

中国农村持续性多维贫困特征及成因*

——基于能力“剥夺—阻断”框架的实证分析

姚树洁 张璇玕

【摘要】文章将贫困时长、受剥夺能力与脱贫概率相统一,利用“剥夺—阻断”框架研究多维贫困持续性,并基于 2010~2018 年中国家庭追踪调查资料和 Logit 回归方法得到中国农村持续性多维贫困的能力分布,同时检验教育缺失代际传递形成持续性贫困的中介路径。研究表明,当贫困达到二期后,家庭继续贫困的概率显著提高。医疗负担、生活结余等健康及生活质量缺失可在约 50% 的贫困期被阻断,而教育缺失却伴随着贫困期延长始终存在。弱势家庭低效人力资本代际累积显著延长家庭贫困时长,降低未来脱贫概率。这些研究发现对中国 2020 年决胜建成全面小康社会之后持续扶贫工作具有重要的现实意义和政策参考价值。

【关键词】持续性多维贫困 教育代际传递 贫困陷阱 人力资本

【作者】姚树洁 重庆大学经济与工商管理学院,教授;张璇玕 重庆大学经济与工商管理学院,博士研究生。

一、引言

党的十八大以来,中国以“两不愁三保障”为脱贫标准,从中央到地方实行“五级行政管理责任制”,动员社会各界力量,争取到 2020 年打赢脱贫攻坚战。2012~2019 年,中国农村贫困人口从 9 899 万人下降至 551 万人,贫困发生率从 23.2% 下降至 0.6%,精准脱贫工作取得显著成效(姚树洁,2020)。2020 年,尽管新冠肺炎在全球大流行,中国脱贫“最后一公里”的决心没有变。然而,在彻底消灭现行标准下的绝对贫困以后,脆弱性脱贫及返贫问题可能长期存在(周迪、王明哲,2019;陈永伟等,2020)。如何阻断贫困的持续性将是中国“后 2020 时代”常规化扶贫工作的重点和难点。

分析持续性贫困需解决两个问题:一是界定持续性贫困,二是比较各种致贫因素对

* 本文为国家社会科学基金重大项目“习近平关于扶贫工作的重要论述的理论和实证基础及精准扶贫效果研究”(编号:18ZDA005)的阶段性研究成果。

持续性贫困,特别是贫困代际传递的贡献(郭熙保、周强,2016;侯亚景,2017;葛岩等,2018)。贫困代际传递是指弱势家庭贫困或导致贫困的不利因素会由父母传递给下一代(刘新波等,2019;史志乐、张琦,2018)。解决此类深度贫困有赖于长期的专项帮扶措施。

本文将持续性贫困定义为“贫困家庭改善现有状态的概率比较低”,结合 Alkire 等(2017)的多维贫困测度与 Sen(1999)的能力理论,刻画能力“剥夺—阻断”框架,理解持续性贫困特征及成因。在实证部分,本文采用 Logit 回归界定家庭进入持续性贫困的临界时长,使持续性多维贫困的判定更具客观性与理论意义。同时,以《中国农村扶贫开发纲要 2011~2020 年》(简称《扶贫纲要》)设定的主要任务为蓝本,分层次囊括收入、消费、发展能力等多项指标,找到引起中国农村家庭持续性多维贫困的关键因素。本文主要贡献体现在两方面:一是把时间与致贫多个维度结合起来刻画贫困深度及黏性的作用机制,二是系统分析教育对贫困代际传递的影响路径。

二、持续性贫困分析框架及测度

(一) 能力“剥夺—阻断”框架

贫困不局限于收入或消费单维标准,多维贫困具备更好的瞄准性,得到了广泛的关注及应用(胡继亮等,2019;朱梦冰、李实,2017;李博等,2018)。然而,多维贫困包含非货币贫困形式,通常不可避免地使用序数性指标,使贫困矩及加权贫困矩难以计算。家庭层面,贫困标识是二元离散数据,被剥夺维度数具备序数数据特征。这种数据特征缺乏类似收入等连续性指标的优点,无法借助被追踪家庭的时序数据,分解贫困年份长期收入的均值及波动,难以成为界定持续性及暂时性贫困的可靠依据(章元等,2012;Jalan 等,2000)。因此,一些学者(侯亚景,2017;张全红等,2017;Alkire 等,2017)使用持续时间分析法区分暂时性和持续性贫困:当多维贫困期超过临界值时,该家庭被判定为持续性多维贫困。这种方法简化持续性多维贫困识别,使多维测度更具普及性,但也存在临界值界定主观性较强的缺点。

除了上述临界值界定方法外,也有研究将持续性贫困与脱贫概率相联系。持续性贫困被定义为“贫困者只拥有较小概率改善自身贫困处境”(Hulme 等,2003)。本文使用该定义来区分持续性与暂时性贫困,因为它有两个优点:一是能反映贫困黏性,二是不改变 Alkire 等(2017)原有的可分解性、传递性等测度性质,只将临界值 τ 的主观选择转化为检验贫困时长对改善贫困处境的影响(Callander 等,2017)。

将上述定义与 Alkire 等(2017)的多维贫困测度及 Sen(1999)的能力理论相结合,本文在能力“剥夺—阻断”框架下解释持续性多维贫困的形成机制(见图 1)。假定每个家庭拥有一组功能指标构成可行性能力,代表家庭行动与存在的可行集(Sen,1999)。由于能力分布先验不均与家庭外部冲击,每一时期不同家庭存在能力差异,那些能力缺失严

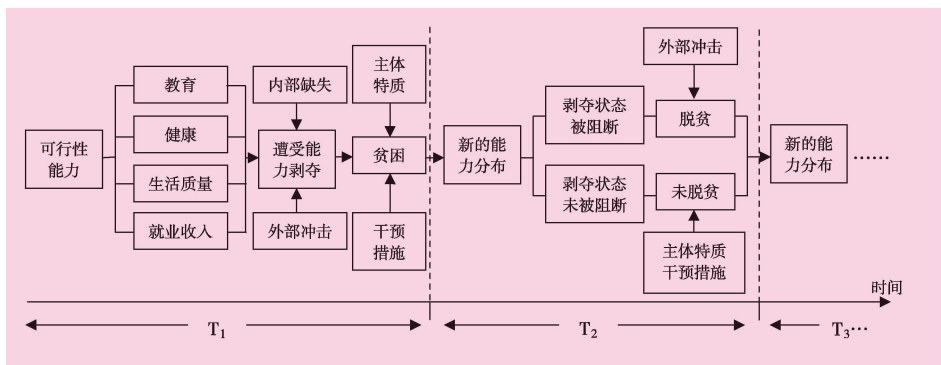


图 1 持续性多维贫困的能力“剥夺—阻断”分析框架

重的家庭更易陷入贫困。因而单期多维贫困存在两种分布：剥夺深度和剥夺广度。

引入时间概念后，多维贫困增加第三种分布，即各维度随时间分布。由于脱贫政策干预及贫困者主观努力，能力剥夺状态可能被阻断或延续，前者可使家庭摆脱贫困，后者则导致贫困持续。若受剥夺维度始终无法被阻断，家庭将长期陷入多维贫困陷阱。因此，本文主要关注持续性多维贫困的 3 个特征：家庭“贫困”整体概率、各维度受剥夺深度与广度、各维度受剥夺时长。长期无法阻断弱势维度将是巩固脱贫成效的难点。

（二）持续性多维贫困界定与分析

首先，本文使用 Alkire 等(2017)的多维贫困测度法测定单期贫困，得到家庭在 T 期的多维贫困序列 $P_i^T = [\rho_i^1(k), \rho_i^2(k), \dots, \rho_i^k(k)]$ 。其中，贫困识别指标 $\rho_i^k(k) = 1$ 时，家庭 i 在第 t 期处于多维贫困； $\rho_i^k(k) = 0$ 表示非多维贫困。家庭贫困时长可由 $\sum_t \rho_i^k(k)$ 得到，或添加时间权重得到贫困加权时长。例如，对 2010~2016 年单期贫困分别赋予权重 0.16、0.22、0.28、0.34，使贫困时长满足：(1) 贫困次数越多，贫困加权时长越长；(2) 同一贫困次数，贫困的发生离观测终期越近，贫困加权时长越长，进而区别出摆脱型（如 1, 1, 0, 0）与陷入型贫困（如 0, 0, 1, 1）对下期贫困概率的不同影响。由于样本期较短，实证分析时使用简单累加法得到贫困时长。其次，本文在 Callander 等(2017)的基础上，采用 Logit 模型界定持续性贫困的临界值：当贫困时长超过一定数值时，继续贫困的概率会显著升高。以 2010~2018 年观测样本为例，界定持续性贫困临界值的方法如式(1)所示。

$$poverty_i = \alpha_0 + \beta_1 Dummy_{it} + \theta_1 X_i + \varepsilon_{i0} \tag{1}$$

其中， $poverty_i$ 表示家庭 i 在 2018 年（观测期的终期）的贫困状态，1 为多维贫困，0 为非多维贫困。 $Dummy_{it} (t=1, 2, \dots)$ 为虚拟变量，按照 2018 年前已经历的贫困时长，以 0 期为基准， $Dummy_{1i}$ 表示家庭在 2018 年前经历 1 期多维贫困，以此类推， $Dummy_{2i}$ 和 $Dummy_{3i}$ 分别表示家庭已经历 2 期和 3 期贫困。 X_i 为未进入能力指标的控制变量，包括

户主及其配偶的平均年龄、家庭人口规模、16岁以下少儿比例、65岁及以上老人比例和地区控制变量(1=东部,2=中部,3=东北,4=西部)。从 $Dummy_{1i}$ 开始,依次对式(1)进行回归。如果从 τ 期开始, $Dummy_{\tau i}$ 显著提高家庭在 2018 年继续贫困的概率,则认为家庭经历 τ 期贫困后,下期的贫困概率显著提高。 τ 期为进入持续性贫困的临界值。

假设贫困时长达到 τ 期时,家庭陷入持续贫困, $\rho_i(k;\tau)=1$ (其他为 0)。本文对这部分家庭使用 Alkire 等(2017)的三界法计算出持续性贫困指数,并进行维度分解。此外,本文计算了持续贫困家庭在维度 j 的平均受剥夺时长: $D_j^C=[\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \rho_i(k;\tau)g_{ij}^t(0)]/T[\sum_{i=1}^N \rho_i(k;\tau)-\sum_{i=1}^N \bar{g}_{ij}]$ 。其中, $g_{ij}^t(0)$ 为维度 j 的剥夺状态,当家庭 i 在该维度达到受剥夺临界值时, $g_{ij}^t(0)=1$,其他为 0; \bar{g}_{ij} 为持续贫困家庭在 j 维度从未被剥夺过的身份标记,当 $\rho_i(k;\tau)=1$ 且 $\sum_{t=1}^T \rho_i(k;\tau)g_{ij}^t(0)=0$ 时 $\bar{g}_{ij}=1$ 。由此了解观测期内,哪些维度的能力缺失可被及时阻断,哪些会随着贫困时长而延续。

(三) 持续性多维贫困测度指标

精准扶贫贵在“精准”,贫困识别是关键。持续性多维贫困测度指标仍需反映中国农村贫困的多面性与测量的准确性,既要考虑不同地区不同人群的生活状况与客观福利,又要权衡数据的可获性与瞄准成本。在容纳不同地区个性特征与较低成本掌握全国共性因素之间保持平衡。对此,学界尚未形成一套综合多维贫困指标体系,或对指标与权重达成共识(毕洁颖、陈志钢,2019)。本文以《扶贫纲要》设定的总体目标与主要任务为框架,指标与临界值的设定参考王春超、叶琴(2014),朱梦冰、李实(2017),郭熙保、周强(2016)等学者的研究,同时借鉴联合国开发计划署报告的多维贫困指标,选用 4 个维度衡量精准脱贫着力解决的 4 种贫困类型:因学致贫、因病致贫、温饱问题与劳动能力不足。每个维度包含 3 个指标,共 12 个指标,权重均为 1/12。

“教育”维度采用“有 6~15 岁少儿没有上学,或有 16~18 岁未成年人没有完成 9 年义务教育”“根据成员出生年份,所有家庭成员都未完成义务教育或基础教育”“家庭教育支出占家庭纯收入 50%以上”,分别作为“儿童辍学”“教育程度”“教育负担”的剥夺临界值,对应“保障扶贫对象义务教育”“适龄儿童入学率 100%”的脱贫目标。

“健康”维度包括“医疗保险”(所有家庭成员都没有参加任何医疗保险)、“BMI”(有 20 岁及以上成员 BMI 值小于 18.5)、“医疗负担”(家庭医疗支出占家庭纯收入 50%以上)3 个指标的剥夺临界值,对应“保障扶贫对象基本医疗”“新型农村合作医疗参合率稳定在 90%及以上”的任务目标。

“生活质量”维度体现“稳定实现扶贫对象不愁吃、不愁穿”的总体目标,包含“食品安全”(家庭食品支出占家庭消费支出 60%以上)、“食物自给”(农业产出中自家消费部分占总产出 50%以上)、“日常结余”(家庭当期没有新增存款或存在入不敷出情况,即剔

除教育医疗支出,家庭消费支出高于收入)3个指标的剥夺临界值。

“就业收入”维度使用“当期家庭人均消费性支出低于国家贫困线”“18岁以上所有已工作、曾工作的家庭成员都没有获得退休、失业保险等就业保障”,以及“所有18~65岁劳动力均处于‘未就业状态’”,分别作为“基础收支”“就业保障”“就业状态”的剥夺临界值。

按照能力恢复的难易程度与培育时长,上述指标分为3个层次:最低须完成此轮脱贫攻坚的任务目标,其次考虑处于贫困边缘的家庭,最高则瞄准需要长期观测、培养的家庭能力。具体而言,阻止“儿童辍学”,保证农村家庭的“医疗保险”“就业保障”“基础收支”是本次脱贫攻坚必须完成的“两不愁三保障”总体目标。“教育负担”“医疗负担”“食品安全”从实际生活负担角度,更高标准地涵盖了处于贫困边缘家庭。这些家庭或许不是本次脱贫攻坚贫困户,但若遭遇风险或收入波动,他们可能会在未来陷入贫困。其余指标,如家庭整体受教育水平、日常储蓄、就业状态等,反映家庭长期生计能力与发展意愿,需要政府常态化的培育与引导。

三、中国农村持续性多维贫困特征

本文使用中国家庭追踪调查资料(CFPS)。该调查由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)开展,样本覆盖全国25个省份。本文将2010~2018年的家庭样本进行匹配,剔除由于分家、离婚或死亡等原因导致前后无法比较的模糊样本。最终有效样本包含4390个农村家庭,每个家庭被追踪5期,时间跨度8年。

(一) 持续性多维贫困临界值

本文设定 $k=1/4$ (受剥夺维度超过3个)时,家庭处于单期多维贫困,2010~2018年多维贫困发生率如图2所示。

2010、2012、2014、2016和2018年,多维贫困发生率分别为31.18%、19.23%、11.07%、11.62%和10.59%(见图2)。根据本文测度,在期初,中国农村多维贫困发生率介于世界银行“1.9美元/天”和“3.2美元/天”界定的贫困发生率之间;在2010~2014年快速下降,下降趋势略快于国家统计局估计的收入贫困发生率,随后保持平稳下降态势。

将家庭在2018年前已经历的贫

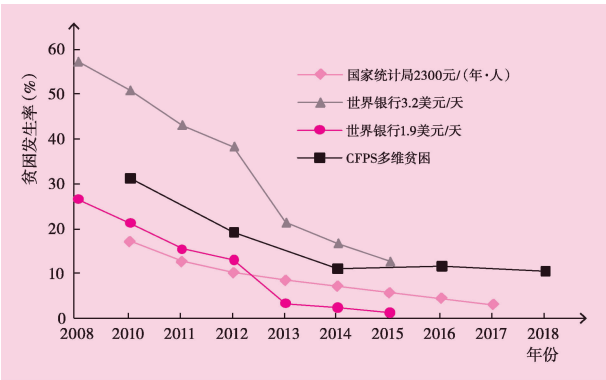


图2 2008~2018年中国农村贫困发生率

注:国家统计局数据来自官方网站,以收入作为贫困标准;世界银行数据来自 PovcalNet,以消费作为贫困标准,最新数据版本为2019年9月。

表 1 2018 年持续性多维贫困临界值回归结果

贫困时长	贫困比例 (%)	几率比	标准误	95%置信区间
0 期	4.568	—	—	—
1 期	11.111	1.083	0.125	0.863~1.358
2 期	20.196	1.924***	0.265	1.469~2.521
3 期	36.111	4.106***	0.699	2.942~5.731
4 期	47.368	5.185***	1.240	3.245~8.284

注：Logit 回归采用稳健标准误。2018 年前没有经历贫困(0 期)的家庭没有参与回归。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

困时长代入式(1),得到持续性贫困临界值判定结果如表 1 所示。与从未贫困的家庭相比,已经历贫困的家庭在下一期陷入贫困的可能性更大,贫困期越长,下期继续贫困比例越高。对比为 0 期与 4 期贫困,从未贫困家庭中,只有 4.57%在 2018 年陷入多维贫困,但已经历 4 期贫困家庭有接近半数会继续贫困。因此,贫困具有较强的黏性。这与陈永伟等(2020)的研究结果吻合。

当贫困期达到多少时家庭会陷入持续贫困? 表 1 中的几率比表明,经历 2 期多维贫困后,回归系数显著提高,即当贫困期达到 2 期时家庭在 2018 年陷入贫困的概率显著提高。这种临界值测算方法在长期追踪样本中可简便而准确地判断贫困时长与脱贫概率关系,如 Callander 等(2017)检验了澳大利亚 12 期追踪家庭持续性贫困。依据现有样本,中国农村家庭陷入持续性贫困的临界值为 2 期。根据上述结果,本文测算了 2010~2018 年持续性贫困指数(见表 2)。当临界值设为 2 期,有 21.64%的家庭陷入持续性贫困。每一贫困期,每个家庭约有 6 个维度被剥夺,平均剥夺强度为 0.5392。表 2 还提供了不同临界值的测算结果,随着临界值的提高,持续性贫困发生率迅速降低,平均受剥夺强度缩小,表明贫困时期越长,持续贫困群体越集中,他们遭受剥夺的能力更聚焦于某些共性因素。

本文还对比了不同临界值 k 和 τ 下持续性多维贫困的发生率(见表 3)。随着 k 和 τ 的提升,被识别为持续性多维贫困的家庭逐渐减少,符合多维框架下的贫困特征。处于持续性多维贫困的家庭主要集中在 k 属于 $1/12\sim 3/12$ 的临界值区间,同样表明这些家庭在某几个共同因素上遭受连续剥夺,陷入持续性贫困。

(二) 持续性多维贫困维度分布

在现有扶贫政策下,哪些指标会是持续性多维贫困的主要共性因素? 本文以 $k=1/4$ 为标准,展示不同临界值下 12 个指标的被剥夺数及其对持续性贫困的贡献度(见表 2)。 $\tau=2$ 时,“儿童辍学”“教育负担”“医疗保险”的贡献度不足 4%,这 3 个因素不是中国农村持续性贫困的主要原因。这应该归功于中国政府在农村全面普及 9 年义务教育与大病医疗保障,着力解决弱势家庭上学难及就医难问题。

从对重庆、陕西、青海、四川、新疆等地实地调研了解到,地方政府将义务教育“零辍学”纳入扶贫成效考评范围,并且对子女考上大学或大专的贫困家庭,给予额外补助,全

表 2 2010~2018 年持续性多维贫困的维度特征(k=1/4,N=4390,纵贯结果)

指 标	$\tau=1$		$\tau=2$		$\tau=3$		$\tau=4$		$\tau=5$	
	平均	对 M_0	平均	对 M_0	平均	对 M_0	平均	对 M_0	平均	对 M_0
	发生 数(户)	贡献 (%)	发生 数(户)	贡献 (%)	发生 数(户)	贡献 (%)	发生 数(户)	贡献 (%)	发生 数(户)	贡献 (%)
教育										
儿童辍学	94	1.62	54	1.64	28	1.69	12	1.60	3	1.20
教育程度	570	9.80	424	12.95	256	15.48	126	16.62	36	16.59
教育负担	233	4.01	108	3.28	41	2.50	16	2.08	3	1.38
健康										
医疗保险	103	1.77	68	2.08	36	2.15	17	2.18	5	2.21
BMI	557	9.59	310	9.46	158	9.52	72	9.52	23	10.51
医疗负担	434	7.45	261	7.96	127	7.68	55	7.29	15	6.82
生活质量										
食品安全	421	7.24	236	7.20	122	7.34	57	7.44	18	8.29
食物自给	861	14.80	430	13.11	193	11.62	82	10.76	20	9.22
日常结余	942	16.18	508	15.50	251	15.16	117	15.39	31	14.47
就业收入										
基础收支	376	6.47	197	6.00	97	5.83	40	5.29	13	6.18
就业保障	693	11.91	358	10.93	173	10.42	76	10.05	20	9.22
就业状态	533	9.16	324	9.90	176	10.61	90	11.78	30	13.92
贫困户数量	2092		950		414		173		45	
贫困发生率(%)	47.65		21.64		9.43		3.94		1.03	
平均剥夺强度	0.6598		0.5392		0.4728		0.4299		0.4019	
平均持续时期	0.3512		0.5331		0.7053		0.8520		1.0000	
贫困指数	0.1104		0.0622		0.0315		0.0144		0.0041	

注:被剥夺的平均发生数为持续贫困家庭在该维度受剥夺的平均数。

面防止贫困家庭儿童中途辍学,阻断贫困家庭教育缺失对下一代的传递。在医疗保障方面,当地政府针对农村贫困家庭大病补助最高可补贴 90%的住院费用。对因疾病或残疾而丧失生活自理能力的贫困者,地方政府还适当提供护理补贴。如今,脱贫标准与农村低保标准逐渐并轨。那些因病老而无法依靠产业扶持或就业帮扶脱贫的贫困家庭将全部纳入社会保障救助范围。表 2 显示,儿童教育及大病医疗补助在全国范围内取得显著成效。

“医疗负担”“食品安全”和“基础收支”是形成持续性多维贫困的次要原因,其贡献度为 6.00%~7.96%。这得益于中国政府扎实贯彻“两不愁三保障”的总体目标,着力改善贫困家庭生活质量,保障医疗资源可负担性。随着临界值的提高,“医疗负担”趋于下降,而“食品安全”“基础收支”保持稳定,表明尽管中国农村温饱问题已得到根本改善,持续贫困家庭仍需面对低收入和温饱型支出的窘境。但三者在不同临界值下贡献度均

表 3 不同 k 和 τ 下持续性多维贫困发生率 %

	从未贫困	$\tau=1$	$\tau=2$	$\tau=3$	$\tau=4$	$\tau=5$
$k=0$	0.23	99.77	98.04	92.85	80.57	54.94
$k=1/12$	5.17	94.83	81.32	61.25	40.62	20.07
$k=2/12$	23.30	76.70	49.59	28.36	14.28	5.72
$k=3/12$	52.35	47.65	21.64	9.43	3.94	1.03
$k=4/12$	76.77	23.23	6.79	1.80	0.52	0.05
$k=5/12$	91.39	8.61	1.28	0.16	0.09	0.00
$k=6/12$	97.27	2.73	0.21	0.05	0.02	0.00
$k=7/12$	99.52	0.48	0.02	0.00	0.00	0.00
$k=8/12$	99.98	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
$k=9/12$	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$k=10/12$	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$k=11/12$	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

不超过 9%,说明它们并非持续性贫困的关键因素。

剩余 6 个指标反映家庭长期发展与抗风险能力,贡献度均超过 9%,是形成持续性多维贫困的关键因素。其中,“BMI”反映家庭营养不良情况,其贡献度高于医疗负担,表明营养不良造成亚健康或非健康生理状态是因病致贫的潜在威胁。“食物自给”和“日常结余”的贡献度表明持续贫困

家庭的农业生产较为封闭,难以形成有效储蓄,因此,提升弱势群体生产能力与抗风险能力是预防返贫的重点。

“就业保障”“就业状态”“教育程度”反映家庭劳动能力。“就业保障”的贡献度从左至右逐渐下降。“就业状态”的测算结果表明持续贫困家庭存在较高失业风险。随着贫困时长增加,“就业状态”与“教育程度”的贡献度提高,即持续贫困家庭更易出现低教育水平及就业不稳定情况。

简言之,当 $\tau=2$ 时,“日常结余”“食物自给”“教育程度”“就业保障”“就业状态”与“BMI”等反映家庭发展能力及抗风险能力,对持续性贫困贡献度最高,是引起持续性贫困的关键因素。这些因素往往不是当前精准脱贫的关注点,说明 2020 年实现全面脱贫以后农村低收入家庭脆弱性及返贫风险依然存在,科学解释这些因素对持续性贫困的作用机制,将为今后持续扶贫工作指明方向。

随着临界值的提高,6 种能力缺失的贡献度排名发生变化。“教育程度”对持续性贫困的贡献度迅速增加,逐渐占据首位。这表明越聚焦于贫困期更长的人群,教育的作用越明显,与周强、张全红(2017)的研究结论吻合。

(三) 受剥夺能力的阻断与延续

上述分析发现的引起持续性贫困的前 6 项能力缺失是否已被有效阻断? 图 3 在 $\tau=2$ 时展示不同能力的“剥夺—阻断”进程,再次表明“因学致贫”与“因病致贫”是部分农村家庭陷入贫困的重要原因,但不是造成持续性贫困的主要能力障碍。这可由“儿童辍学”与“医疗保险”的受剥夺数(两者累计不超过 10%),或教育与医疗支出的受剥夺时长(不超过 40%的贫困期)得到验证。“日常结余”“食物自给”受剥夺比例较高(高于 15%)且受剥夺时间较长(长于 50%),但受剥夺时长不超过 60%。除“教育程度”外,持

续贫困家庭其他能力的受剥夺时长大多集中在 30%~60%。以现有扶贫条件为背景,持续贫困家庭遭受多数能力剥夺都在50%的贫困期内被有效终结。

图 3 显示,“教育程度”的特征区别于其他 11 个指标。约有 12.94% 的持续贫困家庭存在教育缺失。这一指标比“就业保障”“食物自给”“日常结余”低 6~8 个百分点,但“教育程度”通常被理解为就业与生产的先行指标,这种能力缺失伴随着家庭 70% 以上的贫困期,尚未被有效阻断。因此,与周强、张全红(2017)等学者的研究一致,中国的脱贫工作应该特别关注持续贫困家庭的长期发展能力。

为检验上述结果对临界值选取的敏感性,表 4 展示出不同临界值下“教育程度”的贡献度与平均受剥夺时长。提高临界值标准,持续贫困家庭在“教育程度”的被剥夺时间逐渐延长,贡献度亦不断增加。即便在最低临界值下,持续贫困家庭在“教育程度”的受剥夺时长也接近 70% 的贫困期,其贡献度为 9.80%,超过“医疗负担”与“BMI”,位列前六。若将持续贫困锁定为一直处于多维贫困的家庭,“教育程度”的受剥夺时长超过 90%,它对持续贫困的贡献度提高至 16.59%,高于“日常结余”(14.78%)和“就业状态”(13.92%),居于首位。

综上所述,中国农村家庭陷入持续性贫困的主要影响因素包括:受教育程度、就业与保障、农业生产、有效储蓄和营养条件。其中,教育缺失与持续性贫困相关性更强,缺乏教育是持续贫困的重要因素,这也是本文讨论的重点。

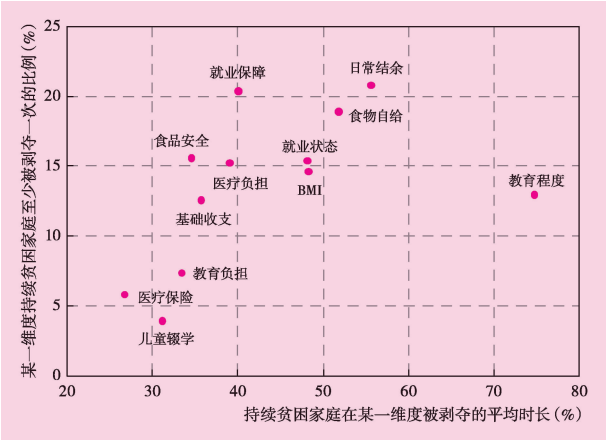


图 3 持续性多维贫困中各维度受剥夺数与受剥夺时长 (k=1/4, τ=2, N=4390)

表 4 “教育程度”对持续性多维贫困的贡献度与受剥夺时长 (k=1/4, N=4390)

	τ=1	τ=2	τ=3	τ=4	τ=5
贡献度	9.80	12.95	15.48	16.62	16.59
平均被剥夺时长	67.66	74.72	82.44	85.41	92.31

四、教育代际传递形成持续性多维贫困的实证研究

(一) 实证假设与模型构建

上述对能力“剥夺—阻断”的分析发现,“教育缺失”未能在观测期内被有效阻断。这一指标反映家庭的内生动力,是其他能力的先行指标,与贫困时长及脱贫概率存在重要

关联。由于儿童教育已由“儿童辍学”与“教育负担”专门衡量,“教育程度”受剥夺对象主要为超过正规教育年龄的成年人。即户主、户主父母辈教育缺失会引发低水平人力资本代际累积,影响家庭在其他维度的能力发展,使家庭陷入持续性多维贫困。据此,本文提出关于“教育代际传递形成持续性多维贫困”的3个假设,并由中介路径检验代际传递的累积性。

假设1:父母的受教育程度会影响子女的教育水平,二者存在正相关关系。这个假设基于现有研究(史志乐、张琦,2018;Sam,2016),是后续假设的基础。弱势家庭子代往往缺乏足够教育投入或不得不放弃学业提早工作来维持家庭生计,造成人力资本低水平累积,引发贫困家庭“造血”能力不足,降低家庭长期发展能力。

假设2:父母与子女教育缺失将显著延长家庭贫困时长。进一步将教育传递与贫困时长构建路径关系。该假设基于对持续性多维贫困的整体分析与部分家庭的脱贫现状,将教育传递与贫困时长相关联。在脱贫过程中,有些贫困家庭意志不坚定,期望不高(杭承政、胡鞍钢,2017);或习惯于贫困生活方式,主观上认为自身不贫困(王兆萍,2005),或对新生活方式与思想观念抱有抵触情绪(高圆圆、范绍丰,2017)。其原因往往在于贫困户的教育缺失,使家庭陷于旧有思维模式,脱贫主观意愿低下,造成贫困代际传递。

假设3:父母与子女受教育程度会通过贫困时长,影响未来脱贫概率。如果两代人都得到良好教育,家庭具备脱贫内生动力,缩短贫困时长。假设3将前两个假设与脱贫概率搭建路径关系。这个假设基于本文对“持续贫困”的定义:家庭是否可以有较大概率改善自己贫困状态。当父母与子女得到教育帮扶,家庭可在当前脱贫政策下,恢复内生动力,有更高概率跳出持续贫困陷阱。

为验证上述3个假设,本文扩展式(1),检验教育代际传递、贫困时长与脱贫概率的关系。即:

$$sedu_i = \alpha_0 + \alpha_1 fedu_i + \varepsilon_{i1} \quad (2)$$

$$time_i = \beta_0 + \beta_1 fedu_i + \beta_2 sedu_i + \varepsilon_{i2} \quad (3)$$

$$poverty_i = \theta_0 + \theta_1 fedu_i + \theta_2 sedu_i + \theta_3 time_i + \Theta X'_i + \varepsilon_{i3} \quad (4)$$

其中, $sedu_i$ (子女受教育程度)和 $fedu_i$ (父母受教育程度)均为平均受教育程度。本文采用“财务回答人”作为户主,并检查确认户主及其配偶在观测期已超过正规受教育年龄。 $poverty_i$ (下期贫困概率)与前文定义相同(2018年是否为多维贫困); $time_i$ (当期贫困时长)表示2018年前已经历的贫困时长。此外,本文还使用4个维度剥夺数,在维度层面验证教育代际传递对非教育维度的影响。4个维度的剥夺数由该维度3个指标在2018年前的平均剥夺数计算得到。 X_i 表示家庭相关的一组控制变量,定义同式(1),其对应参数为 Θ 。模型中主要变量的描述性统计如表5所示。

(二) 模型识别与估计方法

模型识别后,3个方程将子女受教育程度与贫困时长视为父母受教育程度对脱贫概率的链式中

介变量。即由检验式(2)至式(4)的回归系数及中介路径证明假设1~3(见图4)。其中 θ_1 的显著性会决定父代受教育程度对脱贫概率具有直接作用,还是完全中介作用。本文还对比3个假设构成的路径关系得到教育代际传递中父母与子女对脱贫的不同贡献。

需要注意的是,式(4)的因变量(*poverty*)为二元分类变量,应采用Logit回归。若对3个方程不加区分地采用线性回归,则会出现中介效应与标准误被明显低估、置信区间不准确等问题(刘红云等,2013;方杰等,2017)。回归方法不同,式(2)至式(4)便不能直接比较原始回归系数或直接检验中介效应的显著性。方杰等(2017)建议采用结构方程模型进行类别变量的中介分析,这一方法有2个优点:(1)当所有变量都是观测变量时,可有效地控制测量误差,使中介效应值更准确(Hayes等,2014);(2)可以便利地使用Bootstrap法进行显著性检验(Feinberg,2012)。因此,本文在Mplus软件中估计结构方程模型,基于完全标准化(STDYX)系数比较不同方程的结果,使用Bootstrap法检验特定中介路径的显著性,得到系数与路径的置信区间。置信区间不包括0则表明中介效应显著。

(三) 结构方程回归结果

由于父母、子女受教育年限等主要变量存在非随机性缺失值(Little's MCAR 检验结果为“ $\chi^2=182.968, P=0.000$ ”),本文首先使用回归插补法补全样本,再进行结构方程拟合。3个方程完全标准化回归结果如表6所示。

式(2)中 α_1 显著,估计值为0.409,即提高父母受教育程度会增加子女受教育水平,证实假设1,也验证了史志乐、张琦(2018)及Sam(2016)的研究。式(3)中 β_1, β_2 估计值为-0.067和-0.377,说明提高父子两代受教育程度会显著缩短贫困时长。式(4)中, $\theta_1, \theta_2, \theta_3$ 估计值为-0.093、-0.161和0.267,假设3成立。父母受教育程度对家庭脱贫概率存在显著的直接与间接作用。其中,通过子女教育产生的影响系数更高,表明父母对家庭整体脱贫概率的影响更多地通过教育的代际传递实现。

表5 模型中主要变量的描述性统计

变 量	均值	标准差	变 量	均值	标准差
下期贫困概率	0.106	0.308	家庭规模	4.073	2.017
当期贫困时长	0.731	0.992	少儿比例	0.167	0.229
父母受教育程度	2.279	2.579	老人比例	0.207	0.318
子母受教育程度	5.687	3.532	家庭所在地区	2.575	1.225
子女年龄	53.113	12.695	—	—	—

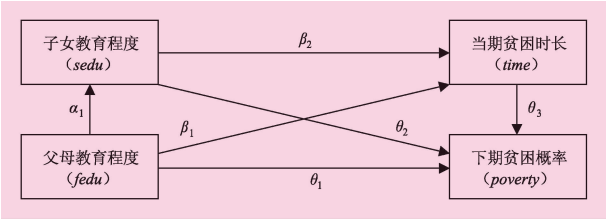


图4 教育缺失的代际传递形成持续性多维贫困路径

注:方框代表该变量为观测变量,控制变量未在路径图中显示。

表 6 教育缺失的代际传递形成持续性贫困的回归结果

路 径	完全标准化系数	标准误	95%置信区间
父母受教育程度→子女受教育程度(α_1)	0.409***	0.013	0.373~0.441
父母受教育程度→当期贫困时长(β_1)	-0.067***	0.014	-0.104~-0.031
子女受教育程度→当期贫困时长(β_2)	-0.377***	0.014	-0.417~-0.339
父母受教育程度→下期贫困概率(θ_1)	-0.093**	0.035	-0.191~-0.015
子女受教育程度→下期贫困概率(θ_2)	-0.161***	0.033	-0.243~-0.075
当期贫困时长→下期贫困概率(θ_3)	0.267***	0.023	0.207~0.331

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

在 3 个假设都成立的条件下,表 7 基于完全标准化系数,展示教育代际传递的 3 种路径。这 3 种间接效应及总效应

都通过显著性检验。其中,通过子女受教育程度形成的 2 条路径具有更高的间接效应,其估计系数分别为 -0.066 和 -0.041,占总效应(-0.125)的 85.6%。父母受教育程度通过贫困时长影响脱贫概率的间接效应为 -0.018,在 3 条路径中贡献最低。这表明父母受教育程度对改善家庭贫困状况的影响并非直接通过家庭事务、家庭决策来实现,而是通过教育传递间接影响脱贫概率。

表 7 教育缺失的代际传递形成贫困陷阱的间接效应与检验

路 径	间接效应	完全标准化系数	标准误	95%置信区间
父母受教育程度→子女受教育程度→下期贫困概率	$\alpha_1\theta_2$	-0.066***	0.014	-0.102~-0.032
父母受教育程度→当期贫困时长→下期贫困概率	$\beta_1\theta_3$	-0.018***	0.004	-0.028~-0.009
父母受教育程度→子女受教育程度→当期贫困时长→下期贫困概率	$\alpha_1\beta_2\theta_3$	-0.041***	0.004	-0.055~-0.031
总效应	$\alpha_1\theta_2+\beta_1\theta_3+\alpha_1\beta_2\theta_3$	-0.125***	0.013	-0.160~-0.092

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 8 进一步展示教育代际传递对 4 个维度的贡献,证明恢复正向教育传递对改善教育与非教育维度剥夺状态均产生显著积极作用。阻断家庭教育缺失不仅会改善成员的劳动能力,还会改变家庭生活习惯与思想观念,综合改善非教育或就业维度剥夺状态,全面提升家庭长期发展能力。这与许多学者对贫困心理因素的讨论一致(杭承政、胡鞍钢,2017;王兆萍,2005;高圆圆、范绍丰,2017)。此外,与表 6 相似,父母受教育程度对各贫困维度的直接作用均小于子女,这易使本文将致贫因素局限于代内能力缺失而忽视代际间的传递作用。

表 9 以表 8 为基础,检验了父母与子女受教育程度对摆脱持续性贫困的间接效应。每一维度中,首行展示父母借由教育传递对脱贫的影响,次行展示父母受教育程度的直接作用。与表 8 的结果略有不同,考虑教育代际传递的贡献后,除“教育”维度外,父母与子女在其余 3 个维度的作用几乎相当。如在“健康”维度,代际传递调整后经过子代的路

表 8 教育代际传递在维度层面对脱离持续性贫困的贡献

路 径	完全标准化系数	标准误	95%置信区间
父母受教育程度→子女受教育程度	0.308***	0.015	0.283~0.331
父母受教育程度→“教育”维度剥夺数	-0.049***	0.014	-0.072~-0.027
子女受教育程度→“教育”维度剥夺数	-0.529***	0.014	-0.552~-0.507
父母受教育程度→“健康”维度剥夺数	-0.032*	0.017	-0.061~-0.005
子女受教育程度→“健康”维度剥夺数	-0.126***	0.017	-0.154~-0.096
父母受教育程度→“生活质量”维度剥夺数	-0.053***	0.017	-0.080~-0.023
子女受教育程度→“生活质量”维度剥夺数	-0.173***	0.017	-0.205~-0.147
父母受教育程度→“就业收入”维度剥夺数	-0.066***	0.015	-0.091~-0.042
子女受教育程度→“就业收入”维度剥夺数	-0.191***	0.015	-0.215~-0.165
“教育”维度剥夺数→下期贫困概率	0.219***	0.022	0.182~0.254
“健康”维度剥夺数→下期贫困概率	0.191***	0.023	0.156~0.232
“生活质量”维度剥夺数→下期贫困概率	0.075***	0.026	0.032~0.119
“就业收入”维度剥夺数→下期贫困概率	0.168***	0.028	0.124~0.213

注：除“教育”维度外，其余维度控制了家庭背景变量。为保证完整性，保留“教育”维度，剔除该维度的结果近似。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 9 教育代际传递在维度层面的间接效应与检验

路 径	完全标准化系数	标准误	95%置信区间
教育			
父母受教育程度→子女受教育程度→“教育”维度剥夺数→ 下期贫困概率	-0.036***	0.004	-0.043~-0.028
父母受教育程度→“教育”维度剥夺数→下期贫困概率	-0.011***	0.003	-0.017~-0.006
健康			
父母受教育程度→子女受教育程度→“健康”维度剥夺数→ 下期贫困概率	-0.007***	0.001	-0.010~-0.005
父母受教育程度→“健康”维度剥夺数→下期贫困概率	-0.006*	0.003	-0.012~-0.001
生活质量			
父母受教育程度→子女受教育程度→“生活质量”维度剥夺数→ 下期贫困概率	-0.004***	0.001	-0.006~-0.002
父母受教育程度→“生活质量”维度剥夺→下期贫困概率	-0.004*	0.002	-0.009~-0.001
就业收入			
父母受教育程度→子女受教育程度→“就业收入”维度剥夺数→ 下期贫困概率	-0.010*	0.002	-0.013~-0.007
父母受教育程度→“就业收入”维度剥夺→下期贫困概率	-0.011*	0.003	-0.017~-0.007
间接效应总和	-0.089***	0.008	-0.102~-0.075

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

径系数为 -0.007，父母的路径系数为 -0.006。因此，父母对子女的教育传递具有隐性的累积作用，会将自身的优势或劣势累积给子女，影响家庭生活各个方面。解决持续性多

维贫困与贫困代际传递共同指向恢复弱势家庭人力资本存量。这一结果显示,教育缺失的不利影响具有长期性,重塑家庭人力资本累积需要较长的时间。教育背景蕴含学习能力、文化素养、生活方式与精神状态,可同时影响物质收入与生活状态两方面。后者对恢复家庭非教育维度剥夺状态,主动摆脱持续性贫困陷阱至关重要。

综上所述,促进弱势家庭成年劳动力继续教育,与促进儿童教育一样,是教育扶贫的重要环节。作为家庭人力资本存量,改善户主受教育程度是阻断现有教育缺失、提高脱贫概率的关键。对家庭未来人力资本累积而言,改变弱势儿童成长的原生环境,提高户主文化素养,能减少教育缺失的代际传递对少儿的累积影响。

五、结论与建议

本文利用2010~2018年CFPS农村家庭追踪样本,系统研究12个贫困指标对持续性贫困及其发生概率的影响。实证结果表明:(1)在经历2期贫困之后,家庭继续贫困的概率显著提高;(2)在12个指标中,受教育程度低、就业不稳定及其引发的就业保障缺失、农业生产封闭、储蓄不足及营养不良是形成持续性贫困的关键因素;(3)有11个指标的能力剥夺均可在约50%的贫困期内被有效阻断,但是,“教育程度”的剥夺状态随着贫困时间延长而持续存在;(4)教育能力剥夺表现为教育缺失的代际传递,可显著延长家庭贫困时长,降低未来脱贫概率;(5)父代教育缺失不仅直接降低现有家庭脱贫概率,更重要的是通过影响子代教育,弱化现有家庭摆脱持续性贫困的能力。

基于上述研究,本文提出以下政策建议:(1)阻断教育缺失代际传递,重塑贫困家庭人力资本累积,促使家庭跳出贫困陷阱;(2)继续落实成人教育、职业技能培训等已有教育帮扶措施,在重视早期教育、普及义务教育与职业教育的同时,开展成人继续教育培训,构建终身学习型的教育培训体系,提升弱势群体认知及劳动能力;(3)对深层持续贫困家庭进行心理疏导、文化提升与精神鼓励,避免因长期贫困而陷入陈旧的发展模式,造成健康、就业等非教育维度的发展障碍,从丰富贫困家庭知识储备与就业能力、塑造家庭精神风貌与生活理念等多个方面增强贫困家庭内生发展动力。

参考文献:

1. 毕洁颖、陈志钢(2019):《国际贫困瞄准的经验及对中国的启示》,《世界农业》,第5期。
2. 陈永伟等(2020):《中国农村家庭脱贫的时间路径及其策略选择》,《中国人口科学》,第1期。
3. 方杰等(2017):《类别变量的中介效应分析》,《心理科学》,第2期。
4. 高圆圆、范绍丰(2017):《西部民族地区农村贫困人口精神贫困探析》,《中南民族大学学报(人文社会科学版)》,第6期。
5. 葛岩等(2018):《儿童长期多维贫困、动态性与致贫因素》,《财贸经济》,第7期。
6. 郭熙保、周强(2016):《长期多维贫困、不平等与致贫因素》,《经济研究》,第6期。

7. 杭承政、胡鞍钢(2017):《“精神贫困”现象的实质是个体失灵——来自行为科学的视角》,《国家行政学院学报》,第4期。
8. 侯亚景(2017):《中国农村长期多维贫困的测量、分解与影响因素分析》,《统计研究》,第11期。
9. 胡继亮等(2019):《收入识别与长期多维贫困:基于中国家庭追踪调查数据的实证分析》,《经济问题》,第8期。
10. 李博等(2018):《中国收入贫困和多维贫困的静态与动态比较分析》,《数量经济技术经济研究》,第8期。
11. 刘红云等(2013):《因变量为等级变量的中介效应分析》,《心理学报》,第12期。
12. 刘新波等(2019):《贫困代际传递研究进展》,《经济学动态》,第8期。
13. 史志乐、张琦(2018):《教育何以使脱贫成为可能?——基于家庭贫困陷阱的分析》,《农村经济》,第10期。
14. 王春超、叶琴(2014):《中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察》,《经济研究》,第12期。
15. 王兆萍(2005):《贫困文化的性质和功能》,《社会科学》,第4期。
16. 姚树洁(2020):《“后2020时代”我国持续扶贫的理论及战略对策》,《人民论坛》(<http://www.rmlt.com.cn/2020/0724/587892.shtml>),2020年7月24日。
17. 张全红等(2017):《中国多维贫困的动态测算、结构分解与精准扶贫》,《财经研究》,第4期。
18. 章元等(2012):《中国农村的暂时性贫困是否真的更严重》,《世界经济》,第1期。
19. 周迪、王明哲(2019):《返贫现象的内在逻辑:脆弱性脱贫理论及验证》,《财经研究》,第11期。
20. 周强、张全红(2017):《中国家庭长期多维贫困状态转化及教育因素研究》,《数量经济技术经济研究》,第4期。
21. 朱梦冰、李实(2017):《精准扶贫重在精准识别贫困人口——农村低保政策的瞄准效果分析》,《中国社会科学》,第9期。
22. Alkire, S., Apablaza, M., Chakravarty, S., and Yalonetzky, G. (2017), Measuring Chronic Multidimensional Poverty. *Journal of Policy Modeling*. 39(6):983–1006.
23. Callander, E.J., and Schofield, D.J. (2017), A Closing Window of Opportunity—When Does Multidimensional Poverty Become Chronic? A Longitudinal Study of Australians, in: *New Dimensions in Community Well-Being*. Springer International Publishing.
24. Feinberg, F.M. (2012), Mediation Analysis and Categorical Variables: Some Further Frontier. *Journal of Consumer Psychology*. 22(4):595–598.
25. Hayes, A.F., and Preacher, K.J. (2014), Statistical Mediation Analysis with a Multicategorical Independent Variable. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*. 67(3):451–470.
26. Hulme, D., and Shepherd, A. (2003), Conceptualizing Chronic Poverty. *World Development*. 31(3):403–423.
27. Jalan, J., and Ravallion, M. (2000), Is Transient Poverty Different? Evidence for Rural China. *Journal of Development Studies*. 36(6):82–99.
28. Sam, V.N. (2016), The Poverty Hypothesis and Intergenerational Transmission of Child Labor: Evidence from Ghana. *African Journal of Economic Review*. 4(2):74–91.
29. Sen, A.K. (1999), *Development as Freedom*. New York: Oxford University Press.

(责任编辑:李玉柱)