



经济管理  
*Business and management journal*  
ISSN 1002-5766, CN 11-1047/F

## 《经济管理》网络首发论文

题目：中国减贫治理的经验与效果测度  
作者：展望，李钢  
DOI：10.19616/j.cnki.bmj.2022.02.002  
收稿日期：2021-04-12  
网络首发日期：2022-03-09  
引用格式：展望，李钢. 中国减贫治理的经验与效果测度[J/OL]. 经济管理.  
<https://doi.org/10.19616/j.cnki.bmj.2022.02.002>



**网络首发：**在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

**出版确认：**纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

# 中国减贫治理的经验与效果测度\*

展望<sup>1</sup> 李钢<sup>2</sup>

(1. 中央财经大学经济学院, 北京 102206;

2. 中国社会科学院工业经济研究所, 北京 100006)



**内容提要:** 本文利用 2000—2019 年的省级面板数据, 基于系统 GMM 和 PVAR 等方法对中国减贫进程进行了分阶段的多因素量化分解。研究发现, 经济增长与社会发展是中国减贫的主要驱动因素, 但经济增长的涓滴效应趋于消失且市场化的益贫性效应下降; 政府公共财政支出在现阶段的贫困治理中由于瞄准失误和精英俘获等问题而并未发挥其应有的兜底功能和再分配效应; 减贫战略对贫困形势演变的适应性调整则是升级贫困治理体系、提升贫困治理效率的必要因素。本文总结了中国的减贫成功经验并指出其现存问题, 为巩固脱贫攻坚成果、应对相对贫困、实现乡村振兴提供了启示。

**关键词:** 减贫治理 效果测度 乡村振兴 共同富裕

**中图分类号:** F323.8 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2022)02—0017—19

## 一、引言

2021年2月25日,在全国脱贫攻坚总结表彰大会上,习近平总书记庄严宣告:经过全党全国各族人民共同努力,我国脱贫攻坚战取得了全面胜利,区域性整体贫困得到解决,完成了消除绝对贫困的艰巨任务。在中国共产党成立百年之时,中国如期高质量实现了第一个“百年目标”,全面建成了小康社会,历史性地解决了绝对贫困问题。在全人类减贫史上,这无疑也是一个里程碑事件,它使中国提前10年实现了联合国《2030年可持续发展议程》目标,对世界减贫的贡献超过70%。

中国的减贫行为是在中国特色减贫思想的指导下,不断将减贫理论与实践探索相互融合并发展的过程,有着清晰的逻辑体系,是顺应贫困形势演变的多因素交替驱动的系统性工程(杨灿明, 2021)<sup>[1]</sup>。鲜明的阶段性是中国减贫的主要特征,而驱动因素的不同则是划分减贫阶段的主要依据。李小云等(2019)<sup>[2]</sup>从经济社会发展的减贫效能出发,将新中国成立后的减贫历程划分为广义性扶贫实践、发展性扶贫实践以及精准扶贫实践,三个阶段中经济社会发展遵循了从奠定基础到发挥功效再到逐渐式微的作用路径。杨宜勇和吴香雪(2016)<sup>[3]</sup>根据政府在减贫实践中的角色转换,将减贫历程划分为计划经济时期与社会主义市场经济时期两大阶段,前一阶段政府的主要职能是确立制度和提供救济,后一阶段则转变为推动改革与扶贫开发。汪三贵(2018)<sup>[4]</sup>以减贫目标和战略选择为判断依据,将改革开放后的减贫进程划分为体制改革主导的扶贫开发、解决温饱的扶贫开发、巩固温饱的扶贫开发 and 全面小康的扶贫开发四个阶段,减贫战略则经历了从区域开发扶贫到整村推进扶贫(陈池波和杜辉, 2009)<sup>[5]</sup>再到精准扶贫的转换。尽管划分依据各有不同,但它们却共同勾勒出一幅既符合贫困治理一般规律,又紧密结合中国国情的减贫画卷(黄承伟和袁泉,

收稿日期:2021-04-12

\* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“包容性绿色增长的理论与实践研究”(19ZDA048)。

作者简介:展望,男,博士研究生,研究领域是国民经济管理,电子邮箱:zhanwangcufe@163.com;李钢,男,研究员、博士生导师,研究领域是产业发展与促进,电子邮箱:lgui@sina.com。通讯作者:李钢。

2020)<sup>[6]</sup>,即以党的领导和政府主导为根本保障(孙德超等,2019)<sup>[7]</sup>,持续回应贫困形势演变并实施针对性减贫战略,进而促成经济社会发展与减贫进程的耦合。由此可见,经济社会发展、政府扶贫干预以及减贫战略调整是驱动中国减贫进程的三大因素。尽管这些因素的贡献在关于中国减贫的诸多研究中均有提及,但基本都停留在定性层面,鲜有研究将它们纳入统一框架内进行具体的测算和比较。基于此,本文旨在回答以下问题:在中国减贫进程中,经济社会发展、政府扶贫干预以及减贫战略调整各自发挥了怎样的作用?它们对减贫的贡献率各是多少?其贡献是否会随着减贫阶段的转变而发生显著变化?通过对这些问题的研究与回答,可以全面梳理、系统总结脱贫攻坚的经验与成果,进而上升到制度层面形成长效机制,同时为全球减贫事业贡献中国智慧和方案。

在肯定现阶段减贫成就的同时,也应清醒认识到,全面小康社会的建成并不意味着贫困现象的消失,脱贫攻坚的胜利也不代表减贫事业的终止,当前我国发展不平衡不充分的问题依然突出,脱贫群体返贫风险依然严峻,加之新冠肺炎疫情的影响,贫困必将以新的形式长期存在。针对这一形势,党中央做出准确研判,2020年中央一号文件提出将减贫的工作重心转向建立解决相对贫困的长效机制,2021年中央一号文件则提出设立5年衔接过渡期,实现由脱贫攻坚向乡村振兴的平稳过渡。在巩固脱贫攻坚成果的基础上积极探索应对相对贫困的长效机制,并且实现向乡村振兴的过渡是接下来农村工作的重点。实际上,脱贫攻坚、相对贫困治理与乡村振兴三者战略目标上高度契合,均是为了满足人民对美好生活的需要;在时间上相互重合,存在历史交互期和政策叠加期;在内容上彼此接续,脱贫攻坚为乡村振兴奠定物质基础,乡村振兴则为相对贫困的治理提供制度保障(杜庆昊,2021)<sup>[8]</sup>。因此,为了实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴的有效衔接,习近平总书记提出要保持帮扶政策总体稳定,严格落实“四个不摘”要求,这意味着脱贫攻坚时期减贫工作中存在的问题依然会在较长时期内影响相对贫困治理与乡村振兴。那么,当下的贫困治理中还存在哪些显著问题?本文在归纳成功经验的同时,旨在对这一问题做出回答,从而为脱贫攻坚与乡村振兴的衔接过渡提供政策参考。

为了对上述问题做出回答,本文使用2000—2019年省级面板数据,分阶段量化分析了经济社会发展、政府扶贫干预以及减贫战略调整的减贫效应及其贡献率,总结了减贫的成功经验与尚存问题。与其他相关研究相比,本文可能的边际贡献有如下四点:第一,使用两步迭代法与EM参数估计法对收入分组数据进行微观还原,进而得到各省份历年贫困发生率,与通过微观调查数据估算或者以低保率代替的贫困率相比,数据更具代表性且更真实。第二,将经济社会发展、政府扶贫干预和减贫战略调整三大驱动因素纳入统一分析框架,使用系统GMM与PVAR等估计方法克服系统内变量交互影响的内生性问题,同时展开差分分解、方差分解与脉冲分析等,得到各因素的减贫效应及其贡献率,从而得出较为全面的量化结果,丰富拓展了关于减贫的定量研究。第三,使用了分阶段的研究视角,以精准扶贫的实施为分界,将样本划分为2000—2012年和2013—2019年两个阶段,分别量化出两阶段三因素的减贫贡献,通过前后两期的对比便可看出各因素的作用变化,有助于进一步理解中国贫困治理的发展逻辑。第四,借鉴经济增长核算使用残余项代替TFP的思想,本文用残余项衡量难以具体量化的减贫战略的影响,通过残差的减贫贡献率大致识别出减贫战略的贫困治理效率,进而能较为直观地考量精准扶贫战略对减贫效率的提升作用。

## 二、文献综述:三大因素减贫功能的理论阐释

贫困严重阻碍人类生存权和发展权的实现,是人类社会的一大顽疾,消除贫困则是社会文明的重要成果,往往被摆在治国理政的突出位置。作为贫困治理的世界范本,中国减贫一方面是具有普遍意义的经济社会转型故事;另一方面也是凝聚着中国政治文化特色和贫困治理智慧的独特发展叙事(李小云等,2018)<sup>[9]</sup>。为探索中国减贫规律、破解中国减贫密码,一大批学者目光聚集于此,

他们或定性或定量、或系统或重点地研究中国减贫历程,分析中国减贫因素。正如引言所述,如果将所有减贫因素进行归纳,则大致可分为三类,即经济社会发展、政府扶贫干预以及减贫战略调整。其中,有利于贫困人口脱贫的经济社会发展构成了减贫的基本面,政府扶贫干预则在经济社会条件不再益贫时作为政治力量突破结构制约,超越不同利益群体实现资源分配和组织动员(李小云等,2018)<sup>[9]</sup>,而减贫战略调整则是以一种渐进动态的方案优化政府扶贫干预的成效,实现减贫资源的合理分配,促成经济社会发展与减贫进程的耦合(黄承伟和袁泉,2020)<sup>[6]</sup>。

### 1. 经济社会因素对中国减贫进程的影响

改革开放后中国经济高速增长、社会加快转型,与之相伴,减贫也进入发展性扶贫新阶段,以开发式扶贫为基本方略,开创了益贫的经济社会发展模式(李小云等,2019)<sup>[2]</sup>。

一是经济增长具有显著的减贫效应。在诸多减贫因素中,经济增长的涓滴效应无疑发挥着最为基础的作用,它通过直接和间接两条路径发挥效应,其中直接路径表现为经济增长为贫困人口提供更多的增收和就业机会,间接路径则体现在经济增长给予政府更多的扶贫能力和财政资金,主要用于开展基础设施建设与优化公共服务,整体性提升贫困人口发展能力(汪三贵,2018)<sup>[4]</sup>。李小云等(2010)<sup>[10]</sup>利用2000—2008分省数据估算出经济增长的减贫弹性系数为1.09,且农业部门系数明显高于第二、第三产业部门。但也有研究提出不同观点,如章元等(2012)<sup>[11]</sup>认为,工业化创造大量非农就业岗位,而贫困农户能够进入劳动力密集型的工业部门就业并获得更高收入,这是他们分享工业化所带来的经济增长“蛋糕”并脱离贫困陷阱的关键渠道。

二是社会发展进程也会缓解贫困问题。经济增长只是贫困减少的必要而非充分条件(李小云等,2018)<sup>[9]</sup>,涓滴效应的发挥需要特定的前提,社会发展进程中的结构转变和制度变革都会对其产生影响(Adelman和Morris,1973)<sup>[12]</sup>,其中结构性的差异会改变资源的分配状况,制度安排的差别则会影响人们获取这些资源的机会大小。结构性因素方面,收入分配结构、产业结构以及城乡结构对于减贫的影响较为明显,学者们针对收入差距扩大、产业结构升级以及城镇化推进的减贫效应展开了较多研究。罗楚亮(2012)<sup>[13]</sup>利用微观住户调查数据并使用Datt-Ravallion分解和Shapley分解估算了不同年份贫困变动的增长弹性和分配弹性,发现2002—2007年的经济增长由于收入差距的扩大而不具备益贫性。产业结构通过要素密集度左右贫困人口就业进而影响贫困治理,单德朋(2013)<sup>[14]</sup>认为低技能密集的产业结构更利于贫困人口受益;李小云等(2019)<sup>[2]</sup>则认为产业结构升级提高了对贫困人口的技能要求进而对减贫不利。城镇化的快速推进也推动了减贫进程,解垚(2020)<sup>[15]</sup>实证检验了城镇化的减贫效应并认为农村土地、非农就业与技术市场溢出是其减贫的主要渠道;何春和崔万田(2017)<sup>[16]</sup>则认为城镇化与贫困呈现U型关系,在最优水平之前城镇化有利于减贫,超过该水平后会产生过度城镇化问题从而不利于减贫。制度性因素方面,通过有效的经济社会制度改革对贫困主体进行赋权,确保其有更多的机会参与经济社会活动,共享改革发展成果,是制度减贫的重要途径(米旭明和王文思,2021)<sup>[17]</sup>,而中国社会最明显的制度变革无疑是社会主义市场经济体制的确立与发展,有学者研究了市场化进程的减贫效应,如杨灿明(2021)<sup>[1]</sup>认为21世纪后中国进入了市场化导向下培育内生动力的减贫阶段,科学开发了贫困地区的优势资源,兼顾了地区减贫与人的可持续发展;官留记(2016)<sup>[18]</sup>却指出市场化扶贫实践中可能会由于缺乏监管和法规约束而导致市场力量的滥用和误用,因而需要加强市场化扶贫的顶层设计。

### 2. 政府干预因素对中国减贫进程的影响

经济增长为减贫提供了物质基础,但进一步提高经济增长对贫困人口的包容性还需要政府对贫困治理的有效参与(范轶琳和吴晓波,2011)<sup>[19]</sup>。大规模减贫本质上是一场政府行动,展现了政府的减贫意志和组织动员能力。作为宏观调控的主要手段,财政资源同样是政府参与贫困治理的有力工具,它既可以通过转移支付的方式进行二次分配,让增长收益流向贫困群体,还能增加公共

服务供给,改善贫困人口的生产和生活条件(赵丙奇,2021)<sup>[20]</sup>。针对政府财政支出的减贫效应,有学者评估了转移支付的瞄准精度(Westmore,2018)<sup>[21]</sup>,有学者测算了医疗教育等公共服务支出的受益归宿(李永友和郑春荣,2016)<sup>[22]</sup>,还有学者在统一框架下比较了一揽子财政工具各自的减贫效率(卢洪友和杜亦譔,2019)<sup>[23]</sup>。

一是以社保支出为代表的转移支付的减贫效应。在所有转移支付中,社会保障支出的减贫效应无疑最为典型,它可以实现对贫困人口的兜底,守住扶贫底线,让最贫困的社会成员从经济发展中得到更多份额的成果(华黎,2010)<sup>[24]</sup>。但是,也有学者认为政府的社保和公共救助资源可能并未真正到达贫困人口手中(解垚,2016)<sup>[25]</sup>,它可能会经历诸如瞄准失误(张召华等,2019)<sup>[26]</sup>与精英俘获(何欣和朱可涵,2019)<sup>[27]</sup>等原因造成的层层“漏损”;即使最终能够到达贫困者手中,也可能通过福利依赖和“诱导效应”助长懒惰心理,对减贫产生负效用(樊丽明和解垚,2014)<sup>[28]</sup>。

二是以教育支出为代表的公共服务支出的减贫效应。“扶贫先扶智,治贫先治愚”,作为“五个一批”脱贫工程的重点,教育支出的重要性不言而喻。宏观来看,教育转化为人力资本是经济增长的必备基础(汪三贵,2018)<sup>[4]</sup>;微观来看,教育可以提升贫困人口的个人行为能力,减少权利和机会的缺乏(Omoniyi,2013)<sup>[29]</sup>,实现内生脱贫。然而,也有学者对教育支出的减贫效应提出了质疑,他们认为教育扶贫是一项长期工程,未必立竿见影,短期内甚至可能挤出其他投入从而造成负效应,故有人提出“教育致贫论”(曹海娟,2010)<sup>[30]</sup>。

三是财政分权对减贫的影响。分税制下,财政分权会左右地方政府的转移支付和公共服务支出意愿,因而会对减贫产生影响。魏晓博等(2021)<sup>[31]</sup>研究发现,财政分权使地方政府利用信息优势优化财政支出结构,进而改善低收入群体的多维贫困;田嘉莉等(2021)<sup>[32]</sup>则认为财政分权扭曲了地方政府的财政支出结构,对减贫造成不利影响;刘建民等(2018)<sup>[33]</sup>指出,要将支出和收入分权区分,并得出前者对减贫有利而后者对减贫不利的结论。

### 3. 战略调整因素对中国减贫进程的影响

中国社会科学院包容性绿色发展跟踪调查(IGDS)的一项调研显示,有58.08%的受访者认为“从国情出发,准确把握每个历史阶段的主要矛盾,解决主要问题,有步骤分阶段地实现现代化的目标”是中国共产党领导社会主义建设事业的最宝贵经验。体现在减贫事业中,就是不断总结经验教训、优化扶贫顶层设计、完善贫困治理体系,结合世情、国情、人情而不断与时俱进地调整减贫战略,带领中国减贫走过了革命式减贫、救济式扶贫、开发式扶贫、内生减贫以及精准扶贫五个阶段(杨灿明,2021)<sup>[1]</sup>。

一是中国共产党领导下的减贫战略调整对贫困治理的作用。中国共产党的领导实现将政治资源转化为政府的组织资源,政府结合党在各时期的减贫思想和方针,制定减贫政策、设计减贫项目并进行减贫资源的动员和分配,从而将党的执政能力转化为现代化的贫困治理能力(孙德超等,2019)<sup>[7]</sup>。由此可见,在中国共产党领导下积极适应贫困形势的演变,不断调整减贫战略,持续创新扶贫机制,是中国贫困治理体系日益完善,减贫成效不断提升的制胜法宝(吕方,2017)<sup>[34]</sup>。实事求是、与时俱进是中国共产党领导社会主义建设事业的基本指导思想,也是中国共产党保持先进性、增强创造力的决定性因素,体现在减贫工作中,就是能够识别贫困形势演变的新趋势,发现贫困治理存在的新问题,及时调整减贫工作的方针路线和战略决策,使减贫资源、减贫项目更加匹配贫困状况,最大限度发挥政府扶贫干预的有效性,实现经济社会发展与贫困治理进程的协同推进(黄承伟和袁泉,2020)<sup>[6]</sup>。

二是精准扶贫战略对贫困治理的影响。作为中国减贫工作的最新实践与贫困治理体系的重要创新,精准扶贫有效应对了贫困人口分布分散、差异化诉求提升、瞄准靶向失准等问题导致的扶贫效益下降,在扶贫主体、内容以及方式层面全面提升了减贫绩效(孙德超等,2019)<sup>[7]</sup>。在精准扶贫

战略思想指引下,原有的扶贫体制中贫困识别有失精准、扶贫责任不能落实、扶贫合力未能形成、考核评估机制缺失等弊端均得到了有效解决,减贫效率显著提升,助力脱贫攻坚与决胜全面建成小康社会(黄承伟和袁泉,2020)<sup>[6]</sup>。黄薇和祝伟(2021)<sup>[35]</sup>等利用贫困家庭微观追踪数据,对精准扶贫政策进行了多维评估,发现其减贫效应在不同维度上均显著体现,其中收入、劳动能力和生活质量等方面的效果尤为明显,能够更有针对性地解决深度贫困。蔡宇涵等(2021)<sup>[36]</sup>发现精准扶贫除对贫困人口带来直接影响外,还能通过基础设施改善、社会资本积累和相对收入位置变化对非贫困人口产生溢出效应。

现有文献对中国减贫的影响因素展开了较为丰富的理论或实证研究,所得结论莫衷一是,但它们往往只能聚焦于某一个或某几个因素。然而,中国减贫是一项多因素驱动的呈现阶段特征的系统工程,若要厘清内在逻辑,就要以全面视角对整个减贫进程展开阶段性的量化分析,尽可能涵盖所有减贫因素,从而测算出经济社会与政府财政等因素在不同时期的减贫贡献,尤其要想办法估算出减贫战略调整这种难以量化的重要因素的贡献。

### 三、研究设计

#### 1. 模型设定

为了对贫困变化进行量化分解,本研究选用贫困发生率作为被解释变量,关于解释变量的选取,则从文献综述的理论阐释出发,将三大因素同时纳入计量模型。其中,对较易量化的经济社会因素与政府干预因素,分别选取若干具体变量加以衡量并控制到模型中。对难以量化的战略调整因素,类似经济增长核算以索洛残差测算除资本和劳动等有形要素之外的无形 TFP 的贡献,本文的模型残差也涵盖了除经济社会与政府干预之外由减贫战略调整带来的贫困治理的技术进步与效率提升。最终,计量模型为:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^2 \sum_{r=1}^{n_j} \beta_{jr} ESD_{jrit} + \sum_{k=1}^3 \sum_{s=1}^{m_k} \theta_{ks} GOV_{ksit} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,变量的下标  $i$  代表其属于第  $i$  个省份,下标  $t$  代表其属于第  $t$  年,如  $Y_{it}$  是指第  $i$  个省份第  $t$  年的贫困发生率。 $ESD$ (Economic and Social Development)代指经济社会发展系列变量:一级下标  $j=1$  时  $ESD$  属于经济增长类, $j=2$  时则为社会发展类;二级下标  $r$  标识第  $j$  类  $ESD$  中的第  $r$  个变量,且第  $j$  类  $ESD$  共包含  $n_j$  个具体变量<sup>①</sup>; $\beta_{jr}$  表示第  $j$  类  $ESD$  的第  $r$  个变量的减贫系数。 $GOV$ (Government)代指政府财政干预系列变量:一级下标  $k=1$  时  $GOV$  属于教育支出类, $k=2,3$  时则分别为社保支出类和财政分权类;二级下标  $s$  标识第  $k$  类  $GOV$  中的第  $s$  个变量,且第  $k$  类  $GOV$  共包含  $m_k$  个具体变量; $\theta_{ks}$  表示第  $k$  类  $GOV$  的第  $s$  个变量的减贫系数。 $\mu_i$  和  $\varphi_t$  分别代表省份和年份固定效应,这种双重固定效应有助于消除部分内生性(杨均华和刘璨,2019)<sup>[37]</sup>。 $\varepsilon_{it}$  为残差,涵盖难以被具体量化却又能影响减贫效率的因素,与减贫战略调整带来的贫困治理的技术进步与效率提升有关。

#### 2. 变量设定

(1)被解释变量。本文选用“绝对贫困发生率”,即处在绝对贫困线以下人口与总人口之比。绝对贫困线以货币计量,其变化仅来自物价波动。绝对贫困主要出现在农村地区,故农村成为绝对贫困治理的主战场。因此,本文以农村地区“绝对贫困发生率”为被解释变量。计算“绝对贫困发

① 由“变量设定”可知: $n_1=3$ ,说明经济增长类  $ESD$  共包含三个变量,分别为农业发展、非农就业、基础设施; $n_2=4$ ,说明社会发展类  $ESD$  共包含四个变量,分别为产业结构、收入差距、城镇化、市场化。因此,经济社会发展系列变量  $ESD$  共含 7 个具体变量。 $m_k$  的含义及取值类比  $n_j$ ,得  $m_1=3, m_2=1, m_3=1$ ,即政府扶贫干预系列变量  $GOV$  共含 5 个具体变量,详见“变量设定”。

生率”时,首先要有绝对贫困线,中国曾对其进行三次调整<sup>①</sup>,现行标准为人均 2300 元/年(2010 年不变价格计)。然而,2300 元也只是一个全国线,各省份历年贫困线还会因物价波动和生活成本差异而变动,故本文借鉴张凤华和叶初升(2011)<sup>[38]</sup>的做法,使用各省份历年的农村居民消费价格指数对 2300 元的全国贫困线进行调整以得到各省份历年贫困线。2010 年贫困线标准变更后的分省份数据在《中国农村贫困监测报告》中有所收录(最新的 2020 年版收录 2010—2019 年数据),但新标准下 2010 年前的数据并未被统计,只能根据相关年份的微观调查数据逐年回溯。国家统计局每年在组织住户调查后会公布收入分组数据,但这并不是微观数据本身,而只是对微观数据的一种加工汇总,因此无法据此计算贫困发生率<sup>②</sup>。为获得贫困发生率,学者们尝试对收入分组数据进行微观还原。

本文借鉴分组数据微观还原的思路,对 2000—2009 年农村贫困发生率进行计算。具体思路如下:收入过低是贫困的直接外在表现,所以贫困发生率即为收入水平处在贫困线以下的人口比例,要得到这个比例就需要一份包含个体收入水平的微观样本数据,枚举每个样本的收入水平并将其与贫困线对比以判断其贫困状态,因此微观数据最适于研究贫困问题。然而,目前常用的微观数据(UHS、CGSS、CHIP、CFPS)虽然包含收入信息,但时间跨度较短,不太适合研究长期贫困问题。与之相比,各省份统计年鉴中的收入分组数据不仅连续时间长,而且代表性强,但收入分组数据并不是微观数据本身,而是它的一种加工汇总,故需对其进行微观还原,也即根据分组数据公布的部分信息回推样本全貌。目前,各省份统计年鉴主要提供两类收入分组数据:一类为等分型,即将全部样本按收入排序并进行等分划组,同时给出每组的收入均值;另一类为区间型,即划分出若干收入区间,同时给出每个区间内的样本占比。由此可见,不同类型的收入分组数据包含的分组信息也不尽相同,须根据信息特征选取适宜的还原方法。结合数据特征并参考已有文献做法,对等分型分组数据,本文使用 Shorrocks 和 Wan(2008)<sup>[39]</sup>提出的两步迭代法进行还原;对区间型分组数据,本文使用高旅端和陈志(2002)<sup>[40]</sup>提出的基于 EM 算法(Dempster,1977)<sup>[41]</sup>的参数估计法进行还原。还原步骤正文略去备索。

(2)解释变量。经济社会发展、政府干预以及减贫战略调整是影响减贫的三大主因,其中经济增长与社会发展、政府公共财政支出均可以使用具体指标进行量化。

经济增长的涓滴效应对减贫的作用分为直接和间接两种:直接效应源自经济增长为贫困人口提供更多增收和就业机会,间接效应则指经济增长给予政府更多扶贫能力和资源。农业和非农业发展先后体现了直接减贫效应,间接效应则主要体现在政府利用扶贫基金开展农村基础设施建设与优化公共服务,整体性提升贫困人口发展能力。因此,对应两个直接效应与一个间接效应分别构造“农业发展”“非农就业”和“基础设施”三个分项变量。

经济增长的涓滴效应理应是普惠性的,但在实际减贫进程中它往往会随着社会结构的转变和制度的变迁而表现出效应上的差别,这是因为结构性的差异会改变减贫资源的分配状况,制度安排的差别则会影响到人们获取这些资源的机会大小。因此,对涓滴效应产生影响的社会发展因素主要表现为各种结构和制度性因素,包括收入分配结构、城乡结构、产业结构以及市场制度等。为此,本文构造“产业结构”“收入差距”“城镇化”与“市场化”四个变量来量化社会发展因素。

“财政工具”是政府进行宏观调控的主要手段,在贫困治理领域亦是如此。其中,社会保障支出和教育支出理应对贫困产生显著影响,前者可以对贫困人口实现兜底,后者则能提升贫困人口的内生脱贫能力。社会保障支出是政府通过转移支付对低收入人口进行的补助或救济,可以直接提高贫困人口收入,故本文构造“社保支出”变量进行衡量。教育支出按层级划分主要有三类,其中,

① 1978 年生存标准线为 100 元,2008 年温饱标准线为 1196 元,现行 2010 年低收入标准线为 2300 元。

② 部分文献使用低保线代替贫困线,使用低保人口代替贫困人口。但低保线经常提升,个别年份甚至会大幅提高,导致了贫困人口不降反增的情形,故本文未采用此种处理方式。

义务教育在教育体系中占据基础地位,是教育扶贫的关键部分;职业教育学习周期短、就业挂钩性强,在教育扶贫中独具优势;高等教育因对贫困代际传递的突破使其成为教育脱贫的重要组成。因此,本文构造“义务教育”“职业教育”和“高等教育”三个变量来量化教育支出。此外,财政分权会影响政府公共支出的优先次序,进而影响其对社保和教育支出的意愿大小,为此,本文还构造了“财政分权”变量。

本文的变量说明与描述性统计如表1所示。

表1 变量说明与描述性统计

变量类型	变量名	指标说明	数据来源	均值	标准差	样本数①		
被解释变量	贫困率	农村绝对贫困发生率(%)	详见“被解释变量”	17.77	18.16	533		
解释变量	经济社会发展	经济增长	农业发展	人均农用机械总动力(千瓦/人)	中经网统计数据库	1.26	0.75	651
			非农就业	人均工资性收入/人均可支配收入×100%	中国劳动统计年鉴	36.89	14.53	651
			基础设施	人均拥有铁路和公路的里程(公里/万人)	中经网统计数据库	35.24	36.92	651
		社会发展	产业结构	产业结构高级化指数	中经网统计数据库并计算	6.51	0.34	651
			收入差距	泰尔指数	中经网统计数据库并计算	0.12	0.07	651
			城镇化	城镇常住人口/常住总人口×100%	中经网统计数据库	49.82	16.00	651
	市场化	市场化指数②	Wind数据库	5.99	2.19	651		
	政府财政干预	教育支出	义务教育	农村义务教育生均经费的增长率(%)	中国教育经费统计年鉴	17.59	12.41	620
			高等教育	高等教育奖助学金/高等教育经费支出×100%	中国教育经费统计年鉴	6.09	4.35	651
			职业教育	中职(专)教育经费支出的增长率(%)	中国教育经费统计年鉴	12.07	23.82	620
社保支出		社会保障	人均社会保障和就业支出(元/人)	中国统计年鉴	929.57	918.82	651	
		财政分权	人均地方预算内支出/人均中央预算内支出③	中国财政年鉴	5.26	3.68	651	

资料来源:作者整理

(3)残差解析。正如经济增长核算用索洛残差测算全要素生产率一样,本文也以模型残差测度减贫战略调整带来的贫困治理的技术进步和效率提升。前沿生产函数法将全要素生产率分解为技术创新与进步、技术效率提升、规模效应发挥、配置效率提升(姚挑战,2009)<sup>[42]</sup>,以此类比,减贫战略调整也可从这四个方面升级贫困治理。一是技术创新与进步,具体表现为:模式创新,由区域开发扶贫转向精准脱贫攻坚;理论创新,将马克思主义反贫困理论同中国实际相结合,创立中国特色减贫理论;机制创新,对贫困人口的帮扶路径由区域开发提供外在脱贫条件转向发展赋权培育内

① 有些变量需要计算增长率,故所有变量均提前一年从1999年开始,完整的样本数应为省份数31乘以年数21(1999—2019年)等于651;增长率类的变量从2000年开始算起,故样本数为651-31=620。“贫困率”变量会在某些省份的个别年份中缺失,因此样本数只有533。

② 计算方法参见王小鲁等(2019)<sup>[43]</sup>。

③ 见张克中等(2010)<sup>[44]</sup>。

生脱贫能力。二是技术效率提升,具体表现为:瞄准识别效率提升,依靠建档立卡、减贫大数据、云计算等信息技术实现精准识别与动态监控;工具使用效率提升,运用现代物流与电商技术等工具开发扶贫新业态,利用数字金融与信贷保险等工具缓解贫困户资金约束;考核监督效率提升,完善减贫成效的验收机制与扶贫干部的激励约束机制,发挥政协与审计部门的第三方评估作用,使减贫成绩经得起历史和人民的检验。三是规模效应发挥,具体表现为:一系列超常规举措彰显了集中力量办大事的制度优势,脱贫攻坚规模空前;全国范围自上而下形成“五级书记挂帅”的责任落实机制,组织动员规模空前;结对帮扶、定点帮扶等手段广泛调动了各方资源,构建政府、市场、社会协同的大扶贫格局,形成规模化的脱贫攻坚合力。四是配置效率提升,具体表现为:因村派人,向基层组织薄弱涣散的村派驻帮扶干部,发挥执行和监督作用,强化基层帮扶;因地制宜靶向落实“五个一批”脱贫政策,回应差异化诉求,提供政策保障;项目倾斜,加大重大扶贫项目向深度贫困地区倾斜的力度,为全面脱贫提供项目支持。

## 四、实证结果与分析

### 1. 各减贫因素的效应分析

各减贫因素的效应由回归估计获得,表2列示了三种方法的估计结果。其中,第(1)列和第(4)列基于混合最小二乘法并同时控制了省份和时间虚拟变量;第(2)列和第(5)列基于双向固定效应模型并使用了xtscc命令获取“异方差—序列相关—截面相关”稳健型标准误;第(3)列和第(6)列基于系统GMM方法,该方法适用于模型存在多个内生变量的情形。由于变量的单位各异、量纲不同,故使用标准化回归系数以便直接比较系数大小,同时又不改变系数的符号和显著性。需要说明的是,在系统GMM估计中为了克服模型中可能存在的内生性问题,针对实际情形对各变量做了不同类型的设定。“经济社会发展”系列变量被设定为内生变量,因为它们与贫困存在反向因果关系且极有可能受到某些不可观测的共同因素影响;“政府财政干预”系列变量被设定为前定变量,这是考虑到政府往往会根据上期贫困情形制订下期支出计划,从而有针对性地分配财政资源。此外,为更加有效地处理内生性,选取某省份的年均气温、年均降水量、年均日照时数、平均海拔以及地形起伏度<sup>①</sup>等气候与地理变量作为纯外生IV。由对比可知,POLS和FE的估计结果在系数大小和显著性上的差异并不明显,而系统GMM的结果与它们存在一定差别,说明原模型的确存在内生性问题,有必要选取IV并使用系统GMM方法加以处理。为此,回归系数的分析解读也基于系统GMM的估计结果。第(3)列和第(6)列的Arellano-Bond(2)检验均无法拒绝“扰动项 $\varepsilon_{it}$ 无自相关”的原假设,Hansen检验也表明工具变量通过了过度识别检验,因而适宜使用系统GMM估计。

(1)2000—2012年的估计结果。如第(3)列所示,经济增长的减贫效应较为全面,“非农就业”和“基础设施”的系数显著为负,说明经济增长创造了非农就业且完善了基础设施,为脱贫提供了机会与便利。各类社会结构和制度的转变则体现了不同减贫效应,其中“产业结构”和“收入差距”的系数显著为正,说明该期产业结构升级和城乡收入差距不利于减贫。“城镇化”和“市场化”的系数显著为负,均能加速减贫,它们为贫困人口提供增收信息与机会。政府公共财政支出中,“义务教育”的系数显著为负,说明控辍保学机制起到作用;“高等教育”的系数并不显著,这一方面说明奖助学金的认定与发放存在问题(陈绵水等,2013)<sup>[45]</sup>;另一方面也反映出高教投入的脱贫效果可能存在时滞性;“职业教育”的系数却显著为正,侧面反映出职教办学质量低。“社保支出”的系数并不显著,说明该类转移支付并未有效惠及贫困人口。“财政分权”的系数并不显著,说明在当期分税体制和考核机制下,地方政府财政支出的减贫激励不足。

<sup>①</sup> 年均气温、年均降水量、年均日照时数数据来自历年《中国气象年鉴》。

表 2 各减贫因素的效应分析——基于三种回归估计

变量			2000—2012 年			2013—2019 年		
			(1) POLS	(2) FE	(3) 系统 GMM	(4) POLS	(5) FE	(6) 系统 GMM
经济增长与 社会发展	经济增长	农业发展	-0.217*** (-3.86)	-0.239*** (-4.46)	-0.048 (-0.86)	0.023 (0.76)	0.023 (1.37)	-0.002 (-0.07)
		非农就业	-0.139* (-1.86)	-0.153*** (-3.99)	-0.428*** (-5.80)	-0.142** (-2.11)	-0.142*** (-7.86)	-0.071 (-0.74)
		基础设施	-0.374*** (-4.30)	-0.324*** (-5.25)	-0.455*** (-3.28)	-0.516*** (-5.52)	-0.516*** (-4.14)	-0.147 (-1.46)
	社会发展	产业结构	0.005 (0.06)	0.009 (0.28)	0.383** (2.06)	0.042 (0.80)	0.042 (1.02)	0.147 (1.08)
		收入差距	0.323*** (3.83)	0.382** (2.23)	0.460*** (3.07)	-0.008 (-0.23)	-0.008 (-0.30)	0.032 (0.41)
		城镇化	-0.836*** (-5.97)	-0.929*** (-6.31)	-0.370** (-2.32)	-0.326*** (-3.86)	-0.326** (-3.71)	-0.394*** (-4.86)
		市场化	-0.046 (-1.04)	-0.062 (-1.48)	-0.419*** (-5.61)	0.103* (1.82)	0.103 (1.30)	-0.073 (-1.23)
政府公共 财政支出	教育支出	义务教育	-0.051*** (-3.12)	-0.058*** (-3.22)	-0.057*** (-2.92)	0.010 (0.64)	0.010 (1.09)	0.021 (0.95)
		高等教育	-0.015 (-1.46)	-0.017 (-1.38)	-0.012 (-0.48)	0.034 (1.48)	0.034** (2.76)	-0.083*** (-6.07)
		职业教育	0.020 (1.56)	0.017*** (3.42)	0.052*** (3.15)	0.002 (0.13)	0.002 (0.20)	-0.002 (-0.13)
	社保支出	-0.135 (-1.61)	-0.174* (-1.99)	0.102 (0.89)	0.041* (1.69)	0.041 (1.12)	0.117 (1.56)	
	财政分权	0.054 (0.54)	0.042 (0.56)	0.133 (0.72)	-0.122* (-1.90)	-0.122** (-2.61)	0.030 (0.23)	
	常数项	1.474*** (3.84)	0.187* (1.93)	0.872*** (5.91)	-0.173 (-0.56)	-0.197*** (-5.42)	-0.365*** (-6.94)	
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
时间	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
观测值	316	316	316	217	217	217		
R <sup>2</sup>	0.966	0.902		0.904	0.799			
Arellano-Bond(1)			0.024			0.036		
Arellano-Bond(2)			0.919			0.370		
Hansen test			0.502			0.412		

注:括号内数据为 *t* 值;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著;FE 估计汇报组内 R<sup>2</sup>

资料来源:使用 Stata15.0 软件估计得到

(2)2013—2019 年的估计结果。如第(6)列所示,经济增长的三个变量均不再显著,说明其消滴效应趋于消失。“产业结构”和“收入差距”的显著性也已消失,说明它们均不再对减贫产生明显的不利影响。“城镇化”的减贫效应有所增大,说明新型城镇化弥补了传统城镇化无法惠及深度贫困地区的劣势。“市场化”的减贫效应不再显著,说明市场化的益贫性下降,这可能是因为它冲击了社会资本等非正式制度的减贫效应。“教育支出”的三个变量中,“义务教育”的系数不再显著,

说明全面普及九年义务教育后其边际减贫效应趋于消失;“职业教育”的系数亦不再显著,说明该期职教发展取得长足进步且不再对减贫不利;“高等教育”的系数开始显著为负,说明高校奖助缓解了贫困生“因学致贫”和“因贫弃学”。实际上,该期得以进入高校接受奖助的贫困生大都受益于上期义务教育普及,这正体现了教育脱贫的长期性和延续性。“社保支出”和“财政分权”的系数与上期相比没有显著变化,说明它们的问题在该期依然存在。

## 2. 各减贫因素的贡献分解

基于系统 GMM 估计系数解读了各因素的减贫效应,然而它反映的只是一种假定其他变量不变时的理想情形,若想获得各变量对减贫的真实影响,还需将系数代回式(1)以得最终模型,同时代入各变量的真实数据,基于特定方法分解出它们对于贫困率变动的贡献。为此,本文选取两种分解方法:一是差分分解;二是方差分解。前者是在纵向时间维度对贫困率的历年变动进行逐因素分解,后者则是在横向空间维度将贫困率的省际方差逐项分解。因此,两种分解均能获得各因素对减贫的贡献率,但前者侧重分析使贫困率逐年下降的因素,后者则着力探索使省际贫困率向零收敛的因素。在差分分解后再进行方差分解,不失为一种稳健性分析,同时还能探讨省际贫困收敛的原因,探索全面脱贫的动因。

(1) 贫困率变动的差分分解。借鉴经济增长核算思路,可将贫困率的差分值分解为各变量差分值和残差差分值的加权,权重为变量系数。类似增长核算用索洛残差计算 TFP,此处残差也是减贫效率的反映,残差变化即效率变化。差分分解结果见表 3。

表 3 各减贫因素的贡献分解——基于贫困率变动的差分分解 (单位:%)

主因	分项	变量	2000—2012 年				2013—2019 年			
			全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
经济增长与社会发展	经济增长	农业发展	4.96	3.30	9.20	3.14	0.05	-0.28	0.37	0.13
		非农就业	36.50	50.39	34.02	22.06	3.72	12.22	-0.44	-1.88
		基础设施	23.95	11.42	32.48	31.31	5.66	2.99	6.88	7.50
		累计	65.41	65.11	75.70	56.51	9.43	14.94	6.80	5.75
	社会发展	产业结构	-38.73	-64.12	-28.25	-17.70	-36.89	-54.03	-34.11	-20.54
		收入差距	12.54	32.33	-18.62	16.85	5.11	6.57	6.58	2.19
		城镇化	33.67	43.68	35.41	20.09	50.28	66.87	52.15	30.34
		市场化	76.41	183.80	19.59	-1.31	17.14	33.46	8.28	7.16
		累计	83.89	195.68	8.13	17.92	35.64	52.87	32.90	19.16
	合计		149.30	260.79	83.83	74.44	45.07	67.80	39.70	24.90
政府公共财政支出	教育支出	义务教育	-9.11	-21.24	-2.42	-0.58	10.74	19.67	5.76	5.41
		高等教育	1.65	0.57	1.33	3.22	6.22	7.04	4.29	7.07
		职业教育	11.76	24.74	4.08	3.08	-3.39	-8.90	-0.14	-0.27
		累计	4.29	4.07	2.99	5.72	13.57	17.81	9.91	12.21
	社保支出		-23.25	-46.00	-8.70	-9.05	-43.22	-70.42	-33.91	-21.69
	财政分权		-19.72	-30.75	-12.36	-13.11	-3.24	-9.03	-0.20	0.40
	合计		-38.68	-72.67	-18.07	-16.44	-32.89	-61.64	-24.20	-9.08
治贫体系	减贫效率	残差	-10.62	-88.12	34.24	42.00	87.82	93.84	84.50	84.17

注:某因素在 2000—2012 年(或 2013—2019 年)的贡献率为该期内历年均值,而其在某年的贡献率则为该年内各省份均值;因此,若计算全国值,则取全国各省份均值;若计算分地区值,则取该地区内各省份均值

资料来源:作者整理

从全国看,2000—2012年间,经济增长各因素可以贡献贫困减少的65.41%,社会发展各因素则可以贡献83.39%。一方面,经济增长创造了非农就业岗位,市场化推进则促进了贫困地区的劳动力城乡转移进而使其抓住非农就业机会;另一方面,经济增长增强了政府财力,改善了贫困地区的基础设施,加快了城镇化和基本公共服务均等化,进一步增强了贫困人口共享发展成果的机会与能力。但是,政府在支出端的公共财政工具却未能收到很好的减贫效果,甚至造成了资源浪费(-38.68%),其中义务教育支出(-9.11%)和社保支出(-23.25%)均为负贡献,财政分权(-19.72%)则使贡献进一步下降。财政分权体制下,地方政府往往更重视基建而轻视公共服务和转移支付(张克中等,2010)<sup>[44]</sup>,这就使得它们在支出上容易先天不足;而即便是这些先天不足的财政资源,在支出后又由于瞄准失误、精英俘获和“挤出效应”“诱导效应”等造成进一步漏损。上述问题在整个贫困治理体系中同样存在,这就会造成贫困识别失准、扶贫资源浪费与组织架构涣散,故残差的贡献也为负值(-10.62%)。可见,该期减贫效率低下,减贫战略亟待调整升级。

2013—2018年间,经济增长的涓滴效应趋于消失,贡献率从65.41%下降为9.43%,社会发展的益贫性也有一定下降,从83.89%降为35.64%,主要源于市场化贡献率的降低,从76.41%降为17.14%。究其原因,主要是农村市场化进程滞后于城市且边际减贫效应递减(周敏慧和陶然,2016)<sup>[46]</sup>,而且会冲击社会资本等非正式制度;此外,政府主导性增强也在一定程度上扭曲了市场机制(沈宏亮,2020)<sup>[47]</sup>。产业结构的贡献率依然为负(-36.69%),说明产业结构升级仍然会对贫困人口就业提出挑战,打造益贫的产业项目任重道远。同上期,政府公共财政支出的减贫贡献依然为负(-32.89%),说明即便在精准扶贫时期公共服务和转移支付等财政支出项仍然存在漏损,未来财政体系需顺应集中式转向常态化的减贫趋势,以常规财政工具替代专项扶贫资金以减少资金运营管理成本。教育支出的贡献率虽略有提高但整体依然有限(13.57%),为此应增强职教和高教支出的减贫效应,助力贫困人口形成内生脱贫能力。最后,该期残差贡献大幅提升,从-10.62%提升到87.72%,说明精准扶贫战略有效解决了之前贫困治理中的突出矛盾和主要问题,减贫效率显著提升,IGDS也显示39.25%的受访者认为“精准有效的减贫方案和政策支持”是中国取得巨大减贫成绩的主要原因。

分地区看,东、中、西部各地区的减贫进程所呈现出的特征与全国基本一致,但它们也有各自特点。东部地区政府公共财政支出的负贡献最大,说明东部各省份经济社会的快速发展使政府对减贫的重视不足,财政资源未能有效转移给贫困人口;这一问题还反映在减贫效率上,2000—2012年间的负贡献也为最大。中部地区收入差距的贡献一度为负,值得注意;此外,教育支出对减贫的贡献率较低,2013年后甚至变为最小,考虑到中部丰富的人力资源储备,未来如何激活这一资源同样值得关注。西部地区经济社会发展对减贫的贡献最小,尤其是市场化的贡献一度为负值,反映出我国存在明显的区域发展失衡;未来西部的贫困治理中经济社会发展仍然具备一定的作为空间。

(2) 贫困率的省际方差分解。目前,方差分解被广泛应用于收入差距的发散和收敛分析,Klenow和Rodriguez-Clare(1997)<sup>[48]</sup>基于柯布-道格拉斯生产函数的对数形式,将收入的方差分解为它与TFP和要素投入的协方差之和,朱子云(2014)<sup>[49]</sup>则在更广泛的意义上定义了加总式的方差分解方法,即当被解释变量是各解释变量的加和时,被解释变量方差是各解释变量分别与该被解释变量的协方差之和。式(1)代入回归系数后便可将贫困率表示为各变量分项(该变量与其系数乘积)的线性加总形式(包括常数项与残差),因此某年的省际贫困率方差也可分解为该年贫困率与各变量分项的协方差之和,而某分项的贡献率则是该项协方差占贫困率方差的比重。例如,第*t*

$$\text{年经济社会发展的贡献率为 } \sum_{j=1}^2 \sum_{r=1}^{n_j} \text{cov}(Y_t, \beta_{jr} \text{ESD}_{jr}) / \text{var}(Y_t), \text{效率(残差)的贡献率为 } \text{cov}(Y_t, \varepsilon'_t) /$$

$\text{var}(Y_t)$ <sup>①</sup>。

由数据统计可知,省际贫困率方差逐年下降,说明各省份贫困差距正逐步消除并呈现出向零的收敛趋势,全面脱贫目标几近实现。对历年省际贫困率方差展开分解以探索减贫进程中哪些因素导致了省际贫困收敛,哪些因素导致了省际贫困发散。图 1 展示了经济社会发展、政府财政干预以及减贫战略调整(反映为治贫体系的减贫效率)三大因素的方差贡献率。



图 1 三类因素对省际贫困率方差的贡献率 (2000—2019 年)

资料来源:作者整理

由图 1 可知,经济增长与社会发展对省际贫困率方差的贡献率除在 2019 年有较大幅度的上涨外<sup>②</sup>,大部分年份都在 100% 上下徘徊,可见它才是造成省际贫困差距的首要因素。若分开看,经济增长的方差贡献率要小于社会发展,而且在 2013 年后转为负值,开始促进省际贫困率收敛,但各省份社会发展水平的差异依然阻碍了省际贫困率收敛。

除在 2019 年有大幅下滑外(原因同上),各省份政府的公共财政支出对贫困率方差的贡献率始终在 0 上下徘徊,可见它并不会使省际贫困率趋于收敛。因此,若要促使贫困地区实现减贫赶超就需中央政府的全面统筹和财政资源的对口转移,避免各省政府各自为战的局面。

减贫战略调整的方差贡献率要略大于政府干预,但与经济社会发展相比仍不是造成省际贫困差距的主因。近年来它的贡献率明显下滑并降为负值,成为抑制省际贫困率发散并实现向零收敛的重要因素,说明精准扶贫战略加快了贫困地区的脱贫赶超,促成了 2020 年全面脱贫。

### 3. 稳健性分析

在基准分析中,若考虑实际情形,则有些变量选择可能会对估计结果产生不确定影响。第一是关于经济增长的变量选择,目前只选取了“农业发展”“非农就业”“基础设施”三个变量,但经济增长包含诸多方面,仅依靠三个变量能否全面反映其对减贫的影响路径值得进一步探讨。第二是关于教育支出的变量选择,教育具备空间溢出性,高等教育尤为明显<sup>③</sup>;基准分析为了尽可能考察各省份教育支出对本省份减贫的影响,只选取了《中国教育经费统计年鉴》中的地方(省)级支出(排除中央级支出)来构建指标,但这是否能够有效剥离空间溢出性依然值得商榷,因为高校招录外省份考生在所难免。第三是对社保支出变量的选择,目前选取各省份统计年鉴中“一般公共预算支出”部分的“社会保障和就业支出”分项,但它不仅包括对低收入人口的补助救济,还包括“行政事业单位离退休经费”“民政管理事务费”等,所以用“社会保障和就业支出”分项来测度转移支付对

① 残差  $e_t' = \varepsilon_t + \mu$ ; 常数项贡献率  $\text{cov}(Y_t, \text{cons}) / \text{var}(Y_t) = 0$  且常数项中包含各省份共同时间趋势  $\varphi_t$ 。

② 2019 年各因素的贡献率会出现大幅增加或下降的趋势,绝对值变大,这主要是因为 2019 年时全面脱贫目标已接近完成,各省份贫困率都向零收敛,方差很小,故在计算贡献率时分母也变得很小。

③ 考虑到“义务教育”的指标构建基于农村义务教育生均经费支出,“职业教育”的指标构建基于中职(专)教育经费支出,所以它们基本只会招收本地学生,存在空间溢出的可能性较低。

贫困人口兜底救助是否合适也需商榷。

为回应上面三个问题以增加结果的稳健性,本文通过补充和更换变量设计出了三个稳健性分析方案。稳健性分析1在基准情形变量选择的基础上加入综合变量“经济增长”来测度经济增长水平,具体指标选取为各省份历年名义GDP增速。稳健性分析2重新构造了“高等教育”变量,更换前指标构建仅考虑了地方级经费,更换后的指标则将中央级经费也考虑进来,以期考察中央拨款造成的空间溢出效应。稳健性分析3重新构造了“社保支出”变量,新的“社保支出”排除了原指标中的“行政事业单位离退休经费”<sup>①</sup>部分,这部分虽占据了总支出的近三分之一,但它并不是用来补助低收入人口,因此对减贫的效应甚小,将其排除后可以更干净地识别出社保支出中的补助和救济等对贫困兜底的影响。

三个稳健性分析依然使用系统GMM估计,结果与基准回归相比均没有显著差别,基本保持稳健。其中,稳健性分析1新加入的“经济增长”的系数并不显著,说明“农业发展”“非农就业”“基础设施”三个变量基本可以涵盖经济增长对于减贫的影响路径。稳健性分析2中“高等教育”系数的显著性和绝对值都有提升,说明收到中央级拨款的高校大多实力突出,招录了较多外省份考生,产生溢出效应;因此,基准分析的指标构建只使用地方级而排除中央级数据可以在一定程度上剥离空间溢出效应。稳健性分析3中“社保支出”的系数变成显著为正,说明它的漏损在排除“行政事业单位离退休经费”后甚至有加重趋势,可见这种转移漏损的确发生在对低收入人口的补助和救济中,而非行政经费中。三个稳健性分析的差分分解结果也基本与基准分解保持一致(回归估计和差分分解结果备索)。

## 五、进一步分析

尽管我国已经实现了绝对贫困人口的全面脱贫,但这并不意味着贫困治理工作可以圆满收官,面对贫富差距的扩大,未来仍需在巩固脱贫攻坚成果的基础上积极探索应对相对贫困的长效机制,同时在二者的衔接过渡期内保持扶贫政策的相对稳定。为此,本文将进行两项拓展分析:一是引入FGT指标体系探讨贫困深度和强度的影响因素,从而引发对贫困群体内部收入差距的关注;二是引入PVAR估计分析各因素对贫困的滞后效应和长期影响,从而探讨过渡期内哪些政策和因素需要保持稳定,又有哪些需要及时纠正。

### 1. FGT 指标分析

FGT指标体系包括贫困的广度、深度与强度,提高了贫困指标对于贫困群体内部收入分布的辨别能力。本文在探讨了各因素对贫困广度(贫困率)的影响后,进一步拓展分析它们对贫困深度和强度的影响,旨在更深入地厘清贫困人口内部不同群体的受益情况,引发对贫困人口内部收入差距的关注。

由回归结果可知(备索),对贫困广度(贫困率)造成显著影响的因素也几乎会影响贫困深度和强度,而且不论是致贫或减贫因素,它们对广度、深度、强度的影响几乎依次递增,说明贫困深度和强度对于各因素的反应更为敏感,若不及时纠正某些减贫的不利局面,往往会引致更为严重的贫困深度和强度问题,加大贫富差距。此外,回归显示某些因素可以减少贫困广度但却未能减少贫困深度和强度,说明这些因素仅能惠及那些处在贫困线附近的人群,对更深层次的贫困人口鲜有触及,例如城镇化,它可能仅仅使城市周边的贫困人口得益,但对更偏远地区的深度贫困人口却无能为力。

<sup>①</sup> 2007年后各省的“社会保障和就业支出”不再单独列示“行政事业单位离退休经费”分项数据,而全国数据中则会继续列示。故本文根据2007年以前各省份“行政事业单位离退休经费”占比,结合全国数据的增长趋势计算出了2007年之后各省份“行政事业单位离退休经费”在“社会保障和就业支出”中所占比例。

基于回归估计结果展开差分分解。分解结果显示(备案),经济增长与社会发展对降低贫困深度和强度的贡献要小于其对贫困广度的贡献,说明经济社会发展虽然具备显著的减贫功能,但能够在其中受益的往往只是贫困程度较浅的人口,它们面临的致贫形势并不严峻,因而容易被惠及;而那些深度贫困人口面临更为严峻的脱贫形势,故很难从中受益。既然如此,政府在对这些人群的救助帮扶上就必须有所作为,差分分解的结果也显示政府公共财政支出的确可以对降低贫困深度和贫困强度做出正向贡献。因此,虽然它在降低贫困广度的过程中会因瞄准失误和精英俘获等造成转移支付的漏损,但在经济社会发展还未能有效惠及更多深度贫困人口的情况下,政府公共财政支出仍是改善他们贫困状况的有效手段。

## 2. PVAR 估计

不论是经济增长与社会发展变量,抑或是政府公共财政支出变量,它们与贫困率之间都可能存在较为复杂的动态互动关系,此时,面板向量自回归模型(PVAR)便可展现其优势。该模型结合了VAR模型与面板数据的优势,将所有变量视为内生以考察相互影响与滞后效应,特别适用于“大N小T”的短面板数据。为此,本文用PVAR模型来综合分析各变量与贫困率间的动态互动关系,以期发现长期趋势(模型设定备案)。

由于变量较多,放入同一模型会增加待估参数而损失自由度,故本文拆分成两个系统分别分析。其中,系统1的变量有贫困率、经济增长、产业结构、收入差距、城镇化与市场化,系统2则包含贫困率、义务教育、高等教育、职业教育、社会保障与财政分权(详见表1)。可见,系统1意在分析经济增长与社会发展变量和贫困率之间的动态相互影响,系统2则为了考量政府公共财政支出和贫困率间的动态互动关系。

在PVAR分析前,首先通过LLC、IPS和ADF-Fisher三种单位根检验方法检验数据平稳性,结果显示各变量均为平稳序列;然后基于AIC、BIC和HQIC三种信息准则判定系统的最优滞后阶数,结果显示系统1为2阶,系统2则为1阶。可见,经济社会发展对于贫困率的影响要比政府财政支出更长远。确定滞后阶数后,代回模型进行GMM参数估计并同时进行了模型的稳定性检验和格兰杰因果检验,结果显示,模型基本稳定且两个系统内的各变量均联合构成了贫困率的格兰杰原因,可以开展脉冲响应与方差分解(检验结果备案)。然而,PVAR模型只是对系统内各变量相互关系的一种大概描述,故GMM的估计结果缺乏明显经济含义。与之相比,脉冲响应和方差分解的实际意义更大,前者可以直观看出某变量受到冲击后对另一变量的单方面动态影响路径,后者则可以得到预测期内某变量变异(结构冲击)对总变异(预测方差)的贡献,二者均可以考察滞后影响中的短期波动与长期趋势。

本文意在考量各变量对贫困率的影响,故脉冲响应与方差分解只保留了以贫困率为响应变量或预测变量的结果(其他结果备案)。其中,脉冲响应结果如图2所示,方差分解结果如表4所示。

图2(a)中,系统1内贫困率对本身冲击的响应始终为正且程度最大,说明贫困存在惯性。贫困率对经济增长和泰尔指数的响应程度均较小,说明现有数据趋势下经济增长和收入差距均不再是贫困的主要影响因素。贫困率对产业结构、城镇化与市场化的响应均较为明显,它们大都与就业机会和增收信息的获取有关。可见,相比单纯的物质和收入不足,信息和机会的匮乏越来越成为长期贫困的主因。值得注意的是,市场化却对贫困产生较长期的正向影响,反映出市场化进程中存在某些非益贫性因素亟待解决。

图2(b)中,系统2内贫困率对本身冲击的响应依然为正且程度最大但呈递减态势。贫困率对义务教育、职业教育、高等教育的响应均为负,说明教育脱贫存在明显滞后效应,其中高等教育影响最大,可见它是突破贫困代际传递的关键。财政分权在较长滞后期内对贫困产生负向影响,它虽使政府在当期更偏向基建投资而挤占扶贫资金,但长期看完善基础设施却对减贫有利。社保支出对贫困产生长期正向影响,说明它存在明显的漏损现象。

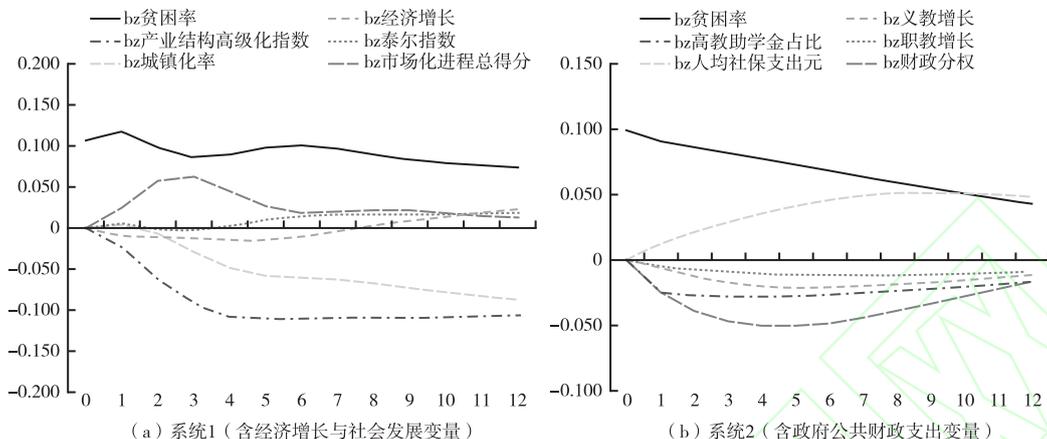


图2 脉冲响应图

注：“bz”表示对变量进行了标准化处理

资料来源：作者整理

表4列示了两系统20期的方差分解结果。系统1结果显示,当预测进行到第20期时,贫困率变动对其本身预测方差的贡献稳定在30%左右,系统2则稳定在50%左右,反映出系统1中其他变量对贫困率的影响程度要高于系统2,也即经济社会发展对贫困的影响要比政府财政支出更深远。该结果也反映出贫困发展存在惯性,需要根据贫困演变适时调整减贫战略以及时纠正致贫因素。此外,表4还显示,产业结构和城镇化对贫困预测的影响较为明显,所以产业扶贫和新型城镇化将成为今后减贫的重要抓手。然而,分解结果显示,现阶段教育对贫困预测方差的贡献有限,说明教育脱贫的作用仍有待激发。与之相比,社保支出的贡献较高,说明社保体系不健全会对减贫造成长期不利影响。

表4 方差分解结果

系统1(含经济增长与社会发展变量)							
变量	期数	bz 贫困率	bz 经济增长	bz 产业结构高级化指数	bz 泰尔指数	bz 城镇化率	bz 市场化进程总得分
bz 贫困率	1	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
bz 贫困率	5	0.57	0.01	0.28	0.00	0.04	0.11
bz 贫困率	10	0.43	0.01	0.39	0.01	0.11	0.05
bz 贫困率	15	0.35	0.01	0.41	0.01	0.18	0.04
bz 贫困率	20	0.28	0.03	0.40	0.01	0.25	0.03
系统2(含政府财政支出变量)							
变量	期数	bz 贫困率	bz 义教增长	bz 高教助学金占比	bz 职教增长	bz 人均社保支出元	bz 财政分权
bz 贫困率	1	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
bz 贫困率	5	0.74	0.02	0.06	0.01	0.05	0.13
bz 贫困率	10	0.59	0.03	0.06	0.01	0.14	0.16
bz 贫困率	15	0.55	0.03	0.06	0.01	0.21	0.14
bz 贫困率	20	0.53	0.03	0.06	0.01	0.23	0.13

资料来源：作者整理

## 六、结论与政策建议

### 1. 结论

为探索中国实现全面脱贫的原因,总结中国贫困治理的经验与问题,本文利用 2000—2019 年的省级面板数据对中国减贫进程进行了分阶段的多因素量化分解,在将全部因素归纳为经济社会发展、政府干预以及减贫战略调整三类后,有如下研究发现。

第一,经济增长与社会发展是中国减贫的主要驱动因素。基于系统 GMM 估计的差分分解显示,2000—2012 年间,经济增长与社会发展均显著推动了减贫进程,经济增长创造了非农就业机会并给予政府更多财政收入,市场化促进了贫困地区的劳动力转移进而实现非农就业,城镇化和城乡公共服务均等化则因政府基建投入而加速推进,进一步增强了贫困地区共享发展成果的能力。但在 2013—2019 年间,经济增长的涓滴效应趋于消退,社会发展的减贫贡献也由于市场化的益贫性下降而出现一定幅度的下滑。与此同时,基于系统 GMM 估计的方差分解也显示,经济增长与社会发展是造成省际贫困差距的首要因素,但经济增长的贡献要小于社会发展并在 2013 年后开始促进省际贫困率收敛。

第二,政府公共财政支出在现阶段的贫困治理中并未发挥其应有的兜底功能和再分配效应。差分分解显示,转移支付端的社保支出对减贫的贡献始终为负,反映出瞄准失误和精英俘获等问题;公共服务端教育支出的贡献较为有限,说明教育脱贫效应有待激发。与此同时,方差分解显示,各省份的公共财政支出并没有促使省际贫困率收敛,若要实现贫困地区减贫速度的赶超,就需要中央政府全面统筹和中央财政资源对口转移,避免各地各自为战。

第三,减贫战略对贫困形势演变的适应性调整是升级贫困治理体系、提升贫困治理效率的必要因素。差分分解显示,2000—2012 年间残差的减贫贡献率为负,说明该阶段的减贫战略和治贫体系中存在某些难以量化的因素降低了减贫效率;2013—2019 年间,残差的减贫贡献率大幅提升并转为正值,说明精准扶贫战略的实施有效解决了之前贫困治理工作中存在的各种突出矛盾和主要问题,显著提升了减贫效率。与此同时,方差分解显示,各省份的减贫战略和治贫体系在一定程度上造成了省际贫困差距,但与经济社会发展相比并非主因;近年来减贫战略开始成为促使省际贫困率收敛的因素,说明精准扶贫战略统筹了各省份减贫工作,加快了贫困地区的赶超步伐,推动了全面脱贫进程。

第四,现阶段的经济社会发展虽然可以显著降低贫困广度,但它对深度贫困人口的惠及度却不足;而政府公共财政支出虽然在降低贫困广度的过程中会存在漏损,但在经济社会发展尚不能有效惠及深度贫困人口的情况下,它仍是为数不多的一种有效手段。

第五,经济增长与社会发展对贫困的滞后影响期比政府公共财政支出更长且影响程度更大,其中经济增长的滞后影响较小而社会发展的滞后影响更大,但市场化的效应为正需要引起注意。政府公共财政支出中教育支出对贫困产生较长的滞后影响且高等教育影响最大,可见教育脱贫意义深远;社保支出的效应长期为正,说明社保体系中的精英俘获等问题亟待解决,否则会对减贫造成长期不利影响。

### 2. 政策建议

2021 年中央一号文件提出“自脱贫之日起设立 5 年衔接过渡期,逐步实现由脱贫攻坚向乡村振兴的过渡”。因此,进入过渡期的首要任务就是解决脱贫攻坚时期贫困治理体系中存在的诸多问题并针对相对贫困进行功能性延展,推进乡村振兴并使其融入综合性、制度化的常规治贫框架,摸索解决相对贫困的长效机制。

(1)通过包容性经济增长与乡村振兴战略进一步释放经济社会发展的减贫动能,着力激发市场机制和产业扶贫。一是保持稳定的经济形势和就业环境,充分挖掘内需潜力,重点解决农产品滞

销问题;统筹疫情防控和贫困治理,畅通外出务工渠道。二是要进一步发挥市场的资源配置作用,建设城乡统一的土地市场,保障农村集体建设用地的市场准入、退出机制和流转交易;在金融市场探索土地融资担保业务,完善农户宅基地用益物权。三是以产业兴旺带动乡村振兴,因地制宜培育特色产业,延伸产业链条,以龙头企业引领带动农户产品与市场对接,探索合作社等集体经济模式,打造知名品牌,发挥旅游减贫的空间溢出效应(王松茂等,2020)<sup>[50]</sup>。

(2)通过健全防贫监测和分类帮扶机制以及推进城乡基本公共服务均等化提升政府公共财政支出的减贫效率,着力激发基层治理和脱贫主体的内生脱贫动力。一是提升基层治理体系对常态化减贫和乡村振兴的治理承载力,权力下沉以形成自下而上的自治模式,提高基层干部待遇;利用政务数字化创新治理模式,克服信息不对称。二是健全防贫监测和分类帮扶机制,建立贫困治理大数据平台以实现预警监测和返贫风险快速响应,尤其加强对城乡流动人口、农村留守人口等特殊人群的监测;推动保障性扶贫转化为预防性扶贫,扶贫目标由兜底救助转换为长效帮扶,为贫困群体提供可持续发展空间。三是推进城乡基本公共服务均等化,探索建立落后地区教育、医疗与人居环境等事关民生的基础设施工程的共建共享机制,便利村民生活以留住本土人才,实现以人活村。四是通过教育脱贫培育内生脱贫能力,职业教育契合区域产业诉求以打通就业通道;鼓励大学生返乡为贫困地区脱贫提供全方位的智力支持;开展致富带头人培训,发挥其引领作用。

(3)通过战略调整和体系升级进一步形成可持续的贫困治理能力,着力发挥社会扶贫力量,注重城乡统筹和区域均衡。一是治贫理念由精准治贫转变为简约治贫与综合治贫,疫情增加治理负担,需用简约治贫减轻治理成本;对老龄人口、流动人口等多元贫困群体,要以多维综合贫困标准实现覆盖。二是发挥社会扶贫力量,相对贫困的复杂性要求在政府有为、市场有效的基础上进一步实现社会有助,发挥社会组织和非正式制度的作用(黄潇,2014<sup>[51]</sup>;解巫和宋颜群,2021<sup>[52]</sup>),形成多元减贫合力。三是实现城乡统筹,采用城乡差异化的相对贫困线,兼顾识别准确和精简;关注城市贫困人口,整合治理机构和政策,提高治理效率,促进城乡融合。四是推动区域均衡,因地施策,激发中部的人力资本储备优势,加快西部的市场化进程;区域兼顾,推行欠发达地区的概念并将其纳入优先发展规划,缩小区域差距,实现区域协调。

## 参考文献

- [1] 杨灿明. 中国战胜农村贫困的百年实践探索与理论创新[J]. 北京:管理世界,2021,(11):1-15.
- [2] 李小云,于乐荣,唐丽霞. 新中国成立后70年的反贫困历程及减贫机制[J]. 北京:中国农村经济,2019,(10):2-18.
- [3] 杨宜勇,吴香雪. 中国扶贫问题的过去、现在和未来[J]. 北京:中国人口科学,2016,(5):2-12,126.
- [4] 汪三贵. 中国40年大规模减贫:推动力量与制度基础[J]. 北京:中国人民大学学报,2018,(6):1-11.
- [5] 陈池波,杜辉. 扶贫开发:从行政单元向地理区域协调推进[J]. 北京:经济管理,2009,(6):156-160.
- [6] 黄承伟,袁泉. 全面建成小康社会:习近平扶贫论述与中国特色减贫道路[J]. 北京:China Economist,2020,(1):2-23.
- [7] 孙德超,周媛媛,胡灿美. 70年“中国式减贫”的基本经验、面临挑战及前景展望——基于主体—内容—方式的三维视角[J]. 上海:社会科学,2019,(9):31-42.
- [8] 杜庆昊. 从乡村振兴战略视角构建减贫治理体系[J]. 北京:马克思主义与现实,2021,(4):164-170.
- [9] 李小云,徐进,于乐荣. 中国减贫四十年:基于历史与社会学的尝试性解释[J]. 北京:社会学研究,2018,(6):35-61,242-243.
- [10] 李小云,于乐荣,齐顾波. 2000~2008年中国经济增长对贫困减少的作用:一个全国和分区域的实证分析[J]. 北京:中国农村经济,2010,(4):4-11.
- [11] 章元,许庆,鄧璟璟. 一个农业人口大国的工业化之路:中国降低农村贫困的经验[J]. 北京:经济研究,2012,(11):76-87.
- [12] Adelman, M., and C. Morris. Economic growth and social equity in developing countries [M]. CA: Stanford University Press,1973.
- [13] 罗楚亮. 经济增长、收入差距与农村贫困[J]. 北京:经济研究,2012,(2):15-27.
- [14] 单德朋. 民族地区贫困的测度与减贫因素的实证研究[D]. 成都:西南民族大学,2013.

- [15]解 丕. 城镇化与中国农村减贫[J]. 北京: 经济科学, 2020, (3): 5-16.
- [16]何春, 崔万田. 城镇化的减贫效应——基于发展中国家的实证检验[J]. 北京: 城市问题, 2017, (7): 9-17.
- [17]米旭明, 王文思. 农村集体建设用地流转的减贫效应研究[J]. 北京: 数量经济技术经济研究, 2021, (11): 62-83.
- [18]宫留记. 政府主导下市场化扶贫机制的构建与创新模式研究——基于精准扶贫视角[J]. 北京: 中国软科学, 2016, (5): 154-162.
- [19]范轶琳, 吴晓波. 包容性增长研究述评[J]. 北京: 经济管理, 2011, (9): 180-184.
- [20]赵丙奇. 普惠金融减贫效应研究——基于 31 个省市数据的实证分析[J]. 长春: 社会科学战线, 2021, (6): 99-107.
- [21]Westmore, B. Do Government Transfers Reduce Poverty in China? Micro Evidence from Five Regions[J]. *China Economic Review*, 2018, 51, (10): 59-69.
- [22]李永友, 郑春荣. 我国公共医疗服务受益归宿及其收入分配效应——基于入户调查数据的微观分析[J]. 北京: 经济研究, 2016, (7): 132-146.
- [23]卢洪友, 杜亦谔. 中国财政再分配与减贫效应的数量测度[J]. 北京: 经济研究, 2019, (2): 4-20.
- [24]华黎. 低保制度是地方性公共服务吗? [J]. 北京: 经济管理, 2010, (8): 166-170.
- [25]解 丕. 中国农村最低生活保障: 瞄准效率及消费效应[J]. 北京: 经济管理, 2016, (9): 173-185.
- [26]张召华, 王昕, 罗宇溪. “精准”抑或“错位”: 社会保障“扶贫”与“防贫”的瞄准效果识别[J]. 合肥: 财贸研究, 2019, (5): 38-47.
- [27]何欣, 朱可涵. 农户信息水平、精英俘获与农村低保瞄准[J]. 北京: 经济研究, 2019, (12): 150-164.
- [28]樊丽明, 解 丕. 公共转移支付减少了贫困脆弱性吗? [J]. 北京: 经济研究, 2014, (8): 67-78.
- [29]Omoniyi, M. The Role of Education in Poverty Alleviation and Economic Development: A Theoretical Perspective and Counselling Implications[J]. *British Journal of Arts & Social Sciences*, 2013, 15, (2): 176-185.
- [30]曹海娟. “教育致贫”问题探析[J]. 上海: 教育发展研究, 2010, (11): 40-44.
- [31]魏晓博, 肖瑜君, 张柯贤, 王静, 施乃夫, 刘小凤. 财政分权的多维减贫效应研究[J]. 长沙: 经济地理, 2021, (6): 39-48.
- [32]田嘉莉, 王亚勇, 龚关. 财政分权的农村减贫机制及效应评价——基于联立方程结构模型[J]. 成都: 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2021, (11): 111-119.
- [33]刘建民, 欧阳玲, 毛军. 财政分权、经济增长与政府减贫行为[J]. 北京: 中国软科学, 2018, (6): 139-150.
- [34]吕方. 精准扶贫与国家减贫治理体系现代化[J]. 北京: 中国农业大学学报(社会科学版), 2017, (5): 17-23.
- [35]黄薇, 祝伟. 精准帮扶政策的多维评估: 基于 G 省 B 市扶贫实践的经验分析[J]. 北京: 管理世界, 2021, (10): 111-128.
- [36]蔡宇涵, 黄滢, 郑新业. 脱贫攻坚政策的溢出效应: 基于对非贫困户生活满意度的影响研究[J]. 北京: 中国工业经济, 2021, (11): 24-43.
- [37]杨均华, 刘璨. 精准扶贫背景下农户脱贫的决定因素与反贫困策略[J]. 北京: 数量经济技术经济研究, 2019, (7): 3-21.
- [38]张凤华, 叶初升. 经济增长、产业结构与农村减贫——基于省际面板数据的实证分析[J]. 南昌: 当代财经, 2011, (12): 14-21.
- [39]Shorrocks, A., and G. Wan. Ungrouping Income Distributions: Synthesising Samples for Inequality and Poverty Analysis[R]. Wider Working Paper, 2008.
- [40]高旅端, 陈志. 区间型数据下 4 种分布的参数估计[J]. 北京工业大学学报, 2002, (2): 224-228.
- [41]Dempster, A. P. Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm[J]. *Journal of the Royal Statistical Society*, 1977, 39, (1): 1-38.
- [42]姚战琪. 生产率增长与要素再配置效应: 中国的经验研究[J]. 北京: 经济研究, 2009, (11): 130-143.
- [43]王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [44]张克中, 冯俊敏, 鲁元平. 财政分权有利于贫困减少吗? ——来自分税制改革后的省际证据[J]. 北京: 数量经济技术经济研究, 2010, (12): 3-15.
- [45]陈绵水, 付剑茹, 施文艺. 国家助学金制度绩效调查分析[J]. 南昌: 江西社会科学, 2013, (11): 232-236.
- [46]周敏慧, 陶然. 市场还是政府: 评估中国农村减贫政策[J]. 北京: 国际经济评论, 2016, (6): 63-76, 5-6.
- [47]沈宏亮. 中国减贫事业进程中政府与市场关系的演进[J]. 北京: 社会治理, 2020, (11): 62-69.
- [48]Klenow, J. P., and A. Rodriguez-Clare. The Neoclassical Revival in Growth Economics[J]. *NBER Chapters*, 1997, (12): 73-103.
- [49]朱子云. 基于加总和乘积的方差分解法及其应用[J]. 北京: 应用泛函分析学报, 2014, (3): 267-273.
- [50]王松茂, 何昭丽, 郭英之, 郭安禧. 旅游减贫具有空间溢出效应吗? [J]. 北京: 经济管理, 2020, (5): 103-119.
- [51]黄潇. 如何预防贫困的马太效应——代际收入流动视角[J]. 北京: 经济管理, 2014, (5): 153-162.
- [52]解 丕, 宋颜群. 收入的社区邻里效应研究[J]. 北京: 经济管理, 2021, (6): 190-208.

# Experience and Effect Measurement of Poverty Reduction Governance in China

ZHAN Wang<sup>1</sup>, LI Gang<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing, 102206, China;

2. Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100006, China)

**Abstract:** In order to summarize the experience and problems of poverty reduction in China, this paper makes a phased multi factor quantitative decomposition of China's poverty reduction process based on the provincial panel data from 2000 to 2019 and the estimation methods such as System GMM and pvar. The research findings are as follows.

First, economic and social development is the main driver of poverty reduction in China; the difference decomposition shows that both economic growth and social development significantly promoted the process of poverty reduction from 2000 to 2012, but the trickle down effect of economic growth subsided after 2013, and the contribution of social development also declined due to the decline of market-oriented poverty. Second, government financial intervention has not played its due role and redistribution effect in poverty governance at the present stage; the difference decomposition shows that the contribution of social security expenditure to poverty reduction is always negative, reflecting problems such as mistargeting and elite capture; The contribution of education expenditure is relatively limited, indicating that the effect of education on poverty alleviation needs to be stimulated. Third, the adaptive adjustment of the poverty reduction strategy to the evolution of the poverty situation is a necessary factor to improve the efficiency of Poverty Governance; the difference decomposition shows that the contribution rate of poverty reduction efficiency reflected by the residual from 2000 to 2012 is negative, but it has increased significantly to positive after 2013, indicating that the implementation of the targeted poverty reduction strategy has significantly improved the efficiency of poverty reduction. Fourth, although economic and social development can significantly reduce the breadth of poverty, it can not more effectively benefit the deep poor; Although government expenditure may leak in poverty reduction, it is still an effective means when economic and social development can not effectively benefit the deeply poor. Fifth, the lag impact period of economic and social development on poverty is longer than that of government financial expenditure; Education expenditure has a long lagging impact on poverty, which shows that it is of far-reaching significance to get rid of poverty through education; The long-term positive effect of social security expenditure shows that the capture of elites in the social security system will have a long-term adverse impact on poverty reduction.

This paper systematically summarizes the experience and achievements of China's poverty reduction, which is conducive to raising it to the institutional level and forming a long-term mechanism, so as to contribute Chinese wisdom and Chinese solutions to the cause of global poverty reduction. In addition, this paper also points out the existing problems of poverty reduction, points out the direction and provides policy enlightenment for consolidating the achievements of poverty alleviation, coping with relative poverty and realizing rural revitalization.

**Key Words:** poverty reduction governance; effect measurement; rural vitalization; common prosperity

**JEL Classification:** C16, H11, P25

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2022.02.002

(责任编辑:李先军)