具有显著不利影响。基于后两种情况,本次调查显示,具备一定劳动能力且长期在外务工的脱贫户占比较大,留守农村的以老弱病残人员为主,留守脱贫户主要从事农业活动,并就近从事一些务工活动。因此,务工增收政策实际上促使长期在外务工的脱贫户在农村的社会关系趋于弱化,对社区的贡献也非常低,抑制作用明显;而留守脱贫户在务农基础上的就近务工活动实际上促进了其传统社会关系。此外,产业发展政策对不同类型脱贫户的金融资本均具有显著的促进作用,这与巫林洁、宁静等的研究结论基本一致^[20-21],但对其他生计资本的效应存在一定差异。其中,对兼业型脱贫户而言,产业发展政策对其

物质资本和社会资本具有显著促进作用,对务农型脱贫户而言,产业发展政策对其人力资本与社会资本具有显著促进作用。对于上述不同结果,显然与留守型脱贫户从事务农活动相关;对于社会保障政策,该政策则对各类脱贫户的所有生计资本的效应均不显著。

表 4 脱贫户生计资本的政策效应检验

被解释变量	CINAT			CPHY			CHUMAN		
	兼业型	务工型	务农型	兼业型	务工型	务农型	兼业型	务工型	务农型
WORK	-0.0437 (0.643)	-0.0015 (0.994)	0.0206 (0.865)	0.1054 (0.096)*	0.1342 (0.068)*	0.0178 (0.082)*	0.0534 (0.038)**	0.4133 (0.000)***	0.2307 (0.000)***
INDUST	-0.0231 (0.232)	-0.0544 (0.035)*	0.0357 (0.228)	0.0352 (0.007)***	-0.0134 (0.506)	-0.0421 (0.335)	-0.0036 (0.693)	0.00311 (0.821)	0.0228 (0.022)*
AFFORD	0.0006 (0.928)	0.0278 (0.070)	0.0092 (0.693)	-0.0021 (0.640)	-0.0213 (0.080)	0.0021 (0.892)	-0.0018 (0.577)	0.0068 (0.412)	0.0113 (0.145)
CONDIT	0.0481 (0.422)	-0.0932 (0.195)	-0.0670 (0.319)	-0.0864 (0.983)	0.0602 (0.291)	-0.0049 (0.913)	0.0020 (0.944)	-0.0288 (0.456)	-0.0340 (0.130)
MALE	-0.0658 (0.214)	0.0985 (0.266)	-0.0672 (0.596)	0.0037 (0.915)	0.1040 (0.142)	-0.0216 (0.799)	-0.0421 (0.098)	-0.0198 (0.677)	0.0203 (0.631)
MINIL	0.0530 (0.238)	0.0211 (0.771)	-0.0251 (0.719)	0.0036 (0.902)	0.1113 (0.058)	-0.0769 (0.101)	-0.0116 (0.589)	0.0777 (0.050)	0.0372 (0.110)
adj.R ²	-0.001	0.065	-0.017	0.01	0.056	0.01	0.005	0.189	0.204
F	0.93	2.05	0.58	1.47	1.89	1.25	1.22	4.52	7.55
被解释变量	CFINA			CCOM			CSIC		
	兼业型	务工型	务农型	兼业型	务工型	务农型	兼业型	务工型	务农型
WORK	0.9361 (0.000)***	1.1134 (0.001)***	0.3860 (0.001)***	0.2142 (0.013)**	-0.1441 (0.492)	0.3432 (0.001)***	-0.1384 (0.063)*	-0.3140 (0.095)*	-0.0559 (0.363)
INDUST	0.1580 (0.000)***	0.1021 (0.023)**	0.1594 (0.000)***	0.0348 (0.048)**	0.0256 (0.368)	0.0591 (0.014)**	0.0011 (0.942)	0.0007 (0.985)	-0.0181 (0.228)
AFFORD	0.0064 (0.425)	0.0461 (0.082)	0.0430 (0.061)	0.0164 (0.110)	0.0262 (0.126)	0.0218 (0.244)	-0.0033 (0.544)	-0.0080 (0.740)	-0.0089 (0.450)
CONDIT	-0.0173 (0.802)	-0.0813 (0.512)	-0.0280 (0.671)	0.0751 (0.167)	-0.2001 (0.014)*	0.0249 (0.644)	0.0478 (0.309)	0.1801 (0.117)	0.0144 (0.673)
MALE	0.0169 (0.782)	0.1911 (0.213)	-0.2021 (0.106)	-0.0245 (0.610)	-0.0157 (0.874)	-0.0207 (0.838)	0.0036 (0.930)	0.1291 (0.359)	-0.0107 (0.868)
MINIL	0.0917 (0.077)	0.0677 (0.590)	-0.0184 (0.787)	0.0687 (0.093)	-0.1233 (0.131)	0.0509 (0.362)	0.0011 (0.975)	0.1096 (0.348)	-0.0115 (0.745)
adj.R ²	0.25	0.149	0.235	0.043	0.094	0.087	-0.002	0.044	-0.018
F	16.5	3.05	8.84	3.06	2.57	3.44	0.9	1.69	0.55

注：“*”、“**”、“***”分别表示变量在 10%、5%和 1%显著水平下显著

从不同生计资本的政策效应看,同一政策在不同类型脱贫户间存在明显差异。对于物质资本而言,三类脱贫户通过务工增收政策均可显著促进家庭物质资本的增长,但务工型和兼业型脱贫户的务工生计贡献度明显高于务农型脱贫户。对于人力资本而言,务工政策对兼业型脱贫户生计贡献度明显高于务工型和务农型脱贫户。对于金融资本而言,三类脱贫户均能通过务工增收政策和产业发展政策显著促进家庭金融资本积累,但务工型在这两种政策下的生计贡献明显高于兼业型和务农型脱贫户。对于社会资本而言,务工增收政策和产业发展政策对务农型脱贫户的效应要明显高于兼业型,这进一步印证了前述务农活动和就近务工活动更能保持或强化传统社会关系的结论;对于社区资本而言,务工增收政策对务工型脱贫户的抑制作用要显著高于兼业型脱贫户,这也进一步印证了长期在外务工对社区资本的不利影响。

以上结果表明,无论是基于传统 SLA 框架,还是基于本文改进后的 SLA 框架,现有务工增收政策和产业发展政策的生计提升效应并未得到完全证实,而社会保障政策的生计提升效应则完全

不显著。总体来看,务工增收政策常常作为脱贫户提高生计水平的首选,确实有助于提升脱贫户物质资本、金融资本和人力资本,以及兼业型和务农型脱贫户社会资本的积累。然而,该政策同时也加剧了脱贫户长期外出务工对其社区资本的抑制作用,至今并未引起社会广泛重视;对于社会普遍重视的产业发展政策,其共性的积极贡献表现在金融资本方面,同时对留守型脱贫户(包括兼业型和务农型脱贫户)在物质资本、人力资本和社会资本也具有积极影响。从务工增收和产业发展政策对不同类型脱贫户生计资本的积极影响看,两大政策对务工型脱贫户的生计效应是最好的。

四、研究结论与政策建议

本文基于 2017 年秦巴山区大规模入户调查数据和改进 SLA 框架后所形成的新指标体系,利用熵权 TOPSIS 方法,对制度性合作机制下脱贫户生计资本进行了测算,并对脱贫户生计可持续性进行了评价,以此为基础,进一步对务工增收、产业发展和社会保障等现行主要脱贫政策对维护脱贫户生计可持续的效应进行了实证检验。得到的研究结论如下:

第一,从脱贫户生计特征看,务农型和 60 岁以上的高龄型脱贫户生计脆弱性最高,生计可持续性最差;而务工型和兼业型、负担加重致贫型和 45 岁以下年轻的脱贫户生计脆弱性最低,生计可持续性最好。

第二,从脱贫户能力和保障水平看,生计能力较弱,且谋生障碍程度又无法达到政策重点保障标准的“两不靠”脱贫户,其生计脆弱性最高,可持续性最差;而自身能力强的脱贫户,或自身能力脆弱特征显著,且得到政策特殊保障的脱贫户容易在现行脱贫政策中实现生计可持续性,返贫风险较低。

第三,从脱贫政策的生计效应看,对各类脱贫户而言,务工增收政策对其物质、人力和金融等生计资本具有显著积极作用,产业发展政策对其金融资本具有显著积极作用,而社会保障政策则对其各项生计资本的影响均不显著;此外,对务工型脱贫户而言,务工增收政策对其社区资本具有显著的抑制作用;对兼业型和务农型脱贫而言,务工增收政策对其物质资本、人力资本和社会资本具有显著积极作用。在政策效应的积极表现方面,对务工型脱贫户的政策效应要明显好于兼业型和务农型脱贫户。

基于以上结论,本文提出如下政策建议:

一是在精准扶贫与乡村振兴的转换衔接时期,应当对贫困脆弱地区以及脆弱性脱贫户保留有效的帮扶政策,并对这些政策进行系统优化,避免政策退出的“一刀切”。对于脆弱性地区,应当进一步强化外出务工增收政策的运用,并强化社会保障政策的兜底作用;对于自身能力脆弱型脱贫户,应当着重强化社会保障政策的运用。

二是要加强务工增收政策与产业发展政策的协调。对于产业发展条件较好的地区,要强化对脱贫户受益面大、受益水平高、发展前景好的乡村支柱产业的培育与支持,为脱贫户提供更多就近务工的机会;同时,鼓励脱贫户将其经济活动与扶贫产业对接,促使其收入来源多元化和收入水平最大化。对于产业发展条件较差的地区,要强化与产业发展条件较好地区(尤其是城镇地区)的合作,以劳务输出方式获得其他地区产业发展的益处。

三是要重点发挥农村社区在针对脱贫户务工增收、产业发展和社会保障政策实施中的组织与协调作用,强化其在“后扶贫时期”对脱贫户的公共服务能力,紧密脱贫户与农村社区的依存关系。一方面,要进一步实施乡村人才振兴战略,将政府能够掌握和动员的相关人才资源制度化配送到农村社区,强化人才扶贫工程;另一方面,完善农村社区管理和服务功能,使农村社区成为实施脱贫户后续跟踪和服务的实体单位,并将社区扶贫绩效与干部考核绩效进行紧密挂钩;最后,要理顺各类帮扶主体与农村社区的关系,让农村社区充分发挥对脱贫户生计支持的纽带作用。

四是要突破农业作为扶贫产业支柱的不利性,使产业扶贫项目向跨产业、跨区域融合的扶贫产业链转变,通过建立城乡产业融合扶贫链,来实现长效可持续扶贫。为此,一方面要充分挖掘本地致富能人或优秀扶贫干部,发挥其在扶贫产业发展中的引领作用;另一方面,要充分促进城乡部门之间的扶贫合作,关键是将扶贫产业植入到可合作的产业链中,实现可持续的产业扶贫;最后,地方政府要在扶贫产业转型发展中对脱贫户提供培训支持,提高脱贫户的生计策略意识与能力。

五是要重点针对“两不靠”脱贫户建立生计水平与返贫风险的持续监测体系,并实施分类帮扶策略。对于务农型“两不靠”脱贫户,要针对性地强化兼业或务工的培训和指导;对于高龄型“两不靠”脱贫户,要在强化生计监测的基础上,适时纳入社会保障政策支持体系。

参考文献:

- [1] 刘建生,陈鑫,曹佳慧. 产业精准扶贫作用机制研究[J]. 中国人口·资源与环境,2017(6):127-135.
- [2] 阿马蒂亚·森. 以自由看待发展[M]. 任贇,于真,译. 北京:中国人民大学出版社,2012:85-100.
- [3] CHAMBERS R, CONWAY G. Sustainable rural livelihoods: practical concepts for the 21st century[C]//IDS Discussion. Brighton: Institute of Development Studies, 1991:296.
- [4] MARTHA G. ROBERTS, 杨国安. 可持续发展研究方法国际进展——脆弱性分析方法与可持续生计方法比较[J]. 地理科学进展, 2003(1):11-21.
- [5] FRANK E, MILTON K. Alfred nyasulu, livelihoods and rural poverty reduction in malawi[J]. World development, 2003, 31(9): 1495 - 1510.
- [6] FRED M. Transient rural livelihoods and poverty in Ghana[J]. Journal of rural studies, 2015(40): 102-110.
- [7] 唐丽霞,李小云,左停. 社会排斥、脆弱性和可持续生计:贫困的三种分析框架及比较[J]. 贵州社会科学, 2010(12):4-10.
- [8] 杨文,孙蚌珠,王学龙. 中国农村家庭脆弱性的测量与分解[J]. 经济研究, 2012(4):40-51.
- [9] 苏芳. 可持续生计:理论、方法与应用[M]. 北京:中国社会科学出版社, 2015:14-23.
- [10] 孙哈霖,刘新智,张鹏瑶. 贫困地区精准脱贫户生计可持续及其动态风险研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(2):145-155.
- [11] LI E, DENG Q Q, ZHOU Y. Livelihood resilience and the generative mechanism of rural households out of poverty: An empirical analysis from Lankao County, Henan Province, China[J/OL]. Journal of rural studies, [2019-01-23]. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2019.01.005>.
- [12] 阿比吉特·班纳吉,埃斯特·迪弗洛. 贫穷的本质:我们为什么摆脱不了贫穷[M]. 景芳,译. 北京:中信出版社, 2018:259-291.
- [13] 刘金新. 脱贫脆弱户可持续生计研究[D]. 中共中央党校, 2018:49-73.
- [14] 李裕瑞,曹智,郑小玉,等. 我国实施精准扶贫的区域模式与可持续途径[J]. 中国科学院院刊, 2016(3):279-288.
- [15] 王佳宁,史志乐. 贫困退出机制的总体框架及其指标体系[J]. 改革, 2017(1):119-131.
- [16] 陈小燕. 多元耦合:乡村振兴语境下的精准扶贫路径[J]. 贵州社会科学, 2019(3):155-159.
- [17] 熊兴,余兴厚,黄玲. 乡村振兴战略视域下农村公共产品减贫效应的结构性分析[J]. 统计与信息论坛, 2019(3):76-85.
- [18] 王伟. 乡村振兴视角下农村精准扶贫的产业路径创新[J]. 重庆社会科学, 2019(1):27-34.
- [19] 王振振,王立剑. 精准扶贫可以提升农村贫困户可持续生计吗? ——基于陕西省 70 个县(区)的调查[J]. 农业经济问题, 2019(4):71-87.
- [20] 巫林洁,刘滨,唐云平. 产业扶贫对贫困户收入的影响——基于江西省 1047 户数据[J]. 调研世界, 2019(10):16-20.
- [21] 宁静,殷浩栋,汪三贵,等. 产业扶贫对农户收入的影响机制及效果——基于乌蒙山和六盘山片区产业扶贫试点项目的准实验研究[J]. 中南财经政法大学学报, 2019(4):58-66.

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>