

绿色发展对减贫的影响研究

——基于中国集中连片特困区与非集中连片特困区的对比分析

刘耀彬^{1,2}, 卓冲²

(1. 南昌大学 中国中部经济社会发展研究中心, 江西 南昌 330031; 2. 南昌大学 前湖学院, 江西 南昌 330031)

摘要:集中连片特困区是中国扶贫攻坚的主战场,绿色发展是中国精准扶贫的一项重要举措,而绿色发展如何促进集中连片特困区减贫,这可能事关中国现代化建设的政策走向。文章在使用2001—2017年中国284个地级市面板数据的基础上,将其划分为集中连片特困区与非集中连片特困区两组进行对比分析,借鉴可持续生计框架研究绿色发展的减贫效果及其作用机制。选用空气流动系数与政府工作报告中绿色词频占比作为减缓绿色发展变量内生性的两个工具变量,在2SLS框架内研究绿色发展对减贫的影响。结果显示:(1)集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展对减贫影响均表现出显著的倒“U”型曲线特征,但集中连片特困区相比非集中连片特困区而言,其绿色减贫成效更明显且转型效果更显著。(2)绿色发展在集中连片特困区与非集中连片特困区均主要通过知识外溢效应影响减贫,表明绿色引领的教育扶贫能够直接作用于贫困主体,是推动减贫的重要举措。(3)集中连片特困区与非集中连片特困区知识外溢效应均对减贫呈现出边际递减特征,但在集中连片特困区教育扶贫的边际递减幅度更为显著。可见在“后扶贫时期”,要继续加大对贫困地区教育投入力度,并将绿色减贫与乡村振兴战略有效衔接,助推中国现代化进程。

关键词:绿色减贫;空气流动系数;绿色词频占比;可持续生计框架;集中连片特困区

中图分类号:F120.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2021)04-0064-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20201211.402

一、引言

绿色发展与消除贫困是联合国2030年可持续发展议程的重要目标,也是中国全面建成小康社会的必然要求。改革开放40年来,中国农村贫困人口从1978年的7.7亿降低至2018年的1660万,农村贫困人口大幅度减少,贫困人口生活水平得到大幅提高,区域性整体减贫成效明显(厉以宁等,2019)。从救济式扶贫到开发式扶贫再到绿色扶贫,绿色扶贫成为实践“两山理论”,推动自然资源价值转化的有效途径,中国特色减贫之路创造了世界奇迹(刘彦随等,2019)。随着2020年全面建成小康社会决胜阶段的到来,我国将迎来更高水平、更高质量、更加公平、更加和谐、更加绿色的社会主义现代化进程(邸乘光,2019),因此研究绿色发展对减贫的影响不仅是中国现代化的现实需要,更为世界减贫贡献中国智慧与中国方案。

收稿日期:2020-03-02

基金项目:国家社会科学基金重大项目(18ZDA047)

作者简介:刘耀彬(1970—)(通讯作者),男,湖北麻城人,南昌大学经济管理学院教授,博士生导师;
卓冲(1999—),男,江西宜春人,南昌大学前湖学院本科生。

集中连片特困区主要是中国政府为加大对少数民族聚居地区、革命老区、边疆地区的支持而设立的特殊政策优惠区,是现阶段中国扶贫攻坚的主战场(孙久文等,2019)。中国现有的14个集中连片特困区横跨中国东、中、西三大区域,占中国国土面积的41%,贫困人口占据中国贫困人口数量的70%以上(丁建军,2014),它正成为影响中国全面建成小康社会的一个“攻坚区”。随着中国扶贫进入连片开发新举措与精准扶贫方略融合推进的新时期,绿色减贫逐渐成为包容性扶贫脱贫新方式,同样也是我国开展国际扶贫合作的重要途径(张琦和冯丹萌,2016)。绿色扶贫是在保护贫困地区生态环境的前提下,通过建立参与式的绿色扶贫机制,促进地区生态产品价值转化及可持续发展的一种扶贫模式(Merino-Saum等,2020)。绿色扶贫具有公共产品属性,需要政府长期投入。在促进生态产品价值转化及地区可持续发展前提下,政府对教育、公共事业、产业等领域的投入则具体表现为绿色发展引领的教育扶贫、公共扶贫、产业扶贫等措施。那么,对于中国特有的集中连片特困区而言,绿色发展究竟会对减贫产生怎样的影响?又是通过何种途径影响减贫?这是现阶段中国集中连片特困区需要审慎思考的问题。为系统考察绿色发展对集中连片特困区减贫影响及作用机制,本文加入非集中连片特困区作为对照组进行对比分析。

Abhijit Banerjee、Esther Duflo 及 Michael Kremer 因其实验性方法在减贫研究中的突出贡献,而被授予了2019年度诺贝尔经济学奖。越来越多的学者认识到贫困作为一种复杂的社会现象需要超越学科的界限。20世纪90年代以来,以多维贫困理论和阿玛蒂亚·森的可行能力理论为基础,形成了社会排斥分析框架、脆弱性分析框架等一批具有影响力的综合性贫困分析框架。特别是由英国国际发展机构(*the UK's Department for International Development, DFID*)提出的可持续生计分析框架作为反贫困的行动指南在世界反贫困项目中得到大量实践。不过,这些综合分析框架仍受限于“个人主义”与“结构主义”的传统,并没有真正将绿色发展如何影响减贫的机制进行有效揭示(Barbier,2016)。对于集中连片特困区的绿色发展如何影响减贫?这需要一个综合框架来考察(北京师范大学中国扶贫研究中心课题组,2015)。事实上,如果将绿色发展置于“人地关系地域系统”中,则不难发现,贫困可以被理解为特定时空情景下“人”(贫困主体)、“力”(绿色发展)、“地”(自然和社会环境)维度上的缺失或者三者之间未能实现协调发展的过程与状态。一般情况下,“力”(绿色发展)这一中介要素本身的缺失、单一化或者缺乏包容性,往往是造成“人地关系不协调”的重要原因。并且,“力”(绿色发展)通常与技术进步、文明形态的变更紧密相连,是较为活跃的构成要素,在“人地关系”中起着“破坏性创新”的作用。

在上述背景下,研究中国集中连片特困区绿色发展对减贫效果的影响及其作用机制,是将可持续生计框架与中国特色问题相结合的一次实践,也是化解集中连片特困区减贫困境的现实需要。虽然现有研究对贫困问题的影响因素从不同的角度进行探讨(Morduch,1994;郭熙保和周强,2016),但借助可持续生计框架全面考察贫困人口贫困现状,且从绿色发展这一新视角研究减贫的文献还相对不多。值得注意的是,在研究绿色发展与减贫关系时,必须考虑到绿色发展与减贫“双向因果”而可能导致的“内生性问题”,同时还要进行多种稳健性检验以保证结果的可靠性,才能得出准确的结论,从而为减贫提供更为科学的经验证据。

本文试图在以下几个方面有所贡献:(1)结合可持续生计框架理论,以“人地关系地域系统”为桥梁架构绿色发展与减贫关系,提供一个新的理论视角。(2)将绿色发展与减贫的研究对象聚焦至中国减贫任务最严峻的集中连片特困区,并以非集中连片特困区作为对照组进行对比分析,突出中国问题的独特性。(3)选用空气流动系数与政府工作报告中绿色词频占比两个工具变量来缓解绿色发展与减贫之间的内生性问题,并运用多种方法进行稳健性检验以保证结论的可靠性,为绿色减贫提供更为科学准确的结果。

二、绿色发展对减贫的影响及作用机制分析

本文将可持续生计框架与中国集中连片特困区、非集中连片特困区实际相结合,提出了针对绿色发展的改进可持续生计框架(见图1)。图1中情景要素“地”即可持续生计框架中的脆弱性背景,在本文中主要表现为集中连片特困区与非集中连片特困区贫困农户自身无法控制外部环境,包括“第一地理要素”自然环境、地理环境与“第二地理要素”社会环境(游俊等,2017)。在“人地关系地域系统”中,“人”与“地”的互动通过“力”实现,也就是说“力”是“人地关系”的中介。中介要素“力”即可持续生计框架中结构和过程转变过程,“力”也是“贫困”的构成要素之一。“力”的表现形式多样,与贫困主体要素“人”对接时,表现为生计活动,即本文所说的绿色发展。在贫困瞄准中,贫困的主体或对象可以是贫困个体、家庭、区域(贫困村和贫困县等),但贫困的最终主体只可能是“人”。在可持续生计框架中,主体要素“人”作为核心,其生计资本通常以生计五边形表现。生计策略则是贫困人口为应对外部冲击将自身生计资本进行组合调整的过程,在本文中主要是指在特定地理脆弱环境下,主体要素“人”对绿色发展能够转化为资产和资本价值并能够在市场中实现的过程。而生计输出则是贫困人口生计资本经外部冲击后的最终变化结果,可能表现为贫困政策依赖、不平等、返贫等负向生计输出,也可能表现为贫困发生率降低、收入提高、资源利用率提升等正向生计输出。

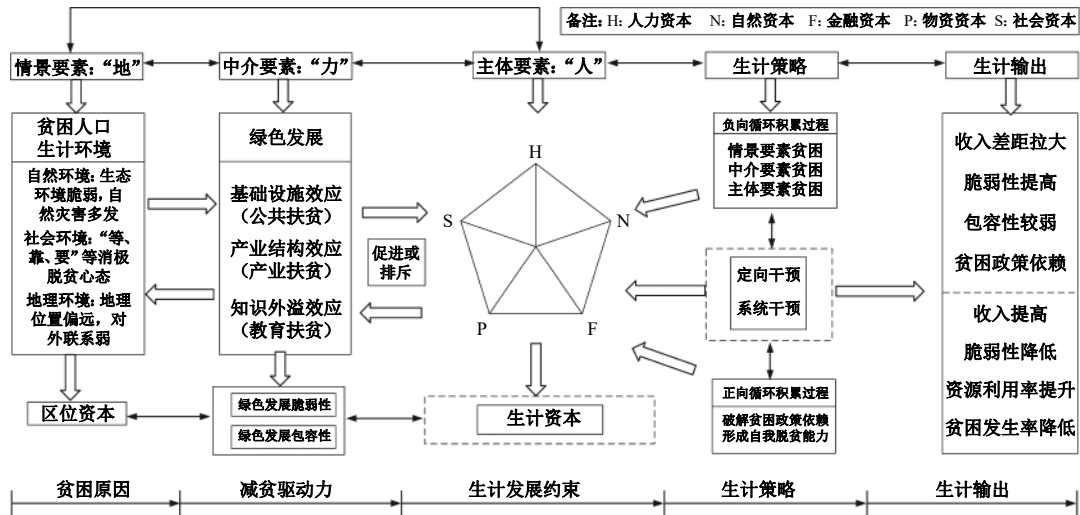


图1 基于可持续生计框架的绿色发展对减贫影响及传导机制

从图1“人”“地”“力”构建的可持续生计框架看,绿色发展影响减贫可能出现“双重效应”从而导致非线性过程:一方面,“人”“地”“力”三个层面的不协调可能导致“负向循环积累过程”,即“贫困陷阱”。例如,从情景要素“地”开始,若某地生态环境脆弱、自然灾害多发,同时社会经济文化制度相对落后,社会排斥突出,这将制约其绿色发展的潜力。绿色发展难度大、成本高、进程缓慢,即绿色发展的脆弱性较高、包容性较弱,难以满足主体要素“人”的生计需求,并将生计资本更弱的个体排除在外,造成生计策略与生计输出不足,影响生计资本的积累,进一步加剧了主体要素“人”的贫困(游俊等,2017)。同时,生计资本的缺失将导致主体要素“人”难以参与开拓生计活动,或者由于运用生计资本的可行能力较弱,造成生计资本的无效浪费,使情景要素“地”贫困进一步恶化,即实现了“主体要素贫困—中介要素贫困—情景要素贫困”的“逆向强化过程”。另一方面,若分别针对情景要素“地”、中介要素“力”、主体要素“人”实施“定向干预”,可能导致“正向循环积累过程”,即“绿色减贫”。例如,若主体要素“人”的生计资本中人力

资本缺失,则可将其纳入教育扶贫项目予以扶持;若情景要素“地”的社会环境中的政治资本匮乏,则可对其给予更多政治关怀加以扶持;若中介要素“力”绿色发展的脆弱性高或包容性弱,则可增强产业引导资金及公共投资来实现。现阶段减贫仍停留在对单一要素的“定向干预”阶段,难以发挥系统干预的自我调整作用,形成了对减贫政策的路径依赖。系统干预则在遵循“人”“力”“地”三者耦合联动规律的基础上,发挥了各“定向干预”之间的协同效应。因此需要更加注重各要素之间的耦合联动规律,以“人”“力”“地”之间不协调为突破口,消除制约性因素,最终形成三者之间“正向循环积累过程”。由此可见,从理论上讲绿色发展对减贫之间正是由于“负向循环积累过程”和“正向循环积累过程”而抵消,引起“双重效应”。

在上述可持续生计框架中“情景要素—中介要素—主体要素”三者耦合联动机制中,中介要素绿色发展是影响情景要素与主体要素的重要途径。但绿色发展是复杂的资源价值转化过程,也是一种参与式的扶贫机制,研究绿色发展影响减贫的作用机制是破解贫困“负向循环积累过程”的关键所在。因此,本文认为绿色发展主要从以下途径影响主体要素生计资本与情景要素区位资本:(1)在绿色发展引领的资源价值转化过程中,往往伴随着相应配套基础设施的更新完善,能够发挥规模经济优势,增加主体要素贫困人口的物质资本,即绿色发展引领的“基础设施效应”,也直观表现为通常提及的绿色公共扶贫。(2)绿色发展在提升地区全要素生产率的同时,如果产业结构偏向更加绿色发展的方向升级,则能够提供更多就业岗位,进而提升主体要素贫困人口的社会资本,即产生绿色发展引领的“产业结构效应”,也直观表现为绿色产业扶贫。(3)在绿色发展引领贫困主体参与式的扶贫过程中,主体要素、中介要素与情景要素三者的不断交互过程中,贫困主体的认知水平、情商水平及抗风险能力等得到不断提升,进而改善主体要素贫困人口的劳动技能与素质,即绿色发展引领的“知识外溢效应”,也直观表现为绿色教育扶贫。

集中连片特困区与非集中连片特困区二者所处的经济发展阶段、自然资源禀赋方面存在较大差异。集中连片特困区情景要素中自然、地理环境相对脆弱,高昂的生态补偿与严格的生态红线制约了产业链的培育与发展,产业结构单一化与滞后性问题突出,导致绿色发展脆弱性较高,主体要素贫困人口参与生计活动的需求难以与地区滞后化单一化的产业需求相匹配,使贫困问题陷入“负向循环积累”的恶性循环。降低企业投入成本,推动绿色产业扶贫可能是集中连片特困区破解这一“负向循环积累过程”的关键一环。非集中连片特困区情景要素中社会环境相对复杂,绿色资源转化成本上升并遇到产业粗放式发展带来的效率低下难题,限制了绿色发展的潜力与自我调节能力,导致绿色发展的包容性较弱,进而排斥了生计资本相对低下的贫困人口参与生计活动。主体要素参与式扶贫需求无法得到有效满足,被动陷入“等、靠、要”的救济式扶贫局面。绿色教育扶贫使主体要素更好适应集约型产业转变的需要,绿色发展红利惠及贫困人口,可能是非集中连片特困区破解扶贫难题的关键一环。

综上所述,提出本文有待检验的两个理论假设:

研究假说 1: 绿色发展对减贫呈现非线性影响,在集中连片特困区与非集中连片特困区可能表现出不同的倒“U”型特征。

研究假说 2: 绿色发展能够引领产业结构效应、知识外溢效应及基础设施效应等途径影响贫困人口生计资本,并且在集中连片特困区、非集中连片特困区作用途径不同。

三、数据和方法

(一)变量选择和数据来源

1. 绿色发展

研究绿色发展与减贫的关系,首要难题就是绿色发展的测度问题。目前学界的主流做法是

将生产过程中多种投入、产出要素综合得到绿色发展绩效(李江龙和徐斌,2018;林伯强和谭睿鹏,2019),且研究的出发点主要是对能源环境绩效的评估(陈诗一,2010)。研究方法上,方向距离函数(DDF)能够在技术可行集允许的范围内,同时实现“期望产出”的增加与“非期望产出”的减少,而这也正是中国集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展的核心问题。有鉴于此,本文将基于方向距离函数(DDF)构建绿色发展投入产出指标,^①运用超效率DEA模型对中国集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展绩效进行测度。

2. 贫困指数

在贫困的度量指标选取问题上,部分学者基于CFPS等微观数据以衡量减贫效应(卢洪友和杜亦谭,2019),但微观数据集中在少数省份且样本期相对较少,难以对长时间跨度的中国集中连片特困区贫困现状进行宏观测度。相对而言,学界常用的农村居民纯收入更为直观地反映了农村居民的收入状况,并有利于进行区域间对比分析。因此本文基于农村居民纯收入构建的贫困指数 P ,并以此表征集中连片特困区贫困程度。^②

3. 工具变量

本文面临着解释变量与被解释变量双向因果关系而导致的内生性问题的挑战:一方面,绿色发展能够通过知识外溢效应、基础设施效应与产业结构效应等多种途径影响减贫,对减贫产生不同程度的影响;另一方面,降低贫困水平需要大量生产要素投入,挤出了科技创新、环境保护方面的要素投入,对绿色发展施加逆向作用。为缓解内生性问题对实证结果的干扰,同时参考陈诗一和陈登科(2018)的做法,选用空气流动系数、绿色词频占比以及绿色发展绩效滞后项作为工具变量。

(1)空气流动系数。大气污染尤其是雾霾污染是制约地区绿色发展的一个关键因素,同时大气污染也随大气运动呈现出空间扩散特征。在利用欧洲中期天气预报中心(European Centre for Medium-Range Weather Forecast,简称ECMWF)所公布的ERA-INTERIM栅格气象数据的基础上,参考Hering和Poncet(2014)所构建的大气数量模型构建空气流动系数,计算公式如下:^③

$$VC_{it} = WS_{it} \times BLH_{it} \quad (1)$$

其中, VC_{it} 、 WS_{it} 和 BLH_{it} 分别为空气流动系数,10米高风速(10 Metre Wind Speed)和大气边界层高度(Boundary Layer Height)。空气流动系数之所以能够更为绿色发展与减贫关系研究中一个可行的工具变量,首先满足工具变量相关性假定:空气流动系数数值越大表明地区空气流动性越强(陈诗一和陈登科,2018),这使得烟尘、二氧化硫等污染物更容易在区域内扩散,恶化了区域内部生态环境,进而降低地区绿色发展绩效。为进一步验证空气流动系数与绿色发展绩效的相关关系,作者分别绘制了集中连片特困区与非集中连片特困区工具变量的相关性散点图,如图2和图3所示。从图2、图3中可看出,无论是在集中连片特困区还是非集中连片特困区,空气流动系数与绿色发展绩效均存在显著的负相关关系,这也表明空气流动系数满足工具变量相关性假

^① 在绿色发展的投入产出指标选取上,本文参考一般文献的做法,将永续盘存法计算得到的资本存量作为资本投入 K ,将全市从业人数作为劳动投入 L ,将煤气及天然气消费量作为能源投入 E 。对于永续盘存法计算过程中的折旧率,本文参考吴延兵的做法将折旧率设为15%(吴延兵,2006)。对于产出要素,将全市人均GDP作为绿色发展的“期望产出”,同时,参考林伯强的做法(林伯强和谭睿鹏,2019),选取全市二氧化硫排放量(S)和工业废水排放量(W)予以表征绿色发展的“非期望产出”。对于数据中缺失值,本文采用多重插补法进行缺失值处理。

^② 下文将以中国284个地级市农村居民纯收入构造的贫困指数作为贫困的度量指标,数据来源于《中国城市统计年鉴》与中国各地级市统计公报。

^③ 风速以及大气边界层数据均来源于ECMWF所公布的气象栅格数据,作者运用ArcGIS将其提取为可读取的2001年至2017年中国284个地级市面板数据。

定。其次,空气流动系数受制于地区复杂的气象系统及地理环境,而贫困问题的产生更多源于历史及社会经济条件,与气象系统相关性较弱,因此满足工具变量外生性假定。

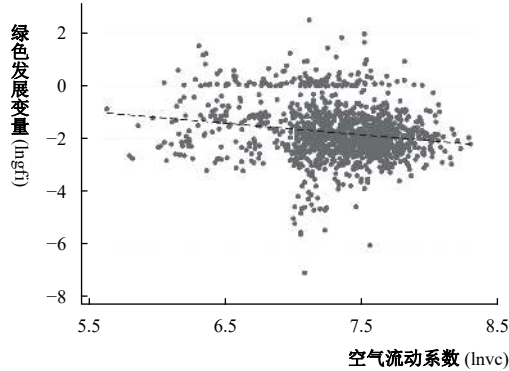


图2 集中连片特困区工具变量相关性散点图

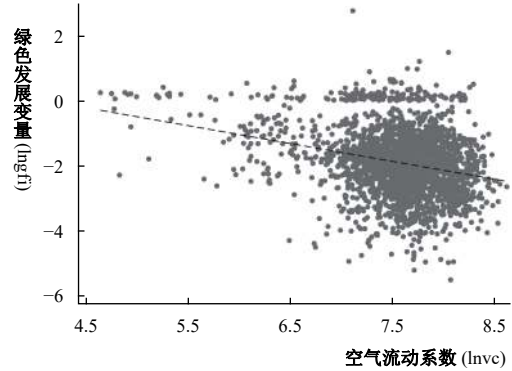


图3 非集中连片特困区工具变量相关性散点图

(2)绿色词频占比。政府环境治理是影响地区绿色发展的一个重要因素,本文参考陈诗一和陈登科(2018)的做法,使用省级政府工作报告中有关绿色发展的词频占比作为政府环境治理的代理变量。^①同时借鉴Bartik(1991)提出的方案,利用地级市层面与绿色发展相关的污水排放量与省级层面绿色发展词频占比数据进行交乘处理,以准确描述地级市异质性的问题,最终得到地级市层面环境治理变量作为工具变量。

政府环境治理对绿色发展的相关性无需赘述,而使用省级政府有关绿色发展词频占比数据能够很好地满足工具变量与减贫的外生性假定:从时间范围来看,减贫这一经济活动贯穿一年的始终,而政府工作报告往往在年初制定,二者在时间上的不一致能够有效规避内生性问题(傅鹏等,2018);从空间范围来看,政府工作报告的决策者是省级政府,而减贫任务主要指派给下级政府完成,但在中国的制度背景下,下级政府行为难以影响到上级政府决策,这有助于缓解双向因果关系而导致内生性问题。因此本文构造的环境治理变量不失为一个可行的工具变量。

(3)绿色发展绩效滞后项。根据此前文献的常用做法,选用滞后一期绿色发展绩效作为另一个工具变量。

4. 其他变量及数据说明

关于基准回归模型中控制变量的选取,基于本文的理论分析框架与STIRPAT模型,分别将科技水平、人才储备、对外开放水平与政策支持力度作为基准回归模型的控制变量。为有效识别集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展影响减贫的潜在机制,本文对产业结构效应、知识外溢效应与基础设施效应三个方面进行检验。^②具体变量的定义及说明如表1所示。^③由于

① 文本分析的具体过程为:首先收集2001年至2017年中国31个省份的政府工作报告全文;然后利用Python对文本进行分词处理,这一过程的目的在于更为准确地保留源文本的语义(Chen等,2018);最后选取与绿色发展有关的词汇,如绿色、绿色发展、环保、环境保护、生态、生态环境、节能、低碳、减排、排污、污染、空气污染、二氧化硫、二氧化碳、PM2.5以及PM10等,统计出这些绿色发展相关词汇占总词汇的比重,并以此作为代理变量。

② 对于集中连片特困区的划分,本文参考《中国农村扶贫开发纲要(2011—2020)》,共将81个地级市划分至集中连片特困区,并将其余201个地级市纳入本文所定义的非集中连片特困区,并将其作为对照组。

③ 所选取数据来源于ECMWF公布的气象栅格数据、《中国城市统计年鉴》、中国各地级市统计公报以及各省市官方网站的公开数据。本文之所以选取2001—2017年中国地级市面板数据,有两方面考虑:(1)中国自2001年起正式加入世界贸易组织,需要承担起更大的减贫国际责任。(2)中国在第十个五年计划中(2001年)正式提出全面建设小康社会的政策目标,而2020年是中国全面建成小康社会的决胜之年,这样可以更为系统地考察中国减贫的实效过程。

所选取变量指标单位不一致,为了消除不同计量口径及异方差对回归结果的影响,对所设定变量取对数处理。

表 1 相关变量定义及测度方法说明

控制变量	变量描述	单位
ln t_{ec}	科技水平:以全市互联网用户数作为度量标准,取对数	户
ln s_{chool}	人才储备:以全市高等学校在校学生数为度量标准,取对数	人
ln f_{di}	对外开放水平:以全市年实际使用外资金额作为度量指标,取对数	万美元
ln c_{enter}	政策支持力度:以全市地方财政一般预算内支出作为度量标准,取对数	万元
工具变量		
L.ln g_{fi}	滞后一期绿色发展:将绿色发展绩效数据滞后一期,取对数	
ln v_{c}	空气流动系数:以大气数量模型构造空气流动系数,取对数	
ln g_{ov}	政府环境治理:以省政府工作报告有关绿色发展的词频占比与全市工业废水年排放量交乘为度量标准,取对数	
机制检验变量		
ln s_{ecthi}	产业结构效应:采用第二产业与第三产业占比之比作为度量标准,取对数	
ln f_{p}	知识外溢效应:以全要素生产率(TFP)为度量标准,取对数	
ln r_{oad}	基础设施效应:以人均城市道路面积作为度量标准,取对数	人/平方米

(二)基准模型设定

正如上文所述,绿色发展与减贫之间的双向因果关系导致的内生性问题是研究中不可忽略的因素。为进一步增强实证结果的准确性,在基准回归模型中选用空气流动系数与绿色发展滞后项作为工具变量进行分析,而将绿色词频占比作为替代工具变量进行稳健性检验。基于本文所选择的三个工具变量,构建了如下 2SLS 模型进行基准回归分析:

$$\ln gfi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln vc_{it} + \alpha_2 L.ln gfi_{it} + \alpha_3 \ln X_{it} + \gamma_t + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln gfi_{it} + \beta_2 (\ln gfi_{it})^2 + \beta_3 \ln X_{it} + \gamma_t + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, i 为 81 个集中特困区地级市和 203 个非集中连片特困区地级市截面单位, t 表示年份; $\ln gfi$ 为内生解释变量,本文中为使用超效率 DEA 模型测度的绿色发展绩效,并加入其二次项以考察非线性特征; $\ln P$ 为构造的贫困指数, $\ln vc$ 、 $L.ln gfi$ 分别为空气流动系数及滞后一期绿色发展绩效两个工具变量; $\ln X$ 为一组相关的控制变量,分别包括科技水平、人才储备、对外开放程度和政策支持力度等区域特征变量; γ 和 ω 分别代表时间与地区固定效应; ε 为随机扰动项; 其中 β_1 和 β_2 是本文主要关注的系数。

(三)中介效应分析

由假说 2 可知,绿色发展可能通过产业结构效应、基础设施效应和知识外溢效应三种途径影响贫困人口生计资本。为了进一步验证潜在中介变量是否在绿色发展与减贫之间发挥了显著的中介效应,本文借鉴 Baron 和 Kenny(1986)提出的中介效应模型,构建如下中介效应模型:

$$\ln P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln gfi_{it} + \alpha_2 \ln X_{it} + \mu_t + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln D_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln gfi_{it} + \beta_2 \ln X_{it} + \mu_t + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln gfi_{it} + \gamma_2 \ln D_{it} + \gamma_3 \ln X_{it} + \mu_t + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, D 为潜在的中介变量, X 为相关的控制变量; γ_1 反映了绿色发展对减贫影响的直接效应, γ_2 反映了潜在中介变量对减贫影响的间接效应,而中介效应的大小在 α_1 显著的情况下,则由 β_1 与 γ_2 共同衡量。因此本文将重点关注模型(5)与(6)中 β_1 、 γ_1 与 γ_2 的系数,以此判断是否为中介效应。

四、实证结果

(一) 2SLS 估计结果

现阶段中国贫困问题呈现出显著的区域差异,表2报告了针对集中连片特困区与非集中连片特困区的2SLS基准回归结果。表2中第(1)至第(4)列回归结果的 $KP rk LM$ -statistic均在1%的显著性水平下显著,说明所选工具变量满足工具变量的相关性要求;且一阶段 F 值均大于10这一经验取值,表明不存在“弱工具变量”问题,以上两方面均表明基准回归估计结果是可靠的。由表2第(1)、(3)列可以看出,集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展绩效一次项、二次项均显著为负,绿色发展与减贫之间表现为一种显著的倒“U”型曲线关系;从分别加入技术、人才储备、对外开放程度和政策支持力度变量后的第(2)、(4)列回归结果来看,绿色发展绩效二次项仍然显著为负。可见,绿色发展对减贫影响在集中连片特困区与非集中连片特困区均表现出显著的倒“U”型曲线特征,表明贫困问题的解决并非绿色发展的必然结果,而是其阶段性表现,这也印证了假说1部分成立。为进一步比较二者倒“U”型曲线的差异,依据基准回归结果,绘制了集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展对减贫影响的倒“U”型曲线图,如图4所示。

表2 基准回归结果

	集中连片特困区		非集中连片特困区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln gfi$	-0.550*** (0.090)	-0.223** (0.108)	-0.564** (0.106)	-0.021 (0.091)
$(\ln gfi)^2$	-0.067*** (0.022)	-0.050** (0.025)	-0.091*** (0.025)	-0.038* (0.020)
$\ln tec$		0.180*** (0.034)		0.209*** (0.016)
$\ln school$		0.019 (0.027)		-0.029** (0.013)
$\ln fdi$		0.135*** (0.015)		0.143*** (0.009)
$\ln center$		-0.066** (0.027)		0.034** (0.015)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
$KP rk LM$ -statistic	230.723 (0.000)	135.891 (0.000)	251.563 (0.000)	141.056 (0.000)
$KP F$ -statistic	153.418	80.855	123.226	76.908
样本量	918	809	1 692	1 612

注:(1)*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为聚类稳健的标准误,以下各表同。(2) $KP rk LM$ -statistic用于检验工具变量与内生变量的相关性, $LM P$ -value报告了 LM 检验的显著性,若拒绝原假设则说明工具变量满足相关性假设。(3) $KP F$ -statistic报告了2SLS回归中的一阶段 F 值,若统计值大于10的经验取值,则说明不存在弱工具变量问题。

从图4集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展对减贫影响的倒“U”型曲线对比图来看:(1)集中连片特困区倒“U”型曲线峰度高于非集中连片特困区,可见集中连片特困区绿色发展对减贫影响的效果要显著优于非集中连片特困区。这一现象反映了集中连片特困区情景要素相对于非集中连片特困区具有更为良好的发展潜力,随着中介要素绿色发展水平的不断提升,其更为优质的生态环境使得情景要素“地”与主体要素“人”的耦合联动效应凸显,更容易进入“正向循环积累过程”。而非集中连片特困区情景要素处在更高的发展阶段,绿色减贫成效更多地受到现有制度及发展模式的路径依赖影响,进而导致绿色减贫成效相对不显著。(2)集中连片特困区倒“U”型曲线的拐点相对出现更早,说明集中连片特困区绿色减贫受到政策的系统干预,使得其拐点值到来相对提前;而非集中连片特困区绿色发展对减贫影响具有时滞效应,即绿色减贫可能需要经历一个循环累积的过程才能发挥成效。(3)值得注意的是,集中连片特困区与

非集中连片特困区绿色发展跨越拐点值后,绿色减贫效果呈现出边际递减趋势。这说明在绿色减贫的中后期阶段,随着绿色资源转化成本上升并遇到科技瓶颈等难题出现,导致绿色发展引领的产业扶贫、教育扶贫以及公共扶贫的扶贫效果边际递减,需要政府进一步加大投入力度。

对于其他控制变量,本文将重点关注表2第(2)、(4)列结果。科技水平在集中连片特困区与非集中连片特困区均显著为正,这表明技术进步能够促进资源利用效率提升,降低生产生活成本,进而对主体要素贫困人口减贫施加正向影响。人才储备在集中连片特困区为正但不显著,在非集中连片特困区显著

为负,这说明提高地区人力储备需要大量要素投入,但人才储备有效反哺减贫具有一定的时滞效应。也表明集中连片特困区未来仍然需要重视对人才投入力度,而非集中连片特困区则需要注重产学研协调发展,充分发挥人才优势,实现“正向循环积累过程”。对外开放程度在集中连片特困区与非集中连片特困区系数均显著为正,表明现阶段有效扩大情景要素“地”社会环境的对外开放程度,进而增加主体要素“人”的人力资本,是减贫的一项重要手段。政策支持力度在集中连片特困区系数显著为负,而在非集中连片特困区系数则显著为正,这意味着依赖直接财政补贴的“输血式扶贫”并非是破解“人地关系地域系统”中“负向循环积累过程”的治本之策,过度财政补贴反而可能会使主体要素产生对政策的路径依赖,不利于“真脱贫,脱真贫”。

(二)稳健性检验

1. 调整核心变量

本部分主要通过调整核心解释变量绿色发展来进行稳健性分析。运用超效率DEA模型测度绿色发展是学界的常用做法(林伯强和谭睿鹏,2019),但由于所设定生产函数不同及所选择投入产出要素指标不同,测度结果往往存在一定的差异,本部分将重点考察这一测度差异是否对本文研究结论产生较大影响。利用上文的六种投入产出要素,将SBM-DEA替换上文的超效率DEA测度方法,对中国集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展绩效进行重新测算,结果如表3所示。由表3第(1)至第(4)列可见,在不加入控制变量与逐步加入控制变量的情况下,调整核心变量后绿色发展绩效的一次项与二次项均显著为负,表明绿色发展对减贫影响均显现出显著的倒“U”型曲线关系,与基准回归结果保持一致。因此,我们有理由相信绿色发展与减贫之间的倒“U”型关系无论是在集中连片特困区,还是在非集中连片特困区都是稳健的。

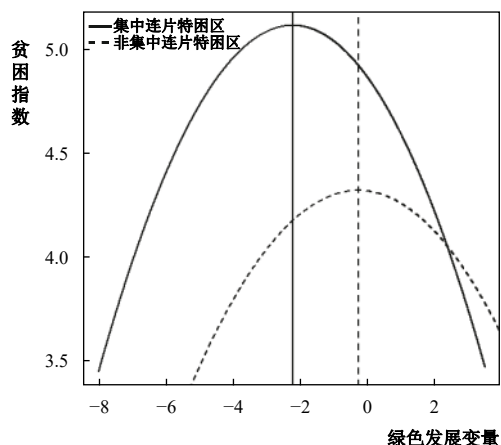


图4 绿色发展与减贫的倒“U”型曲线关系

注:图4中垂直线分别表示集中连片特困区与非集中连片特困区倒“U”型曲线拐点值所在位置。

表3 稳健性检验:调整核心变量

	集中连片特困区		非集中连片特困区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln gfi	-1.524*** (0.404)	-0.698** (0.347)	-1.353*** (0.275)	-0.665*** (0.232)
(ln gfi) ²	-0.264*** (0.074)	-0.121* (0.063)	-0.229*** (0.047)	-0.114*** (0.040)
控制变量		控制		控制
固定效应	控制	控制	控制	控制

续表 3 稳健性检验: 调整核心变量

	集中连片特困区		非集中连片特困区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>KP F-statistic</i>	94.353	66.057	96.626	86.234
样本量	918	809	1 692	1 612

注: 限于篇幅, 稳健性检验部分仅报告绿色发展变量的一次项、二次项与一阶段 F 值的检验结果, 若无特殊说明, 均控制地区固定效应与时间固定效应, 以下各表同。

2. 替换工具变量

正如前文所言, 2SLS 估计结果可靠性与工具变量选取有着密切联系。虽然上述检验结果均表明本文选取的空气流动系数与滞后一期的绿色发展两个工具变量满足“相关性”且不存在“弱工具变量”问题, 但也有学者指出空气流动系数更多与 $PM_{2.5}$ 等空气污染变量相关, 与绿色发展变量不严格满足“相关性”假定。为了进一步保证结论的可靠性, 本部分选择以绿色词频占比替换空气流动系数的方法进行稳健性分析, 估计结果如表 4 所示。从表 4 第(1)至第(4)列来看, 在不加入控制变量与加入控制变量的情况下, 绿色发展绩效二次项均显著为负, 同样表现出显著的倒“U”型曲线关系, 与基准回归结论保持一致。一阶段 F 值均大于 10 的经验取值, 这在统计上也印证了绿色词频占比变量满足“相关性”且不存在“弱工具变量”问题。因此进一步排除内生性问题干扰后, 集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展与减贫之间依然存在显著的倒“U”型曲线关系。

表 4 稳健性检验: 替换工具变量

	集中连片特困区		非集中连片特困区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln gfi$	-0.802*** (0.083)	-0.316*** (0.079)	-0.650*** (0.073)	-0.040 (0.043)
$(\ln gfi)^2$	-0.118*** (0.020)	-0.066*** (0.018)	-0.114*** (0.018)	-0.048*** (0.010)
控制变量		控制		控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>KP F-statistic</i>	182.160	101.298	258.052	227.169
样本量	874	772	2 166	2 044

3. 滞后控制变量

本文主要运用工具变量法及 2SLS 模型来避免解释变量与被解释变量“双向因果关系”而导致的内生性问题。但值得注意的是, 所选择的工具变量仅针对解释变量, 而控制变量同样可能存在“双向因果关系”而产生内生性问题。本部分将运用滞后控制变量的方法进行稳健性分析, 估计结果如表 5 所示。表 5 第(1)、(3)列为加入科技水平与人才储备滞后一期控制变量的结果, 第(2)、(4)列为加入所有滞后一期控制变量的结果。从表 5 第(1)至第(4)列结果来看, 绿色发展绩效二次项均显著为负, 表明在排除控制变量与被解释变量内生性问题的干扰后, 集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展对减贫影响的倒“U”型曲线仍然存在, 进一步证实了基准回归的可靠性。

表 5 稳健性检验: 滞后控制变量

	集中连片特困区		非集中连片特困区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln gfi$	-0.338*** (0.085)	-0.293*** (0.103)	-0.089 (0.087)	-0.046 (0.093)
$(\ln gfi)^2$	-0.057*** (0.019)	-0.050** (0.022)	-0.050*** (0.019)	-0.044** (0.021)

续表5 稳健性检验：滞后控制变量

	集中连片特困区		非集中连片特困区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
KP F-statistic	143.317	95.383	103.037	73.665
样本量	858	799	1 622	1 597

五、绿色发展对减贫的影响机制分析

(一)绿色发展对减贫影响的机制分析

基于上述中介效应模型,表6第(1)至第(3)列分别报告了集中连片特困区产业结构效应、基础设施效应与知识外溢效应的中介效应检验结果。依据表6第(1)与(2)列回归结果,产业结构效应与基础设施效应中绿色发展绩效系数(γ_1)均不显著,且基础设施效应的Sobel值不显著,表明绿色引领的产业扶贫与公共扶贫的中介效应未能充分显现。而根据表6第(3)列回归结果,知识外溢效应的回归系数与Sobel值均显著,且Bootstrap报告的置信区间包括零值,表明绿色引领的教育扶贫对贫困人口能够产生更为直接的影响,是集中连片特困区绿色发展影响减贫的中介途径。

表6 集中连片特困区中介效应检验结果

	(1)产业结构效应	(2)基础设施效应	(3)知识外溢效应
$\ln g\hat{f}_i(\beta_1)$	-0.099*** (0.018)	0.100*** (0.027)	0.316*** (0.013)
$\ln g\hat{f}_i(\gamma_1)$	0.014 (0.023)	-0.031 (0.026)	0.086*** (0.030)
$\ln D(\gamma_2)$	0.245*** (0.043)	0.053 (0.034)	-0.315*** (0.059)
Sobel-test	-4.003***	1.441	-5.170***
Bootstrap-test	[-0.069, 0.050]	[-0.093, 0.040]	[-0.073, 0.045]

注:(1)Sobel检验的双侧检验临界值为 $z=0.97(-0.97)$, ($P<0.05, N>200$)。(2)Bootstrap测度中介变量的间接效应,一般认为其置信区间不包括0,则拒绝原假设(温忠麟和叶宝娟,2014)。(3)限于篇幅,未展示中介效应检验中其他控制变量检验结果,以下各表同。

表7报告了非集中连片特困区中介效应检验结果。在表7第(1)列结果中,产业结构效应系数(β_1)与Sobel值均不显著,说明绿色引领的产业扶贫的中介效应未能充分显现。在表7第(2)列结果中,基础设施效应的Bootstrap置信区间不包含零值,不严格满足中介变量的条件,即公共扶贫不是绿色发展影响减贫的主要途径。在表7第(3)列结果中,知识外溢效应的回归系数与Sobel值均通过1%的显著性水平,且Bootstrap置信区间包含零值,表明绿色引领的教育扶贫是非集中连片特困区绿色发展影响减贫的中介途径。

表7 非集中连片特困区中介效应模型检验结果

	(1)产业结构效应	(2)基础设施效应	(3)知识外溢效应
$\ln g\hat{f}_i(\beta_1)$	-0.007 (0.011)	0.105*** (0.015)	0.265*** (0.010)
$\ln g\hat{f}_i(\gamma_1)$	0.166*** (0.011)	0.156*** (0.012)	0.190*** (0.012)
$\ln D(\gamma_2)$	0.079*** (0.020)	0.138*** (0.017)	-0.091*** (0.022)
Sobel-test	-0.646	5.348***	-4.127***
Bootstrap-test	[0.141, 0.189]	[0.141, 0.199]	[-0.038, 0.192]

综上所述,对于贫困问题更为严峻的集中连片特困区而言,知识外溢效应是绿色发展影响减贫的主要途径,加大对情景要素“地”教育投入,提升主体要素的人力资本,能够促进主体要素生计资本改善,是破解“负向循环积累过程”的重要举措。而对于社会经济发展程度较高的非集中连片特困区,绿色发展也主要通过知识外溢效应对主体要素“人”施加影响,加大高素质人才培养力度是提升主体要素生计资本的关键举措,也是进入“正向循环积累过程”关键一环。

(二)进一步讨论:中介效应是否同样存在非线性关系?

上节中介效应模型识别了知识外溢效应是绿色发展影响减贫的主要途径,但由于教育扶贫的影响可能是多维度的,其影响可能随产业结构、科技发展程度、人才储备情况处在不同区间而表现出不同的阶段性特点。为进一步检验中介变量的非线性关系,借鉴 Hansen 提出的门槛回归模型对上述变量的非线性特征进行检验(Hansen, 1999),检验结果如表 8 所示。

表 8 门槛值估计结果

区域	关注变量	门槛类型	门槛值	F 值	P 值	临界值水平		
						10%	5%	1%
集中连片特困区	知识外溢效应	单一门槛	-3.8922	34.36	0.001	16.4808	19.2620	25.1480
		双重门槛	-0.9543	13.41	0.130	14.7841	23.8085	49.9570
		三重门槛	-1.2243	13.16	0.461	29.1911	37.8954	50.7280
非集中连片特困区	知识外溢效应	单一门槛	-0.5979	35.02	0.007	24.7859	28.2151	33.2905
		双重门槛	-1.5585	17.05	0.109	17.3562	20.1491	25.6718
		三重门槛	-3.1191	10.04	0.928	29.9940	32.7495	43.9154

注: P 值和临界值均采用“自举法(Bootstrap)”反复抽样 1000 次得到。

由表 8 可知,无论是集中连片特困区还是非集中连片特困区,当绿色发展绩效为知识外溢效应的门槛变量时,其 F 统计量在单一门槛模型中显著,这说明知识外溢效应存在单一门槛特征,表明教育扶贫效果的发挥仅有一个门槛制约。由此构建单一面板门槛回归模型对中介变量知识外溢效应进行非线性分析,估计结果如表 9 所示。

表 9 面板门槛回归估计结果

集中连片特困区	回归系数	标准差	非集中连片特困区	回归系数	标准差
$\ln t f p(\ln g f i < t h r e s h o l d)$	-0.963***	(0.090)	$\ln t f p(\ln g f i < t h r e s h o l d)$	-0.253***	(0.027)
$\ln t f p(\ln g f i > t h r e s h o l d)$	-0.544***	(0.054)	$\ln t f p(\ln g f i > t h r e s h o l d)$	-0.213***	(0.024)
$\ln g f i$	0.122***	(0.045)	$\ln g f i$	0.164***	(0.031)
$(\ln g f i)^2$	-0.015	(0.011)	$(\ln g f i)^2$	-0.009	(0.008)
$\ln t e c$	0.191***	(0.028)	$\ln t e c$	0.197***	(0.013)
$\ln f d i$	0.099***	(0.014)	$\ln f d i$	0.079***	(0.007)
$\ln s c h o o l$	-0.012	(0.029)	$\ln s c h o o l$	-0.006	(0.015)
$\ln c e n t e r$	-0.059**	(0.024)	$\ln c e n t e r$	0.100***	(0.012)

注: threshold 为表 8 中测度的门槛值。

依据表 9 集中连片特困区回归结果,当绿色发展跨越拐点值后,知识外溢效应对减贫产生了显著的负向影响,其系数由-0.963降低为-0.544,表明集中连片特困区绿色发展引领的教育减贫成效呈现出边际递减特征。依据表 9 非集中连片特困区回归结果,绿色发展跨越拐点值后,知识外溢效应同样对减贫产生显著的负向影响,但其系数由-0.253降低为-0.213,同样表现为边际递减特征。这一结果与经验认知相悖,很大程度上是由于教育扶贫投入到产出需要一个较为漫

长的周期,即受到绿色引领的教育扶贫的时滞效应影响。绿色减贫初期阶段,教育扶贫会消耗大量生产要素,挤出在其他减贫方面的要素投入,表现出一种显著的负向影响;而当绿色发展达到一定程度后,教育扶贫提升了主体要素“人”的生计能力,使其能够有效适应情景要素的转化,提升了绿色发展的包容性,教育扶贫的正向促进作用愈发凸显。

由此可见,无论是集中连片特困区还是非集中连片特困区,绿色引领的教育扶贫成效均呈现出显著的边际递减趋势。但就递减幅度来看,集中连片特困区知识外溢效应边际递减幅度相对较大,表明集中连片特困区绿色引领的教育扶贫更多地受到绿色发展阶段影响,因此集中连片特困区绿色引领的教育扶贫需要长期且持续的投入,要从根本上提升贫困人口的生计能力,脱贫摘帽也并非扶贫工作的终点。而对于非集中连片特困区,也要重视绿色引领的教育扶贫对贫困人口的生计资本的改善作用,继续加大教育投入力度,防范贫困问题的代际相传,从根本上破解“贫困陷阱”。

六、结论与政策建议

集中连片特困区是中国扶贫攻坚的主战场,绿色发展是中国经济转型的必然选择,而绿色发展能否以及如何促进集中连片特困区减贫,对于实现我国全面建成小康社会和“美丽中国”建设目标至关重要。本文将非集中连片特困区作为集中连片特困区对照组进行对比分析,主要运用可持续生计框架中“人地关系地域系统”协调耦合视角研究中国集中连片特困区绿色发展对减贫的影响及其作用机制。以2001—2017年中国284个地级市面板数据为研究样本,选用空气流动系数、绿色词频占比及绿色发展绩效滞后项三个工具变量控制绿色减贫研究中的内生性问题,在2SLS模型下考察了集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展对减贫的影响。

本文得到了以下主要结论:(1)集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展对减贫影响均呈现倒“U”型曲线关系,表明绿色减贫具有阶段性特征。集中连片特困区绿色发展的减贫成效更为明显,而非集中连片特困区绿色发展对减贫影响由于存在时滞效应,绿色减贫成效相对不明显且效果显现较慢。这也说明在“后扶贫时期”,脱贫摘帽并不是扶贫工作的终点。为了防范返贫问题的发生,扶贫力度不能降低,同时要推动全面脱贫战略与乡村振兴战略有效衔接。(2)集中连片特困区与非集中连片特困区绿色发展均主要通过知识外溢效应影响减贫,这表明绿色引领的教育扶贫能直接作用于贫困人口,减贫成效更为显著。在绿色减贫过程中,需要持续加大对贫困地区的教育投入力度,提升贫困人口的生计能力,从根本上破解“贫困陷阱”。(3)在进一步的门槛效应检验中,发现知识外溢效应在集中连片特困区与非集中连片特困区均呈现出显著边际递减的趋势。这与常见教育扶贫成效相悖,很大程度上是由于教育扶贫具有时滞效应,成效显现需要一个漫长的周期,这也意味着绿色扶贫依然任重道远。

本文研究结论具有重要的政策意义:在中国日益强调经济绿色发展及扶贫步入“后扶贫时期”的大背景下,对于绿色发展与减贫的关系较为普遍的观点是认为绿色发展对减贫具有正向线性关系,即绿色发展必然会促进贫困问题的解决,这也导致一些地区重视绿色发展却忽视了对贫困问题的阶段性和异质性问题。本文证实了绿色发展能够促进减贫,但是也发现其具有阶段性和非平衡性特征,即贫困问题治理不能完全依赖绿色发展来解决。针对集中连片特困区与非集中连片特困区不同区域,合理调整政策以适应绿色发展对减贫的阶段性和非破坏性影响。一方面,要继续加大对集中连片特困区与非集中连片特困区教育扶贫投入力度,提升贫困人口人力资本,破解贫困陷阱的负向循环积累过程,避免贫困问题代际相传。另一方面,随着中国扶贫进入“后扶贫时期”,绿色减贫不能以脱贫摘帽为终点,要进一步与乡村振兴战略有效衔接,防范返贫问题的发生。

主要参考文献:

- [1]北京师范大学中国扶贫研究中心课题组. 论中国扶贫开发治理体系和治理能力建设[J]. *中国延安干部学院学报*, 2015, (1): 124-130.
- [2]陈诗一. 中国的绿色工业革命: 基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008)[J]. *经济研究*, 2010, (11): 21-34.
- [3]陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. *经济研究*, 2018, (2): 20-34.
- [4]邸乘光. 论习近平新时代中国特色社会主义思想[J]. *新疆师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2019, (1): 7-25.
- [5]丁建军. 中国 11 个集中连片特困区贫困程度比较研究——基于综合发展指数计算的视角[J]. *地理科学*, 2014, (12): 1418-1427.
- [6]傅鹏, 张鹏, 周颖. 多维贫困的空间集聚与金融减贫的空间溢出——来自中国的经验证据[J]. *财经研究*, 2018, (2): 115-126.
- [7]郭熙保, 周强. 长期多维贫困、不平等与致贫因素[J]. *经济研究*, 2016, (6): 143-156.
- [8]李江龙, 徐斌. “诅咒”还是“福音”: 资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长?[J]. *经济研究*, 2018, (9): 151-167.
- [9]厉以宁, 辜胜阻, 高培勇, 等. 中国经济学 70 年: 回顾与展望——庆祝新中国成立 70 周年笔谈(下)[J]. *经济研究*, 2019, (10): 4-23.
- [10]林伯强, 谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率[J]. *经济研究*, 2019, (2): 119-132.
- [11]刘彦随, 周扬, 李玉恒. 中国乡村地域系统与乡村振兴战略[J]. *地理学报*, 2019, (12): 2511-2528.
- [12]卢洪友, 杜亦譔. 中国财政再分配与减贫效应的数量测度[J]. *经济研究*, 2019, (2): 4-20.
- [13]孙久文, 张静, 李承璋, 等. 我国集中连片特困地区的战略判断与发展建议[J]. *管理世界*, 2019, (10): 150-159.
- [14]温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, (5): 731-745.
- [15]吴延兵. R&D 与生产率——基于中国制造业的实证研究[J]. *经济研究*, 2006, (11): 60-71.
- [16]游俊, 冷志明, 丁建军. 中国连片特困区发展报告: 2016-2017: 连片特困区扶贫开发政策与精准扶贫实践[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [17]张琦, 冯丹萌. 我国减贫实践探索及其理论创新: 1978-2016 年[J]. *改革*, 2016, (4): 27-42.
- [18]Barbier E B. Is green growth relevant for poor economies?[J]. *Resource and Energy Economics*, 2016, 45: 178-191.
- [19]Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [20]Bartik T J. Boon or boondoggle? The debate over state and local economic development policies[A]. Who benefits from state and local economic development policies?[C]. Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research, 1991.
- [21]Chen Z, Kahn M E, Liu Y, et al. The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88: 468-485.
- [22]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [23]Hering L, Poncet S. Environmental policy and exports: Evidence from Chinese cities[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(2): 296-318.
- [24]Merino-Saum A, Clement J, Wyss R, et al. Unpacking the green economy concept: A quantitative analysis of 140 definitions[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 242: 118339.
- [25]Morduch J. Poverty and vulnerability[J]. *The American Economic Review*, 1994, 84(2): 221-225.

Research on the Impact of Green Development on Poverty Alleviation: Based on the Comparative Analysis of Concentrated and Contiguous Poverty-stricken Areas and Non-concentrated and Non-contiguous Poverty-stricken Areas in China

Liu Yaobin^{1,2}, Zhuo Chong²

(1. *Research Center for Economic and Social Development of Central China, Nanchang University, Nanchang 330031, China*; 2. *Qianhu College, Nanchang University, Nanchang 330031, China*)

Summary: Concentrated and contiguous poverty-stricken areas (CCPAs) are the main battlefield of poverty alleviation in China. Green development is an important measure of targeted poverty alleviation in China. How green development can promote poverty alleviation in CCPAs is related to the policy trend of China's future modernization.

This paper provides a comparative analysis for the CCPA group and the non-concentrated and non-contiguous poverty-stricken area (NNPA) group based on the 2001-2007 panel data of 284 prefectural-level cities constituted by CCPAs and NNPA. And we refer the sustainable development livelihood framework to study the poverty alleviation effect and mechanism of green development. Furthermore, this paper chooses two variables, the air ventilation coefficient and the word frequency of green development in the government working report, as the instrumental variable (IV) for green development, which in turn allows us to estimate the influence of green development on poverty alleviation in the econometric framework of two-stage OLS (2SLS).

The results indicate that: (1) The impact of green development on poverty alleviation in both CCPAs and NNPA is marked by an inverted U-shaped curve. However, compared with NNPA, both the effect of green poverty alleviation and the effect of transformation are more significant in CCPAs. (2) Green development affects poverty alleviation mainly through the knowledge spillover effect in both CCPAs and NNPA, indicating that the green-led education poverty alleviation can directly affect the poor, which is an important measure to promote poverty alleviation. (3) We find a significantly diminishing marginal effect between knowledge spillover effect and poverty alleviation, but the diminishing marginal effect in CCPAs is more obvious than that in NNPA. The results imply that the government should continue to increase investment in education in CCPAs and NNPA, and connect green poverty alleviation with the strategy of rural vitalization efficiently in the post-poverty alleviation period, leading to the modernization of China. This paper contributes to the literature in the following two ways. First, this paper focuses the research objects of poverty alleviation on CCPAs, highlighting the uniqueness of China's poverty problem. Second, we take the air ventilation coefficient and the word frequency of green development in government working report as instrumental variables of green development to further control for the endogeneity problem and obtain robust results.

Key words: green poverty alleviation; air ventilation coefficient; word frequency of green development; sustainable development livelihood framework; concentrated and contiguous poverty-stricken areas

(责任编辑 顾 坚)