

共同富裕进程中的相对贫困:指标构建与影响机制

王朝才,周子超

(中国财政科学研究院,北京 100142)

摘要:2020 年脱贫攻坚战取得历史性圆满成果后,解决了绝对贫困问题,但在扎实推动乡村振兴,实现共同富裕的背景下,在贫困动态变化过程中如何预防返贫、解决相对贫困等动态问题至关重要。而这一前提在于弄清贫困动态变化的影响因素及其如何作用贫困动态变化的机制。为解决这一问题,基于三省六县在精准扶贫政策实施前后 4 个时期(2010 年、2012 年、2015 年和 2018 年)的农户样本实地调研数据,构建基于贫困强度调整后的贫困发生率指标,重点将扶贫政策作为影响因素,通过结构方程模型进行实证检验发现:产业发展、文化教育、易地扶贫搬迁以及兜底保障对贫困动态变化均有异质性影响。其中,产业发展、兜底保障有助于降低贫困发生率;文化教育、易地扶贫搬迁在特定时期和区域可能会提高贫困发生率,前者可能受财政教育资金相对趋紧和人口流出所致,后者可能受易地扶贫搬迁政策不具备短期增收效果所致。上述分析为新时期预防返贫、处理相对贫困问题提供了理论指引和政策启发。为此,我国应该继续深化推进农村产业发展以提升农民造血能力,稳步提升以兜底保障为主要内容的社会保障供给水平,持续推进教育领域的财政体制改革,建立高质量教育体系,并因地制宜地推进易地扶贫搬迁的后期扶持,以更好地解决相对贫困问题,早日实现共同富裕。

关键词:共同富裕;相对贫困;动态变化;贫困发生率;影响因素

中图分类号:F320.3;F812.8 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2023)01-0080-14

一、研究缘起

2021 年 2 月 25 日,在全国脱贫攻坚总结表彰大会上,习近平总书记宣布中国脱贫攻坚战取得了全面胜利,现行标准下 9 899 万农村贫困人口全部脱贫,832 个贫困县全部摘帽,12.8 万个贫困村全部出列,区域性整体贫困问题得到解决,完成了消除绝对贫困的艰巨任务^[1]。这一伟大历史成就彰显了精准扶贫战略的科学性。同日,国务院直属机构国家乡村振兴局正式挂牌。同年 3 月,中共中央、国务院

发布了《关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》,标志着我国进入后扶贫时代,转入乡村振兴战略实施阶段。但是,进入后扶贫时期,接棒脱贫攻坚战略任务,推动乡村振兴战略时仍需认清现实:贫困是动态变化的,绝对贫困发展为现阶段的相对贫困,工作重心也转移至相对贫困治理问题。要从根本上解决相对贫困治理问题,推动乡村振兴战略实施,最终实现共同富裕,必须首先把握相对贫困的内涵,这是科学度量相对贫困的重要前提,因为高质量脱贫的首要问题就应考虑构建高质量

引用本文:王朝才,周子超.共同富裕进程中的相对贫困:指标构建与影响机制[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2023,25(1):80-93.

基金项目:国家社会科学基金重大项目(16ZDA021);国家自然科学基金(71863001)

作者简介:王朝才(1957—),男,研究员,博士,主要从事农村财经问题研究。E-mail:wangchc@126.com

的相对贫困识别体系^[2]。在此基础上,明确影响相对贫困变动的因素,为建立解决相对贫困的长效机制、推进共同富裕提供依据^[3]。在推动共同富裕进程中,研究相对贫困指标的构建及影响机制具有极为重要的现实意义。

19 世纪末 20 世纪初,贫困动态首次被 Rowntree 纳入学术研究体系,由此开启了学术界对贫困动态长达百余年的研究。现阶段,我国的贫困问题已转变为相对贫困问题,相对贫困的量化识别是后扶贫时代关心的首要问题,国内外众多学者主要基于 A-F 双临界值法来测度相对贫困^[4-7]。在识别并精准度量相对贫困的基础上,针对相对贫困的主要影响因素,学者从内生行为角度分析可知,贫困人口主动要求脱贫的行为选择直接影响其自身贫困状态的变化:一方面,政府可以为贫困者“增能”和提供发展机会来消灭贫困,而教育是“增能”的最基本的路径^[8];另一方面,就业困难是造成城乡居民贫困的首要因素^[9-10],应提供大量的就业发展机会。此外,农户脱贫主要依赖农民收入的获取能力及家庭资源,外出打工、贫困标准、家庭人均耕地面积、家庭男性劳动力比例、农户家庭规模、家庭成员的健康状况等均对农户脱贫有显著影响^[11-12]。从外在制度环境因素看,依靠政府财政政策手段来提升贫困人口的收入和社会保障水平等福利总量,对贫困人群甚至是难以主动脱贫的深度贫困人群具有多维积极影响。收入始终是我国农民多维贫困的第一致因^[13],尤其是收入差距扩大抵消了部分经济增长的减贫效应^[14-15],所以有学者提出要健全以生产帮扶和就业帮扶为主的专项援助制度^[16-18]。与此同时,也有学者发现受教育年限和健康状况的减贫贡献度在上升,提出建立由底线思维所决定的遏制返贫的长效兜底机制^[19],其中最典型的途径就是提供医疗保险以改善健康状况,增加教育机会,改善生活质量,这些对农村家庭多维贫困发生率会产生积极影响^[20-22]。学者们还提出要借助各项政策来改善相对贫困问题,提高福利水平。如,贵州易地扶贫搬迁的经验表明,构建多元互动的整合型政策实践网络,创新移民安置方式与调整移民生计方式,可以提升贫困群体的内生动力^[23-24]。国家提

出社会保障兜底作为精准脱贫的重要路径以来,农村社会救助制度的反贫困功能得到进一步强化^[25-28],且增加农村贫困地区养老机构及敬老院设施的建设投入,通过推进社会福利社会化,改善农村老年人的福利水平^[29]。

通过梳理上述关于贫困动态变化及其影响机制的文献可知:一是研究方法从以定性为主向以定性与定量相结合为主的转变。就定性研究而论,学者们从静态研究视角逐渐转向动态多维视角;就定量研究而言,大多数学者研究如何测度贫困动态变化并分析贫困动态变化的影响因素,而相对忽略了对背后影响机制的深度剖析。二是对贫困动态变化的量化研究仍以多维贫困为主,主流方法大多采用 A-F 双临界值法^[30],少有学者结合贫困强度和贫困深度进行综合度量。此外,农村贫困的相关数据偏微观化,以致相对应的农户贫困数据通常需要实地调研,数据获取成本较高,迫使许多学者转而采用相对容易搜集的简略数据库,不利于数据的精准化。三是关于贫困动态变化影响因素的研究,大多数学者集中于客观致贫因素,如健康、收入、医疗卫生、生活质量、不平等、人口等,少有将主观因素如扶贫政策、社保制度等纳入考量范畴,容易导致影响机制分析不完整。基于既有研究,笔者聚焦贫困动态性,采用精准扶贫政策实施时期农户的微观调研数据,借鉴贫困动态变化指标度量方法^[31],即结合贫困强度对贫困发生率进行调整,并将调整后的贫困发生率设为因变量。在此基础上,将扶贫政策、收入等主客观因子纳入解释变量指标体系,进而分析我国贫困动态变化的理论机制与传导路径,借助结构方程模型筛选出潜在真因子,最终确定贫困状态动态变化的影响机制,旨在为更好地解决相对贫困问题。

二、相关指标构建及影响机制分析

1. 贫困动态变化的指标构建

(1) 样本选择

本研究聚焦脱贫攻坚时期中国最贫困地区。2020 年以前,国家重点贫困县分布在 21 个省份,其中又以西部山区为主要聚集区域,近三分之一分布在云南、贵州和陕西 3 个省份,分

别有贫困县 73 个、50 个、50 个^[32]。因此,考虑采用贫困县较为集中的云南、贵州、陕西 3 个省份作为调研对象。这项调研采用多阶段抽样法选取样本:第一阶段采用聚类分析法,把全国的贫困县按照综合食物安全与贫困状况聚类为三类,再从最差类中选取样本省和样本县,即陕西省的镇安县和洛南县、云南省的武定县和会泽县、贵州省的盘州市和正安县。第二阶段根据贫困人口规模比例从 6 个县中选取样本村,再从各个样本村中选取样本农户,具体调研在精准扶贫政策实施前后 4 个时期(2010 年、2012 年、2015 年和 2018 年)农户的家庭成员年龄、职业、婚姻状况、受教育程度、培训次数、培训种类、培训内容和培训机构等基本信息,以及住房和生活条件,家庭财产与财务状况,农业、生计、支出、冲击和应对策略、扶贫项目和赋权共 10 项内容。农户样本量的计算公式如下:

$$N = DEIN \times \frac{(Z_{\alpha/2})^2 [p(1-p)]}{d^2} \quad (1)$$

式中: N 为农户样本量; $DEIN$ 为设计效应; Z 为临界值; α 为显著性水平; $1-\alpha$ 为置信水平; p 为估计的贫困水平相关度; d 为精度。

考虑到部分农户可能无法参与调研问卷活动,因此假设问卷的有效回收率为 90%,各县均有 10% 的过度抽样。其他参数包括:置信水平 $1-\alpha=95\%$, 估计的贫困水平相关度 $p=50\%$, 精度 $d=10\%$, 设计效应 $DEIN=2$ 。据此计算得出各县样本量为 214, 按照前期调研经验,在每个村抽取 12 个农户,每县抽取 19 个村,得到每县实际调研样本量为 228, 6 县总样本量 $N=1\ 368$ (户)。

(2) 指标构建

① 贫困动态性测算方法

现阶段,贫困动态变化发展将持续在相对贫困阶段,而相对贫困治理是一项长期的持续性工作^[33]。相对贫困的核算指标一般采用农户跨期面板数据,主要包括消费或者收入指标及支出指标;部分学者认为可选择以资产为估计指标,或者从多维贫困角度来衡量。综合考虑,借鉴多维贫困方法^[34](以下简称 A-F 方法)对贫困动态变化指数进行测算,大致流程如下:

假定,研究样本总量为 N , $i(i \in N)$ 代指第 i

个农户, $D(D \geq 2)$ 代指多维贫困的维度数, $j(j \in D)$ 代指第 j 个维度, G_{ij} 代指农户 i 在维度 j 的观测值, K_j 代指第 j 个维度的贫困临界值, 农村家庭 i 在维度 j 的贫困程度 P_{ij} 为:

$$P_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{if } G_{ij} < K_j \\ 0, & \text{其他情况} \end{cases} \quad (2)$$

以 W_j 代指第 j 个维度的权重, 分别赋权各贫困维度, 形成各维度的加权贫困剥夺值:

$$R_{ij} = p_{ij} W_j \quad (3)$$

再对维度数 S 值进行选取以 $(S \leq D)$ 识别多维贫困:

$$C_{ij}(S) = \begin{cases} \sum_i R_{ij} & \text{if } \sum_i R_{ij} \geq S \\ 0 & \text{if } \sum_i R_{ij} < S \end{cases} \quad (4)$$

这样一来, 根据 S 值的不同, 便能得出对应的多维贫困剥夺份额。然后, 依据 S 值的不同, 判断多维贫困的个体数:

$$Q_{ij}(S) = \begin{cases} 1 & \text{if } C_{ij}(S) > 0 \\ 0 & \text{if } C_{ij}(S) = 0 \end{cases} \quad (5)$$

最后, 加总多维贫困指数, 贫困发生率

$$A(S) = \frac{\sum_{i=1}^N Q_{ij}(S)}{N}, \text{ 贫困剥夺份额 } F(S) = \frac{\sum_{i=1}^N C_{ij}(S)}{\sum_{i=1}^N Q_{ij}(S) \times D}, \text{ 多维贫困指数 } API(S) = A(S) \times F(S) = \frac{\sum_{i=1}^N C_{ij}(S)}{N \times D}。$$

② 指标权重确定

基于健康、教育、生活条件、粮食安全和社会关系维度在人类基本可行能力上具有同等重要的本质价值, 等权重法既避免了在不同维度上政策倾向性的争议, 也有利于规避多元统计方法由于指标数据情况造成的权重的不确定性^[35]。因此, 借助等权重的赋权法, 对健康状况、受教育水平、食物安全程度、生活状况、社会环境 5 个维度均赋上同样的权重, 即 5 个维度均占 1/5 比重; 在 5 个维度基础上, 下设的子指标间也进行均等赋权, 如生活状况维度下设 6

个子指标,则对每个子指标赋权 1/30,其他维度内均为一个指标则每个指标权重为 1/5^①。

③多维贫困剥夺临界值设定

在计算多维贫困发生率时,由于可能存在多维贫困发生率在不同临界值下发生异质性变化的情况,因此,为了不影响各临界值下的多维贫困发生率进行科学比较,且考虑到多维贫困指标体系有 5 个等权重的维度,因此以研究基年为背景,分别计算 20%、40%、60%、80% 和 100% 临界值下的多维贫困发生率^①。

为进一步确定贫困的剥夺临界值,需进行临界值变化的稳健性检验。Alkire 等对 $k \in [20\% \sim 40\%]$ 的区间进行稳健性检验^{[36]9},分别取 k 为 20%、33.3% 和 40% 进行测量,并对结果进行比较发现,在各个 k 值下至少 87.4% 的测量结果是一致的。由此说明,在 $k \in [20\% \sim 40\%]$ 区间内变化时,API 测量结果具有稳健性。

④多维贫困测度结果

基于多维贫困测量指标体系的结构及指标权重,考虑 k 至少应为 20%,即至少相当于在一个维度上是被剥夺的,同时考虑“多维”测量的属性, k 应大于 20%,即至少为 23.3%,相当于在 2~7 个指标上被剥夺。而随着 k 的增大,贫困发生率随之下降,Alkire 等认为 k 大于 40% 时,要求已经过于严格^{[36]9}。笔者对 k 取 20% 和 40% 时的结果进行稳健性检验,发现 2010 年 83.72% 的农户在两种临界值下测量结果一致,说明 $k \in [20\% \sim 40\%]$ 区间内变化时

API 测量结果具有稳健性。为体现在较大范围内识别最贫困农户的目标,这里选取 $k=40\%$ 的剥夺临界值,以贫困发生率 $\times$ 贫困强度作为多维贫困的衡量公式,即调整后的贫困发生率,结果如表 1 所示。

进一步地,以多维贫困衡量贫困程度。6 个深度贫困县在 2010—2018 年非连续时期内的贫困动态变化趋势如图 1 所示。分析图 1 可知,从 2010—2018 年,六县的贫困发生率均明显下降,并且县际间的贫困差异程度逐步缩小,反映了精准扶贫战略统筹推进的有效性。就具体变化走势而言,盘州市和会泽县的贫困动态变化走势相似,贫困发生率呈稳步下降趋势;洛南和镇安两县的贫困动态变化走势也几乎吻合,贫困发生率在总体下降的同时,仅在 2015 年有抬升迹象,呈现波动下降态势;武定县的贫困动态变化呈现倒“U”形走势,在 2012 年有反升态势;正安县的贫困动态变化先慢后快,总体呈下降趋势。由此可见,一方面,精准扶贫战略

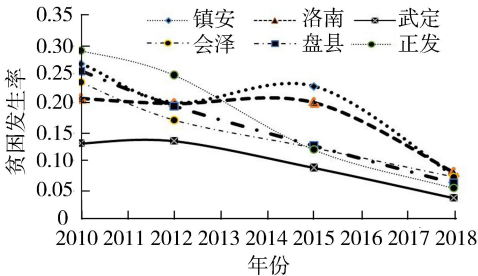


图 1 2010—2018 年 6 个典型贫困县的贫困动态变化趋势

表 1 不同年份下农户多维贫困的测量结果

年份	变量	镇安县	洛南县	武定县	会泽县	盘州市	正安县	平均
2010 年	贫困发生率(A)	0.434	0.351	0.232	0.404	0.465	0.500	0.398
	贫困强度(F)	0.615	0.589	0.560	0.583	0.546	0.578	0.579
	调整后的贫困发生率(API)	0.267	0.207	0.130	0.235	0.254	0.289	0.230
2012 年	贫困发生率(A)	0.338	0.338	0.246	0.294	0.355	0.434	0.334
	贫困强度(F)	0.592	0.587	0.545	0.578	0.546	0.570	0.570
	调整后的贫困发生率(API)	0.200	0.198	0.134	0.170	0.194	0.247	0.191
2015 年	贫困发生率(A)	0.373	0.338	0.162	0.224	0.232	0.228	0.260
	贫困强度(F)	0.613	0.592	0.543	0.546	0.543	0.522	0.568
	调整后的贫困发生率(API)	0.228	0.200	0.088	0.122	0.126	0.119	0.147
2018	贫困发生率(A)	0.132	0.137	0.066	0.132	0.113	0.106	0.114
	贫困强度(F)	0.561	0.589	0.544	0.546	0.551	0.503	0.551
	调整后的贫困发生率(API)	0.074	0.080	0.036	0.072	0.062	0.053	0.063

注:各年样本量分别为 1368 个农户。

①受篇幅所限,具体指标可向作者索要。

的减贫效果明显;另一方面,各地区的贫困动态变化有所差异,可能是不同影响因子的传导效应所致。因此,以脱贫时期典型地区为样本,探索贫困动态变化的异质性影响机制兼具现实意义和理论价值。

2. 贫困动态变化影响因素的指标构建及机制分析

通过梳理相关文献并结合实地调研取得的扶贫政策数据,提炼出产业发展、文化教育、医疗、易地扶贫搬迁、兜底保障、基础设施建设等六类扶贫政策或扶贫方式,覆盖影响贫困变化的经济、社会、政策等各方面因素。进一步地,展开其对贫困动态变化的作用机制与路径的研究,厘清产业发展、文化教育、医疗、易地扶贫搬迁、兜底保障、基础设施建设等对贫困动态变化的作用机制与路径,以更好地提供政策思路。

(1) 产业发展

“三农”问题关系社会稳定、国家富强、民族复兴。根据农业易相发展理论,“三农”问题的核心在于农业,产业兴旺是乡村振兴的重要基础,相对贫困的治理必须与乡村振兴战略紧密结合,把培育产业、促进产业兴旺作为推动乡村振兴、治理相对贫困的根本出路^[37-40]。因此,要形成一条完整的传导机制链条,即“产业发展→农业生产率提高、农村就业机会增加→农民收入增长→从根源上解决相对贫困问题”。

借鉴刘林等在分析多维贫困影响因子时构建的物质资本变量^[41],即年末固定资产原值、当年农业产量等变量集,在选取产业发展对贫困动态变化的影响研究中,重点落在农业生产力的同时也要兼顾城镇中与农业发展相配套的工业企业和固定资产投资。基于《中国县域统计年鉴》,在数据可得性的前提下,采用农用机械总动力(万千瓦特)、粮食总产量(吨)、规模以上工业企业个数(个)、城镇固定资产投资完成额(万元)作为变量衡量指标。

(2) 文化教育

教育是影响人力资本的重要因素,基础教育是培育人力资本水平最主要的公共服务形式,并通过人力资本影响收入水平和财富分配差距。换言之,提高收入以及缩小财富差距的关键是教育。如前所述,为贫困者增能可以消

灭贫困,而教育是增能的最基本路径,由此便形成一条完整的传导机制链条,即“教育→为相对贫困者增能→提高收入水平、缩小财富差距→弱化相对贫困问题”。

借鉴刘林等研究多维贫困影响因素时所采用的人力资本变量^[41],基于《中国县域统计年鉴》及数据可获得性,就文化教育的变量而言选取义务教育阶段受教育人数(人),同时考虑财政在教育领域的扶贫效果,将人均财政教育支出(元)也纳入指标体系。

(3) 医疗保障

我国人口基数大,叠加发展不平衡不充分的矛盾,导致医疗体制改革困难重重,再加上公共医疗资源分配不均和不充分,我国广大农村地区“因病致贫”“因病返贫”的状况还很明显,因此,健康状况是影响相对贫困的重要因素,必须加强相对贫困地区基本公共卫生服务体系建设,逐步减少并最终消除因病致贫、返贫的状况^{[28]63}。因此,便形成一条体制保障机制链条,即“医疗保障→改善农民健康状况→提高防意外风险能力,最终消除因病致贫、返贫的状况→有助于解决相对贫困问题”。

借鉴聂荣等将医疗保险和健康状况^{[20]60}作为影响农村家庭消费贫困动态性的重要因子,基于《中国县域统计年鉴》,综合考虑总量和效率,对财政医疗支出资金、医疗技术人员数量、医疗床位数量及住院、出院情况进行主成分分析法提取主因子。考虑数据可得性,以医院、卫生院床位数(床)衡量医疗保障水平,考虑财政在医疗卫生领域的扶贫效果,将人均财政医疗卫生支出(元)也纳入指标体系。

(4) 易地扶贫搬迁

易地扶贫搬迁是精准扶贫过程中一项灵活有效的政策。在充分尊重自然规律和社会文化结构的基础上,实施一批农户搬迁至相对宜居发展的区域,以期从根本上解决贫困问题。脱贫攻坚取得圆满成功有力佐证了扶贫政策对贫困动态变化具有直接且显著的影响。但是,由于易地扶贫搬迁不具备短期增收的效果,可能在短期内难以发挥预期政策效果。因此,可能会形成两种不同的传导机制:第一种,“易地扶贫搬迁→长期内改善农户生产生活条件→实现

收入来源多样化→实现稳定脱贫”;第二种,“易地扶贫搬迁→短期内难以产生增收效果,并使农户脆弱性恶化风险加剧→迟滞相对贫困问题的解决”。

考虑到易地扶贫搬迁所产生的相关资金数据难以获得,结合《中国县域统计年鉴》,选择年末乡村户数(户)和年末乡村人口(万人)来综合考量易地扶贫搬迁政策带来的定量化影响。

(5)兜底保障

相对贫困地区通过社会保障实现兜底扶贫效果,离不开财政资金的支持。在社会救助体系中,最低生活保障制度与医疗救助主要依靠财政拨款才能发挥作用,而社会保险依靠个人缴费、集体补助与政府补贴来筹集运作资金,养老保险的资金筹集主要采取社会统筹与个人账户相结合的模式,社会福利资金主要依靠财政拨款、社会捐助、慈善救济和福利彩票资金。政府通过财政手段对社会进行兜底保障,守住防返贫的安全底线,对解决相对贫困问题起到了压舱石的作用,由此便形成一条制度保障机制链条,即“兜底保障→防返贫→防止相对贫困问题恶化”。

社会保障制度资金的主要来源渠道是财政拨款。基于《中国县域统计年鉴》,借鉴肖泽平等将养老社会保障供不应求作为因病返贫的主要影响因子^[42],兜底保障的变量衡量标准可采用各种社会福利收养性单位数(个)和各种社会福利收养性单位床位(床)代表。

(6)基础设施建设

基础建设是经济发展的基础,农村基础设施是解决相对贫困问题,实现共同富裕的基础。农村基础设施建设包括农业生产基础设施和农民生活基础设施,前者是现代农业发展的基础,后者是农民生活水平提升的保障,共同成为助推乡村振兴的必然要求和重要保障。由此,便形成一条所谓的“路生财”机制链条,即“基础设施建设→拉动农村经济发展→提高农村居民收入→从经济源头解决相对贫困问题”。

结合刘林等将物质资本纳入多维贫困动态变化的影响因素^[41],基于《中国县域统计年鉴》,从传统农业基础设施的典型代表(设施农田),以设施农田面积(公顷)来衡量农村基础

设施的建设绩效及其对贫困动态变化的影响。同时,考虑财政政策在交通运输领域发挥的巨大作用,将人均财政交通运输支出(元)也一并纳入。

三、贫困动态变化影响因素的实证分析

在贫困动态变化的机制与路径的研究方面,运用两阶段法构建结构方程模型对扶贫政策减贫的作用路径进行验证性分析。单独估计两个方程比同时估计两个方程的优势在于模型的拟合性,如果模型的拟合性比较差,运用一步法很难甄别出是测量不准确还是理论特征不正确。结构方程是对一系列独立的多元回归方程同时进行估计的技术,其组成部分分为测量方程和结构方程,其中,测量方程负责解释隐变量与其显变量之间的联系,而结构方程负责解释隐变量之间的因果联系。

关于显变量与潜变量之间的联系,一般设定为如下测量方程:

$$x = \Lambda x\xi + \delta \tag{6}$$

$$y = \Lambda y\eta + \varepsilon \tag{7}$$

式中: x 为外生显变量构成的向量; y 为内生显变量构成的向量; ξ 为外生潜变量; η 为内生潜变量; Λx 为外生显变量与外生潜变量相互间的关系,是外生显变量关于外生潜变量的因子负荷矩阵; Λy 为内生显变量与内生潜变量相互间的关系,是内生显变量关于内生潜变量的因子负荷矩阵; δ 为外生显变量 x 的随机扰动项; ε 为内生显变量 y 的随机扰动项。

关于潜变量之间的联系,一般可以设定为如下结构方程:

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + e \tag{8}$$

式中: η 为内生潜变量; ξ 为外生潜变量; B 为内生潜变量相互间的联系; Γ 为外生潜变量对内生潜变量的作用效果; e 为结构方程的随机扰动项,代指 η 在方程中无法得到有效解释的那一部分。

1. 模型假设

基于贫困动态变化与其影响因子之间的机制分析,对产业发展、文化教育、医疗保障、易地扶贫搬迁、兜底保障、基础设施建设等6个方面与贫困动态变化之间的关系做如下假设:

假设 1 产业发展通过助力乡村振兴,缩小城乡差距,从而对贫困动态变化具有正向影响。

假设 2 文化教育作为增能的最根本路径,从内生动力提高农民增收能力,从而对贫困动态变化具有正向影响。

假设 3 医疗保障可以改善农民健康状况,最终解决因病致贫、返贫的问题,从而对贫困动态变化具有正向影响。

假设 4 虽然易地扶贫搬迁在长期实施过程中被证明是有积极作用的,但是,由于其不具备短期增收效果,在农户调研有限时期内对贫困动态变化的影响不确定,可能由于不具备短期增收效果而产生消极影响。

假设 5 兜底保障有助于守住防返贫的安全底线,从而对贫困动态变化具有正向影响。

假设 6 基础设施建设通过拉动农村经济发展产生巨大的经济效益和社会效益,提高农民收入和生活水平,从而对贫困动态变化具有正向影响。

2. 数据来源

以陕西省的镇安县和洛南县、云南省的武定县和会泽县、贵州省的盘州市和正安县共 6 个县在精准扶贫政策实施前后 4 个时期(2010 年、2012 年、2015 年和 2018 年)的农户微观数据为样本,采用上述多维贫困的测算指标,即调整后的贫困发生率,作为贫困动态变化的衡量指标。

针对产业发展、文化教育、医疗保障、易地扶

贫搬迁、兜底保障、基础设施建设等 6 方面的影响因子,将其作为潜变量,并分别匹配相应数量的显变量。相关数据均来源于相应年份的《中国县域统计年鉴》以及相关省县的政府官网。

相关变量的具体内涵及符号详见表 2。

3. 分析方法

首先,构建一个包含 6 个假设的概念模型;其次,依据调研数据估计模型参数,进一步验证模型中各变量间的相关性和显著性;最后,通过显著性检验,判定假设模型能否与实证结果相吻合。实证分析可分解为以下几个流程:第一,将相关数据输入 STATA16 软件,构建 SEM 模型;第二,进行 SEM 估计,得出相关系数和显著性;第三,综合显著性和相关系数,分析各变量之间的相关性,检验假设模型是否成立。

4. 实证研究结果及其分析

(1) 变量描述性统计

各变量的描述性统计情况详见表 3。

(2) 模型拟合

借助 Stata16 软件对结构方程模型进行分析,对六大假设的逻辑关系进行拟合发现,模型的各项拟合指标系数及其路径系数偏小。通过不断试验发现,医疗保障(*mi*)和基础设施建设(*inf*)的路径系数值明显低于 0.6 临界水平,即不满足可接受的区间。因此,通过渐进的方法对模型反复进行修正,剔除了医疗保障和基础设施建设两大因素,可能的原因是:一方面,医疗保障作为社会保障的重要组成部分,与兜底

表 2 结构方程模型变量

变量属性	潜变量	潜变量符号	显变量	显变量符号	含义及描述
因变量	贫困动态变化	<i>apii</i>	调整后的相对贫困发生率	<i>api</i>	过去一年,某地区贫困发生率和贫困强度的乘积
			农业机械总动力	<i>tpam</i>	农业现代化指标
			粮食总产量	<i>tgo</i>	粮食安全指标
			规模以上工业企业个数	<i>nied</i>	乡村振兴相关指标
自变量	产业发展	<i>id</i>	城镇固定资产投资完成额	<i>uifa</i>	新型城镇化相关指标
			义务教育阶段受教育人数	<i>fe</i>	义务教育水平指标
			人均财政教育支出	<i>pe</i>	财政教育支出水平指标
			医院、卫生院床位数	<i>nbh</i>	基础医疗公共产品供给水平
	医疗保障	<i>mi</i>	人均财政医疗卫生支出	<i>pm</i>	基本医疗卫生公共品财政供给水平
			年末乡村户数	<i>nrh</i>	乡村户籍变化情况
	易地扶贫搬迁	<i>rpa</i>	年末乡村人口	<i>rp</i>	乡村人口迁移情况
			各种社会福利收养性单位数	<i>swau</i>	社会保障供给水平
	兜底保障	<i>bp</i>	各种社会福利收养性单位床位数	<i>nbsw</i>	社会保障相关产品供给水平
			设施农田面积	<i>ffa</i>	传统农业基础设施建设水平
基础设施建设	<i>inf</i>		人均财政交通运输支出	<i>pt</i>	交通基础设施财政供给水平

表 3 各变量的描述性统计情况

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>api</i>	0.481	0.299	0.241	0.618
<i>tpam</i>	0.277	0.310	0.020	0.913
<i>tgo</i>	0.360	0.327	0.015	0.901
<i>nied</i>	0.177	0.231	0.019	0.607
<i>uifa</i>	0.182	0.268	0.053	0.648
<i>fe</i>	0.294	0.319	0.001	0.990
<i>pe</i>	0.540	0.331	0.002	0.998
<i>nbh</i>	0.260	0.279	0.064	0.617
<i>pm</i>	0.332	0.343	0.000	1.000
<i>nrh</i>	0.330	0.361	0.003	0.979
<i>rp</i>	0.313	0.302	0.021	0.788
<i>swau</i>	0.294	0.296	0.033	0.836
<i>nbsw</i>	0.401	0.298	0.243	0.547
<i>ffa</i>	0.290	0.315	0.000	1.000
<i>pt</i>	0.328	0.335	0.000	1.000

注:各变量均采用离差标准化方法进行处理,以消除量纲的影响。

保障间存在多重共线的概率,而农村产业发展离不开基础设施建设,两者间也存在多重共线的可能;另一方面,从指标选取来看,随着经济发展和社会进步,农民的医疗保障水平得到显著提高,农村基础设施渐趋完善,相应的硬件条件改善所产生的边际效应在逐步减少,以致两大因素的减贫效应相对不显著。

进一步地,通过对上述修正模型进行实证分析,发现整体拟合指标均通过检验,模型可进行路径分析。

(3) 信度和效度检验

① 信度检验

信度主要用于评判检验结果的一致性、稳定性及可靠性。本研究对信度检验主要是通过使用 *Cronbach's α* 系数作为度量指标,当 *Cronbach's α* 系数值分别在大于或等于 0.7、处于 0.35~0.7 以及小于 0.35 这 3 个不同区间时,其相应的信度依次为高信度、一般信度和低

信度。根据上述标准,结合表 4 的具体系数值分析,4 个潜变量的信度水平均超过 0.5 水平线,反映了上述潜变量的指标体系具有比较高的可信度。

② 效度检验

关于贫困动态变化的影响因子,对其效度的检验通常分为内容效度和结构效度两个方面。根据文献梳理,构建理论框架体系,得出影响贫困动态变化的六大因子,结合结构方程模型的渐进分析,从六大影响因子中剔除了医疗保障和基础设施建设两大相对不显著的因子指标,由此保证了较好的内容效度。结构效度是指对于测量理论的概念或特性,测量工具能够测量程度的大小,这就要求观测变量在同一潜变量内部具有收敛效度,在跨潜变量间有区别效度。如表 4 所示,产业发展这一潜变量中各个观测变量与其他潜变量中的观测变量之间的相关系数较低,反映了产业发展的区别效度较高。同样地,文化教育、易地扶贫搬迁和兜底保障的区别效应也较高。综上可得,上述潜变量的观测指标体系具有良好的效度。

(4) 进一步分析

为了尽可能消除各潜变量之间的相互影响,在控制其他潜变量的前提下,分别分析产业发展、文化教育、易地扶贫搬迁以及兜底保障对贫困动态变化的影响,以更精准地掌握各项政策的有效性。

① 产业发展

产业振兴是乡村振兴的必由之路。根据结构方程模型实证结果可知,一方面,产业发展对贫困变化(*api*)产生负向作用,系数为-1;而贫困变化(*api*)对其显变量,即调整后的贫困发

表 4 效度检验

潜变量	可测变量	<i>tpam</i>	<i>Tgo</i>	<i>nied</i>	<i>uifa</i>	<i>Rss</i>	<i>nses</i>	<i>NrhT</i>	<i>rp</i>	<i>swau</i>	<i>Nbsw</i>
产业发展	<i>tpam</i>	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	<i>tgo</i>	0.575	1	—	—	—	—	—	—	—	—
	<i>nied</i>	0.385	0.197	1	—	—	—	—	—	—	—
	<i>uifa</i>	0.425	0.348	0.728	1	—	—	—	—	—	—
文化教育	<i>fe</i>	0.515	0.867	0.445	0.389	1	—	—	—	—	—
	<i>pe</i>	0.576	0.927	0.207	0.265	0.871	1	—	—	—	—
易地扶贫搬迁	<i>nrh</i>	0.695	0.904	0.523	0.553	0.891	0.887	1	—	—	—
	<i>rp</i>	0.665	0.882	0.539	0.626	0.877	0.877	0.977	1	—	—
兜底保障	<i>swau</i>	0.725	0.723	0.463	0.547	0.785	0.724	0.850	0.851	1	—
	<i>nbsw</i>	0.403	0.109	0.560	0.763	0.035	-0.019	0.296	0.362	0.373	1

生率(api)起到促进作用,系数为 0.073。综合来看,产业发展有助于抑制贫困,假设 1 得以验证。另一方面,产业发展又受到农业机械总动力、粮食总产量、规模以上工业企业数量、城镇固定资产投资等四大因素的正向影响,相关系数分别为 0.923、0.365、0.956 和 0.945,由此便形成了一条完整的发展路径,即提高农业机械总动力,增加粮食总产量,扩大规模以上工业企业数量,追加城镇固定资产投资有助于产业发展,继而助力脱贫事业。

再观察表 5 可知,农业机械总动力、粮食总产量、规模以上工业企业数量、城镇固定资产投资对产业发展的路径影响系数分别为 0.923、0.365、0.956 和 0.945,且均具有显著性。其中,规模以上工业企业、城镇固定资产投资和农业机械化对产业发展的影响较大,反映了发展现代农业,着眼于加快农业机械化程度再上新台阶,而加大农业固定资产投资力度,鼓励农业企业规模化运营是促进农业发展、农民增收的重要途径。然而,产业发展对贫困动态变化具有显著的负向影响,其原因可能是产业振兴一方面可提高农业的生产效率,另一方面能大量增加农村就业机会,进而大大提高当地农民的收入,降低贫困发生率。

②文化教育

作为基础公共产品,义务教育必须要做到公平且均衡,只有持续提高中西部欠发达地区基础教育投入的效率,才能从整体上提升我国的人力资本水平,实现“教育脱贫”。根据实证结果可知,义务教育阶段后受教育人数和人均财政教育支出这两个显变量对文化教育均起到了显著的正向作用,影响系数分别为 0.290 和 0.540。进一步地,文化教育对贫困变化($apii$)的影响系数,以及贫困变化($apii$)对其显变量(api)的影响系数均为正,说明了基础教育在一定时期内对贫困问题的改善具有消极影响,假设 2 不成立。可能的原因是,基础教育与职业教育的分布与搭配存在区域异质性,特别是在欠发达地区,在面临财政教育资金相对趋紧的背景下,更要因地制宜地增强职业教育和基础教育的本土适应性和衔接性。此外,在人力资本流向上,发达地区对欠发达地区可能会产生

虹吸效应,导致农村本土培养人才外流趋势强化。

更深层次地,由表 5 可知,不论是受教育人数、人均财政教育支出对文化教育的影响,还是文化教育对贫困变化的影响均十分显著,尤其是人均财政教育支出通过文化教育对贫困变化的间接影响尤为突出。可能的解释是,在欠发达地区,一方面,财政教育资金支出人均份额相比东部发达地区要少,而且教育硬软件底子薄,从而造成财政在教育领域的支出绩效低于预期水平。另一方面,有学者认为受教育程度对因病返贫的影响正在逐步减弱,主要原因是农民的受教育水平虽然在逐步提高,但是越来越难以满足现代农业、工业和服务业发展的用工需求^[43],因此,义务教育阶段的受教育水平对减贫的正向激励作用持续减弱,甚至由于较低程度的受教育水平无法适应现代农业的发展,减贫事业受到消极影响。

③易地扶贫搬迁

“十三五”期间,我国已有 960 多万建档立卡贫困人口通过易地扶贫搬迁摆脱了“一方水土难养一方人”的困境。因此,本研究将易地扶贫搬迁纳入贫困动态变化的重要影响因子序列。进一步,采用年末乡村户数和年末乡村人口数等两个变量,旨在以乡村人口的变动来测度易地扶贫搬迁的实施效果。实证结果可知,年末乡村户数与易地扶贫搬迁之间存在显著的路径关系,具体而言,年末乡村户数对易地扶贫搬迁具有显著的正向影响,影响系数为 0.258。相比之下,年末乡村人口与易地扶贫搬迁之间的路径关系不显著,且呈负向关系,系数为 -0.359。这种看似反常的现象有其合理性:一方面,相对于乡村人口,乡村户数的变动更趋稳定性,一旦乡村户数发生明显变化,很大程度上意味着人口的大量迁徙;另一方面,乡村人口数量的增长会明显增加易地扶贫搬迁的成本,因此,假设 4 得以验证。

易地扶贫搬迁与贫困动态变化之间具有显著正向的路径关系(表 5)。贫困动态变化($apii$)对调整后的贫困发生率(api)产生正向影响,但不显著。由此可知:易地扶贫搬迁在特定时期、在特定地区有助于改善贫困状况,但

表 5 模型参数估计值

变量	路径关系	标准化 路径系数	Z 值	显著性
产业	tpam→id	0.923	28.6	在 1% 水平下显著
	tgo→id	0.365	1.95	在 10% 水平下显著
	nied→id	0.956	37.53	在 1% 水平下显著
	uifa→id	0.945	33.97	在 1% 水平下显著
	id→apii	-1	-1.6	在 1% 水平下显著
	apii→api	0.073	0.35	在 10% 水平下不显著
文化教育	fe→ce	0.29	15.1	在 1% 水平下显著
	pe→ce	0.54	8.9	在 1% 水平下显著
	ce→apii	1	1	在 1% 水平下显著
	apii→api	0.098	0.42	在 10% 水平下不显著
易地扶贫 搬迁	nrh→rpa	0.258	6.34	在 1% 水平下显著
	rp→rpa	-0.359	-1.51	在 10% 水平下不显著
	rpa→apii	1	2.5	在 1% 水平下显著
兜底保障	apii→api	0.011	0.05	在 10% 水平下不显著
	swau→bp	0.136	6.92	在 1% 水平下显著
	nbsw→bp	0.738	1.89	在 10% 水平下显著
	bp→apii	-1	-6.1	在 1% 水平下显著
	apii→api	0.071	0.24	在 10% 水平下不显著

注：“←”代指产生影响的方位走向,下表同。

是,如前述所言,这项政策难以短期收效,需要多方参与,久久为功。正如叶青等对贵州易地扶贫搬迁的经验总结,该项政策必须要精准搬迁对象,增强扶贫主体的互动合作,促进移民的社会融入感,才能实现政策实施的效果^{[23]64}。

④兜底保障

在党的二十大报告中,习近平同志提出,要健全覆盖全民、统筹城乡、公平统一、安全规范、可持续的多层次社会保障体系,以增进民生福祉,提高人民生活品质,扎实推进共同富裕。因此,作为社会保障体系的重要组成部分,有必要分析兜底保障对贫困动态变化的实际影响。根据实证结果可知,各种社会福利收养性单位数对兜底保障的影响系数为 0.136,且在 1% 的水平下显著;各种社会福利收养性单位床位数对兜底保障的影响系数为 0.738,且在 10% 的水平下显著。相比之下,各种社会福利收养性单位床位数对兜底保障产生更为显著的影响,这一方面说明社会福利机构对兜底保障起到非常重要的作用,另一方面也反映了福利床位数最终决定社会福利的实际承载力,假设 5 验证通过。

进一步地,兜底保障与贫困动态变化(apii)之间存在明显的负向路径关系,而贫困动态变化(apii)与调整后的贫困发生率(api)的路径关系却不明显(表 5),这反映了兜底保障确实明显改善了贫困状况。

(5)内生性检验

在上述实证结果中,教育扶贫和易地扶贫搬迁得出的结论与一般现实情况相冲突。为此,需要进行内生性检验。易地扶贫搬迁政策方面,在汇总各地方政府工作报告的基础上,选择会泽县作为易地扶贫搬迁的典型成功案例。2018 年,会泽县作出“易地扶贫搬迁引导 2 018 万人进城”的战略决策,将 19 298 户 81 257 名群众搬进县城安置,有效破解了“一方水土养不了一方人”的问题,此地也是我国最大的易地扶贫搬迁县城集中安置区。作为政策实施成功典型案例之一,会泽县的易地扶贫搬迁政策实施具有代表性和随机性,符合双重差分(DID)模型明确区分实验组和对照组的要求。因此,借鉴相关研究^[44],构建 DID 模型如式(9)所示:

$$\ln api_{it} = \beta_0 + \beta_1 did + \beta_3 \chi_{it} + \varphi_t + \gamma_i + \varepsilon_{it}$$

(9)

式中: $\ln api$ 是调整后的贫困发生率,对其取对数以消除量纲影响。 did 为易地扶贫搬迁政策冲击,即会泽县易地扶贫搬迁实施时间 2018 年($policy_year$)和暂未实施地区($treated$)的交乘项,当时间 $policy_year \geq 2018$,则赋值为 1,否则为 0。当组别 $treated$ 为会泽县时,赋值为 1,否则为 0。 χ 为控制变量集合,对控制变量取对数,以消除量纲影响,并与前文离差标准化的做法形成对比。下标 t 为时间, i 为县。 φ_t 为时间固定效应, γ_i 为地区固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。实证结果如表 6 列(1)所示, did 的 β_1 为 -0.557,在 1% 水平上显著,说明易地扶贫搬迁在短期内可能对搬迁人群产生政策阵痛,后期可能会逐步适应。佐证了前文实证结论的稳健性。

就教育扶贫而言,如前文所述,人口流动可能会对教育扶贫的效果产生负向影响,具体而言,人口净流出越严重,意味农民工外出打工趋势越强,其子女迁往外地入学的可能性越大,潜在人力资本损失也会越严重,当地教育扶贫成效也就越不显著。因此,构建人口净流出指数 nop ,作为文化教育的工具变量,其计算公式如式(10):

$$nop^{①} = \frac{\text{户籍人口} - \text{常住人口}}{\text{户籍人口}} \times 100$$

(10)

①由于 nop 样本中有负值,故不取对数。

通过实证分析得知,人口净流出指数与文化教育水平存在显著的负向关系,但与调整后的贫困发生率的直接关系不显著,因此 *nop* 满足工具变量要求。工具变量法的实证结果如表 6 中的列(2)所示,工具变量 *npo* 的系数为-0.097,在 10% 水平上显著,同样佐证了前文的分析,强化了实证结果的稳健性。

表 6 内生性检验

变量	(1)	(2)
	<i>Lnapi</i>	<i>Lnapi</i>
<i>nop</i>		-0.097 * (-2.51)
<i>did</i>	-0.557 ** (-2.85)	
<i>policy_year</i>	-0.475 *** (-3.31)	
<i>treated</i>	0.279 (0.57)	
<i>lntpam1</i>	-0.823 *** (-3.92)	4.595 ** (3.40)
<i>lntgo1</i>	-0.054 (-0.22)	-0.567 (-0.46)
<i>lnnied1</i>	0.324 (1.22)	-0.873 (-1.08)
<i>lnuifa1</i>	0.024 (0.19)	-0.811 * (-2.28)
<i>lnrssl</i>	-0.069 (-0.27)	
<i>lnnses1</i>	0.261 (0.89)	
<i>lnnrh1</i>		-0.550 (-0.08)
<i>lnrp1</i>		-0.302 (-0.26)
<i>lnswau1</i>	0.500 ** (2.33)	0.343 (0.39)
<i>lnnbsw1</i>	-0.380 ** (-2.70)	0.186 (0.52)
<i>Constant</i>	-0.912 (-0.23)	10.740 (0.14)
<i>Observations</i>	24	24
<i>area</i>	6	6
<i>R-squared</i>	0.957	0.819

注：*、**、*** 分别表示统计量值在 10%、5%、1% 水平下显著,即实证结果显著,下表同。

(6) 稳健性检验

为了验证实证分析结果的稳健性,使用交替替换因变量和自变量的方法。关于自变量的替换选择问题,基于上述讨论,采用易地扶贫搬迁政策冲击(*did*)和人口流出指数(*nop*)分别替换原先解释变量易地扶贫搬迁显性指标和文化教育显性指标。至于替换因变量,分别按照收入水平和支出水平测算的收入贫困指标(*ip*)和支出贫困指标(*ep*)对多维贫困指标,即及调整后的贫困发生率(*api*)进行替换。其中,收入贫困指标是根据国家统计局 2010 年不变价格计算的年人均纯收入,以 2 300 元作为收入贫困线,并按照贫困人口/总人口的计算公式衡量;支出贫困是以家庭人均消费支出作为衡量标准,主要消费项目包括食品、衣着、居住、家庭设备及用品、交通通信、文教娱乐、医疗保健及其他八大类,并且也基于 2 300 元贫困线标准,

按照贫困人口/总人口的计算公式进行度量。为了消除量纲的影响,对因变量和控制变量取对数,实证结果如下表 7 所示,列(1)(2)分别表示易地扶贫搬迁政策冲击对收入贫困和支出贫困的影响,其中列(1)中的 *did* 系数为-0.954,在 5% 显著性水平上显著,证明了实证结果是稳健的;列(2) *did* 系数为-0.411,但并不显著,可能是由于易地扶贫搬迁对受搬迁农户的消费习惯影响不明显。列(3)和列(4)分别表示文化教育对收入贫困和支出贫困的影响,其中列(4)的 *nop* 系数为-0.030,在 10% 水平上显著,说明实证结果是稳健的;列(3)的 *nop* 系数为 0.022,结果并不显著,意味着文化教育与贫困动态变化之间不存在正向关系,一定程度上佐证了前文的实证结果。综上所述,前文的回归结果基本稳健。

表 7 稳健性检验

变量	易地扶贫搬迁		文化教育	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Lnip</i>	<i>Lnep</i>	<i>Lnip</i>	<i>Lnep</i>
<i>nop</i>			0.022 (0.97)	-0.030 * (-2.42)
<i>did</i>	-0.954 ** (-3.91)	-0.411 (-1.14)		
<i>lntpam1</i>	0.227 (0.22)	0.893 (0.86)	0.078 (0.10)	1.576 (1.19)
<i>lntgo1</i>	-2.404 * (-2.10)	-2.108 (-0.91)	-2.960 *** (-4.42)	-0.948 (-1.02)
<i>lnnied1</i>	-0.502 (-0.89)	-1.954 (-1.58)	-1.084 ** (-2.64)	-1.244 (-1.58)
<i>lnuifa1</i>	0.102 (0.30)	0.594 (1.03)	0.161 (0.62)	0.219 (0.57)
<i>lnrssl</i>	-1.189 (-0.98)	-0.206 (-0.20)		
<i>lnnses1</i>	-0.975 (-1.43)	0.468 (0.48)		
<i>lnswau1</i>	-0.246 (-0.39)	-0.448 (-0.68)	-0.611 (-1.21)	-0.117 (-0.25)
<i>lnnbsw1</i>	-0.781 * (-2.20)	-0.538 (-1.69)	-0.472 (-1.17)	-0.372 (-0.83)
<i>lnnrh1</i>			0.399 (0.14)	-1.049 (-0.32)
<i>lnrp1</i>			2.112 * (2.45)	-0.146 (-0.25)
<i>Constant</i>	60.819 ** (3.70)	25.265 (0.58)	32.356 (0.83)	25.562 (0.57)
<i>Observations</i>	24	24	24	24
<i>R-squared</i>	0.833	0.737	0.783	0.655
<i>Number of area</i>	6	6	6	6
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES

四、研究结论及政策启示

基于实证分析检验相关理论假设,研究结果证实了贫困动态变化受多重因素的叠加影响,在剔除医疗保障和基础设施建设这两个不显著的假设因子之后,贫困动态变化受到产业发展、文化教育、易地扶贫搬迁、兜底保障等4个因素的显著影响,并且其影响方向和程度均具有显著差异。具体而言,产业发展和兜底保障政策有助于降低贫困发生率,尤其是产业发展的正向影响更为显著;文化教育对贫困动态变化具有消极影响,某种程度上会提高贫困发生率,而易地扶贫搬迁政策在一定时期内对部分地区的贫困改善效果不明显。基于上述结论,可从4个方面有效施策,以推动脱贫地区持续深入发展乡村振兴,发挥积极性,弱化消极性,助力相对贫困问题的有效解决,早日实现共同富裕。

1. 深化推进产业精准扶贫,提高农民的“造血”能力

产业扶贫旨在提高农民自我造血能力,以永久性摆脱原来的贫困状态,实现真正意义上的脱贫。相对于传统产业扶贫,产业精准扶贫首先体现在更加注重提升农民主体地位,增加主动参与感,创新参与机制和合作方法。具体体现为:第一,传统产业扶贫一般只触及村一级或大户,但是产业精准扶贫旨在将产业帮扶落实到村里每一户,让每一户农民都能依靠自有生产要素参与产业项目。第二,鼓励农民以所在城镇区域为范围,或入股或务工或发展自己产业,实现产业自由化。第三,强化农民技能培训和新职业业态培训,培育现代农民,实现有限规模内的精耕细作,提高农业生产效率。其次,产业精准扶贫坚持城乡融合发展,畅通城乡要素流动:一方面,农产品需要畅通城市市场销路,扩大市场份额,减少工农产品剪刀差;另一方面,相对农村资本,城市资本体量大、增速快,因此要加快城市资本合理流向农村,发挥资本的边际报酬递增效应,助力农业规模化发展。再次,逐步把永久基本农田全部建成高标准农田,持续提高亩产,保障农民收入和粮食安全,加快实现农业现代化。最后,深入实施种业振兴行动,强化农业科技和装备支撑,提高农业抗病虫

灾害能力,使农民逐步摆脱靠天吃饭的局面。

2. 稳步扩大兜底保障覆盖面,提升社会保障供给水平

作为一项重要的社会保障制度,兜底保障是全面建成小康社会的底线制度安排,是党的二十大提出的“健全覆盖全民、统筹城乡、公平统一、安全规范、可持续的多层次社会保障体系”的题中之义,尤其体现在“覆盖全民”“统筹城乡”“公平统一”这3个方面,保障脱贫人口不返贫,减少城乡居民收入差距,改善民生,实现共同富裕。按照兜底线、织密网、建机制的要求,健全农村留守儿童和妇女、老年人关爱服务体系,践行扶贫路上不落一人的政治原则,实现真正意义上的全体脱贫和不返贫。在此基础上,要尽快实现兜底保障各项内容的全国统筹,一方面提高社会保障基金预算的执行效率,强化兜底保障,加大财政投入;另一方面保证贫困老人、残疾人、儿童等重点保障对象的福利水平持续提高,继续推进目标地区,尤其是偏远农村的老年福利中心、养老院、敬老院等养老机构建设。

3. 推进教育财政体制改革,建立高质量教育体系

教育是国之大计、党之大计。为此,要坚持以人民为中心发展教育,加快建设高质量教育体系,促进教育公平。然而,相对于我国庞大的人口基数,每年用于教育的财政拨款总额相当有限,在基础教育供给领域,应积极落实“国家统筹,省级协调,县级执行”的供给事权体系,配合教育专项转移支付来调剂余缺,保障地区间、城乡间基础教育公共产品供给均衡且充足,推进城乡学校共同体建设,加快义务教育优质均衡发展和城乡一体化,实现义务教育公共品供给均等化,巩固基础教育根基。在此基础上,在产业结构持续优化,新产业、新业态层出不穷的经济发展背景下,发展多样化和与时俱进的教育模式,一方面,在充分考虑个人接受教育意愿的前提下,实施学业教育与职业教育并行的教育模式,合理分流专业人才和职业人才的培养;另一方面,对农民群体进行系统高效的新技能培训,实现在农业现代化和产业变革下的劳动供需动态均衡,以最小的教育成本实现人力资本的多样化、更新化创造和合理配置。

4. 因地制宜推进易地扶贫,完善配套服务援助体系

实施易地扶贫搬迁是尊重自然规律的选择,也是帮助生态环境、资源禀赋相对劣势地区的贫困群体摆脱贫困的必由之路。具体而言,这一政策行为的目标是将生活在深山荒漠区的群众搬迁到集镇或者县城,既能够完成脱贫任务,又能提高城镇化率,助力乡村振兴。但是,这类政策背后所蕴藏的,是要用一种新型城市化的生活模式取代搬迁者长期习惯的传统生活模式,这种现代社会文化的直接移植必将促使易地搬迁面临重重困难和阻扰,因此必须要采取柔性化和人性化的过渡措施。在提供财政资金支持,完善配套基础设施的同时,还需解决以下问题:一是做好搬迁人员,特别是老人的心理健康疏导工作;二是要开展搬迁群众就业帮扶专项行动,加强对劳动力的技能培训,以更好适应本土化和现代化生产方式,提高创收能力;三是落实搬迁群众户籍管理、合法权益保障、社会融入等工作举措,完善安置区配套设施和公共服务。此外,考虑到我国地域广阔、区域差异性显著,需防范易地扶贫搬迁后扶持政策执行偏差和资金拨付不及时等问题。

参考文献:

[1] 习近平. 在全国脱贫攻坚总结表彰大会上的讲话[N]. 人民日报,2021-2-26(2):1-1.

[2] 彭继权. 提高相对贫困识别质量:性别差异视角下多维动态测度及分解——以进城农民工为例[J]. 宏观质量研究,2022,10(4):19-34.

[3] 斯丽娟,郭海霞. 面向共同富裕的中国城乡相对贫困指数的测度及变动分解[J]. 数量经济技术经济研究,2022,39(5):47-63.

[4] 李春根,陈文美. 共同富裕目标下农村相对贫困家庭多维贫困测度及分解[J]. 当代财经,2022(5):3-12.

[5] 王静,魏晓博. 农户相对贫困测度及互联网的减贫效应[J]. 农村经济,2022(5):60-68.

[6] 王卓,郭真华. 儿童相对贫困的标准建构与多维测度——基于2021年四川凉山州的专题调查[J]. 农村经济,2022(8):1-11.

[7] 周迪,邱文妍,冯怡豪. 中国持续多维相对贫困的统计测度及其结果比较[J]. 人口与经济,2022(6):113-129.

[8] 左停,贺莉,刘文婧. 相对贫困治理理论与中国地

方实践经验[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2019,21(6):1-9.

[9] 汪三贵,孙俊娜. 全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准——基于2018年中国住户调查数据的分析[J]. 中国农村经济,2021(3):2-23.

[10] 王小林,冯贺霞. 2020年后中国多维相对贫困标准:国际经验与政策取向[J]. 中国农村经济,2020(3):2-21.

[11] 罗楚亮. 农村贫困的动态变化[J]. 经济研究,2010,45(5):123-138.

[12] 陈在余,王海旭,蒯旭光. 农户因病致贫的动态变化及其影响因素分析[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版),2017,18(6):60-66.

[13] 张全红,周强. 中国农村多维贫困的动态变化:1991-2011[J]. 财贸研究,2015,26(6):22-29.

[14] DATT G, RAVALLION M. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with application to Brazil and India in the 1980s[J]. Journal of Development Economics, 1992,38(2):275-295.

[15] KAKWANI N, PERINIA E. What is pro-poor growth? [J]. Asian Development Review,2000,18(1):1-16.

[16] 林闽钢. 相对贫困的理论及政策聚焦——兼论建立我国相对贫困的治理体系[J]. 社会保障评论,2020,4(1):85-92.

[17] 叶兴庆,殷浩栋. 从消除绝对贫困到缓解相对贫困:中国减贫历程与2020年后的减贫战略[J]. 改革,2019(12):5-15.

[18] 高强,孔祥智. 论相对贫困的内涵、特点难点及应对之策[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2020,41(3):120-128.

[19] 罗必良. 相对贫困治理:性质、策略与长效机制[J]. 求索,2020(6):18-27.

[20] 聂荣,杨丹. 农村家庭消费贫困动态性及其影响因素分析[J]. 沈阳师范大学学报(社会科学版),2021,45(3):60-65.

[21] 史志乐,张琦. 我国农村居民家庭的多维贫困测度及动态变化研究[J]. 当代经济管理,2018,40(11):38-45.

[22] 向运华,刘欢. 农村人口外出流动与家庭多维贫困动态演进[J]. 吉林大学社会科学学报,2016,56(6):84-95.

[23] 叶青,苏海. 政策实践与资本重置:贵州易地扶贫搬迁的经验表达[J]. 中国农业大学学报(社会科学版),2016,33(5):64-70.

[24] 陈绍军,雷鸣,孙杰,等. 农村水库移民农地转入意愿及其影响因素——以贵州平桥水库安置区

- 为例[J]. 水利经济,2022,40(6):95-101.
- [25] 刘欢. 外出务工、家庭老人特征及农村家庭贫困的关联研究[J]. 人口与经济,2017(1):63-74.
- [26] 檀学文. 走向共同富裕的解决相对贫困思路研究[J]. 中国农村经济,2020,426(6):21-36.
- [27] 张琦,杨铭宇,孔梅. 2020 后相对贫困群体发生机制的探索与思考[J]. 新视野,2020(2):26-32.
- [28] 范和生,武政宇. 相对贫困治理长效机制构建研究[J]. 中国特色社会主义研究,2020(1):63-69.
- [29] 公丕明,公丕宏. 精准扶贫脱贫攻坚中社会保障兜底扶贫研究[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版),2017,34(6):89-96.
- [30] DAVID P, BAULCH B. Parallel realities: exploring poverty dynamics using mixed methods in rural Bangladesh [J]. Journal of Development Studies, 2011,47(1):118-142.
- [31] 李永友,沈坤荣. 财政支出结构、相对贫困与经济增长[J]. 管理世界,2007(11):14-26.
- [32] 熊雪,聂凤英,毕洁颖. 贫困地区农户培训的收入效应——以云南、贵州和陕西为例的实证研究[J]. 农业技术经济,2017(6):97-107.
- [33] 邢成举,李小云. 相对贫困与新时代贫困治理机制的构建[J]. 改革,2019(12):16-25.
- [34] ALKIRE S, FOSTER J. Counting and multidimensional poverty measurement [J]. Journal of Public Economics, 2008(95):476-487.
- [35] 王小林. 贫困标准及全球贫困状况[J]. 经济研究参考,2012(55):41-50.
- [36] ALKIRE S, SANTOS M E. Acute multidimensional poverty: a new index for developing countries [Z]. OPHI Working Paper No. 38, 2010.
- [37] 周文,唐教成. 乡村振兴与共同富裕:问题与实践路径[J]. 浙江工商大学学报,2022(6):5-16.
- [38] 胡志平. 基本公共服务促进农民农村共同富裕的逻辑与机制[J]. 求索,2022(5):117-123.
- [39] 杨文杰,韦玮. 优化收入分配结构 推进共同富裕[J]. 理论探讨,2022(6):149-154.
- [40] 侯晓东,朱巧玲,万春芳. 百年共同富裕:演进历程、理论创新与路径选择[J]. 经济问题,2022(2):1-8.
- [41] 刘林,李光浩. 连片特困区少数民族农户多维贫困的动态变化与影响因素——以新疆南疆三地州为例[J]. 西部论坛,2017,27(1):115-124.
- [42] 肖泽平,王志章. 脱贫攻坚返贫农户的基本特征及其政策应对研究——基于 12 省(区)22 县的数据分析[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版),2020,37(1):81-89.
- [43] 张永凯,杨春月. 县域视角下云南省农村贫困空间差异及其影响因素[J]. 河北师范大学学报(自然科学版),2021,45(6):620-628.
- [44] 宁静,殷浩栋,汪三贵,王琼. 易地扶贫搬迁减少了贫困脆弱性吗?——基于 8 省 16 县易地扶贫搬迁准实验研究的 PSM-DID 分析[J]. 中国人口·资源与环境,2018,28(11):20-28.

(收稿日期:2022-02-21 编辑:高虹)

Relative Poverty in the Process of Common Prosperity: Indicator Construction and Influence Mechanism/WANG Chaocai, ZHOU Zichao (Chinese Academy of Fiscal Sciences, Beijing 100142, China)

Abstract: After the historic and successful results of targeted poverty alleviation in 2020, in the context of solidly promoting common prosperity, how to prevent the return of poverty and solve the problem of relative poverty is crucial. The premise of this is to understand the influencing factors and mechanisms of the dynamic change of poverty. To solve this problem, based on the micro-survey data of farmers in three provinces and six counties before and after the implementation of the targeted poverty alleviation policy (2010, 2012, 2015 and 2018), this study found that industrial development, education, and relocation of poverty alleviation and basic security have heterogeneous effects on poverty dynamics. Among them, industrial development and basic security are negatively correlated with the dynamic changes of poverty, which means that they help to reduce the incidence of poverty. Education and relocation of poverty alleviation are positively related to the dynamic changes of poverty in a specific period, which suggests that they may increase the incidence of poverty. The above analysis provides theory guidance and policy inspiration for preventing return to poverty and dealing with relative poverty in the new era. To this end, China should continue to deepen the development of rural industries, steadily improve the level of social security supply, continue to promote the reform of the financial system in the field of education, establish a high-quality education system, and promote the whole process of poverty alleviation relocation according to local conditions, so as to better solve the problem of relative poverty and realize common prosperity at an early date.

Key words: precision poverty alleviation; relative poverty; dynamic changes; incidence of poverty; influencing factor