

基于多维贫困测量的教育脱贫效应研究

沈 华, 刘 梅

[摘要] 贫困是相对的,且可以从多个维度进行衡量,健康、生活水平和接受教育程度则是传统的贫困判定指标。本研究在修正了联合国开发署的MPI测度指标后,构建了包含健康、教育、生活水平和社会认同4个维度及15个指标的相对贫困测度指标体系。采用2015年CGSS数据计算出浮动多维贫困阈值下,中国19个集中连片贫困覆盖省份的总体多维贫困指数。将贫困指数分解后,发现在所有阈值下多维贫困深度都大于21.96%,教育和社会认同维度对多维贫困指数的影响高于物质维度。而教育层次对多维贫困具有显著削减作用,其中义务教育的脱贫效应最大,高中教育成为消除多维贫困的转折点。

[关键词] 多维贫困;教育脱贫效应;社会认同

一、引言

联合国千年发展目标中提出“消灭极端贫穷和饥饿”后,中国将“确保中国现行标准下农村贫困人口实现脱贫,贫困县全部摘帽”作为2020年脱贫的总体目标。中国在世界的减贫中发挥了巨大的作用。在1981—2012年间中国减少的贫困人口占全球减少贫困人口的71.82%(中国扶贫开发报告,2016);2017年末贫困发生率只有3.1%,比上年度下降1.4个百分点(国民经济和社会发展统计公报,2017)。在绝对贫困大幅减少甚至“零贫困”的趋势下,对于其他维度以及非货币性贫困的关注也越来越亟需。(王小林,2009)。党的“十

[收稿日期] 2018-01-12

[基金项目] 四川省社会科学十三五规划2018年度基地重大项目“信息化技术下的四川教育公共服务均衡发展研究”(SC18EZD010);成都市软科学重点项目“成都人才政策比较研究”(2017-RK00-00432-ZF);四川省软科学项目“‘一带一路’倡议下西部人才集聚与区域创新研究”(M112017ZR0092)。

[作者简介] 沈华,电子科技大学公共管理学院,电子邮箱地址:shenhua1997@163.com;刘梅,电子科技大学公共管理学院,电子邮箱地址:mayee_lm@gmail.com。

九大”报告强调“解决区域性整体贫困，做到脱真贫、真脱贫”。中国的减贫理念也向多维度转变：贫困人口退出以户为单位，主要衡量标准是该户年人均纯收入稳定，超过国家扶贫标准且吃穿不愁、义务教育、基本医疗和住房安全有保障(关于建立贫困退出机制的意见，2016)。2020年脱贫攻坚战结束后，新时代下中国的“贫困”内涵则需要新的定义。而扶贫政策要考虑人的能力资本和主观福利等因素，对现阶段相对单一且静态性的贫困测度方法以及评估指标提出了新的挑战。中国政府开始向经济物质维度以外发力，其中教育扶贫作为“十三五”规划一项关键性工程，希望通过教育资助和投入来改善贫困个体知识技能水平，促进素质提升实现脱贫，推动经济文化的发展。

在学者对贫困的研究中，“教育”因素总是伴随贫困出现(Sen, 2004；张彩云, 2016)。由于教育与劳动力和人力资本的重要关系，决定了它在多维贫困测量中是必不可少的一个要素。有学者认为公共教育投资在消除贫困上有一定效用，但是在缓解贫困深度上却相对不显著(林迪祥, 2016)。在越贴近生存和客观外显的贫困维度上，教育的促进作用越强(范小梅, 2018)。更高的受教育水平能够显著提高贫困个体进入更高层次职业领域的机会，并且与脱贫效应成显著正相关关系(柳建平, 2018)。

在教育年限对于多维贫困的具体作用上，王小林(2009)以5年学业为教育剥夺阈值，研究认为，在多维剥夺为1/8时，中国贫困发生率为85.6%，贫困剥夺份额为24%，多维贫困指数为0.205；当3/8多维贫困剥夺时，贫困发生率降为19.8%，贫困剥夺份额升高为43.9%，多维贫困指数降至0.087。而张全红(2017)以家中最高受教育水平为小学或18岁及以上没完成6年教育为阈值，分别计算得到2000年、2006年和2011年受教育年限对多维贫困贡献率为33.07%、33.97%和39.70%；教育单维贫困率为66.78%、52.16%和25.29%，且长期贫困人口在受教育年限上处于贫困状态的时间比例最高，全国为90.41%。当以初中为教育年限剥夺阈值时，揭子平(2016)以2014年湖北农户数据为基础得出教育对多维贫困贡献率为47.09%。而徐文奇(2017)以家庭中15岁以上的家庭成员均未完成5年的学业为教育剥夺阈值，分别计算得到2010年、2012年和2014年的教育年限对多维贫困贡献率为34.47%、26.67%和28.73%；其中以2014年，多维贫困阈值分别为20%、30%及40%时，总体多维贫困发生率分别在12.93%、4.57%及1.23%上下浮动。

关于教育层次变化对于多维贫困的影响，高艳云(2016)以2012年数据得出家庭平均受教育年限增加1年，该家庭多维贫困发生的可能性会降低0.061，且家庭整体受教育水平的提升对多维贫困的影响比对收入贫困的影响更加明显。邹微(2017)发现1991—2009年，小学、初中和高中的个人收益率

在18—25岁达到生命周期中的最大值,随后出现持续下降趋势。而接受过高等教育的个人收益率随年龄逐渐增大最终维持在0.03—0.09。柳建平(2018)则从劳动力受教育年限研究教育的脱贫作用,劳动力受教育年限增加1年,该家庭发生收入贫困的可能性下降0.038。具体来说,劳动力受教育程度为初中时,相对于农业,选择务工、个体类职业的概率比受教育程度为小学及以下时分别提高了56.2%、145.6%;当劳动力受教育程度为高中时,相对于农业,选择农业、务工、个体类职业的概率比受教育程度为小学及以下时分别提高了59.3%、175.9%和171.6%;当劳动力受教育程度为大专及以上时,则分别提高了124.2%、947.6%和1012.5%。随着受教育层次的不断提高,劳动者选择更高层次职业的概率更高,从而提升个体经济能力减少多维贫困。

多维贫困和教育理论的不断演化,为政府的反贫困政策提供了科学研究的依据。随着中国“2020规划”的推进,集中连片特困区成为了中国打赢扶贫攻坚战最后一座堡垒。很多学者投入到了集中连片特困区的实证研究上(叶初升,2010),分别对秦巴山区、滇桂黔山区等进行了金融扶贫效率测度(黄琦和陶建平,2016)、市场参与下的多维贫困测度(张童朝等,2016)、风险与机会视角下多贫困维度时空结构特征(郑长德和单德朋,2016)。周常春等(2018)则基于云南省四大连片特困区家庭入户调查数据,从5个维度的13个指标,对云南省四大片区多维贫困状况进行了测度。孙鲁云和谭斌等(2018)从自我发展能力剥夺的视角出发,采用A—F多维贫困测度方法测算了新疆和田地区多维贫困状况。

基于相关文献梳理,当前中国对于集中连片特困区测度的研究已经产生了丰硕成果,但分析区域大多分布在武陵山区、秦巴山区、滇西边境及滇桂黔石漠化区。对于宏观的集中连片特困区的总体多维特征以及内部作用规则的研究仍然较少。其次,近年来研究方法以A—F测度方法为主要趋势,但在多维测度指标体系上多局限于健康、教育、生活水平等维度或是直接采用MPI(Multidimensional Poverty Index)指标,而引入社会维度且将个体认知能力引入教育维度进行实际多维贫困测度的研究较少出现。部分研究也开始采用浮动阈值,但是几乎没有对浮动阈值变化与实际贫困指标性质的关系进行分析。中国11个集中连片特殊困难地区以及3个特殊扶持地区中,部分甚至全部覆盖了共计21个省份。这样的贫困覆盖截面与目前中国的显著减贫纵深成果形成了鲜明对比。因此本文将旨在采用修正后的MPI测度指标,详细剖析中国贫困区的综合多维贫困发生率、深度及多维贫困指数,并对MPI进行分解,重点研究教育层次对于多维贫困的作用规律以及脱贫效应。

二、研究方法

(一) A-F 多维贫困测度方法

考虑数据可获得性与中国不同贫困地区的主客观特征,采用 A-F 测度方法。包括贫困的维度选择、各维度的贫困识别与剥夺状况、各维度贫困加总、各维度贫困分解四个步骤(王小林和 Alkire, 2007, 2009)。随后,引入贫困发生率 H、贫困深度 A 和多维贫困指数 M(K)三个指标(徐文奇, 2018)^①。贫困发生率 H 为多维贫困个体总数 q 与样本总数 n 的比值,贫困深度 A 和多维贫困指数 M(K)是 Alkire 和 Foster(2008)在 FGT 方法(Foster, et. al, 1984)基础上提出的一种修正值。

多维贫困指数的计算方法是,当个体 X_i 在某一维度 j 上被剥夺时(即 $X_i \geq$ 被剥夺临界值 Z_j),定义一个行向量个体所受剥夺维度总数 $C_i = [g_{ij}^*]$,使 $C_i \geq K\%$, ($K\% = \frac{k}{j}$)时,有贫困个体识别函数 $f_k(X_i, Z_j) = 1$,且有 $\sum f_k(X_i, Z_j) = q$ 。即当个体 X_i 在 k/j 个维度上均被剥夺时就被视为多维贫困,此时有个体多维贫困剥夺指数 $\sum C_i(K) = \sum_{i=1}^n \omega_j g_{ij}^*$,否则 $\sum C_i(K) = 0$ 。引入列向量并为每个指标赋予权重后矩阵 $[\omega_j g_{ij}^*] = \sum C_{ij}(K)$,表示总体多维贫困剥夺指数。

(二) 二元 Logistic 回归分析

将是否“贫困”作为二分变量,分别以 $K=4$ 、5 和 6 时的多维贫困识别作为因变量,构建三个二元 logistic 回归模型。假设个体多维贫困的概率为 P ,则未发生多维贫困的概率是 $1-P$,通过 Logistic 回归模型对影响个体受多维贫困剥夺的程度进行分析。

$$\text{Logit}(P) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_i X_i \quad (1)$$

在模型中,变量“健康问题影响日常工作活动的频率”“重大事件与公众意

^① 详见王小林, 2017:《贫困测量:理论与方法》(第二版)和徐文奇、平萍, 2018:《中国社会主要矛盾转化与城镇低保政策调整》。采用不等权重多维贫困剥夺分数进行贫困识别,其中有 $H = q/n, A = \sum C_{ij}(K)/q * d, M(K) = H * A$ 。多维贫困指数按照维度分解公式为 $\beta Y_j Y = \left(\frac{\omega}{d}\right) \left(\frac{i}{M_0(K)}\right), M_0(K) = \sum_j \left(\frac{\omega}{d}\right)_{j(k)}$, j 表示 j 维度下的删减后贫困发生率, β_j 分解后 j 维度对多维贫困指数的贡献率。

见一致的程度”“社会公平评价”“生活幸福感评价”“最高受教育程度”“与同龄人相比的社会经济地位变化”和“三年前社会经济地位变化”是多分类变量，第一选项作为对照组；“家庭能源”“电力消费”“基本医疗保险”是两分变量；“BMI值”“耐用品拥有量”“人均住房面积”“社会等级地位自评”是连续变量。

(三)数据来源及修正指标体系

数据来源于中国综合社会调查 CGSS2015，该调查在全国采用随机抽取的方式搜集了覆盖教育、健康、生活水平及社会认同等数据。样本覆盖陕西、甘肃、青海、宁夏、河南、湖北、重庆、四川、湖南、贵州、云南、广西、内蒙古、吉林、黑龙江、河北、山西、安徽、江西 19 个省，将含有缺失值以及其他无效样本剔除后，有效样本为 2077 份。

多维贫困的指标选择上采用 MPI 指标体系，选择了教育、健康和生活水平三个方面，并引入了主观福利性的评价，构成本研究的多维贫困判定指标体系。

表 1 多维指标的剥夺阈值和指标相对权重

	MPI-1 指标	调整后的对应指标 d	剥夺临界值 Z	权重
健康	1)营养状况	1)BMI=体重(kg)/身高(m)	小于 18.5	1/12
	2)儿童死亡	2)健康状况	经常或总是	1/12
		3)城乡基本医疗保险	没有参加	1/12
教育	1)教育年限	1)最高受教育程度	未完成小学教育	1/8
	2)儿童失学	2)个体认知能力	完全听不懂/不能说普通话	1/8
生活水平	1)燃料	1)家庭能源	用柴火灶/土灶作为主要能源	1/16
	2)家庭通电	2)家庭供电	没有电力消费	1/16
	3)资产拥有	3)耐用品拥有	(洗衣机、冰箱、电视、电脑、家用小汽车、空调)拥有少于 2 件	1/16
	4)居住条件	4)人均住房面积	少于 15m ²	1/16
	5)卫生设备			
	6)清洁水源			

续表

	MPI-1 指标	调整后的对应指标 d	剥夺临界值 Z	权重
社 会 认 同	—	1)较同龄人社会经济地位	较低	1/24
	—	2)较三年前社会经济地位	下降了	1/24
	—	3)与社会大众一致程度	非常少	1/24
	—	4)社会公平自评	比较或完全不公平	1/24
	—	5)生活幸福感评价	非常或者比较不幸福	1/24
	—	6)社会等级自评	社会最底层	1/24

1. 健康指标

健康状况指标的选择上常以营养和儿童死亡率两项指标(张全红、周强, 2014; 高艳云, 2012)来衡量。我们调整为 BMI 值(身高体重指数, Body Mass Index)、健康状况和基本医疗保险。中国的社会医疗保险制度覆盖对于人口的健康状况有极大的作用, 尤其能够增强个体化解疾病风险的能力。根据调查人群的身高体重计算其 BMI 值、因健康问题影响日常活动及工作的频率和拥有基本医疗保险(城镇基本医疗保险/新型农村合作医疗/公共医疗)的情况来评价健康维度的被剥夺状况。因此, 当调查个体的 BMI 值小于 18.5、经常/总是因为健康问题影响工作生活或未参加任何一种医疗保险的, 我们视为健康指标上的剥夺。

2. 教育指标

MPI 指标对于教育维度的贫困主要以受教育年限和学龄儿童入学情况来衡量, UNDP2016 年人类发展报告中测算出, 中国平均受教育年限为 9.1 年, 而中国期望受教育年限为 12.5 年, 显然以“儿童失学”(常以小学水平)作为教育剥夺阈值已经不适合中国“高小学入学率、高受教育期望”的现实。虽然本研究涉及的 19 个省份实际受教育年限大多低于 9 年, 但实际期望受教育年限却基本都达到 12 年。本文认为未完成初中(9 年)教育的调查人口则视为教育贫困(徐文奇, 2017)。借鉴其他学者对民族地区精准扶贫的研究(刘小珉, 2017), 将个体认知能力也纳入教育指标, 对完全不具备听或说普通话的能力的视为被剥夺。

3. 生活水平

借鉴学者们对于流动妇女贫困测度的研究(住房、洗澡设施、卫生设施)、对于农村贫困检测研究(居住环境、饮用水和耐用品)、对于农村老年人贫困研究(食品、燃料、住房剥夺)以及中国农村长期贫困的研究中清洁饮水、做饭燃料、家庭用电、垃圾处理、卫生设施、家庭资产等指标(张晓颖, 2017; 韩华为, 2017; 候亚景, 2017), 最终选择家庭炊事能源、家庭用电、耐用品

拥有量、人均住房面积和洗澡设施 5 个方面衡量生活水平维度的剥夺。如果缺乏必要及合格的家庭能源供电、住房及耐用品和住房,会限制人口的生存发展能力。本研究将调查人群使用柴火灶或土灶、没有家庭电力消费、拥有给定耐用品少于两件、人均居住面积低于 15 平方米(国家总体小康标准,1991;张全红,2015)视为生活水平方面的贫困。

4. 社会认同

贫困人口因受到贫困的社会排斥、所处角色被接受程度、社会或民族认同问题(赵菁,2015)聚集形成的贫困群体文化(何汇江,2003),更容易导致这一群体主观福利上被剥夺或者获得感不强。本研究从横向(与同龄人比较)社会经济地位、纵向(与近三年的时间跨度比较)社会经济地位变化、对重要事情所持的观点与社会大众一致程度、对社会公平、生活水平幸福感、目前自身所处社会等级评价的 6 个方面作为衡量社会认同维度贫困的二级指标。

三、分析结果

(一)浮动阈值下集中连片贫困区的多维贫困变动趋势

贫困阈值 K 取值高低可以确定多维贫困线,通常以 $k=5$ 为标准阈值维度(即贫困剥夺阈值为 $K\% = 1/3$),通过 k 值的浮动表明多维贫困指标的变化。贫困深度是衡量贫困程度和规模的指标。当多维贫困阈值 k 为 5 时,贫困发生率 H 为 11.03%,贫困深度达到 40.86%且多维贫困指数为 0.0450。

随着贫困阈值的不同,认定贫困的标准相应地变化,对于精准识别贫困人口的动态变化具有较好的作用。将多维贫困阈值 k 取值为 4 时,贫困发生率 H 上升到 22%,比标准阈值时高出近一倍,多维贫困指数增长到 0.0770,贫困深度却下降为 35.02%。

当多维贫困阈值为 6 时,贫困发生率下降为 4.38%,比标准阈值时减少了一半多,多维贫困指数降至 0.0211,减小了近一半,但贫困深度上升为 48.12%。

表 2 浮动阈值 K 下的多维贫困指标

k	贫困发生率 $H(\%)$	贫困深度 $A(\%)$	多维贫困指数 $M(K)$	k	贫困发生率 $H(\%)$	贫困深度 $A(\%)$	多维贫困指数 $M(K)$
10	0.05	68.75	0.0003	5	11.03	40.86	0.0450
9	0.34	64.58	0.0022	4	22.00	35.02	0.0770
8	0.67	60.12	0.0041	3	35.63	30.28	0.1079
7	2.12	52.98	0.0112	2	50.36	26.45	0.1332
6	4.38	48.12	0.0211	1	70.63	21.96	0.1551

首先,整体的贫困深度偏高。在 AF 测度中,贫困深度随着阈值减小而减小。在极端阈值 $k=1(K_{\%}=1/15)$ 时,贫困深度仍有 21.96%,贫困发生率高达 70.63%。表明集中连片贫困区覆盖区域的潜在剥夺依然较高。反之,当多维贫困阈值维度取 10 时,仅有 1 位个体被识别为贫困。张全红(2015)的研究中也发现贫困阈值为 0.7(即 $k=10$) 时贫困几乎消失。此时多维贫困深度变为 68.75%,考察该个体相关指标,发现其生活幸福感、人均住房面积、耐用品、电力消费、健康问题这 5 个方面并未显示出受剥夺状态,发现该个体在物质维度的需求上基本得到了满足,但在其他福利,包括教育与社会认同方面受到较深的剥夺。在脱贫攻坚战后期,平均贫困程度减轻,意味着每个贫困个体受到更少更接近临界值的维度剥夺,但也意味着潜在贫困个体规模的增加。

其次,贫困发生率随贫困维度阈值的降低而增加,贫困发生深度随贫困维度阈值的降低而减少,与黄晶(2016)在西安新城市多维贫困中得出的结论基本一致。中国学者普遍采用 $K_{\%}=1/3$ 为多维贫困阈值的标准(王小林, Alkire, 2009),表明在集中连片贫困区的脱贫攻坚战后期,提升多维贫困的脱贫标准(即降低多维贫困阈值)是必然要求。当提升标准(即 $K \leq 4$ 时)就意味着在标准阈值下,将引起多维贫困发生率的“反弹”,贫困发生率从 11.03% 升高到 70.63% 的潜在多维贫困人口将更精准地被识别出来。随着新时代“2020 计划”的深入推进,中国多维贫困的削减将进入瓶颈期,将面对更艰难的扶贫攻坚局面。选择更高的贫困阈值来识别准确的贫困人群,可以成为消除多维贫困和相对贫困的“均衡显示器”。

(二)教育剥夺对多维贫困指数贡献率

将多维贫困中的各项指标进行分解,一级指标中多维贫困累计贡献率由高到低依次为教育(43.3%)、社会认同(23.9%)、健康(17.4%)和生活水平(15.5%)。

表 3 各项指标多维贫困指数分解

指标	维度	$\beta Y\%Y$	累计贡献率 $Y\%Y$
健康	BMI 值	7.03	17.4
	健康问题影响日常活动频率	7.03	
	城乡基本医疗保险	3.28	
教育	最高教育程度	36.23	43.3
	个体认知能力	7.03	

续表

指标	维度	$\beta Y\%Y$	累计贡献率 $Y\%Y$
生活水平	常用炊事设备类型(能源)	13.19	15.5
	电力消费	0.35	
	耐用品拥有量	0.00	
	人均住房面积	1.93	
社会认同	同龄人相比社会经济地位	7.50	23.9
	三年前社会经济地位	3.05	
	重要事件与大众一致	1.52	
	社会公平	7.50	
	生活幸福	1.99	
	目前社会等级	2.34	

从各指标对多维贫困指数贡献率来看,最高受教育年限对多维贫困指数贡献率最大,为36.23%。许多学者用不同数据揭示了这一规律(揭子平,2016)。其次,对多维贫困指数贡献率排在前五的指标分别是常用炊事能源、与同龄人相比个体对自身的社会经济地位评价、社会公平评价和个体认知能力;而健康问题影响日常活动频率、身体BMI值、基本医疗保险、社会经济地位与三年前比较的评价和自身等级评价处于中间位置;最后的五个指标是生活幸福感评价、人均住房面积、重要事件意见与大众一致程度、电力消费和耐用品拥有量。将教育和健康维度属于人力资本投资,社会认同定义为主观福利变量,发现物质维度对贫困的贡献率较低,而人力资本与主观福利维度的贡献率较高。

随着中国人均收入与物质水平的提高,耐用品在家庭中基本得到普及,这一维度上均未受到剥夺。电力消费贡献也只有0.35%。但是,常用炊事能源维度的贡献却达到了13.19%,表明中国基础设施改造及各类扶贫计划的目标实现还有差距,扶贫工作继续提升基础能源设施的质量上还需加强。

其次,身体BMI值、基本医疗保险和健康问题影响日常工作生活的程度对贫困的贡献率分别为7.03%、3.28%和7.03%。这一贡献率与王小林(2009)得出健康保险高于教育的结论有所不同。表明虽然中国的基本医疗保险覆盖率达到95%,但在医疗资源数量、质量与国民健康战略实施上还有待更深入的改革。

从主观福利的5个指标的贫困贡献率来看,不同个体的社会经济地位差异以及社会公平程度对多维贫困的贡献十分重要,关注不同组群间差异与个

体主观福利获得感对改善贫困的作用不容忽视,这一点与贺坤(2018)研究结果中社会融入相一致。

另外,自评个体认知能力的贡献率占 7.03%,个体在对普通话等语言的听说掌握能力上将可能限制个体在城市中谋取劳动机会和发展空间的可获得性;另一方面,最高受教育年限的高贫困贡献率更是突显了义务教育以及推进高质量教育及培训的重要性,进一步支持了徐文奇(2017)的观点。如果大量的城乡人口长期处于贫困“危机感”中,在城市经济快速发展进程中,那些竞争力较差、抵抗收入贫困、医疗风险的能力较弱以及缺乏教育筛选标志的人群,会在社会及就业市场中遭遇长期持久的歧视与偏见。

(三) 维度内部层级的脱贫效应分析

将是否为贫困人群作为因变量,分析不同贫困维度下各指标的脱贫效应。 K 分别为 4、5 和 6 时,三个模型对非多维贫困的成功预测率均在 95.7% 以上,说明该模型对非多维贫困(即“脱离贫困”)的预测效果好。多维阈值为 4 和 5 时模型均有 12 个变量入选且均显著,模型 1($K=4$)中未入选变量包括“个体认知能力”“电力消费”“耐用品拥有量”。模型 2($K=5$)中人均住房面积不再入选模型,而模型 3($k=6$)中电力消费重新入选,社会等级评价不再入选。说明多维贫困阈值越大,对于主观福利维度的反映敏感度更高;多维贫困阈值越小,对于物质生活水平维度的依赖性更强。

首先,健康因素具有显著的脱贫作用。医疗保险状况在阈值越大时脱贫效应越明显。 BMI 值和参加基本医疗保险均对多维贫困具有抑制作用,而健康状况影响日常活动的频率则对多维贫困具有显著的正向影响。当健康状况为“经常影响日常活动”时,发生多维贫困的概率分别为“总是影响如此活动”的 0.409、0.555、0.801 倍;而健康“有时、很少或从不”影响日常工作生活的个体的多维贫困发生率比“总是或经常”受影响的个体更低。 BMI 值在三个模型中每增加一个单位,多维贫困发生率就减少 0.160、0.174、0.272。未参加基本医疗保险的个体发生多维贫困的概率分别为参保个体的 1.842、2.588、12.86 倍,说明贫困阈值越大,基本医疗保险参保对于多维贫困的影响越大。

其次,在生活水平维度上,仅能源、人均住房面积对多维贫困有显著影响。使用沼气/天然气/煤气/煤/电等能源的个体发生多维贫困的风险更低,而家庭仍通过焚烧薪柴、秸秆和人畜粪便获得能源的个体贫困发生率是前者的 10 倍(OR 值为 0.1);如果人均住房面积增加一个单位,多维贫困发生率就降低 0.004。在模型 2($k=5$)和模型 3($k=6$)中,能源受剥夺相对于未受剥夺的概率略有减小,能源条件受剥夺的个体贫困发生率分别为后者的 7.5 倍

和8倍(OR值0.25和0.2)。

表4 影响多维贫困因素的二元 Logistic 回归模型

	模型 1(k=4)	模型 2(k=5)	模型 3(k=6)
BMI 值	-.160**	-.174**	-.272**
健康问题总是影响日常活动(对照组)			
健康问题经常影响日常活动(1)	-.894	-.590	-.222
健康问题对日常活动的影响频率一般(2)	-3.836**	-3.695**	-4.053**
健康问题很少影响日常活动(3)	-3.942**	-3.087**	-4.025**
健康问题从不影响日常活动(4)	-3.655**	-2.667**	-3.335**
参加基本医疗保险	.611**	.951**	2.554**
未受过任何教育(对照组)			
扫盲班、私塾和小学以下(1)	.114	-.418	-.137
初中水平(2)	-4.176**	-4.174**	-3.240**
高中水平(3)	-3.363**	-3.202**	-2.498*
专科/本科水平(4)	-4.215**	-3.774**	-1.637
研究生及以上(5)	-3.142	-22.321	-19.507
能源为薪柴/秸秆/人畜粪便	-2.302**	-1.386**	-1.611**
人均住房面积(模型 1)/电力消费(模型 3)	-.004*		-3.220
同龄人相比社会经济地位较高(对照组)			
同龄人相比社会经济地位差不多(1)	-.344	1.623	17.420
同龄人相比社会经济地位较低(2)	1.000	2.821	19.006
三年前社会经济地位相比上升了(对照组)			
三年前社会经济地位相比不变(1)	.296	.352	-.348
三年前社会经济地位相比降低了(2)	1.695**	1.452**	1.547**
重大事件与公众意见一致程度非常多(对照组)			
重大事件与公众意见一致程度较多(1)	-.245	1.939	.963
重大事件与公众意见一致程度一般(2)	-1.638	-.001	-.505
重大事件与公众意见一致程度较少(3)	-1.759	-.365	-.837
重大事件与公众意见一致程度非常少(4)	-1.629	.100	.434

续表

	模型 1(k=4)	模型 2(k=5)	模型 3(k=6)
社会完全不公平(对照组)			
社会比较不公平(1)	-.104	.047	.281
社会说不上公平与否(2)	-1.831**	-1.700**	-1.580*
社会比较公平(3)	-1.496**	-1.454**	-1.522*
社会完全公平(4)	-1.101*	-1.336*	-1.232
生活完全不幸福(对照组)			
生活比较不幸福(1)	-2.150**	-1.451	-1.488
生活说不上幸福与否(2)	-3.589**	-2.653**	-3.339**
生活比较幸福(3)	-3.834**	-3.057**	-3.622**
生活完全幸福(4)	-3.365**	-2.404**	-3.400**
社会等级自评	-.188**	-.148*	
常量	15.909**	7.519**	-3.478

注：* 和 ** 分别表示在 5% 和 1% 的统计水平上显著。

研究发现社会认同维度具有“脱困效应”。在模型 1 中，“与同龄人相比社会经济地位”较高的相对于较低群组对于多维贫困发生率并不明显；认为“与三年前自身相比社会经济地位”降低的群组是上升群组的 5.446 倍，但与三年前自己社会经济地位相比的变化在模型 2 和 3 中的差异变小了，分别为 1.452 和 1.547。在阈值更宽松的情况下，社会经济地位的剥夺事实将可能被掩盖。而重大事件与公众意见一致程度维度上，仅“非常少”评价的个体对多维贫困发生具有显著影响。在社会公平的评价上，认为“社会说不上公平与否”“社会比较公平”和“社会完全公平”的个体均遭受更小的多维贫困剥夺风险，且这三者相对于认为“社会完全不公平”对削弱多维贫困的影响依次增强（以模型 2 为例，三者 OR 值分别为 0.183、0.234、0.263）。生活幸福感越强，多维贫困发生率也相应削减，且生活幸福感在对照组以外的 4 个分类维度上均呈现显著的负向影响。社会等级也同样对多维贫困具有负向影响，在模型 1 和 2 中，每增加一个社会等级，多维贫困发生率就分别减小 0.188 和 0.148。说明我国提高福利的均等水平的同时也将减小个体的社会等级差异感和剥夺感，增强社会认同心理能够有力削减多维贫困。社会认同维度相对于“生活水平”为代表的物质维度，不仅能够缓解“客观贫困”的状态，在脱离“主

观贫困”的层面上具有代表意义。

最后，义务教育对脱贫的效应最大，高中教育成为脱贫效应的转折点。在模型中所有组别符号均为“—”，即教育层次对多维贫困具有明显负向作用，即呈现出显著的脱贫作用。其中上过“扫盲班、私塾和其他小学以下水平”教育的多维贫困发生率与从未受过任何教育的发生率差异不大，甚至略高于未受教育参照组。而“初中水平”“高中水平”“专/本科”水平相对于未受过任何教育的个体，发生多维贫困的风险都将显著减少，以 $k=5$ 为标准阈值，初中水平及以上的三类受教育层次相对于未受教育组对多维贫困发生的削减作用分别为 4.174、3.202、3.774，其中高中水平的脱贫效应相比初中水平更差一些，但专科或本科学历水平的相较于高中水平有所提升。

表 5 各教育层次的年龄结构分布

学历	年龄			
	6—20 岁 (%)	21—40 岁 (%)	41—60 岁 (%)	60 岁以上 (%)
未受教育	0	2.22	12.06	30.90
私塾、扫盲班、小学及以下	0	13.54	30.0	42.31
初中	18.87	36.73	36.42	16.00
高中/职业教育	49.05	21.71	17.56	6.66
专科/本科/成人/正规教育	32.08	25.05	5.97	3.33
研究生教育及以上	0	0.74	0	0.32

从样本分布来看，未受教育比例达到了 14.93%，小学及以下则为 7.88%；该样本中未受教育比例明显高于全国平均值^①，当剔除北京、上海、江苏、浙江、福建、山东等完全不受集中连片贫困区覆盖省份后，教育程度分布变化不大，进一步观察未受教育者的年龄结构，发现不存在 6 岁以下学龄前人群。样本中 20 岁以下不存在未受教育人群，说明中国义务教育工程推进获得较为显著的成效，且接受大学教育的人群偏高。在样本中 21—40 岁的年龄结构分布与全国平均值大致持平。而在 41—60 岁及 60 岁以上的年龄分段中，未受教育、小学及以下教育水平占比则偏高，但在同一基础教育层次

^① 2016 年联合国人类发展报告，2013 年按教育程度划分中国的小学人口占 6 岁以上人口的 26.36%，初中和高中所占比例分别是 40.81% 和 16.52%，大专及以上为 11.32%，估计 6 岁以上未受教育比例约为 4.99%。

中, 该年龄段分布却高于其他教育层次, 且义务教育样本均主要集中在 40 岁以上。进一步反映出在中国特殊的历史时期下, 现阶段越“老龄化”的人群平均获得的受教育程度最少。随着义务教育推进, 受教育年龄结构分布呈现出更加均衡, 教育单维剥夺及相对剥夺程度也在下降。

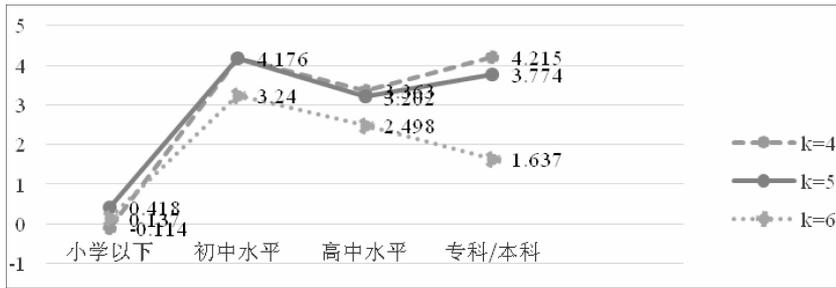


图 1 K=4、5 和 6 的教育脱贫效应变化曲线

多维贫困人群在不考虑相对社会比较条件的情况下, 随着教育层次的提高, 脱贫的效用也增加了。在 $k=4$ 、5 和 6 阈值下, 在完成初中阶段教育达到第一个效用峰值, 说明义务教育在现阶段的政策框架下具有举足轻重的脱贫作用。初中教育之后均出现了不同程度的脱贫效用减缓。到大学阶段(包括专科与本科)出现了教育作用的差异性。

特别在“高中阶段”教育对脱贫效应的影响出现了一个“拐点”。宋玉兰(2017)等在连片特困少数民族地区教育层次结构对农民收入增长作用研究中, 发现高中教育的教育收益率为负值, 恰恰说明了高中入学率和教育质量较低, 而难以实现向高等教育输送人才的连接作用。某种程度上揭示教育的前后阶段以高中教育为分水岭, 反映出多维贫困群体特征的异质性。高中教育属于非义务教育阶段, 需支付更高的教育成本, 使部分人群选择直接进入劳动力市场, 获得收益且“习得”某些教育知识。另一方面, 反映了当前贫困人群的总体需求预期水平与高中阶段教育大体匹配, 额外的高等教育选择在多维贫困阈值降低后, 即扶贫攻坚后期, 对追求美好生活的要求会更加凸显, 教育对脱贫的效应会呈现出更加显著的作用。

四、结论及政策建议

本研究基于对 UNDP—MPI 多维贫困指标体系修正, 采用 2015 年集中连片贫困区省份多维贫困指数、贫困深度及贫困发生率进行了测度, 并重点探究了教育层次对于减少多维贫困的作用, 得到以下重要结论:

第一，中国在物质生活水平维度基本消除福利剥夺，但在家庭能源这项指标上，仍然存在贫困的状态。

第二，教育指标在多维贫困识别中起了至关重要的贡献。未能完成初中水平教育的人群，一方面是由于过去的历史经济因素，另一方面对多维贫困人口来说教育可能存在更高的进入壁垒，或是这部分人自愿做出了规避机会成本的选择。教育剥夺在浮动阈值的任何区间及时点均处于多维贫困的高位，即教育是多维贫困测度的重要组成部分，随着基础与高质量教育工程推进的时间线延长，教育脱贫效应更加体现均衡。

第三，中国目前的实际贫困测度及帮扶标准与多维贫困剥夺阈值的维度状态不相匹配。中国在“社会认同”等主观福利及相对贫困的认识还有待深化。在更为宽松的贫困阈值下，多维贫困剥夺状况显示出不同的贫困发生率和贫困深度。

第四，教育具有显著的但略微波动的脱贫效应。发现多维贫困剥夺在教育维度上的层次性差异。教育层次越高越有利于脱贫，尤其促进脱贫前阶段(义务教育)的贫困人口进入更高期望的阶段时，更能显著提升教育的脱贫效应。并且，目前的教育剥夺导致贫困受到了样本的“非年轻化结构”影响。

基于以上的研究结论，提出在脱贫中发挥教育作用的一些建议。

首先，对于集中连片贫困区开展针对性的脱贫需求分析。选择更精准的贫困识别指标并采取相应的扶贫政策。在重新建立准确的指标体系时，区分不同质的指标并划分内部梯度要素，更具针对性地对不同质的个体需要进行补偿，并提供可供他们自身满足的资源。

其次，着力提升义务教育阶段的质量和覆盖面，增加基础教育资源的“前阶段”供给，保证高中教育阶段的存量并稳步提升教育质量。进行高等教育改革，在新时期扶贫攻坚中与更高多维贫困的脱贫要求相适应。

再次，在脱贫攻坚后期进一步完善学生资助政策，接受义务教育普及政策向高中阶段倾斜，以连接教育脱贫的前后阶段，以免出现脱贫人群“教育返贫”等现象或是规避更高阶段教育带来的预期成本。采取多样化的基础教育与高等教育的贫困资助与补偿机制，提高多维贫困人口通过教育脱贫的概率。实现教育扶贫，需要从人力资本的投入、生产和应用以及社会关系的重建等方面，提高贫困群体的求学意愿、教育质量和就业质量，增强主流社会对于贫困群体的承认。

最后，重视社会认同等主观贫困维度，将主观福利因素纳入多维贫困识

别体系中。在抓福利工程和基础设施工程建设的同时,统筹主观获得感和幸福感的“增量”工程也要“双管齐下”。

本研究仍存在不足,由于教育和社会认同的多维贫困效应发生机制十分复杂,本文仅纳入受教育年限和认知能力进行观察,未考察职业培训等其他人力资本的“学习产出”等因素。社会认同维度的主观倾向的度量指标与其他客观指标的影响机制也需要进一步考虑。在今后的研究中将跟踪不同人群,观察贫困人口在受教育和进入劳动力市场的表现及多维贫困的状态。

[参考文献]

- 范小梅、吴晓蓉,2018:《教育如何促进贫困者的职业发展》,《教育与经济》第 1 期。
- 高艳云,2012:《中国城乡多维贫困的测度及比较》,《统计研究》第 11 期。
- 韩华为、高琴、徐月宾,2017:《农村老年人口绝对贫困及其影响因素——物质剥夺视角下的实证研究》,《人口与经济》第 5 期。
- 何汇江,2003:《城市贫困人口的群体认同与社会融合》,《中州学刊》第 3 期。
- 贺坤、周云波,2018:《精准扶贫视角下中国农民工收入贫困与多维贫困比较研究》,《经济与管理研究》第 2 期。
- 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。
- 黄晶、薛东前、黄梅等,2016:《西安市新城市贫困多维评估》,《人文地理》第 4 期。
- 黄琦、陶建平,2016:《扶贫效率、形态分布及精准优化——秦巴山片区例证》,《改革》第 5 期。
- 揭子平、丁士军,2016:《农户多维贫困测度及反贫困对策研究——基于湖北省恩施市的农户调研数据》,《农村经济》第 4 期。
- 林迪祥、张兴祥、陈毓虹,2016:《公共教育投资是都有助于缓解人口贫困》,《Finance & Trade Economics》第 8 期。
- 刘小珉,2017:《多维贫困视角下的民族地区精准扶贫——基于 CHES2011 数据的分析》,《民族研究》第 1 期。
- 柳建平、刘卫兵,2018:《教育是如何帮助脱贫的——基于劳动力职业选择作用的分析》,《人口与经济》第 1 期。
- 宋玉兰、张梦醒、范宏民、林洪杰,2017:《连片特困少数民族地区教育层次结构对农民收入增长的作用——以新疆三地州为例》,《人口与经济》第 2 期。
- 孙鲁云、谭斌,2018:《自我发展能力剥夺视角下贫困地区与多维贫困测度与分析——以新疆和田地区为例》,《干旱区资源与环境》第 2 期。
- 王小林、Sabina Alkire,2009:《中国多维贫困测量:估计和政策含义》,《中国农村经济》

第12期。

徐文奇、平萍, 2018:《中国社会主要矛盾转化与城镇低保政策调整》,《经济问题》第4期。

徐文奇、周云波、平萍, 2017:《多维视角下的中国贫困问题研究——基于MPI指数的比较静态分析》,《经济问题探索》第12期。

叶初升、王红霞, 2010:《多维度贫困及其度量研究的最新进展:问题和办法》,《湖北经济学院学报》第6期。

张彩云、傅王倩, 2016:《发达国家贫困地区教育支持政策及我国教育精准扶贫启示》,《比较教育研究》第6期。

张全红、周强, 2015:《中国贫困测度的多维方法和实证应用》,《中国软科学》第7期。

张童朝、彦廷武、何可、张俊飏, 2016:《基于市场参与维度的农户多维贫困测量研究——以连片特困地区为例》,《中南财经政法大学学报》第3期。

张晓颖、冯贺霞、王小林, 2016:《流动妇女多维贫困分析——基于北京市451名家政服务从业人员的调查》,《经济评论》第3期。

赵菁、廖健太、宋秉武, 2015:《甘南藏族自治州农牧区青年的国家认同现状研究——以合作市、夏河县为例》,《实证调研》第7期。

郑长德、单德朋, 2016:《集中连片特困地区多维贫困测度与时空演进》,《南开学报(哲学社会科学版)》第3期。

邹薇、方迎风, 2011:《关于中国贫困的动态多维度研究》,《中国人口科学》第6期。

A. Sen, 2004, "Elements of a theory of human rights", *Philosophy and Public Affairs*, 32 (4), 315-56.

Research on the Effect of Education and Its Function of Poverty-Alleviated effect in Multidimensional Poverty Measurement

SHEN Hua LIU Mei

(University of Electronic Science and Technology of China, Chengdu, 611731)

Abstract: Poverty eradication is an important factor in achieving economic transformation, both to eliminate absolute economic poverty and to pay attention to relative poverty that can be measured from multiple dimensions. Health, living standards and education are traditional indicators of multidimensional poverty, measuring only the poverty deprivation of the material and capital dimensions. After correcting the MPI measurement indicators of the United Nations Development Program, this study constructed a relative poverty measurement index system that includes four dimensions of health, education, living standards and social identity and 15 indicators. Using the 2015 CGSS data, the

overall multidimensional poverty index of 19 provinces with concentrated poverty coverage in China was calculated under the floating multidimensional poverty threshold. Furthermore, we decomposed the poverty index, focusing on the role of education in the occurrence and elimination of poverty. It is found that the current multidimensional poverty has the characteristics of high depth, which is higher than 21.96% under any threshold. When the multi-dimensional poverty threshold becomes smaller, the multi-dimensional poverty incidence rate and poverty index are higher, and when the standard threshold $K=5$, the comprehensive multi-dimensional poverty index is 0.045, and the poverty rate is 11.03%. In the multi-dimensional poverty decomposition, the material dimension deprivation rate is far lower than that of education's, and the social identity has the second highest contribution to the multidimensional poverty index, but the family energy is relatively scarce. The education level has a significant reduction effect on multi-dimensional poverty. At present, compulsory education has the greatest effect on poverty alleviation. High school education has become a turning point in eliminating multi-dimensional poverty in different periods, and education deprivation has also been affected by the age structure.

Key words: Multidimensional Poverty, social identity; compulsory education

(责任编辑: 杨娟 责任校对: 杨娟 胡咏梅)