可持续生计框架下内生动力对农户家庭收入的影响

管 睿,王文略,余 劲*

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

摘 要:精神贫困是当前外部性扶贫模式难以解决的内生性困境,也是实现乡村振兴战略的主要制约因素。根据六盘山区等6大集中连片贫困地区的942户农户调研数据,重点考察了贫困成因的精神与经济二元属性,并将内生动力量化后纳入可持续生计框架,通过分位数回归模型分析不同收入水平下内生动力及生计资本对农户家庭收入的影响机制。结果表明:(1)内生动力的培育能有效提高贫困农户的家庭收入,增收效应约为1.916%。(2)在不同分位数下的各项生计资本对农户的增收效应差异明显,人力资本、物质资本及社会资本均呈现出边际效应递减特征,而金融资本则呈现出边际效应递增特征。(3)对于贫困农户而言,内生动力与物质资本、金融资本及社会资本存在显著的替代效应;对于高收入农户而言,内生动力与自然资本、物质资本及金融资本存在显著的互补效应。

关键词:精神贫困;内生动力;可持续生计;家庭可支配收入;分位数回归

中图分类号:F325.14 **文献标识码**:A **文章编号**:1009-9107(2019)06-0130-10

引 言

集中连片贫困地区的减贫一直受到国内外学者们的重点关注。2016年末,中国集中连片贫困地区贫困人口仍有2 182万人,贫困发生率高达10.5%,农村居民人均可支配收入虽提高至8 348元,但其实际增速却明显放缓。集中连片贫困地区贫困人口规模大、分布广、贫困程度深、脱贫难度逐渐加大的基本特征和重要现实尚未完全改变[1-2]。

可持续生计的研究思想起源于20世纪80年代Sen关于贫困成因的研究,即除了关注传统意义上的收入贫困外,还特别强调了发展能力的贫困[3]。由于其能够较好地解释贫困成因的复杂性,被广泛用于贫困相关问题的研究及贫困治理模式的探索[4-5]。该框架认为,生计资本存量低且配置不合理、生计策略选择可行能力弱、生计途径单一或缺乏等原因,是造成集中连片贫困地区农户坠入贫困陷阱的根本原因[6]。基于此,学术界大多从自然资本、人力资本、物质资本、金融资本及社会资本5个层面测度了贫困人口的可持续生计能力,验证了生计资本对农户生计策略选择的显著影响,并指出农户生计策略转型是增加农户家庭收入、提高农户生活水平、夺取脱贫攻坚战役胜利的关键[7-9]。

现有基于可持续生计框架的研究大多隐含着贫困人口可根据自身生计资本情况做出"完全理性"决策这一基本假设。然而,在个体自身禀赋差异与宏观意识环境冲击的影响下,个体的精神特征存在普遍差异,导致农户很难基于现有信息流做出"完全理性"的决策[10]。因此,可持续生计框架始终无法解释当外部性扶贫模式极大削弱贫困人口外部约束时,仍存在部分贫困人口"无心脱贫"的内生性困境,若仅仅考量贫困成因的经济属性,不仅会造成现有扶贫资源的错配和浪费,也极可能造成严重的返贫问题。因此,有必要关注贫困成因的精神属性,将精神贫困纳入可持续生计框架的研究目标中,由此跳出"贫困是什么"的贫困特征问题,转向"为什么贫困"的贫困动

收稿日期:2019-04-24 DOI:10.13968/j.cnki.1009-9107.2019.06.15

基金项目:国家自然科学基金项目(71573208;71874139)

作者简介:管睿(1993-),男,西北农林科技大学经济管理学院博士研究生,主要研究方向为贫困治理。

*通讯作者

态问题[11]。

总体来看,在扶贫效率逐渐降低、脱贫难度逐渐增大的现实背景下,如何“激活贫困人口内生动力、引导贫困农户逐步消除精神贫困”已成为精准扶贫工作中亟待解决的时代课题。同时,由于精准扶贫战略与乡村振兴战略的双重要求,不同发展水平下的农户也需要差异化的政策扶持和发展路径。基于此,本文重点考量了贫困成因的精神与经济二元属性,在可持续生计框架的基础下量化农户内生动力,并根据六盘山区等 6 个集中连片贫困地区的 942 户农户调研数据,通过分位数回归模型分析不同收入水平下,内生动力及其他类型生计资本对农户家庭收入的影响机制,以期削弱贫困人口的外生约束,打破贫困人口的内生壁垒,构建贫困人口与扶贫主体间“双向造血”的长效化贫困治理模式。

一、文献回顾与理论分析

(一)文献回顾

现阶段学术界对精神贫困的研究尚未形成完善的理论体系,对于精神贫困的定义也存在一定争议。部分学者聚焦于精神贫困的意识属性,针对老年人、农民工等特殊群体,指出精神贫困即为个体出现孤独、自卑、狭隘、社会融入障碍等异常心理的现象[12-14];也有部分学者以物质贫困为载体,指出精神贫困即为人的理想、道德、信仰、价值观、风尚、习惯等精神状态、价值取向、生活观念等不能满足于现实生活需要,落后于社会主要物质生产方式的状态[15]。但上述研究尚未意识到,精神贫困具有意识与经济双重属性,其不仅仅是物质贫困的结果,更是造成甚至是加重物质贫困的重要原因。因此,本文拟将行为经济学纳入精神贫困研究中,从个体偏好、抱负水平及自控能力三个角度探讨贫困人口低质量经济决策的原因,以补充并完善精神贫困的定义。

在不确定性风险条件下,个体偏好差异是有限理性个体做出经济决策的重要依据。风险偏好是影响农业生产和资本投入的重要因素[16],也是影响农户把握和尝试脱贫机遇的主要制约因素[17]。诸多学者从风险偏好视角探讨了贫困人口在面对各类型经济决策时的行为特征。Azam 以非洲农户为研究对象,指出相对富裕的农户具有更强的冒险精神,并能在未来的生计中获得更高的收入[18];候麟科等通过实证分析表明,风险规避型农户倾向采用低风险农作物品种[19];邹薇等研究表明,家庭贫困所带来的风险溢价会削弱低收入家庭对人力资本的投资意愿[20]。

个体对收入的预期将对其经济决策产生重要影响,而预期收益则取决于个体的抱负或志向。“抱负”这一概念缘起于心理学科,指的是实现某一目标的愿望或志向[21-22],其隶属于个体认知维度的主观幸福感,超越了物质幸福感和生活水平[23]。受到相对经济条件的约束,贫困人口往往会形成较低的抱负水平[24-25]。其一方面会抑制个体生产投资意愿的产生,使其不能或不愿抓住外部机遇实现经济脱贫[26-27];另一方面也会降低个体的努力程度,两者间相互反馈、相互强化,由此形成的恶性循环将导致个体坠入贫困陷阱[28]。

认知能力是个体进行经济决策的基础,而控制执行能力则是认知能力的重要组成部分。Mani 以印度甘蔗农为对象进行了执行控制力测试,发现其在收割前(贫困状态)的响应速度要比富裕状态(收割后)慢 11%,且比后者多出 15%的错误[29]。Banerjee 也指出,穷人在选择食品时,主要考虑的并不是价格是否便宜,也不是有无营养价值,而是食品的口味如何[30]。而在我国,有些贫困户在享受政府补贴的部分鸡苗后,却将其变成了第二天的下酒菜[31]。究其原因,个体的认知系统有着有限的资源,贫困人口由于长期处于稀缺状态下,其认知能力已被日常消费、生计选择等基本问题牢牢俘获,并没有足够的带宽形成抵御诱惑的意志力,进而导致个体执行控制能力的削弱[32]。

综上所述,本文将“精神贫困”定义为个体风险态度保守、生产意愿低下及自控能力薄弱等内生动力严重匮乏的精神特征,并由此产生的偏好异常(preference failure)、抱负失灵(aspiration failure)及认知失调(cognitive dissonance)等现象,其不仅受个体物质贫困的严重制约,也进一步阻碍了个体顺利摆脱贫困陷阱并实现生活富裕。基于此,本文从风险偏好、抱负水平及自控能力三个方面测度个体内生动力情况,以探讨精神贫困对农户家庭收入的影响机理,进而构建贫困人口与扶贫主体之间“双向造血”的长效化贫困治理模式。

(二)理论分析

农户的内生动力及生计资本共同构成了其经济决策的基础,而经济决策的质量诸如生产规模、投资水平、工作时长等则决定了农户未来的生计结果,即其家庭收入是否增加,生活水平是否提高。对于贫困农户而言,受制于有限的家庭收入,其各类生计资

本往往较为匮乏,内生动力也严重不足。因此他们想获得收入提高只有两种途径:一是提高其他类型生计资本存量,通过生计资本的积累提高家庭抵御外部冲击的能力,并为其做出合理的经济决策提供保障;二是培育内生动力,即改善贫困人口的风险偏好,引导其形成合理的抱负水平,并抑制其"等靠要"思想的滋生,进而弥补其他类型生计资本的匮乏,以此获得家庭收入的提高。

据此,提出假设 H_1:内生动力及生计资本的培育均能有效提高农户家庭收入,且对贫困农户而言边际效应更高。

内生动力与生计资本对农户家庭收入的影响并非相互独立,生计资本对农户家庭收入的影响会受到内生动力的影响而呈现出差异,即内生动力作为交互变量将影响生计资本对农户家庭收入的作用。一般来说,内生动力与其他生计资本将产生互补效应。因为内生动力的培育有助于农户更充分地发挥其资产禀赋优势,进而做出高质量的经济决策,以此提高各类型生计资本的边际效应,实现家庭收入的进一步提高。而贫困人口受制于匮乏的生计资本,其内生动力往往较弱,两者相互强化并形成"马太效应",最终导致将贫困人口陷入收入不足的"贫困陷阱"。

据此,提出假设 H_2:内生动力的培育有助于提高生计资本对农户家庭收入的影响,即内生动力与生计资本存在互补效应。

二、数据来源及研究方法

(一)数据来源

本研究所用数据来源于课题组2018年2月至9月于六盘山区、乌蒙山区、燕山-太行山区、滇桂黔乡石漠化山区、吕梁山区、武陵山区等6个集中连片贫困地区的实地调研。课题组采用随机抽样的方法,在每个集中连片贫困地区抽取1~3个县,每个县抽取3~4个村,每村再随机抽取20~30户农户并采用问卷调查及半结构化访谈等方式进行数据收集。问卷内容主要包括农户的内生动力、自然资本、人力资本、物质资本、金融资本及社会资本等。由于本文重点关注内生动力对农户家庭收入的影响,而无劳动能力的农户家庭并不能将内生动力有效转化为实践行动。因此,本文通过剔除无劳动能力的农户样本后,共得到942个有效样本。样本分布见表1。

表1 样本区域分布情况

集中连片贫困地区	县	份数
六盘山区	景泰	88
	通渭	99
乌蒙山区	赫章	66
	宣威	80
燕山-太行山区	天镇	82
	张北	87
滇桂黔石漠化区	师宗	71
	镇宁	124
吕梁山区	吉县	120
武陵山区	印江	125

(二)内生动力及生计资本的测度

本研究首先对原始数据进行标准化处理;其次采用熵值法为内生动力及各项生计资本指标的权重进行赋值[33],结果如表2所示;最后根据上述结果构成综合标准模型计算农户生计资本总值:

$$Z=\Sigma_i^5\Sigma_j^n W_{ij}P_{ij} \quad (1)$$

式中:Z 为农户生计资本总值,W_{ij} 表示第 i 类生计资本第 j 项的权重,P_{ij} 表示第 i 类生计资本第 j 项的标准化值。

(三)变量选择与说明

1.核心解释变量:内生动力。本文采用风险偏好、抱负水平及自控能力程度来测度农户家庭的内生动力。风险偏好表征农户对自身资源禀赋的挖掘及外部发展机会的渴望;抱负水平表征农户是否存在"等靠要"思想及其自主发展的意愿强度;自控能力表明了个体对自身认知能力的主观判断。

2.控制变量。(1)自然资本。由于耕地所处地形不同,其生产效率也存在较大差别。因此,考虑到集中连片贫困区脆弱、多山的自然环境特征,故选用平地及坡地的承包面积和种植面积来测度农户家庭的自然资本。(2)人力资本。劳动力数量及质量是构成家庭人力资本的重要因素,但考虑到不同农户间家庭规模的差异,故采用劳动力数量占比作为衡量劳动力数量的指标,采用平均教育水平与健康状况代表农户家庭的劳动力质量,以此测度农户家庭的人力资本。(3)物质资本。现有文献主要从农户生产和生活的场所及运用工具来测度农户的物质资本,故本文选择生活性耐用消费品、生产性耐用消费品、住房类型及牲畜数量测度农户家庭的物质资本。(4)金融资本。现有文献主要从自有资金和贷款可得性对金融资本进行测度,故本文选择家庭存款、贷款难易程度及私人借贷难易程度来测度农户家庭的金融资本。(5)社会资本。在农村社会中,家庭中是否有村干部影响了农

户家庭的社会地位;礼金支出的多少则反映了农户家庭的社会网络规模及其维持社会网络的意愿;家庭急需大笔开支时可求助的户数表明了农户可利用的社会资本规模,故本文选择社会地位、礼金支出及高质量关系测度农户家庭的社会资本。

表 2　变量选择与权重设定

变量类型	变量名称	指标说明	权重	均值	标准误
内生动力（M）	风险偏好	1～5,正向指标	0.436	3.322	1.231
	抱负水平	1～5,正向指标	0.262	3.228	1.568
	自控能力	1～5,正向指标	0.302	3.149	1.220
自然资本（N）	平地面积	家庭承包平地面积	0.216	4.812	7.770
	坡地面积	家庭承包坡底面积	0.237	4.091	7.806
	平地种植面积	家庭平地实际种植面积	0.253	4.938	22.475
	坡地种植面积	家庭坡地实际种植面积	0.294	3.604	8.498
人力资本（H）	家庭劳动力占比	劳动力数量/家庭规模	0.366	0.659	0.258
	劳动力平均健康状况	1～5:非常不健康～非常健康	0.142	3.841	0.839
	劳动力平均教育水平	1＝没上过学,2＝小学,3＝初中,4＝高中,5＝大学及以上	0.492	2.545	0.800
物质资本（P）	生活性耐用消费品	家庭中拥有电视、电冰箱、电脑、洗衣机等生活性耐用消费品数	0.042	6.274	3.655
	生产性耐用消费品	家庭中拥有小汽车、农用三轮车、加工设备等生产性耐用消费品数	0.290	1.003	1.144
	住房类型	1＝土坯房,2＝砖木结构,3＝砖混结构,4＝楼房及以上	0.146	2.381	0.914
	牲畜数量	牛＝1,羊、猪＝0.5,鸡＝0.25	0.528	3.051	15.611
金融资本（F）	家庭存款	1＝小于 1 万元,2＝1～3 万,3＝3～5 万,4＝5～10 万元,5＝10 万元以上	0.785	1.791	1.100
	银行贷款难易程度	1～5:非常难～非常容易	0.129	3.030	1.037
	私人借款难易程度	1～5:非常难～非常容易	0.086	3.240	0.942
社会资本（S）	社会地位	家庭中是否有村干部,0＝无,1＝有	0.884	0.073	0.261
	礼金支出	2017 年家庭礼金支出(对数)	0.031	7.353	2.367
	高质量关系	家庭急需大笔开支时(1 万元以上)可求助的户数	0.085	4.558	3.402

(四)模型构建

本文采用分位数回归模型探讨在不同收入水平下,内生动力及各项生计资本对农户家庭收入的影响。分位数回归由 Koenker 和 Bassett 提出[34],是一种基于被解释变量的条件分布来拟合解释变量与被解释变量关系的线性回归方法[35],其对异常值的敏感程度远小于均值回归[36-37],且能提供关于条件分布的全面信息。因此,本文构建如下计量模型:

$$I_i=\beta_0+\beta_1 M_i+\beta_2 X_i+\varepsilon \quad (2)$$

式中:被解释变量 I_i 表示家庭收入情况,M_i 是加总后的农户家庭内生动力指数,X_i 是加总后的农户家庭其他类型生计资本指数。同时,为了结果的稳定性,本文在模型回归中还采用了 Bootstrap 自助法。

三、实证结果与分析

(一)内生动力与生计资本评估结果

样本农户中家庭人均可支配收入低于 2017 年国家贫困标准的共有 107 户,样本实际贫困发生率为 11.36%。由此,本文将处于收入分配位置中的前 10%作为高收入农户家庭,后 10%作为低收入农户家庭,并通过独立样本 t 检验法对比高、低收入水平下农户家庭内生动力及各类型生计资本的差异。

由表 3 可知,集中连片贫困地区低收入农户表现出普遍的内生动力不足及生计资本匮乏。由于低收入农户在收入分配中的不利地位,其不仅会遭受社会排斥,也无法通过较高的礼金支出维持社会网络,进而导致其社会资本最为匮乏,仅为 0.028。同时,由于其发展能力薄弱,其获得贷款的可能性也相对较低,更无力购买生产资料,因此其金融资本与社会资本均较为匮乏,分别为 0.113 和 0.117。相较而言,低收入农户有较为丰富的自然资本,且随着公共服务及义务教育的推进,其人力资本也相对较高,但受限于极低的内生动力,其无法充分发挥其禀赋效应摆脱贫困。

对高收入农户来说,自然资本的匮乏是其资本配置中的主要短板,但也可能是由于高收入农户以非农生产为主要生计手段,进而自主放弃了自然资本的积累。除此以外,高收入农户内生动力、人力资

本与金融资本均较为丰富,分别为0.645、0.630和0.535,为其收入的提高打下了坚实基础。但相较而言,集中连片贫困地区高收入农户的社会资本与物质资本均较为匮乏,分别仅为0.279和0.215。

总体来看,除却自然资本外,低收入农户的内生动力与其他各类生计资本均低于样本均值,且与高收入农户间呈现出显著差异,其中尤以内生动力与金融资本差异最大,分别相差0.325和0.420。

表3 农户家庭内生动力及生计资本评估结果

	内生动力	自然资本	人力资本	物质资本	金融资本	社会资本
低收入家庭	0.320	0.190	0.410	0.117	0.113	0.028
高收入家庭	0.645	0.169	0.630	0.215	0.535	0.279
组间差异	−0.325***	0.019	−0.221***	−0.098***	−0.420***	−0.251***
	(0.027)	(0.017)	(0.021)	(0.013)	(0.027)	(0.040)
全样本	0.487	0.165	0.504	0.165	0.269	0.104

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

(二)农户内生动力与生计资本对家庭收入的影响

在进行模型估计之前,考虑到内生动力与各生计资本间可能存在一定相关性,本研究对自变量进行多重共线性检验。一般来说,当$VIF>10$时,表明各自变量之间存在严重的多重共线性。通过检验发现,VIF值最高为1.31,表明各自变量之间并不存在严重的共线性,分位数回归结果较为可靠。同时,为了探讨内生动力与各类型生计资本对不同收入水平下农户家庭人均纯收入的异质性影响,本文选择5个具有代表性的分位点10%、25%、50%、75%、90%进行分位数回归,相关分析结果见表4。

表4 农户内生动力及生计资本对家庭收入影响实证结果

	基准回归	q10QR	q25QR	q50QR	q75QR	q90QR
M	1.365***	1.916***	1.444***	1.215***	0.843***	0.632**
	(0.137)	(0.278)	(0.224)	(0.232)	(0.134)	(0.192)
N	−0.823***	−1.081**	−0.936***	−0.331	−0.297	−0.576***
	(0.228)	(0.498)	(0.417)	(0.271)	(0.219)	(0.264)
H	1.752***	2.102***	1.777***	1.741***	1.456***	1.415***
	(0.155)	(0.381)	(0.252)	(0.174)	(0.156)	(0.209)
P	1.066***	1.690***	1.001***	0.727**	0.507*	0.716**
	(0.254)	(0.434)	(0.450)	(0.288)	(0.293)	(0.357)
F	0.761***	0.537***	0.584***	0.695***	0.787***	0.987***
	(0.113)	(0.188)	(0.164)	(0.159)	(0.177)	(0.226)
S	0.449***	0.591**	0.463***	0.449***	0.437***	0.335**
	(0.087)	(0.150)	(0.138)	(0.134)	(0.123)	(0.144)
Constant	7.083***	5.460***	6.500***	7.334***	8.105***	8.583***
	(0.136)	(0.357)	(0.216)	(0.174)	(0.154)	(0.175)
地区控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.418	0.284	0.214	0.217	0.226	0.272

内生动力对农户家庭人均纯收入在各分位数上均存在显著的正向影响,其增收效应仅次于人力资本,这意味着精神贫困是深度贫困地区部分农户难以脱贫致富的重要原因,也表明了内生动力的培育对于促进农户增收有着重要影响。具体来看,当控制了其他类型生计资本时,贫困农户是否能充分发挥其禀赋效应并把握外部机会,将直接影响贫困农户是否会选择合适的生计策略,而个体是否足够努力且有意愿独立自主的发展,将决定贫困农户是否会更好地执行其生计策略的选择,由此影响了农户是否能摆脱贫困,实现生活富裕。同时,通过比较各分位数上内生动力的系数发现,内生动力对于农户家庭收入的影响逐渐减弱,即内生动力对家庭收入极低的贫困农户而言具有更高的增收效应。因此,内生动力的培育还有助于缩小收入差距,改善贫困农户在收入分配中的不利地位。

自然资本对农户家庭人均可支配收入在各分位数上均存在负向影响,但其仅对贫困农户家庭收入的

影响通过了显著性检验。可能的解释是,由于其他类型生计资本的匮乏,贫困农户对自然资本的依赖更为严重,进而导致其做出纯农业生产这一经济决策的概率更高。人力资本对农户家庭人均可支配收入在各分位数上均存在显著的正向影响,且增收效应最为明显。这是因为样本区域农户以外出务工作为主要生计方式,而人力资本在以外出务工为核心的工资性收入中起到了重要作用[38]。因此,人力资本的积累是提高农户尤其是贫困农户家庭收入最有效的途径。

除此以外,物质资本及社会资本均对农户家庭人均纯收入在各分位数上存在显著的正向影响,且均对贫困农户的增收效应更为明显。同时,通过观察内生动力与各生计资本在各分位数上的系数发现,其边际影响基本呈现出递减的趋势,这符合规模报酬递减规律,也意味着随着农户收入的提高,单纯通过生计资本的积累来实现家庭收入的提高将越来越困难。

但值得注意的是,金融资本对农户家庭人均可支配收入在各分位数上均存在显著的正向影响,但却呈现出规模递增的特征。究其原因,充足的货币存量及丰富的货币来源,会帮助农户做出利润更高的风险投资,进而获得更充足的货币流量,而贫困农户则受限于金融资本的匮乏,不能且不愿进行利润更高的风险投资。因此,金融资本对收入的影响呈现出规模递增的特征。

(三)内生动力与生计资本的交互作用

上述研究验证了精神贫困、生计资本对农户家庭收入的显著影响,并考虑到精神贫困会影响农户对自身资源禀赋的利用,故在方程(2)的基础上加入内生动力与其他生计资本的交互项来验证内生动力对各生计资本影响农户家庭收入的交互作用。

$$I_i=\beta_0+\beta_1 M_i+\beta_2 X_i+\beta_3(M_i-\overline{M})\times(X_i-\overline{X})+\varepsilon \quad (3)$$

式中:$(M_i-\overline{M})\times(X_i-\overline{X})$表示内生动力与其他生计资本去中心化处理后的交互项,β_i 表示交互项系数。由于篇幅所限,本文仅展示更具有代表意义的 10%分位数及 90%分位数下的估计结果,具体结果见表 5、表 6。

表 5　10%分位数下内生动力对各生计资本影响农户家庭收入的交互作用

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
M	2.154***	1.877***	2.127***	2.162***	2.194***
	(0.214)	(0.254)	(0.213)	(0.253)	(0.283)
N	−1.962***	−1.286***	−0.982**	−1.194**	−1.277***
	(0.431)	(0.498)	(0.407)	(0.475)	(0.489)
H	2.203***	2.235***	1.841***	1.985***	2.058***
	(0.336)	(0.385)	(0.363)	(0.359)	(0.416)
P	1.240***	1.438***	1.617***	1.217**	1.502***
	(0.421)	(0.412)	(0.490)	(0.505)	(0.428)
F	0.478**	0.540***	0.498**	0.826***	0.488**
	(0.200)	(0.187)	(0.204)	(0.259)	(0.195)
S	0.663***	0.562***	0.625***	0.633***	0.763***
	(0.142)	(0.157)	(0.142)	(0.169)	(0.174)
M×*N*	6.588***				
	(1.764)				
M×*H*		−2.650			
		(0.162)			
M×*P*			−7.195***		
			(2.118)		
M×*F*				−2.303***	
				(0.848)	
M×*S*					−1.106*
					(0.626)
Constant	5.635***	5.516***	5.618***	5.546***	5.451***
	(0.301)	(0.331)	(0.301)	(0.329)	(0.362)
地区控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.299	0.286	0.301	0.294	0.288

表6 90%分位数下内生动力对各生计资本对农户家庭收入影响的交互作用

	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
M	0.913***	0.634***	0.665***	0.635***	0.643***
	(0.153)	(0.175)	(0.211)	(0.170)	(0.186)
N	−0.362*	−0.590**	−0.584**	−0.463*	−0.563**
	(0.204)	(0.284)	(0.211)	(0.263)	(0.274)
H	1.462***	1.414***	1.399***	1.404***	1.387***
	(0.160)	(0.208)	(0.205)	(0.204)	(0.207)
P	0.594*	0.750**	0.712*	0.787**	0.680*
	(0.310)	(0.370)	(0.416)	(0.312)	(0.357)
F	0.804***	0.995***	0.967***	0.766***	0.991***
	(0.175)	(0.234)	(0.226)	(0.206)	(0.231)
S	0.306***	0.336**	0.337**	0.222*	0.200
	(0.102)	(0.136)	(0.139)	(0.132)	(0.165)
M×*N*	2.159*				
	(1.288)				
M×*H*		−0.097			
		(0.959)			
M×*P*			2.190**		
			(0.958)		
M×*F*				1.722**	
				(0.831)	
M×*S*					0.658
					(0.884)
Constant	8.061***	8.573***	8.791***	8.662***	8.644***
	(0.173)	(1.670)	(0.159)	(0.171)	(0.171)
地区控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.229	0.272	0.278	0.279	0.272

模型(1)～模型(5)在10%分位数回归的基础上引入了内生动力与自然资本、人力资本、物质资本、金融资本及社会资本的交互项。由模型(1)可知,内生动力与自然资本的交互项系数为正,且通过显著性检验,假设2得到部分证实。同时,通过对自然资本指标求偏导后得出,通过对贫困农户内生动力的培育,可以削弱自然资本对其家庭收入的负向影响,甚至能够打破“资源诅咒”的困境。可能的解释是,内生动力较高的贫困农户风险偏好水平较高,其敢于通过采纳新型技术、扩大种植规模等方式提高土地利用效率,并在合理的抱负水平指导下发挥自然资本的禀赋效应,以此实现农户家庭收入的提高。由模型(2)可知,内生动力与人力资本的交互项并不显著,可能的原因是,由于人力资本作为农户生计的根本,其无法以农户个人意志为转移,即使贫困农户有再高的内生动力,也难以弥补人力资本的匮乏。但较为有趣的是,由模型(3)～模型(5)显示,内生动力与物质资本、金融资本、社会资本的交互项系数为负,且均通过显著性检验,与假设 H_2 不符。可能的解释是,个体的内生动力应与生计资本存量相匹配,绝对贫困农户的物质资本、金融资本及社会资本均较为匮乏(见表3),若仅仅通过培育内生动力以期实现绝对贫困农户脱贫,则可能会导致农户出现过度风险偏好及抱负差距过大等个体失灵现象,导致其做出不切实际的经济决策,最终坠入贫困陷阱。

模型(6)～模型(10)在90%分位数回归的基础上引入了内生动力与自然资本、人力资本、物质资本、金融资本及社会资本的交互项。由表6可知,除人力资本外,内生动力与其他生计资本的交互项系数均为正,即存在互补效应,但仅有与自然资本、物质资本及金融资本的交互项通过显著性检验,假设 H_2 得到部分证实。可能的解释是,由于高收入农户的内生动力与生计资本均较为丰富,遵循规模效应递减规律,这类家庭通过资本投入以获得收入提高的效率更低。因此,即使内生动力能提高农户对其他资本的利用效率,但所表现出的互补效应也将会

十分有限。但对于自然资本、物质资本及金融资本而言,有着较高内生动力的高收入农户往往能有效地实现规模经济,提高生产水平,同时也能准确地配置货币资本,提高投资水平,进而促进农户收入的进一步提高。

四、结论与建议

(一)研究结论

本文基于六盘山区等六大集中连片贫困地区942户农户调研数据,量化研究了内生动力对农户家庭增收的重要作用,并通过分位数回归模型分析了不同收入水平下内生动力及各类型生计资本对农户家庭收入的影响机理。主要研究结论包括:

1.精神贫困是集中连片贫困地区农户陷入贫困陷阱、难以实现生活富裕的重要原因。样本区域内农户总体内生动力指数仅为0.487,且在低收入与高收入农户之间相差0.325,这表明集中连片贫困地区的贫困农户内生动力严重匮乏。通过理论分析及实证检验发现,内生动力从生产投资意愿、个体努力程度及政策依赖三个方面显著促进了农户家庭收入的提高。尤其对于贫困农户而言,内生动力每提高1%,农户家庭收入将提高1.916%,其增收效应仅次于人力资本。同时,内生动力对贫困农户的增收效率更高,这也意味着内生动力的培育也有助于缩小收入差距,改善贫困农户在收入分配中的不利地位。

2.不同收入水平下农户的各项生计资本存在显著差异,尤以金融资本及社会资本差距最大,分别相差0.420及0.251。同时,在不同分位数下的各项生计资本对农户的增收效应差异明显。人力资本、物质资本及社会资本均呈现出边际效应递减规律,其增收效应分别从2.102%、1.690%和0.591%下降至1.415%、0.716%和0.335%;而金融资本则呈现出边际效应递增现象,其增收效应从0.537%提高至0.987%。

3.内生动力与生计资本在影响农户家庭收入时存在交互效应,且在不同收入水平下存在显著差异。对于贫困农户而言,由于"小富即安"的小农思想存在,内生动力与物质资本、金融资本及社会资本均存在显著的替代效应。对于高收入农户而言,内生动力与各类型生计资本存在互补效应,但由于规模报酬递减规律,内生动力与物质资本及社会资本的互补效应并不显著。但由于内生动力提高能帮助农户进行风险收益项目的投资以获得更高收入,故内生动力与金融资本存在显著的互补效应。同时,内生动力与自然资本在低收入及高收入农户中均表现出显著的互补效应,且对低收入农户的互补效应更高。

(二)政策建议

结合以上结论及相关分析,本文认为,集中连片贫困地区现阶段的贫困治理模式要将外部扶贫与内部扶志相结合,不仅要削弱贫困人口的外生约束,更要打破贫困人口的内生壁垒,培育贫困人口的内生动力,进而构建贫困人口与扶贫主体间"双向造血"的长效化贫困治理模式。

1.扶贫要扶志,以社区为施政单位加强对贫困农户内生动力的培育。首先,要充分发挥农村社区的治理功能,通过讲课、宣传等方式改善农户保守、短视的贫困意识,提高其把握新型农业技术、外出务工等外部机会的渴望度;其次,要以乡风文明建设为核心,构建脱贫光荣为导向的社区氛围,以引导贫困农户形成合理的抱负水平;最后,发挥基层干部信息对称优势,以精炼简洁、通俗易懂的方式向贫困农户宣传扶贫政策,以此降低扶贫政策对贫困农户认知系统的负担,提高贫困农户对扶贫政策的接受程度。

2.转变外部性扶贫模式,以多重保障体系来引导农户逐步消除精神贫困。例如加大教育、医疗等公共服务供给,提高集中连片贫困地区农户教育、医疗等公共服务的可得性;在了解农户基本需求的条件下加强技术培训,进而发挥人力资本在劳动力市场中的重要作用等;通过将货币形式的扶贫资源倾斜逐步转向政策形式的外部机会供给,以此降低农户形成政策依赖的可能,也为农户进行生产投资的自主发展创造更好的外部环境。

3.重视内生动力与各类型生计资本的结构优化,将外部扶贫与内部扶贫相结合,通过双管齐下的方式使内生动力与物质资本、金融资本及社会资本将贫困农户家庭收入的替代效应转为互补效应,以此提高扶贫资源的使用效率。同时,可以考虑为高收入农户提供更宽松的金融环境和更专业的生产投资培训,进而充分发挥内生动力与物质资本及金融资本的互补效应,以发挥高收入农户在乡村振兴战略中的带动作用。

参考文献:

[1] 刘彦随,周扬,刘继来.中国农村贫困化地域分异特征及其精准扶贫策略[J].中国科学院院刊,2016,31(3):269-278.

[2] 丁建军.中国11个集中连片特困区贫困程度比较研究——基于综合发展指数计算的视角[J].地理科学,2014,34(12):1 418-1 427.

[3] Amartya Sen. Development as Freedom[M]. Oxford: Oxford University Press,1999:87-110.

[4] 蔡洁,马红玉,夏显力.集中连片特困区农地转出户生计策略选择研究——基于六盘山的微观实证分析[J].资源科学,2017,39(11):2 083-2 093.

[5] 张银银,马志雄,丁士军.失地农户生计转型的影响因素及其效应分析[J].农业技术经济,2017(6):42-51.

[6] 何仁伟,李光勤,刘邵权,等.可持续生计视角下中国农村贫困治理研究综述[J].中国人口·资源与环境,2017(11):69-85.

[7] 许汉石,乐章.生计资本、生计风险与农户的生计策略[J].农业经济问题,2012(10):100-105.

[8] 伍艳.贫困山区农户生计资本对生计策略的影响研究——基于四川省平武县和南江县的调查数据[J].农业经济问题,2016(3):88-94.

[9] 道日娜.农牧交错区域农户生计资本与生计策略关系研究——以内蒙古东部四个旗为例[J].中国人口·资源与环境,2014(S2):274-278.

[10] 刘霞,潘晓良.不确定性风险选择的抱负水平——相对效用整合理论[J].心理科学,1998,21(5):412-414.

[11] 方迎风.行为视角下的贫困研究新动态[J].经济学动态,2019(1):131-144.

[12] 刘一伟,汪润泉."加剧"还是"缓解":社会保障转移支付与老年贫困——基于城乡差异视角的分析[J].山西财经大学学报,2017(2):12-21.

[13] 刘一伟.社会保障支出对居民多维贫困的影响及其机制分析[J].中央财经大学学报,2017(7):7-18.

[14] 孙咏梅.中国农民工精神贫困识别及精准扶贫策略——基于建筑业的调查[J].社会科学辑刊,2016(2):76-84.

[15] 高圆圆,范绍丰.西部民族地区农村贫困人口精神贫困探析[J].中南民族大学学报(人文社会科学版),2017(6):131-136.

[16] Meraner M,Finger R. Data on German Farmers Risk Preference, Perception and Management Strategies [J]. Data in Brief,2017,15:102-105.

[17] 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(12):147-153.

[18] Azam J,Gubert F. Migrants' Remittances and the H-ousehold in Africa:A Review of Evidence[J]. Journal of African Economies,2006,15(2):426-462.

[19] 侯麟科,仇焕广,白军飞,等.农户风险偏好对农业生产要素投入的影响——以农户玉米品种选择为例[J].农业技术经济,2014(5):21-29.

[20] 邹薇,郑浩.贫困家庭的孩子为什么不读书:风险、人力资本代际传递和贫困陷阱[J].经济学动态,2014(6):16-31.

[21] Copestake J,Camfield L. Measuring Multidimensional Aspiration Gaps:A Means to Understanding Cultural Aspects of Poverty[J]. Development Policy Review,2010,28(5):617-633.

[22] Ray D. Aspirations,Poverty and Economic Change[M]. New York:Oxford University Press,2006:1-2.

[23] Veenhoven R. The Four Qualities of Life:Ordering Concepts and Measures of the Good Life[J]. Journal of Happiness Studies,2000,1:1-39.

[24] Lybbert T J,Wydick B. Poverty,Aspirations,and the Economics of Hope[J]. Economic Development and Cultural Change,2018,4:709-753.

[25] Janzen S A,Magnan N,Sharma S,et al. Aspirations Failure and Formation in Rural Nepal[J]. Journal of Economic Behavior & Organization,2017,139:1-25.

[26] Chivers D. Success,Survive or Escape? Aspirations and Poverty Traps [J]. Journal of Economic Behavior & Organization,2017,143:116-132.

[27] Kosec K,Mo C H. Aspirations and the Role of Social Protection:Evidence From A Natural Disaster in Rural Pakistan[J]. World Development,2017,97:49-66.

[28] Dalton P S,Ghosal S,Mani A. Tourism Working Paper Series[J]. Economic Journal,2016,126(590):67-80.

[29] Mani A,Mullainathan S,Shafir E,et al. Poverty Impedes Cognitive Function[J]. Science,2013,341:976-980.

[30] 阿此吉特·班纳吉,埃斯特·迪弗洛.贫穷的本质[M].景芳,译.北京:中信出版社,2013:23.

[31] 杭承政,胡鞍钢."精神贫困"现象的实质是个体失灵——来自行为科学的视角[J].国家行政学院学报,2017(4):97-103.

[32] Sendhil M,Eldar S. Scarcity[M]. UK:Penguin,2013:61-64.

[33] 叶永刚,李林,舒莉.中非法郎区银行风险预警研究——基于层次法和熵值法的组合分析[J].国际金融研究,2018(4):66-75.

[34] Koenker R, Bassett G. Regression Quantiles[J]. Econometrica, 1978, 46(1): 33-50.

[35] 孟凡强,邓保国. 劳动力市场户籍歧视与城乡工资差异——基于分位数回归与分解的分析[J]. 中国农村经济, 2014(6): 56-65.

[36] 王加灿. 上市公司内部控制审计与年报及时性——基于 OLS 与分位数回归的证据[J]. 审计与经济研究, 2015(3): 58-68.

[37] 张曙霄,戴永安. 异质性、财政分权与城市经济增长——基于面板分位数回归模型的研究[J]. 金融研究, 2012(1): 103-115.

[38] 程名望,盖庆恩,JIN Yanhong,等. 人力资本积累与农户收入增长[J]. 经济研究, 2016(1): 168-181.

Impact of Endogenous Motivation on Household Income Under the Framework of Sustainable Livelihoods

GUAN Rui, WANG Wenlüe, YU Jin*

(*College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling, Shaanxi* 712100, *China*)

Abstract: Mental poverty is an endogenous predicament that is difficult to solve in the current external poverty alleviation model, and it is also an important constraint to achieve the rural revitalization. This paper focuses on the aspiration economy duality attributes of the poverty causes, and brings the endogenous power into the sustainable livelihoods frameworks. Based on data from 942 rural households in 6 contiguous destitute areas like Liupan Mountains, we use the quantile regression model to analyze the impact mechanism of mental poverty on rural household income under different income levels. The results show that: (1) The cultivation of endogenous power can effectively increase the household income of poor farmers, and the income increase effect is about 1.916%. (2) Under different quantiles, the effects of various livelihoods capital on farmers' income increase are obviously different. Human capital, material capital and social capital all show diminishing marginal effects, while financial capital shows an increasing marginal effect. (3) For poor farmers, endogenous power and material capital, financial capital and social capital have significant substitution effects; for high-income farmers, endogenous power has significant complementary effects with natural capital, material capital and financial capital.

Key words: mental poverty; endogenous motivation; sustainable livelihood capital; household income; quantile regression model

(责任编辑:董应才)