

生计能力对农户持续性贫困门槛值的影响

胡 伦,陆 迁

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)



摘 要 农户生计能力存量的积累由量变达到质变的关键因素在于寻找生计能力临界点,即农户生计能力积累需要达到一定存量才能促进农户摆脱持续性贫困束缚,由此对应出现“高能、低贫”与“低能、高贫”两种匹配结果。利用陕西省贫困地区微观数据,考察生计能力对农户持续性贫困门槛值的影响。结果发现:在不同的门槛值下,生计能力总指数和各个维度与农户持续性贫困之间存在显著的非线性关系,即存在明显的“门槛效应”。通过门槛回归检验,社会资本、金融资本、人力资本、物质资本和自然资本与农户贫困持续性的门槛值为 0.696、0.763、0.808、0.611 和 0.235,生计能力与农户贫困持续性的门槛值为 0.622。当农户生计能力存量跨过一定“门槛”值后,生计能力才会显著的降低农户持续性贫困时间,生计能力对农户持续性贫困产生显著的负向影响逐渐增强。此外,社会资本、金融资本、人力资本和物质资本相互作用才能跨过门槛值显著降低农户持续性贫困时间。

关键词 生计能力;持续性贫困;门槛值;门槛回归;精准脱贫

中图分类号:F 113.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2019)05-0078-10

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2019.05.010

继国务院公布《中国农村扶贫开发纲要(2011—2020)》之后,我国 14 个集中连片特困区扶贫工作取得了较大成就,贫困发生率和贫困人口规模显著下降。集中连片特困区农村贫困发生率从 2012 年的 24.4% 下降到 2018 年的 1.7%,年均下降 3.78%,农村贫困人口由 2012 年的 5 067 万人减少到 2018 年的 1 660 万人,下降幅度为 67.24%^[1]。与此同时,农村扶贫工作面临新问题:虽然暂时性及绝对贫困家庭数量快速下降,但暂时脱贫人群中存在人力资本发育缓慢、生活环境恶劣、固定资产缺乏及生计脆弱性等问题,这些问题的产生容易促使经济基础较差农村家庭的贫困从时间和空间维度得以继续隐形传递和发展。因此,脱贫者或处在贫困线边缘人群持续性贫困趋势逐渐凸显。

为破解农户贫困返贫率居高不下问题,已有的研究主要关注个体特征(如家庭人口规模、健康状况、赡养负担、信贷获取能力等)、外部宏观环境(自然资源禀赋、干旱威胁、农业政策等)、社会因素(收入不平等、社会地位等、地理环境)对贫困持续性影响^[2-11],但学术界并未从生计能力视角研究其对持续性贫困影响。

实际上,可持续生计能力存量大小也是影响农户贫困时间延续与否的另一重要因素。1995 年《哥本哈根宣言》指出可持续生计能力是农户利用土地、劳动和资本等生产要素实现生活可延续性、生活状况的持续改善性和融合性。后来英国国际发展部(DFID)提出生计能力的一套可行性分析框架并嵌入到贫困经济学研究范式中^[12]。而目前学术界就可持续生计能力与农户持续性贫困之间的关系尚未取得一致看法,大致可分为三种主要观点:一是生计能力与农户持续性贫困之间是线性且负向相关关系。农户自身固有能力和工具型能力(如收入、教育、健康、人权和公民权利等)相对较缺乏,大部分支出或收入或消费水平处在贫困线上下波动状态。经济脆弱性特质延长了农户贫困持续的时

收稿日期:2019-04-05

基金项目:陕西省软科学研究计划一般项目“基于产业示范站平台的科技扶贫创新及减贫效应研究”(2019KRM066);西北农林科技大学西部发展研究院项目“秦巴山区农户脆弱性与动态贫困治理研究”(2016XBYD003)。

作者简介:胡 伦(1989-),女,博士;研究方向:贫困经济与反贫困。

间,而农户通过生计能力积累优化生计策略选择可有效减少贫困周期波动不确定性。生计能力具有较高稳定性和结构的固定性路径,能够降低持续贫困时间延长时率及阻断贫困代际传递的延续性^[13-15]。因此,生计能力能够缩短农户持续性贫困的时间。二是生计能力与农户持续性贫困之间是线性且正向相关关系。生计能力的存量断裂性和资源依赖性强化了贫困陷阱发生机制,引发了农户再次陷贫的可能性,长期贫困得不到有效消除。三是生计能力与农户持续性贫困的关系是非线性且存在“门槛”值贫困群体效应^[16]。一方面,一个较低生计能力存量可能表明基本生存需求的物质资源被剥夺,会加剧贫困的传递性、动态性和反复性。另一方面,丰富的生计能力禀赋也可能意味着个人处于“高水平均衡”生存水平,容易形成“高生产率—高产出一高投入”良性循环,积极推动农户跳出长期贫困束缚。刘彬彬等研究发现作为生计能力表征要素之一的社会资本与贫困地区农户收入存在非线性的关系^[17]。车四方等也得到生计能力表征要素的社会资本与农户多维贫困存在一定门槛效应的结论^[18]。实质上本文从生计能力的视角考察持续性贫困门槛值临界效应的逻辑起点在于农户低生计能力与高生计能力之间有一个关键的“临界点”,当初始生计能力积累低于该“阈值”时,贫困农户生计能力难以积累,无法达到该“阈值”实现脱贫。当农户在有利外部条件支持下,在初始生计能力经过一段时间积累后超过该“阈值”,缩短持续性贫困时间,福利状况变好。

“自我发展能力整合”作为农村反贫困制度的创新举措是决胜全面建成小康社会的关键因素,也是阿马蒂亚·森能力贫困提出并消除贫困的本质体现,而生计能力作为“自我发展能力”外在表现,其在农户持续贫困生成及脱贫过程中发挥重要的作用。那么,生计能力如何对农户持续性贫困产生影响?生计能力水平和结构与农户持续性贫困是否存在门槛值效应?这些问题的解决,对于推进现阶段精准扶贫政策、如期实现2020年全面脱贫攻坚目标和拓展贫困经济学研究视角具有重要现实意义和理论意义。

基于此,本文以陕西省集中连片特困地区微观农户调研数据为例,实证检验生计能力与农户持续性贫困之间的非线性关系。与以往研究相比,本研究的侧重点在于:首先,根据英国国际发展部(DFID)和Chambers等提出的生计能力概念将生计能力划分为金融资本、社会资本、物质资本、人力资本、自然资本五个维度^[12,19],利用客观变异系数分析方法和主观特尔斐法权重赋值方法测度农户生计能力水平和各个维度特征;其次,使用Hansen提出门槛回归模型寻找生计能力总水平及各维度与农户持续性贫困之间的门槛值^[20];最后,在此基础上,进一步探讨生计能力水平和结构对农户持续性贫困影响出现阶段性的差异特征,可能相对出现“高能、低贫”与“低能、高贫”两种结果。

一、生计能力对农户持续性贫困影响理论框架构建

1. 模型构建

英国国际发展部(DFID)为研究生计能力提出了一套可行性分析框架,且可持续生计能力分析框架包括人力资本、金融资本、社会资本、物质资本、自然资本五大类。可持续生计能力主要目的是分析农户受良好的政策支持和外部特征等因素影响,其自身如何利用拥有的资产、权利和可能的生计策略增加生计能力水平,最终达到脱贫目的。该框架能够较好地反映生计能力水平大小与脱贫和陷贫之间关系。因此,注重将可持续生计能力与持续性贫困结合起来能较好解决农户致贫的问题。

鉴于此,构建农户生计能力的理论模型为: $SL = E \cdot f(H, F, S, P, N) = E \cdot H^{\alpha} F^{\beta} S^{\gamma} P^{\delta} N^{\eta}$,其中 E 、 H 、 F 、 S 、 P 、 N 分别表示外部因素(例如配套政策扶持措施的产业扶贫等外部特征)、人力资本、金融资本、社会资本、物质资本、自然资本。为了从数理上推导生计能力对农户持续性贫困影响的机理,本文构建如下两期生计能力水平变化模型,试图解释农户受外部因素影响生计能力存量提升与持续贫困之间的门槛值:第一阶段,农户初始阶段生计能力水平受到5种资本影响,但5种资本的发展并不均衡,当某种资本较为弱化时,贫困户考虑选择利用最突出的资本弥补此资本发展不足,无论如何5种生计资本相互作用促使贫困户生计能力水平达到均衡状态,假设这一时期贫困户处于较低水平生计能力阶段,初始阶段生计能力水平为 SL_1 ;第二阶段,农户为了摆脱贫困,改善生活,在外部因

素扶持下,决定是否提升初始生计能力以摆脱贫困束缚,并将总时间在 5 种生计资本中重新分配。因此,农户从实际消费支出与生计能力水平提升中获得效用,假设农户的效用函数为:

$$U = u(C_1, SL_1) + \beta u(C_2, SL_2) \quad (1)$$

式(1)中, C_1 表示第 t 期消费支出, SL_1 和 SL_2 分别代表农户第一期和第二期生计能力水平存量, β 为在外部扶持下的贴现系数,本文假设农户效用函数可简化为式(2):

$$U = aC_1 + v(SL_1) + \beta \cdot [aC_2 + v(SL_2)] \quad (2)$$

接下来以式(2)显示的简化效用函数形式为基础进行分析。假设在第一阶段开始时农户生计能力存量为 SL_1 给定,第二阶段的生计能力存量 SL_2 是在初始生计能力基础上提升而成,定义为初始生计能力与后期积累生计能力水平之和,如式(3):

$$SL_2 = (1 + \delta)SL_1 \quad (3)$$

根据已有研究做法^[21]建立农户生计能力的生产函数形式:

$$Y = A \cdot E^n \cdot f(H, F, S, P, N)^m \quad (4)$$

式(4)中, $n, m \in (0, 1)$; E 为外部政策扶持,在本文中为常数不变的定值; $f(H, F, S, P, N)$ 表示农户自身的人力资本、金融资本、社会资本、物质资本、自然资本的函数集合。

那么式(4)可简化成:

$$Y = A \cdot SL^m = A \cdot f(H^\theta, F^\mu, S^\varphi, P^\omega, N^\gamma)^m \quad (5)$$

借鉴袁梁等^[21]的假定及洪炜杰等^[22]思想,假定生计能力各个维度通过倍化人力资本、金融资本、社会资本、物质资本、自然资本参与生产活动,即有:

$$H = SL^\theta H_0 \quad (6)$$

$$F = SL^\mu F_0 \quad (7)$$

$$S = SL^\varphi S_0 \quad (8)$$

$$P = SL^\omega P_0 \quad (9)$$

$$N = SL^\gamma N_0 \quad (10)$$

式(6)~(10)中, $\theta, \mu, \varphi, \omega, \gamma$ 均大于 1, H_0, F_0, S_0, P_0, N_0 分别为农户人力资本、金融资本、社会资本、物质资本和自然资本五种要素,将式(6)~(10)代入到式(5)中得到:

$$Y = A \cdot f[(SL^\theta H_0)^\theta (SL^\mu F_0)^\mu (SL^\varphi S_0)^\varphi (SL^\omega P_0)^\omega (SL^\gamma N_0)^\gamma]^m \quad (11)$$

令 $B = AH_0^\theta F_0^\mu S_0^\varphi P_0^\omega N_0^\gamma$, $\alpha = (\theta\theta + \mu\mu + \varphi\varphi + \omega\omega + \gamma\gamma)m$, 并假定农户产出即为农户经济状况改善,远远高于贫困线,则由式(11)得到生计能力的积累收益方程为:

$$y = BSL^\alpha \quad (12)$$

式(12)中, α 为度量农户生计能力的经济改善倍增效应,且 $\alpha \geq 1$ 。

鉴于此,农户个体在第二阶段考虑进行生计能力投资,其面临的决策问题如下:

$$\text{Max} E(U) = aC_1 + bSL_1^\epsilon + \beta \cdot (aC_2 + bSL_2^\epsilon) \quad (13)$$

$$s.t. \quad SL_2 = (1 + \delta)SL_1 \quad (14)$$

在式(13)和式(14)的基础上构建拉格朗日函数:

$$R = aC_1 + bSL_1^\epsilon + \beta \cdot (aC_2 + bSL_2^\epsilon) + \lambda [SL_2 - (1 + \delta)SL_1] \quad (15)$$

其一阶条件为:

$$\frac{\partial R}{\partial SL_1} = b\epsilon SL_1^{\epsilon-1} - \lambda(1 + \delta) = 0 \quad (16)$$

$$\frac{\partial R}{\partial SL_2} = \beta b SL_2^{\epsilon-1} + \lambda = 0 \quad (17)$$

$$\frac{\partial R}{\partial \lambda} = SL_2 - (1 + \delta)SL_1 = 0 \quad (18)$$

由式(16)~(18)可以得到农户第二阶段最优生计能力积累存量均衡点:

$$SL_2^* = \left(-\frac{1}{\beta}\right)^\epsilon SL_1 \tag{19}$$

根据式(16)可知,假设第一阶段生计能力二阶导是:

$$\frac{\partial^2 R}{\partial SL_1^2} = b\epsilon(\epsilon - 1)SL_1^{\epsilon-2} > 0 \tag{20}$$

根据式(17)可知,假设第二阶段农户生计能力二阶导是:

$$\frac{\partial^2 R}{\partial SL_2^2} = \beta b(\epsilon - 1)SL_2^{\epsilon-2} < 0 \tag{21}$$

2.假说推演

由式(20)可知,第一阶段农户生计能力边际收益随着生计能力水平积累的增加而增加,从式(21)可知,第二阶段农户生计能力边际收益随着生计能力水平积累的增加而减少,根据上述不同时期生计能力变化的规律,绘制出第一阶段由左下向右上倾斜的生计能力积累的边际收益曲线,以及第二阶段由左上向右下倾斜的生计能力积累的边际收益曲线。见图 1,假定农户生计能力不同时期的增长率为 g^* ,农户不同时期的努力程度为 $e^* = SL_2^* = \left(-\frac{1}{\beta}\right)^\epsilon SL_1$ 。

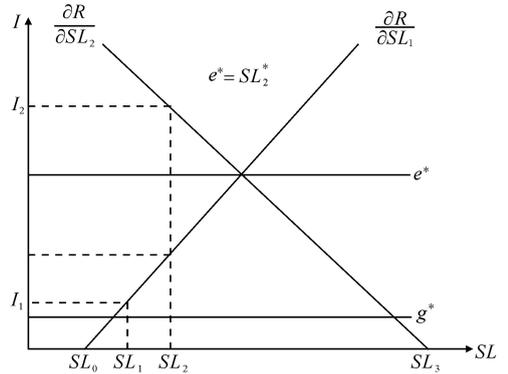


图 1 生计能力与农户贫困门槛值关系

从图 1 可知,初始状态下,农户拥有的生计能力水平为 SL_1 ,由于农户生计能力增长率 g^* 高于初始生计能力产出边际收益 $\frac{\partial R}{\partial SL_1}$,因此农户初期目标主要是提升生计能力存量,在 (SL_1, SL_2) 内,由于农户在此阶段生计能力边际收益 $\frac{\partial R}{\partial SL_2}$ 高于生计能力增长率 g^* ,使得农户生计能力积累的激励增强,因此尽管农户生计能力边际收益高于生计能力增长率,但并没有超过第二阶段稳态均衡点 e^* ,其结果是:农户选择积累生计能力与获取收益之间无关联性结果,即生计能力积累并不会促进农户收入增加,更不会促进农户跳出持续贫困状态。

当农户生计能力存量增加到 SL_2 时,农户生计能力边际产出收益为 $\frac{\partial R}{\partial SL_2}$,不仅大于生计能力增长率 g^* ,而且大于农户第二阶段稳态均衡点 e^* ,此时农户基于收益最大化会选择继续努力提升生计能力水平,从而会出现生计能力水平提升与贫困持续时间缩短相关性的结果,即生计能力水平提升会促进农户产出增长、收入增加以及可能跳出贫困持续性状态。

从上述生计能力水平存量增加对农户可能产生持续性贫困关系可知,生计能力水平提升并不一定促进农户收入增加达到脱贫目的,生计能力水平提升对农户持续性贫困存在阶段性的差异性特征。在农户生计能力提升过程中,如果农户生计能力水平提升存量小于一定值时,生计能力水平提升不会促进农户收益增加,也不会促进农户跳出持续性贫困状态,但当农户生计能力水平提升存量超过一定值时,生计能力水平提升会促进农户跳出持续性贫困状态。由此提出研究假说:生计能力水平存量大小对农户持续性贫困的影响存在门槛效应。

二、生计能力指标测度、变量说明与描述性统计

1.生计能力指标测度

为提高农户生计能力测度的精准性,本文采用主客观相结合的方法确定农户生计能力指标权重,并用客观权重对主观权重进行修正。蔡银莺等和丁士军等指出使用两种方法既能尊重数据的客观变化,又能将不同区域的实际情况和农户个人特征等因素考虑在内,从而使求得权重的值更为真实有

效^[23-24]。首先,运用特尔斐法(专家打分+经典文献)求得生计能力各个指标的主观权重,因此本文邀请了农业经济领域比较权威的专家进行打分,每名专家在打分之前对研究区域和农户个体特征的指标都有一定的了解;其次,采用变异系数法求得指标权重的客观权重;最后,以主观权重和客观权重的平均值作为农户生计能力的最终权重。对农户人力资本、金融资本、社会资本、物质资本和自然资本的主观和客观权重赋值(如表 1 所示)。

表 1 农户生计能力指标体系构建

指标	变量	赋值	主观权重	客观权重	最终权重
人力资本	家庭整体劳动能力	家庭中大于 18 岁小于 60 岁成年人劳动力总数量	0.300	0.028	0.164
	户主受教育程度	家庭户主实际受教育年限	0.220	0.038	0.129
	劳动力参加培训	家庭劳动力每年接受技术培训的次数	0.215	0.026	0.121
	家庭身体健康状况	非常差=1;比较差=2;一般=3;健康=4;非常健康=5	0.265	0.042	0.154
金融资本	家庭存款金额/元	[0,2 000]=1; (2 000,5 000]=2; (5 000,8 000]=3; (8 000,11 000]=4; (11 000,+∞)=5	0.315	0.026	0.171
	正规金融借款/元	[0,5 000]=1; (5 000,10 000]=2; (10 000,15 000]=3; (15 000,20 000]=4; (20 000,+∞)=5	0.200	0.098	0.149
	非正规金融借款/元	[0,5 000]=1; (5 000,10 000]=2; (10 000,15 000]=3; (15 000,20 000]=4; (20 000,+∞)=5	0.200	0.142	0.171
	每年政府发放补贴	非常不满意=1;比较不满意=2;一般=3;满意=4;非常满意=5	0.285	0.041	0.163
社会资本	人情礼品支出/元	2015 年农户家庭人情礼品支出总金额	0.300	0.086	0.193
	与亲朋好友关系	非常不紧密=1;比较不紧密=2;一般=3;紧密=4;非常紧密=5	0.200	0.022	0.111
	与村干部关系	非常不紧密=1;比较不紧密=2;一般=3;紧密=4;非常紧密=5	0.200	0.044	0.122
	参与公共事务	从不参与=1;偶尔参与=2;一般=3;经常参与=4;频繁参与=5	0.200	0.022	0.111
物质资本	农业生产机械价值/元	农户购买拖拉机、农用机械(包括插秧机、水泵、旋耕机、脱粒机、柴油机、收割机、播种机、微耕机等)价值	0.415	0.044	0.230
	家庭耐用消费品	家庭耐用电器(如微波炉、冰箱、洗衣机、电视机、饮水机、电池炉等)的种数	0.280	0.054	0.167
	家庭拥有房间	农户家庭现在拥有房间的数量	0.305	0.042	0.174
自然资本	耕种土地面积/亩	家庭实际拥有耕种土地面积总数	0.265	0.049	0.157
	耕种土地块数	农户家庭人均拥有耕种土地块数	0.235	0.059	0.147
	拥有林地面积/亩	农户家庭实际拥有林地面积总数	0.250	0.074	0.162
	林地面积质量优劣	农户对林地面积质量的评价,非常不好=1;比较不好=2;一般=3;比较好=4;非常好=5	0.250	0.063	0.157

注:根据调查数据整理得到。

2. 变量说明及描述性统计

本文研究数据来自西北农林科技大学西部研究发展中心“农户动态贫困及脆弱性治理”课题组 2016 年对陕西省贫困县农户的入户调查,共发放问卷 800 份,获得有效问卷 794 份,删去含缺失值的非持续贫困户样本 59 份,得到持续性贫困真实有效样本为 735 份,持续性贫困有效样本率为 91.88%,具体其他变量见表 2。

农户持续性贫困指标测度。国外学者 Duclos 有效区分了农户短期贫困和长期贫困的概念^[25],同时,国内学者何晓琦进一步拓展了 Duclos 的长期贫困(持续性贫困)概念,指出持续性贫困是个体经历贫困时间,通常是农户历经 5 年或者 5 年以上的能力剥夺^[26]。因此,贫困经历时间是衡量农户贫困持续与否的主要指标。本文根据样本数据特点,设置农户持续性贫困为被解释变量,用农户贫困经历的时间表述,具体指农户近五年来经济状况陷入困境的时间。

表 2 调查地区农户生计能力及其他变量描述性统计

变量	具体描述	均值	标准差
农户持续性贫困	近 5 年贫困持续时间,经历 1 年=1;经历 2 年=2;经历 3 年=3;经历 4 年=4;经历 5 年及以上=5	2.730	2.187
总生计能力	加权计算得到生计能力综合指数,具体数值见表 1	0.513	0.084
金融资本	经过计算整理得到,具体数值见表 1	0.523	0.142
人力资本	经过计算整理得到,具体数值见表 1	0.525	0.142
社会资本	经过计算整理得到,具体数值见表 1	0.691	0.069
物质资本	经过计算整理得到,具体数值见表 1	0.581	0.062
自然资本	经过计算整理得到,具体数值见表 1	0.591	0.316
年龄	受访者实际年龄	53.111	10.427
教育负担	2015 年家里上学小孩每年教育支出负担程度;负担非常轻=1;负担比较轻=2;一般=3;比较重=4;负担非常重=5	2.997	1.140
人均纯收入/元	2015 年人均纯收入	7 901.427	7 026.627
与集市距离/千米	到本村最近的集市距离	6.401	5.256
自然灾害	近 3 年自然灾害严重程度,非常不严重=1;比较不严重=2;一般=3;比较严重=4;非常严重=5	3.079	1.219
精准识别程度	农户对精准扶贫政策识别的认知程度,非常不精准=1;不精准=2;一般=3;比较精准=4;非常精准=5	3.590	1.207
精准退出程度	农户对精准扶贫政策退出的认知程度,非常不精准=1;比较不精准=2;一般=3;比较精准=4;非常精准=5	1.348	0.540
陷贫程度	农户对自身贫困状况进行评价,非常不严重=1;比较不严重=2;一般=3;严重=4;非常严重=5	3.000	1.203

三、生计能力对持续性贫困影响的门槛回归检验

1. 门槛模型介绍

门槛回归模型能够较好地分析生计能力对农户持续性贫困的门槛效应。门槛模型进一步扩展 TAR 模型,以便更好地使其用于截面数据进行门槛值的检验^[27],建立门槛回归模型如下:

$$\begin{cases} y_i = \theta_1 x_i + \epsilon_i, q_i \leq \gamma \\ y_i = \theta_2 x_i + \epsilon_i, q_i > \gamma \end{cases} \quad (22)$$

式(22)中, y_i 是因变量,表示农户持续性贫困时间, x_i 是自变量, q_i 是门槛值, γ 是门槛变量的结构变化特点。如果原假设 $H_0: \theta_1 = \theta_2$ 成立,则说明不存在门槛效用,否则反之。Hansen 通过“自抽样法”(Bootstrap)获取 bootstrap P 值来进行门槛效应的假设检验^[19]。确定了门槛变量的情况下,置信区间显著性水平可通过似然比 LR 检验零假设 $H_0: \gamma = \hat{\gamma}$ (1%显著性水平下临界值为 10.59,5%显著性水平下临界值为 7.35,10%显著性水平下临界值为 6.53)。

应用门槛回归方程得到嵌入生计能力总指数与生计能力各维度指标的门槛回归模型,如下所示:

$$\begin{cases} y_i = \theta_1 SL_i + \beta x_{ij} + \epsilon_i; SL_i \leq \gamma, j = 1, 2, \dots, k \\ y_i = \theta_2 SL_i + \beta x_{ij} + \epsilon_i; SL_i > \gamma, j = 1, 2, \dots, k \end{cases} \quad (23)$$

$$\begin{cases} y_i = \alpha_1 f_{i1} + \dots + \theta_1 f_{ik} + \dots + \alpha_4 f_{i4} + \alpha_5 f_{i5} + \beta x_{ij} + \epsilon_i; f_{ik} \leq \gamma, j = 1, 2, \dots, k \\ y_i = \alpha_1 f_{i1} + \dots + \theta_2 f_{ik} + \dots + \alpha_4 f_{i4} + \alpha_5 f_{i5} + \beta x_{ij} + \epsilon_i; f_{ik} > \gamma, j = 1, 2, \dots, k \end{cases} \quad (24)$$

式(23)为生计能力总指数影响农户持续性贫困时间的门槛回归模型,其中 SL_i 为门槛变量;式(24)为生计能力各维度影响农户持续性贫困时间的门槛回归模型, f_{ik} 为门槛变量。其中 y_i 为农户持续性贫困, SL_i 为生计能力总指数, f_{i1}, \dots, f_{i5} 为农户生计能力 5 维度指标,即社会资本、人力资本、金融资本、物质资本和自然资本, x_{i1}, \dots, x_{ik} 为影响农户持续性贫困的其他因素。

2. 门槛模型结果

利用 Stata12 软件测度生计能力总指数及结构与农户持续性贫困之间的门槛值,结果如表 3 所示。生计能力总指数作为门槛变量的 LR 值及 Bootstrap P 值分别为 -1.07E-13 和 0.059 7,表明在 10%显著性水平上拒绝原假设;金融资本、人力资本、社会资本、物质资本和自然资本作为门槛变量的 LR 值及 Bootstrap P 值分别为 -24.500 和 0.056 9、-25.467 和 0.042 1、-22.580 和 0.051 5、

-20.280和0.058 3,-18.320和0.075 9,说明生计能力总指数以及金融资本、人力资本、社会资本、物质资本和自然资源都极有可能成为影响农户持续性贫困的门槛变量,并且生计能力总指数、金融资本、人力资本、社会资本、物质资本和自然资源与农户持续性贫困存在显著门槛值。

表 3 生计能力门槛检验结果表

门槛变量	门槛值	F 检验值	Bootstrap P value	LR 值(5%置信区间临界值为 7.35)
生计能力	0.622	38.664 *	0.059 7	-1.07E-13
金融资本	0.762	40.145 *	0.056 9	-24.500
人力资本	0.808	39.533 **	0.042 1	-25.467
社会资本	0.696	38.045 *	0.051 5	-22.580
物质资本	0.611	35.036 *	0.058 3	-20.280
自然资源	0.235	30.717 *	0.075 9	-18.320

注: *、** 分别表示在 10%、5%水平上显著。

表 3 显示金融资本和物质资本作为门槛变量时,估计得到金融资本、物质资本与农户持续性贫困的门槛值分别为 0.762 和 0.611。通过准确的门槛值定位将金融资本、物质资本样本分为四组:高金融资本组($Fin \geq 0.762$)和低金融资本组($Fin < 0.762$),高物质资本组($Mat \geq 0.611$)和低物质资本组($Mat < 0.611$)。根据不同门槛值,将自然资源 and 人力资本分为高自然资源组($Nat \geq 0.235$)和低自然资源组($Nat < 0.235$),高人力资本组($Mat \geq 0.808$)和低人力资本组($Mat < 0.808$);将社会资本和总生计能力分为高社会资本组($Sc \geq 0.696$)和低社会资本组($Sc < 0.696$),高生计能力组($SL \geq 0.622$)和低生计能力组($SL < 0.622$)。

基于以上显著门槛值确定的估计模型将截面数据门槛模型的估计结果列于表 4 和表 5(被解释变量是农户近 5 年贫困持续的时间)。

表 4 社会资本、金融资本和人力资本门槛回归结果

	$Sc \geq 0.696$ (模型一)	$Sc < 0.696$ (模型二)	$Fin \geq 0.762$ (模型三)	$Fin < 0.762$ (模型四)	$Hum \geq 0.808$ (模型五)	$Hum < 0.808$ (模型六)
社会资本	0.925 (5.341)	-2.405 (1.941)	-1.622 (1.588)	-4.027 * (2.108)	-3.574 * (1.830)	-1.701 (1.786)
金融资本	-0.449 (1.850)	-0.915 (1.115)	-5.308 *** (1.978)	1.760 (2.122)	-1.030 (1.386)	-0.699 (1.320)
人力资本	0.126 (1.297)	1.588 ** (0.662)	1.463 ** (0.768)	1.156 (0.901)	3.198 * (1.780)	-0.321 (1.189)
物质资本	-2.806 * (1.692)	-1.634 (1.078)	-2.574 ** (1.130)	-1.099 (1.475)	-2.379 * (1.309)	-1.699 (1.257)
自然资源	-0.036 (0.610)	-0.153 (0.283)	-0.128 (0.354)	-0.335 (0.365)	-0.291 (0.319)	0.014 (0.455)
生计能力	—	—	—	—	—	—
年龄	0.005 (0.015)	-0.001 (0.009)	-0.006 (0.010)	0.007 (0.012)	0.005 (0.011)	-0.008 (0.010)
人均纯收入	-0.459 *** (0.173)	-0.426 *** (0.113)	-0.424 *** (0.114)	-0.364 ** (0.164)	-0.351 ** (0.143)	-0.481 *** (0.125)
教育负担	0.362 * (0.208)	0.183 (0.126)	0.312 ** (0.137)	0.143 (0.173)	0.211 (0.158)	0.267 * (0.150)
与集市距离	-0.001 (0.013)	0.009 (0.010)	-0.007 (0.010)	0.019 (0.012)	0.001 (0.012)	0.006 (0.010)
自然灾害	-0.026 (0.197)	0.256 ** (0.125)	0.111 (0.135)	0.289 * (0.162)	0.154 (0.155)	0.267 * (0.145)
精准识别程度	0.266 * (0.167)	0.100 (0.095)	0.195 * (0.115)	0.061 (0.118)	0.080 (0.128)	0.162 (0.109)
精准退出程度	0.307 (0.319)	-0.289 * (0.172)	-0.074 (0.194)	-0.324 (0.241)	-0.138 (0.218)	-0.218 (0.211)
陷贫程度	0.063 (0.191)	0.198 (0.128)	0.039 (0.132)	0.414 ** (0.175)	0.148 (0.161)	0.159 (0.142)
常数	-1.964 (3.905)	4.241 ** (1.717)	4.464 ** (1.956)	3.936 (2.435)	3.725 *** (2.275)	2.901 *** (1.976)
调整 R ²	0.093	0.077	0.100	0.101	0.097	0.074
N	203	532	426	309	345	390

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

从表 4 可以看出,模型一和模型二显示高社会资本组系数由 0.925 变成低社会资本组的系数 -2.405,表明社会资本作为门槛变量的系数发生变化但不显著,模型五显示社会资本配合较高的人力资本组合,才能显示出社会资本显著降低农户持续性贫困水平。具体表现为农户处在低人力资本 ($Hum < 0.808$) 时,社会资本存量与农户持续性贫困不显著;而农户拥有高人力资本 ($Hum \geq 0.808$) 时,社会资本与持续性贫困负相关且在 10% 水平上显著,表明农户处于较高人力资本时,社会资本存量的提升显著降低持续性贫困时间。类似地,在表 5 中,社会资本配合较高的物质资本时,社会资本与农户持续性贫困也呈现明显的门槛变化趋势。

模型三和模型四显示低金融资本存量组的系数由 1.760 变成高金融资本组的存量系数 -5.308,说明金融资本存量跨越过一定的门槛值后,金融资本显著缩短农户持续性贫困的时间。具体而言,当金融资本存量处于较低门槛值时 ($Fin < 0.762$),金融资本与农户持续性贫困正向相关,表明农户处于较低的金融资本情况下,金融资本正向影响农户持续性贫困时间;相反,当金融资本存量跨越过门槛值 ($Fin \geq 0.762$),其在 1% 的水平上显著,说明农户在高金融资本存量情形下,金融资本能够显著降低农户持续性贫困时间。

模型五和模型六显示,由低人力资本存量系数的 -0.321 变成高人力资本存量系数 3.198,说明人力资本存量跨越过一定的门槛值后,人力资本与农户持续性贫困的时间存在一定非线性关系。具体而言,当人力资本存量处于较低门槛值时 ($Hum < 0.808$),人力资本与农户持续性贫困负向相关且不显著,表明农户处于较低的人力资本情况下,人力资本显著影响农户持续性贫困时间,相反,当人力资本存量跨过门槛值 ($Hum \geq 0.808$) 时,其系数为 3.198 且在 10% 的水平上显著,说明虽然较高人力资本未能显著的降低农户持续性贫困状态,但人力资本与农户持续性贫困确实存在一定的门槛效应。

以上分析社会资本、金融资本和人力资本与农户持续性贫困状态的模型,表 5 显示总生计能力指数、物质资本、自然资本与农户持续性贫困门槛效应值结果。

表 5 物质资本、自然资本和总生计能力门槛回归结果

	$Mat \geq 0.611$ (模型七)	$Mat < 0.611$ (模型八)	$Nat \geq 0.235$ (模型九)	$Nat < 0.235$ (模型十)	$SL \geq 0.622$ (模型十一)	$SL < 0.622$ (模型十二)
社会资本	-3.228** (1.608)	-1.576(2.013)	-1.757(1.389)	-8.147** (3.200)	—	—
金融资本	-1.630(1.223)	-0.256(1.525)	-1.220(1.008)	1.721(2.737)	—	—
人力资本	1.317* (0.735)	0.717(0.950)	0.977(0.642)	2.551* (1.333)	—	—
物质资本	-0.929(1.782)	7.762** (3.110)	-1.641* (0.965)	-5.620** (3.200)	—	—
自然资本	-0.040(0.308)	-0.256(0.435)	0.114(0.281)	-4.605(3.774)	—	—
生计能力					-0.158*** (1.419)	-2.126(3.801)
控制变量	有	有	有	有	有	有
常数	2.331(1.969)	2.237(2.244)	2.656* (1.510)	9.147** (4.134)	0.324(1.686)	6.133** (2.740)
调整 R^2	0.117	0.082	0.080	0.198	0.080	0.065
N	443	292	632	103	711	24

模型七和模型八显示物质资本存量系数变化值,模型七系数是高物质资本存量组,高物质资本存量组系数由 -0.929 变成模型八低物质资本存量组系数 7.762,说明物质资本存量跨越过一定的门槛值后,物质资本显著缩短农户持续性贫困的时间,具体而言,当物质资本存量处于较低门槛值时 ($Mat < 0.611$),物质资本与农户持续性贫困显著正向相关,表明农户处于较低的物质资本情况下,物质资本显著正向影响农户持续性贫困时间,可能的原因是农户物质资本存量低于 0.611 时,物质资本积累的不足容易进一步延长持续性贫困时间。相反,当物质资本存量跨过门槛值 ($Mat \geq 0.611$) 时,其系数为 -0.929,说明农户在高物质资本存量情形下,高物质资本能够负向影响农户持续性贫困时间。

模型九和模型十显示自然资本存量对农户持续性贫困影响的门槛值为 0.235,但当大于门槛值

($Nat \geq 0.235$)时,自然资本对农户持续性贫困影响不显著,小于门槛值($Nat < 0.235$)时,自然资本对农户持续性贫困也不显著。

模型十一和模型十二显示低生计能力存量系数为-2.126 变成高生计能力存量系数-0.158,说明生计能力存量跨越过一定的门槛值后,生计能力显著降低农户持续性贫困的时间。具体而言,当生计能力存量处于较低门槛值($SL < 0.622$)时,生计能力总存量与农户持续性贫困相关性不显著,相反,当生计能力存量跨过门槛值($SL \geq 0.622$),其系数为-0.158 且在 1%水平上显著,说明农户在高生计能力存量情形下,生计能力能够显著降低农户持续性贫困时间。

对于控制变量,农户人均纯收入变量的估计系数显著为负,表明农户人均纯收入增加会降低农户持续性贫困时间,而教育负担及遭受自然灾害程度的估计系数显著为正,表明教育负担显著增加农户持续性贫困的时间。

四、结论与启示

本文利用 2016 年陕西省贫困地区微观农户调查数据,基于可持续生计框架且利用主观和客观方法测度农户生计能力基础上,运用截面门槛模型着重分析了生计能力总指数和各个维度与农户持续性贫困之间的关系,其中门槛变量分别选择了农户社会资本、金融资本、自然资本、物质资本、人力资本和生计能力总指数存量。研究发现:(1)在不同的门槛量下,生计能力总指数和各个维度与农户持续性贫困之间存在显著的非线性关系,即存在明显的“门槛效应”。通过门槛回归检验,社会资本、金融资本、人力资本、物质资本、自然资本、生计能力与农户贫困持续性的门槛值分别为 0.696、0.762、0.808、0.611、0.235、0.622。(2)当农户生计能力存量跨过一定“门槛”值后,生计能力才会显著地降低农户持续性贫困时间,生计能力对农户持续性贫困产生显著的负向影响并逐渐增强。此外,社会资本、金融资本、人力资本和物质资本相互作用才能跨过门槛值显著降低农户持续性贫困时间。

生计能力与农户持续性贫困的门槛特征表明政府在制定持续性贫困减贫方案时应该针对不同生计能力存量的农户实施差异化的减贫政策。通常情况下,农户生计能力越少,持续贫困时间越长。因此,提高生计能力需要重视农户社会资本、物质资本、金融资本、人力资本和自然资本的相互作用,对于低生计能力农户(低社会资本、低物质资本、低金融资本、低人力资本和低自然资本),要保障其基本生存问题得到解决,完善针对低生计能力农户政府救助制度,同时也要培育此类农户生计能力,防止此类农户扶贫被泛化、遭受多重风险冲击以及贫困持续传递的问题出现。而针对高社会资本和高人力资本等农户而言,注重高社会资本和高人力资本、高物质资本相互协同配合,充分发挥高社会资本、高人力资本和高物质资本相互作用的优势,不仅要通过互帮互助的扶贫传递机制,还要激发生计能力低贫困户自我内生发展动力、摆脱等靠要思想,不断壮大此类精英农户的经济实力和政治地位,培养新型农业精英主体,促进精英群体农户参与扶贫,提升扶贫质量。

参 考 文 献

- [1] 中华人民共和国国家统计局.中国农村贫困检测报告 2018[M].北京:中国统计出版社,2019.
- [2] 高帅,毕洁颖.农村人口动态多维贫困:状态持续与转变[J].中国人口·资源与环境,2016,26(2):76-83.
- [3] 陈全功,李忠斌.少数民族地区农户持续性贫困探究[J].中国农村观察,2009(5):39-48.
- [4] HULME D. Conceptualizing chronic poverty[J]. World development,2003,31(3):403-423.
- [5] MOORE KAREN. Chronic, life-course and intergenerational poverty and South-East Asian Youth[R]. Manchester:Chronic Poverty Research Centre,2004.
- [6] BHATTA, SAURAY DEV, SHANMA, et al. The determinants and consequences of chronic and transient poverty in Nepal [R]. Chicago:Chronic Poverty Research Centre,2006.
- [7] 胡伦,陆迁.干旱风险冲击下节水灌溉技术采用的减贫效应——以甘肃省张掖市为例[J].资源科学,2018,40(2):417-426.
- [8] 胡伦,陆迁,杜为公.社会资本对农民工多维贫困影响分析[J].社会科学,2018(12):25-38.
- [9] 贺志武,胡伦.社会资本异质性与农村家庭多维贫困[J].华南农业大学学报(社会科学版),2018,17(3):20-31.

- [10] 胡伦,陆迁. 贫困地区农户互联网信息技术使用的增收效应[J]. 改革,2019(2):74-86.
- [11] 霍增辉,吴海涛,丁士军,等. 村域地理环境对农户贫困持续性的影响——来自湖北农村的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报,2016(1):3-11,158.
- [12] DFID. Sustainable livelihoodsguidance sheets[M].London: Department for International Development,1999:1-10.
- [13] 徐爽,胡业翠. 农户生计资本与生计稳定性耦合协调分析——以广西金桥村移民安置区为例[J]. 经济地理,2018,38(3):142-148,164.
- [14] GIESBERT L,SCHINDLER K. Assets, shocks, and poverty traps in rural Mozambique[J]. World development,2012,40(8):1594-1609.
- [15] 张立冬. 中国农村贫困代际传递实证研究[J]. 中国人口·资源与环境,2013,23(6):45-50.
- [16] 解垚. 农村家庭的资产与贫困陷阱[J]. 中国人口科学,2014(6):71-83,127-128.
- [17] 刘彬彬,陆迁,李晓平. 社会资本与贫困地区农户收入——基于门槛回归模型的检验[J]. 农业技术经济,2014(11):40-51.
- [18] 车四方,谢家智,舒维佳. 社会资本与农户家庭多维贫困的门槛效应分析[J]. 数理统计与管理,2018,37(6):1063-1072.
- [19] CHAMBERS R,CONWAY G. Sustainable rural livelihoods: practical concepts for the 21st century, IDS Discussion Paper 296 [R]. Brighton: Institute of Development Studies, 1992.
- [20] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation,testing,and inference[J]. Journal of econometrics,1999,93(2):345-368.
- [21] 袁梁,张光强,霍学喜. 生态补偿、生计资本对居民可持续生计影响研究——以陕西省国家重点生态功能区为例[J]. 经济地理,2017,37(10):188-196.
- [22] 洪伟杰,陈小知,胡新艳. 劳动力转移规模对农户农地流转行为的影响——基于门槛值的验证分析[J]. 农业技术经济,2016(11):14-23.
- [23] 蔡银莺,朱兰兰. 生计资产差异对农民生活满意度的影响分析——以成都市双流县和崇州市为例[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2015(1):30-38.
- [24] 丁士军,张银银,马志雄. 被征地农户生计能力变化研究——基于可持续生计框架的改进[J]. 农业经济问题,2016,37(6):25-34,110-111.
- [25] DUCLOS J Y,ARAAR A,GILES J. Chronic and transient poverty: measurement and estimation,with evidence from China[J]. Journal of development economics.2010,91(2):266-277.
- [26] 何晓琦. 微观政策与消除长期贫困[J]. 经济问题探索,2006(6):18-23.
- [27] POOTER S M. A nonlinear approach to U. S. GNP[J]. Journal of applied econometrics,2010,10(2):109-125.

(责任编辑:毛成兴)