

财政分权的多维减贫效应研究

魏晓博¹ 肖瑜君² 张柯贤² 王静³ 施乃夫² 刘小凤⁴¹

(1. 贵州财经大学 会计学院, 中国贵州 贵阳 550025;

2. 湖南工学院 经济与管理学院, 中国湖南 衡阳 421002;

3. 西南大学 经济管理学院, 中国重庆 400715;

4. 湖南交通工程学院 经济管理学院, 中国湖南 衡阳 421001)

【摘要】: 财政分权提高地方政府的自主权, 政府可利用信息优势优化财政支出结构, 改善低收入群体的多维贫困。文章利用 2010—2018 年的 CFPS 数据测算我国的多维贫困指数, 并使用 GMM 模型探讨财政分权的多维减贫效应。研究发现: ①我国多维贫困指数呈逐年下降趋势, 西部地区多维贫困指数和下降幅度最大, 东部地区最小, 中部地区居中并与全国贫困水平基本一致。②财政分权有利于减缓多维贫困水平, 财政分权可通过生产性财政支出与服务性财政支出促进多维贫困减缓, 且服务性财政支出的减贫作用大于生产性财政支出。③分区域来看, 东中西部地区财政分权均有利于减缓多维贫困, 但影响程度存在差别, 西部地区的影响最大。由此, 文章从提高欠发达地区财政分权程度, 优化政府支出结构; 提高财政支出效率, 实现高质量减贫; 建立城乡减贫一体化体系, 充分发挥政府间的联动作用等方面提出政策建议。

【关键词】: 财政分权 服务性财政支出 精准扶贫 公共服务

【中图分类号】: F812.45; F323.8 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1000-8462 (2021) 06-0039-10

1980 年代以来, 发展中国家广泛开展了财政分权实践, 关于财政分权的减贫效应得到社会的关注, 世界各国政府认为财政分权是公共财政减贫的有效方式之一。财政分权的程度代表地方财政自主性的大小, 若财政分权越大, 则地方政府的自由度就越大, 越有能力按照自己的意愿处理事务。改革开放尤其是精准扶贫、精准脱贫政策实施以来, 我国减贫工作取得了举世瞩目的成就, 截至 2020 年, 按照现行贫困标准的农村贫困人口全部脱贫。减贫工作之所以取得成功, 主要归因于我国政府主导的财政扶贫模式, 一方面直接加大对贫困地区的财政转移力度, 增加贫困人口收入, 另一方面通过增加财政支农支出、公共服务支出等改善贫困地区的社会经济水平, 间接促进地区减贫事业的发展。尤其是 1994 年我国实施分税制财政体制改革以来, 我国中央政府与地方政府之间基本形成了比较稳定的分权制度框架, 财政分权赋予了地方政府更多、更大的权利和财力, 使其能够利用信息优势, 积极发挥财政政策在支农、医疗、教育、社会保障、交通、水利、小额贷款等方面的减贫作用。虽然我国绝对贫困得到消除, 但并不意味着贫困的终结, 收入维度上的贫困发生率下降并不能完全反映扶贫政策的效果^[1], 而且 2020 年后, 我

基金项目: 贵州省理论创新联合课题 (GZLCLH-2019-007); 2018 年度贵州财经大学引进人才科研启动项目 (2018YJ57); 中央高校基金项目 (SWU1909523); 湖南省教育厅科研项目重点课题 (扶贫) (18A509); 湖南工学院科研课题 (2020HY016)

作者简介: 魏晓博 (1987-), 男, 四川雅安人, 博士, 讲师, 研究方向为资源核算与环境会计。E-mail: 584402403@qq.com
施乃夫 (1995-), 男, 湖南衡阳人, 硕士, 助教, 研究方向为金融工程与农村经济管理。E-mail: 505519016@qq.com

国将进入相对贫困时期，届时将更加关注收入、养老、医疗、教育等多维指标。基于此，本文将在多维贫困视角下，通过理论分析和实证检验财政分权对多维减贫的影响，探讨财政分权是否降低多维贫困，通过何种渠道减缓多维贫困。这些问题的解决有利于更好地发挥财政的作用解决相对贫困问题，有助于在多维贫困视角下总结财政扶贫经验。

1 文献梳理与理论分析

1.1 文献梳理

以往研究文献对财政分权与贫困减缓之间的关系还未达成统一的认识，有学者认为财政分权有利于减缓贫困，也有学者认为财政分权对减贫的作用不大，出现这种差异的原因在于学者对财政分权指标的量化、贫困指标的选择，以及各国或各地区之间的情况不同等。

有学者认为财政分权提高了地方政府的自主权，当地政府可利用信息优势加大对贫困地区的投资力度，从而降低贫困发生率，增加居民收入水平，即财政分权有利于减缓贫困。世界银行指出，财政分权有利于增进政府部门的责任感，提高民众的参与度^[2]；Treisman指出，在西方民主社会中，向政府下放权力后，政府可以更加“贴近民众”，可以为赢得选民支持而做出有利于减少贫困的政策行为^[3]；Borge等指出，财政分权改革可以使得地方政府增加对公共基础设施的投入，尤其是增加有利于改善贫困人口生活水平的教育、卫生投入等^[4]；Adam等指出财政分权的程度越高，教育、医疗、卫生等支出占政府总支出的比例就越高，而这些支出正好对贫困人口福利水平的改善有着积极影响^[5]。王晓芳等利用中国2000—2016年的省际面板数据研究得出，整体上财政分权对农村贫困减缓有着显著的正向作用，作用渠道主要是通过增加生产性财政支出、教育支出、社会保障支出降低贫困水平，而且财政分权还将调解非生产性财政支出结构偏向有利于贫困减缓的教育支出、社会保障支出^[6]；孙博文等进一步将财政支出分为生存型支出与发展型投资支出两部分，并以中国的省际数据分析了财政分权的减贫效应，结果发现，财政分权除了能够直接降低农村贫困水平外，还能通过财政支出结构对贫困减缓产生间接作用，1995—2004年财政分权通过生存型支出产生的减贫效应大于通过发展型支出产生的减贫效应，且两种效应都存在，而2005—2015年，财政分权通过生存型支出产生的减贫效应较弱，仅存在通过发展型支出产生的减贫效应^[7]。

然而也有学者指出财政分权并不保证地方财政支出偏向贫困地区，导致公共支出并不完全倾向贫困地区，地方政府之间的竞争会改变财政支出结构，即财政分权不利于减缓贫困。Azfar等发现财政分权有利于减贫的结果并不具备普遍性^[8]。如果地方精英通过政治影响力等方式赢得了公共服务的优先权，那么政府的公共支出结构就会偏向精英，一定程度上剥夺了贫困人口的权利，从而不利于贫困减缓。Kappeler等通过研究1990—2009年欧洲国家财政分权对基础设施建设的影响，表明财政分权并没有增加再分配项目的投资，而且财政分权越低，用于基础设施的投资越高，即财政分权并没有促使地方政府增加益贫性支出^[9]。刘力华等利用中国22个省份的面板数据，分析了财政分权与贫困减缓之间的关系，研究发现，在中国的政治体制下，地方政府为了提高竞争力，追求经济增长，财政分权使得地方政府增加生产性投资的力度，相对减少益贫性支出。而且将益贫性支出与财政集中结合起来才能对减贫产生明显的作用，在财政分权程度不断提高的前提下，如果益贫性支出的绝对值增加而相对值下降，会发生社会差距不断拉大的情况，并指出，财政分权程度对贫困减缓的作用存在一个临界值，只有财政分权程度小于该临界值，益贫性支出才具有明显的减贫作用^[10]。

财政分权的减贫效应存在差异的原因在于各国或各地区之间的情况不同，财政分权指标的量化等。财政分权的减贫效应存在地域差异，张克中等在探讨财政分权与贫困减缓之间的关系时考虑了财政支出效率和财政支出结构这两个概念，他们认为财政分权可以通过增加益贫性支出提高资源配置效率从而降低贫困水平，但是由于地方政府之间存在激烈的竞争关系导致政府扭曲财政支出结构，偏向有利于经济增长的支出，从而一定程度上影响了贫困减缓的目标。并且用1994年分税制改革前后的省际面板数据，研究发现北京、上海、天津的财政分权不利于贫困减缓，而其余省份的财政分权改善了贫困状况^[11]。财政分权的减贫效应还受到财政分权指标量化的影响，储德银等利用1995—2010年中国的省际面板数据，考虑了预算内外收支分权对贫困减缓的影响，研究发现，预算内收入分权与支出分权均对贫困水平下降具有显著的正向作用，且预算内支出分权的减贫效果比预

算外支出分权更加明显。预算外财政收支分权对农村贫困减缓存在差异，具体表现为预算外支出分权有利于农村贫困减缓，而预算外收入分权不利于农村贫困减缓^[12]。刘建民等从财政收入分权和财政支出分权的角度，利用中国 2000—2015 年的省际面板数据，使用空间面板分位数分别探讨了财政分权对城镇贫困和农村贫困的直接效应和通过经济增长实现减贫的间接效应。研究发现，城镇贫困与农村贫困存在空间依赖性，且农村贫困的空间相关系数略高于城镇贫困；财政收入分权均不利于农村和城镇贫困减缓，而财政支出分权均起到显著的正向作用^[13]。

以往关于财政分权与贫困减缓的研究为本文提供了丰富的理论与经验，但是不难发现，现有研究存在以下不足：一是不管是定性分析还是定量分析，财政分权与贫困减缓之间的关系仍没有形成一致的结论，主要原因在于各区域之间现实情况的差异性，以及对于财政分权指标的量化。因此，本文将参考常见的财政分权指标，分别研究我国东、中、西部财政分权与贫困减缓之间的关系，以考虑地域差异是否带来结果差异。二是大多数学者得出财政分权有利于或不利于贫困减缓的结论，但对其中的传导机制缺乏深入的分析。因此，本文将从理论上厘清财政分权如何影响贫困减缓。三是目前关于财政分权对贫困减缓的分析停留在单维的贫困发生率上，即研究财政分权如何影响贫困发生率。绝对贫困即将终结并不意味着贫困问题的结束，因此，本文使用多维贫困指标衡量我国各区域的贫困现象，以反映财政分权如何影响多维贫困发生率。

1.2 理论分析

从理论上讲，财政分权的程度越高，地方政府对于财政收支的自主性越大，财政分权直接影响政府的收支偏好，而多维贫困的减缓与财政支出的结构密切相关。因此，财政分权不仅影响政府支出结构，还通过影响政府支出结构偏好而对多维贫困产生影响，财政支出结构在财政分权的多维减贫作用中发挥中介效应。根据财政支出结构的性质，我们可将其分为生产性财政支出和服务性财政支出，其中生产性财政支出具有生产的能力，能够创造更多的价值，我们将对科技、教育、文化、卫生事业的财政支出划分为生产性财政支出，该项支出可以提高当地的资本存量水平，多方面提高低收入群体的教育水平、技能水平、卫生环境、生活条件、增收能力等。服务性财政支出更多具有服务地区发展的性质，能够改善贫困地区的再生产、再分配状况，对于改善当地的贫困水平也具有重要作用。我们将用地方财政城乡社区事务支出来表示服务性财政支出，该项支出包括城乡社区管理事务支出、城乡社区规划与管理支出、城乡社区公共设施支出、城乡社区住宅支出、城乡社区环境卫生支出、建设市场管理与监督支出等内容，不仅能够改变低收入群体的生活质量，还能在一定程度上实现公共服务的均等化供给。通过制定向低收入群体倾斜的财政支出计划有利于提高低收入群体的收入水平，增加就业机会，改善生活质量等。

我国的扶贫工作日益得到国家的重视，尤其是精准扶贫、精准脱贫政策以及打赢脱贫攻坚战政策实施以来，地方政府高度重视扶贫工作，针对“两不愁、三保障”的要求，充分利用信息优势，不断调节财政支出结构，根据贫困地区和贫困人口的实际优化在财政转移支付力度、义务教育、医疗保险、社会保险、住房条件改善等方面的财政扶贫力度，而这些生产性财政支出和服务性财政支出都有力改善了低收入群体在收入、健康、医疗、教育、生活条件、物质资产、金融等多维度的状况，更好地发展贫困地区。在著名的 Tiebout 模型中，生产要素的流动性限制了地方政府的再分配能力，对高收入群体征收较高的税来扶持低收入群体会使得高收入群体离开该地区，而对低收入群体进行补贴会吸引更多的低收入群体迁移至该地区，进而导致政府再分配政策需要的财政支出大于税收收入。扶贫资金的筹集和管理主要依赖于地方政府行为，因此，实施财政分权后，不同层级政府之间的职能与责任之间的错配会对贫困减缓产生负面作用。不过，Tiebout 模型需要一些苛刻的条件，比如要素流动的完全性、信息的充分性等，然而这些在现实生活中很难实现。但是中国特殊的政治体制和治理模式、官员晋升机制等确保了地方政府之间的竞争，使得财政分权会扭曲财政支出结构。以往相关研究表明，地方政府“为增长而竞争”，财政支出结构比较偏向于生产性支出，比如基础设施建设等^[14]，而忽视服务性支出。虽然生产性支出的增加会促进经济增长，但是经济增长是贫困减缓的必要非充分条件，经济增长并不会自动惠及贫困人口，贫困减缓还与收入分配有关^[15]，而具有再分配性质的公共服务支出占比的下降会直接恶化贫困人口的生活质量水平。

理论表明，财政分权通过影响政府的收支偏好和财政支出结构，从而缓解农村地区多维贫困水平。生产性财政支出和服务性财政支出也有助于降低农村地区多维贫困水平。财政分权如何调整生产性财政支出和服务性财政支出进而发挥财政分权的多

维减贫效应，还需要通过中介效应检验财政分权调整生产性财政支出和服务性财政支出进而减缓多维贫困水平的路径。

另外，地区发展水平、城镇化水平、产业结构状况、科技水平等也是影响地区多维贫困的重要因素。但是财政分权与经济增长之间的关系并没有得到一致的结论：财政分权对经济增长的作用存在时间和区域差异^[16]；财政分权的程度与当地的经济增长之间存在着倒U型关系，当财政分权的程度过高或者过低时，都不利于当地的经济增长^[17]；财政分权有利于当地的经济增长^[18]，但抑制了经济增长质量的提升^[19]，而且当政府存在不当的市场竞争时，财政分权对经济增长质量存在不利影响^[20]。我国扶贫工作取得的显著成就很大程度上取决于经济增长，经济增长通过“涓滴效应”改善贫困人口的生活现状。经济实现增长后，地方财政更加有能力完善当地的教育、医疗、社会保障等公共服务，也能够根据贫困人口的需要进行精准扶持，而且经济增长后，地方经济不断活跃，市场就业机会和岗位增加，从而有利于增加贫困人口收入，改善贫困人口在收入、健康、医疗、教育、生活条件、物质资产、金融等方面的水平。

城镇化的不断发展使贫困地区的扶贫开发迎来了重要发展机遇期^[21]，城镇化对我国的多维贫困整体状况以及各个维度的贫困状况都具有明显的缓解作用，相比较而言，城镇化水平对住房和教育维度的减贫作用最大，对健康和收入维度的减贫作用较弱^[22]。有学者将城镇化细分为人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化，研究发现人口城镇化与农村贫困之间呈先缓解后加剧的“U”型特征，而经济城镇化正相反，呈倒“U”型特征，土地城镇化的减贫作用尚不明显^[23]。不过，虽然城镇化显著地减少了农村贫困，但减贫作用较小，而且随着时间的推移，城镇化的减贫作用逐渐减弱^[24]。三大产业都是经济增长的重要源泉，但在减缓贫困方面，第一产业和第三产业的减贫效应非常显著，而第二产业的减贫效应比较微弱^[25-26]。

2 多维贫困指数的测度与分析

2.1 数据来源与样本筛选

本文对多维贫困指数测度的数据来源于中国家庭追踪调查（CFPS），该数据库现已收集了2010、2012、2014、2016和2018年5年的数据，能充分反映家庭经济、教育、健康、住房等诸多方面的多维贫困情况。在数据整理过程中，由于样本的缺失，删除了海南、内蒙古、西藏、青海、宁夏和新疆，共得到25个省（市、区）5年的面板数据。同时，去掉样本中有缺失项的样本，各年有效样本量分别为11066、12146、9008、10592和11878份。在此基础上，分别核算每个省份的多维贫困指数，形成省级面板数据。之后，按国家统计局划分的东中西部将25个省份划分为东中西部，其中东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东；中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃。

2.2 多维贫困指数测度

本文借鉴Alkire和Foster开发的“双界线法”（A-F法）对多维贫困指数进行测度^[27]，具体步骤如下：

①维度内贫困的识别。假设有 n 个家庭，每个家庭的多维贫困由 d 个指标来评价， y_{ij} 表示家庭 i 在维度 j 上的取值（ $i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, d$ ）。令 z_j 表示维度 j 被剥夺的临界值，当 $y_{ij} \geq z_j$ 时， $g_{ij}=0$ ，表示家庭 i 在维度 j 上没有被剥夺或不处于贫困；当 $y_{ij} < z_j$ 时， $g_{ij}=1$ ，表示家庭 i 在维度 j 上被剥夺或处于贫困。

②多维贫困的识别。对每个贫困维度分别赋予权重 w_j ，则样本 i 在 d 个贫困维度的缺失总得分为：

$$c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij} \quad (1)$$

设置多维贫困的维度临界值 k 以及多维贫困识别函数 $\rho_i(k)$ 。当 $c_i \geq k$ 时, $\rho_i(k)=1$; 当 $c_i < k$ 时, $\rho_i(k)=0$ 。

③基于 A-F 理论构建多维贫困指数的指标体系。多维贫困发生率 (H) 表示发生多维贫困的人口比率, 公式为:

$$H = \sum_{i=1}^n \rho_i(k) / n = q/n \quad (2)$$

式中: q 为发生多维贫困的人数; n 是总人数。

多维贫困指数 (MP) 表示为在给定剥夺临界值条件下多维贫困发生率 (H) 和贫困人口平均剥夺程度 (A) 的乘积, 即:

$$MP = \mu(g^0(k)) = HA \quad (3)$$

式中: $A = |c(k)/(qd)$, 描述家庭的平均维度被剥夺份额, 即总的多维贫困缺失份额与总多维贫困数和总维度数的比值。

MP 值既取决于给定的临界值 k 下的多维贫困发生率和平均维度被剥夺份额, 也取决于多维贫困各维度的权重。对于权重的计算, 目前常用的方法有熵权法、主成分分析法、等权重法, 但是这些方法往往与现实的社会经济情况存在一定的差距, 而且难以反映多维贫困各维度复杂的非线性关系。因此, 本文采用神经网络方法对指标的权重赋值。

根据联合国发布的人类发展指数, 参考相关文献对多维贫困指标的选择, 并考虑到数据的获得性, 本文选取了农户家庭的收入、健康、医疗、教育、生活条件、物资资产和金融 7 个维度 9 个指标构建了多维贫困指标体系, 各指标权重运用 BP 网络神经网络法进行赋值。

2.3 多维贫困指数结果分析

在多维贫困指数的计算中, 临界值 k 取值越大, 贫困发生率 H 越低, 多维贫困指数 MP 就越小, 而平均缺失份额 A 越大。当样本家庭的缺失得分超过该临界值 k 时, 就被判定为多维贫困, 否则为非贫困。临界值 k 为 0.3~0.8 时多维贫困指数的结果。

我国多维贫困指数 MP 随着临界值 k 的增大不断减小, 最后接近于 0。同时, 贫困发生率 H 也随之降低, 其降低的速率大于平均缺失份额 A 增加的速率, 最终导致多维贫困指数 MP 的降低。在临界值 k 一定的情况下, 多维贫困指数 MP 呈现逐年降低的趋势, 说明我国的多维贫困情况得到逐渐缓解。同时为考虑区域差异, 本文分别测算了东部、中部和西部地区的多维贫困指数。但由于篇幅原因, 只列举了全国的多维贫困指数情况, 东部、中部和西部地区的多维贫困指数结果的升降趋势基本与全国一致。考虑到区域贫困差异, 本文比较分析了临界值 k 为 0.3 时, 东部、中部和西部地区的多维贫困指数结果, 如图 1 所示。图 2 为 2018 年东部、中部和西部地区在不同临界值 k 时的多维贫困指数比较。

从图 1 中可知, 在临界值 k 为 0.3 时, 东部地区的多维贫困指数最低, 西部地区最高, 中部地区的情况基本与全国一致。而且各区域的多维贫困指数呈逐年降低趋势, 从降低幅度来看, 西部地区降幅最大, 其次是中部地区, 东部地区由于基数较小, 降低幅度最小, 各区域的多维贫困发生率及变化情况与我国的减贫情况是相符的。

从图 2 中可知, 2018 年各区域多维贫困指数随着临界值 k 的增大而减小。同时, 在临界值 k 一定的情况下, 西部地区多维贫困指数最大, 东部地区最小, 中部地区居中, 这与全国水平贫困水平基本一致。为进一步了解各省份各年多维贫困指数的

变动情况，本文运用 ArcGIS 软件描绘样本中 25 个省份在临界值 k 为 0.3 时的多维贫困指数情况，由于篇幅限制只列出了 2010 和 2018 年的情况，如图 3 所示。临界值 k 为 0.3 时，以 2010 年各省份多维贫困指数的最大值 0.2927 为界限，即 $0 \sim 0.3$ 为变动区间（0 表示未包括在内的省份），并对多维贫困指数进行四等分，具体划分情况如图 3。

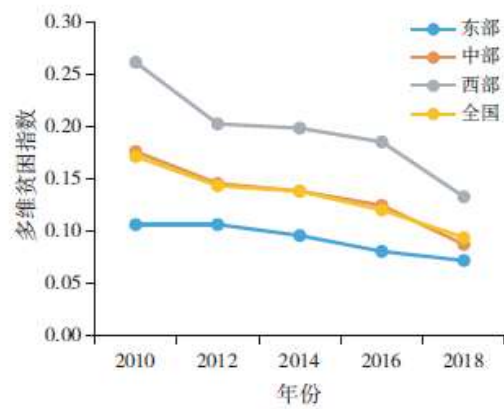


图 1 临界值 k 为 0.3 时各区域多维贫困指数

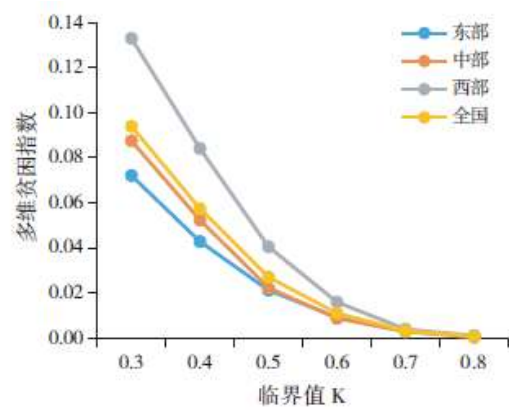


图 2 2018 年各区域在不同临界值 k 时的多维贫困指数

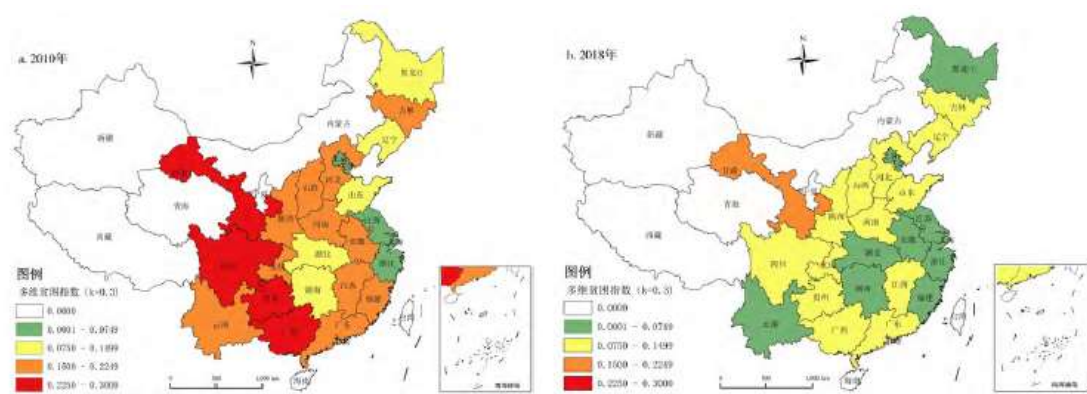


图 3 临界值 k 为 0.3 时各省份的多维贫困指数变动情况

2010 年西部地区的多维贫困指数最高，东部地区最低，中部地区居中，与前文分析一致。到 2018 年，各省份的多维贫困指数都有大幅度的降低。由以上分析可知，无论是全国层面的多维贫困指数，还是分区域的多维贫困指数均呈现逐年降低的趋势，说明我国的多维贫困逐渐减缓。

3 财政分权对多维贫困的影响效应分析

3.1 变量选择说明

本文的被解释变量为多维贫困指数（MP），计算公式前文已涉及，这里不再赘述。核心解释变量为财政分权（FD），对于财政分权指标的衡量，学界普遍使用财政支出分权表示，也有学者用财政收入分权，考虑到财政支出与减贫工作更具紧密性，因此本文使用财政支出分权指标衡量地方政府的财政分权指标，量化为地方财政支出与地方财政支出与中央财政支出总和的比值，比值越大，代表地方政府的财政分权程度越高。

另外，考虑到财政分权的程度对财政支出结构存在影响，本文将根据财政支出的类型将其划分为生产性财政支出（PE）和服务性财政支出（SE），使用科技、教育、文化、卫生事业支出作为生产性财政支出的代理变量，使用地方财政城乡社区事务支出作为服务性财政支出的代理变量，地方财政城乡社区事务支出具体包括城乡社区管理事务支出、城乡社区规划与管理支出、城乡社区公共设施支出、城乡社区住宅支出、城乡社区环境卫生支出、建设市场管理与监督支出等，该项支出对公共服务提升、住房质量改善、人均环境优化等方面具有积极作用。同时财政分权与生产性财政支出和服务性财政支出的乘积项（FD • PE、FD • SE）分别表示财政分权对生产性财政支出的影响，以及财政分权对服务性财政支出的影响。控制变量包括产业结构（IS），用地区第三产业产值占 GDP 的比重表示；城镇化率（UR），用地区城镇人口占总人口的比重表示；地区发展水平（LD），用地区人均 GDP 水平表示；科技水平（TL），用发明、实用新型、外观设计三种专利的授权数表示。并使用价格指数对人均 GDP 进行平减，同时为了降低回归的误差，对地区人均 GDP 水平、专利授权数取对数。

本文被解释变量多维贫困的数据为 CFPS 数据库 2010、2012、2014、2016、2018 年共 5 年 25 个省、自治区、直辖市的的面板数据；被解释变量的数据来源于 2010、2012、2014、2016、2018 年《中国统计年鉴》、各省统计年鉴、中经网数据库等的相关数据。

3.2 计量模型

为了检验财政分权对多维贫困水平的影响，以及验证财政分权通过影响生产性与服务性财政支出从而对多维贫困水平产生的影响，分别构建如下模型：

$$MP = \alpha_0 + \alpha_1 FD + \alpha_x \sum CONTRONLS + \varepsilon \quad (4)$$

式中：α₀ 为截距项；α₁ 为财政分权（FD）的系数；α_x 为控制变量系数；Σ CONTRONLS 表示各主要控制变量；ε 为随机干扰项。

$$MP = \beta_0 + \beta_1 (PE/FE) + \beta_x \sum CONTRONLS + \mu \quad (5)$$

式中：β₀ 为截距项；β₁ 为生产性财政支出（PE）或服务性财政支出（SE）的系数；β_x 为控制变量系数；μ 为随机干扰项。

$$MP = \gamma_0 + \gamma_1 FD \cdot (PE/FE) + \gamma_x \sum CONTRONLS + \varphi \quad (6)$$

式中： γ_0 为截距项； γ_1 财政分权与生产性财政支出或服务性财政支出交互项的系数； γ_x 为控制变量系数； φ 为随机干扰项。

3.3 实证结果分析

主要解释变量和被解释变量之间可能存在相互影响的内生性关系，同时遗漏变量也可能导致内生性。而广义矩估计方法（GMM）能较好地解决自相关、异方差等问题，同时能够有效控制内生性问题。基于此，将采用 GMM 估计方法对模型进行回归分析，工具变量为具有弱外生变量的滞后项。本文以临界值 k 为 0.3 时的多维贫困指数（MP）为被解释变量，并以临界值 k 为 0.4 时的多维贫困指数（MP）对模型做稳健性分析。

3.3.1 全国层面上财政分权对多维贫困的影响效应

HansenJ 和 Sargan 检验结果来看，P 值均大于 10%，表明模型不存在过度识别问题，模型工具变量的使用是有效的。模型（2）中，财政分权对多维贫困的影响，在 1%水平上显著为负，说明财政分权有明显的直接多维减贫作用。模型（1）和（5）中，财政分权对生产性财政支出（PE）和服务性财政支出（SE）影响，在 1%水平上显著为正，财政分权在一定程度上促进了生产性财政支出和服务性财政支出提高，影响系数分别为 0.2978 和 0.3369。模型（3）和（6）为生产性财政支出（PE）和服务性财政支出（SE）对多维贫困的影响分析，结果显示，生产性财政支出和服务性财政支出在一定的显著性水平上对多维贫困的影响系数为负，绝对值分别为 0.2833 和 0.7453，表明生产性财政支出和服务性财政支出均能在一定程度上减少多维贫困，且服务性财政支出作用要大于生产性财政支出。模型（4）和（7）为财政分权通过促进生产性与服务性财政支出而对多维贫困水平产生的影响，结果在一定的显著性水平上为负，影响系数绝对值分别为 0.4292 和 1.4276，大于其单独作用的影响系数。说明财政分权能在一定程度上通过促进生产性和服务性财政支出而对多维贫困水平产生影响，生产性和服务性财政支出在财政分权的多维减贫作用中发挥中介效应。此外，各控制变量对多维贫困的影响系数均为负，其中地区发展水平显著为负，说明地区发展水平对减缓多维贫困具有显著作用，城镇化率并不显著，其他变量在不同模型中的显著与否有所变化。

3.3.2 分区域的财政分权对多维贫困的影响效应

为了考察不同区域的差异，将样本分为东部、中部、西部地区分别研究财政分权对多维贫困的影响效应。

东中西部地区的财政分权对多维贫困均存在显著性负向影响，影响系数绝对值分别为 0.1585、0.2226 和 0.5614，说明西部地区财政分权对多维贫困的影响程度高于东中部，中部地区的影响系数接近于全国层面。各区域财政分权促进生产性支出对多维贫困水平影响作用，在一定显著性水平上为负。影响系数绝对值为东部 1.0865、中部 0.6613 和西部 1.9618，中部地区影响系数也接近于全国层面，低于东部和西部，西部地区的影响系数绝对值最大，说明西部地区财政分权能促进生产性财政支出，对多维贫困水平的影响程度最大。东中西部地区的财政分权影响服务性财政支出对多维贫困水平作用，也在一定显著性水平上为负，影响系数的绝对值分别为 1.1387、1.5300 和 3.1427。西部地区的影响程度远高于其他地区，中部地区影响程度也与全国层面的影响程度基本接近。同时，各区域的财政分权促进生产性与服务性财政支出对多维贫困水平影响系数绝对值均高于财政分权单独作用于多维贫困的系数绝对值，表明各区域财政分权除直接影响多维贫困外，还通过影响生产性和服务性财政支出，对多维贫困产生间接的影响作用，即生产性和服务性财政支出在财政分权的多维减贫作用中发挥中介效应。就控制变量而言，中部地区的科技水平对多维贫困均存在显著性负向影响，其他变量显著性程度基本与全国层面一致。

3.3.3 稳健性分析

为了检验实证结果的稳健性,以临界值 k 为 0.4 时的多维贫困指数 (MP) 对模型进行稳健性分析,并采用 GMM 估计方法进行回归分析。从 HansenJ 和 Sargan 检验结果来看, P 值均大于 10%,表明模型不存在过度识别问题,模型工具变量的使用是有效的。同时主要解释变量回归系数方向及显著性程度保持一致,财政分权对多维贫困的影响存在显著负向影响;生产性财政支出和服务性财政支出对多维贫困的影响在一定的显著性水平上显著负;财政分权通过促进生产性与服务性财政支出而对多维贫困水平产生影响,也在一定的显著性水平上为负。控制变量显著性程度结果基本一致,只是在影响系数上略有变动。因此,本文认为原估计模型的实证结果具有较强的稳健性。

4 研究结论与对策建议

通过以上分析,得出如下结论:①全国层面上,我国多维贫困指数呈逐年下降趋势,临界值 k 为 0.3 时,2010 年全国的多维贫困指数 (MP) 为 0.1715,该指数逐年下降,2018 年为 0.0940。区域层面上,西部地区多维贫困指数最大,东部地区最小,中部地区居中并与全国水平基本一致。各区域的多维贫困指数呈逐年降低趋势,从降低幅度来看,西部地区降幅最大,其次是中部地区,东部地区由于基数较小,降低幅度最小。②财政分权对多维贫困指数的影响显著为负,说明财政分权程度的提高促进了多维贫困的减缓;财政分权对生产性财政支出 (PE) 和服务性财政支出 (SE) 影响显著为正,说明财政分权在一定程度上促进了生产性财政支出和服务性财政支出提高;生产性财政支出 (PE) 和服务性财政支出 (SE) 对多维贫困的影响显著为负,绝对值分别为 0.2833 和 0.7453,表明生产性财政支出和服务性财政支出均能在一定程度上减缓多维贫困,且服务性财政支出的减贫作用大于生产性财政支出;财政分权通过促进生产性与服务性财政支出而对多维贫困水平产生的影响显著为负,生产性和服务性财政支出在财政分权的多维减贫作用中发挥中介效应,说明财政分权通过影响生产性和服务性财政支出,能够显著降低多维贫困水平;控制变量中地区发展水平对多维贫困的影响在所有模型中均显著为负。③东中西部地区的财政分权对多维贫困均存在显著性负向影响,影响系数绝对值分别为 0.1585、0.2226 和 0.5614,说明西部地区财政分权对多维贫困的影响程度高于东中部,中部地区的影响系数接近于全国层面。同时,各区域财政分权促进生产性支出进而对多维贫困水平产生的影响,在一定显著性水平上为负,影响系数绝对值为东部 1.0865、中部 0.6613 和西部 1.9618;各区域财政分权促进服务性财政支出进而对多维贫困产生的影响,也在一定显著性水平上为负,影响系数的绝对值分别为 1.1387、1.5300 和 3.1427。此外,各区域的财政分权通过促进生产性与服务性财政支出进而对多维贫困产生影响的系数绝对值均高于财政分权单独作用于多维贫困的系数绝对值,表明各区域财政分权除直接影响多维贫困外,还通过影响生产性财政支出和服务性财政支出对多维贫困产生影响。

为更好地发挥财政扶贫作用,减缓多维贫困水平,提出如下政策建议:①提高欠发达地区财政分权程度,优化政府支出结构。由结论可知,财政分权程度有利于减缓多维贫困,而欠发达地区尤其是县以下地区的财政自给率较低,很多地方并没有真正实现分税制,因此,应提高欠发达地区,比如西部地区的财政分权程度,缩减层级,稳步开展“省直管县”改革,提高县级政府财政分权水平 [28],从而根据本地区的贫困状况增加对薄弱环节的投资力度,优化财政支出结构。此外,政府在安排各项支出时,应建立并完善自下而上的民意表达机制,充分倾听民众的呼声,想群众之想,解决群众之需,而且还可依靠民意表达机制约束地方政府行为。②提高财政支出效率,实现高质量减贫。由结论可知,服务性财政支出对多维贫困的减缓作用要大于生产性财政支出,因此,在稳步发挥服务性项目的减贫作用时,还应该提高科技、教育、文化、卫生等项目的支出效率,提高教育、医疗、社会保障、就业等扶贫项目的效率,从收入、健康、医疗、教育、生活条件、物质资产和金融等各维度上改善低收入群体的状况,以实现高质量减贫。③建立城乡减贫一体化体系,充分发挥政府间的联动作用。2020 年后农村绝对贫困消除进入相对贫困后,农村和城市的低收入群体将构成新扶贫时期的相对贫困人口,届时,应按照均等化的标准,建立城乡协调统一的减贫体系,促进公共服务资源向农村地区倾斜,推动城市公共服务向农村开放。

参考文献:

[1] 李东,孙东琪.2010—2016 年中国多维贫困动态分析——基于中国家庭跟踪调查 (CFPS) 数据的实证研究[J].经济地

理, 2020, 40(1):41-49.

[2]Beck T,Clarke G,Groff A,et al. New tools in comparative political economy:The Database of Political Institutions[J].The World Bank Economic Review,2001,15(1):165-176.

[3]Treisman D. The architecture of government:rethinking political decentralization[M].Cambridge:Cambridge University Press,2007.

[4]Borge L E,Brueckner J K,Rattso J. Partial fiscal decentralization and demand responsiveness of the local public sector:Theory and evidence from Norway[J].Journal of Urban Economics,2014,80(mar.):153-163.

[5]Adam A,Delis M D,Kammas P. Fiscal decentralization and public sector efficiency:evidence from OECD countries[J].Economics of Governance,2014,15(1):17-49.

[6]王晓芳,谢贤君. 财政分权是否有助于降低农村贫困水平——基于生产性与非生产性财政支出视角[J]. 财经科学, 2018(3):55-66.

[7]孙博文,谢贤君. 财政分权是否有助于降低贫困水平?——基于生存型与发展型投资支出的视角[J]. 经济科学, 2018(2):30-44.

[8]Azfar O, Lee Y, Swamy A. The causes and consequences of corruption[J]. The Annals of the American Academy of Political and Social Science, 2001, 573(1):42-56.

[9]Kappeler A, Solé-Ollé, Albert, Stephan A, et al. Does fiscal decentralization foster regional investment in productive infrastructure?[J]. European Journal of Political Economy, 2013, 31:15-25.

[10]刘力华,周虎,侯圣清. 财政分权、亲贫式支出与减贫的关系研究[J]. 农学学报, 2014, 4(6):112-115, 124.

[11]张克中,冯俊诚,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]. 数量经济技术经济研究, 2010, 27(12):3-15.

[12]储德银,赵飞. 财政分权、政府转移支付与农村贫困——基于预算内外和收支双重维度的门槛效应分析[J]. 财经研究, 2013, 39(9):4-18.

[13]刘建民,欧阳玲,毛军. 财政分权、经济增长与政府减贫行为[J]. 中国软科学, 2018(6):139-150.

[14]张军. 分权与增长:中国的故事[J]. 经济学(季刊), 2008(1):21-52.

[15]程名望, Jin Yanhong, 盖庆恩, 等. 农村减贫:应该更关注教育还是健康?——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证[J]. 经济研究, 2014, 49(11):130-144.

[16]张晏,龚六堂. 分税制改革、财政分权与中国经济增长[J]. 经济学(季刊), 2005(4):75-108.

-
- [17]孙萌,台航. 财政分权与经济增长:理论分析与经验证据[J]. 经济评论, 2019(5):3-21.
- [18]吕勇斌,金照地,付宇. 财政分权、金融分权与地方经济增长的空间关联[J]. 财政研究, 2020(1):25-44.
- [19]江红莉,蒋鹏程. 财政分权、技术创新与经济增长质量[J]. 财政研究, 2019(12):75-86.
- [20]冯伟,苏娅. 财政分权、政府竞争和中国经济增长质量:基于政治经济学的分析框架[J]. 宏观质量研究, 2019, 7(4):33-47.
- [21]戈大专,龙花楼,屠爽爽,等. 新型城镇化与扶贫开发研究进展与展望[J]. 经济地理, 2016, 36(4):22-28, 5.
- [22]张毓雄,范雅静,杨沐寒. 中国城镇化进程对多维贫困的影响效应研究——基于 Multinomial Logit 模型[J]. 宏观经济研究, 2020(8):118-130, 175.
- [23]张博胜,杨子生. 中国城镇化的农村减贫及其空间溢出效应——基于省级面板数据的空间计量分析[J]. 地理研究, 2020, 39(7):1592-1608.
- [24]解垚. 城镇化与中国农村减贫[J]. 经济科学, 2020(3):5-16.
- [25]张萃. 中国经济增长与贫困减少——基于产业构成视角的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 28(5):51-63.
- [26]陈成文,陈建平,陶纪坤. 产业扶贫:国外经验及其政策启示[J]. 经济地理, 2018, 38(1):127-134.
- [27]Alkire S, Foster J. Counting and multidimensional poverty measurement[J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(7):476-487.
- [28]宋美喆,刘寒波,叶琛. 财政分权对全要素生产率的影响——基于“省直管县”改革的准自然实验[J]. 经济地理, 2020, 40(3):33-42.