

长期减贫的未雨绸缪

——来自扶贫改革试验区的证据*

张楠 张栋浩 李建军 卢洪友

内容提要: 巩固脱贫成果和解决相对贫困是 2020 年后中国长期减贫面临的主要挑战,为此东部地区率先进行了实践创新。本文以 2003—2016 年中国东部 80 个地级市的数据为样本,利用扶贫改革试验区的设立作为准自然实验,使用合成控制法识别了试验区政策的减贫效应、影响机制及作用渠道。结果显示:政策的实施显著实现了收入减贫与多维减贫,即农户收入得到提高和跌入多维贫困概率降低;丽水试验区的减贫效果最明显,阜新和清远的减贫效果一般;试验区内家庭的各类收入增加,贫困脆弱性和慢性贫困降低。进一步分析表明,减贫效果差异的宏观影响机制是包容性增长,政策主要通过保险覆盖、金融参与和社会网络等渠道对农户增收和减贫产生间接影响。本文的结论对于制定差别化扶贫政策、创新贫困监测机制、构建多元协同扶贫机制以及建立城乡统筹反贫困体系都有重要参考价值。

关键词: 扶贫改革试验区 多维减贫 贫困脆弱性 合成控制法

作者简介: 张楠,西南财经大学财政税务学院副教授 611130;

张栋浩,西南财经大学保险学院讲师 611130;

李建军,西南财经大学财政税务学院副院长、教授 611130;

卢洪友,武汉大学经济与管理学院教授 430072。

中图分类号: F124.7 文献标识码: A 文章编号: 1002-8102(2020)03-0020-15

DOI:10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20200313.001

一、引言

党的十八大以来,中国政府致力于践行共享发展的新理念,将消除贫困、改善民生、逐步实现共同富裕作为重要使命,大力实施精准扶贫精准脱贫基本方略。2013—2018 年,农村贫困人口累计减少 8239 万人,易地扶贫搬迁 1110 万人,贫困发生率从 2012 年底的 10.2% 下降至 2018 年底的 1.7%,贫困地区农村居民人均可支配收入增长到 10371 元,2019 年将继续减少农村贫困人口 1000

* 基金项目:国家社会科学基金青年项目“基于流动人口多维贫困治理的财政扶贫机制优化研究”(18CJY053);教育部人文社科青年项目“金融普惠与脱贫质量——基于贫困脆弱性和多维贫困视角的研究”(19YJC790180)。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。张楠电子邮箱:zhangnan@swufe.edu.cn。

万人,实现300个贫困县摘帽,反贫困事业取得巨大成就。^①一个不可争辩的事实,中国必将在2020年完成“农村人口全部脱贫,贫困县全部摘帽,解决区域性贫困”的宏伟目标。我们成功走出一条符合国情的大国扶贫开发之路,也为2015年习近平主席同各国领导人一致通过的《变革我们的世界:2030年可持续发展议程》描绘的世界梦贡献了中国减贫智慧。

面对举世瞩目的减贫成效,中国政府并没有停下脚步,在取得脱贫攻坚战阶段性胜利后,进一步提出巩固拓展脱贫成果、建立解决相对贫困的长效机制。2020年后,中国将步入全面建成小康社会的发展阶段,届时绝对贫困向相对贫困转变,农村贫困向城乡贫困并存转变,收入贫困向教育、医疗、住房等多维贫困转变。对于未来长期减贫面临的新困难和新挑战,中国政府未雨绸缪,在东部地区进行了扶贫改革创新,以期为进一步建立高质量减贫标准体系、兼顾农村贫困和城市贫困、防范深度贫困地区返贫、加强内生发展动力等扶贫开发工作提供经验证据。

由于区域发展阶段不同,在中西部地区着力解决绝对贫困时,东部地区已经于2013年基本消除了绝对贫困,进入缓解相对贫困、防范返贫风险的新阶段(左常升,2016)。2019年全国两会期间,国务院扶贫办刘永富主任表示,东部9省市中已经有8个省市没有国家标准的贫困人口。^②面对东西部区域间的不同贫困特征,2013年国务院扶贫开发领导小组在浙江省丽水市、辽宁省阜新市、广东省清远市设立第一批扶贫改革试验区,又于2015年在福建省三明市、江苏省宿迁市、山东省淄博市设立第二批试验区。扶贫改革试验区的设立是为了突破传统扶贫开发体制机制障碍,形成区域发展与扶贫开发良性互动的新格局,力争构建一个规范、完整、激励相容的多层次扶贫体系,从而完成缓解相对贫困、缩小发展差距、实现共同富裕的新任务。

然而,扶贫改革试验区的增收效应、多维减贫效应以及贫困脆弱性减缓效果,缺乏实证上的准确测度与客观评判。辖区内农村居民收入的提高和跌入多维贫困陷阱概率的降低在多大程度上来自扶贫改革试验区设立的影响,其减贫的内在机理和传导机制是什么?各个试验区相应的扶贫创新制度有何不同,政策效果是否存在异质性?试验区的经验是否可以为2020年后长期减贫方案提供指导,进而形成可持续发展的扶贫模式?这一系列问题涉及贫困监测机制、社会扶贫模式、乡村振兴、统筹城乡发展等诸多重大扶贫战略,科学的评估不仅有益于分析不同地区在防范返贫风险和守住脱贫成果时应该做什么以及采取什么方式更为有效,还能为新时代提高扶贫开发水平和完善国家扶贫战略提供可靠方案。

因此,本文将扶贫改革试验区的设立作为准自然实验,旨在分析“扶贫改革试验区是否产生了政策效果”和“不同的政策设计及其不同的实施条件对减贫的影响有何差异”这两个关键问题,全面评估试验区的收入效应、减贫效应、影响机制和作用渠道。相对于既有研究而言,本文可能的边际贡献在于:(1)对扶贫改革试验区的政策效果及传导机制进行了实证检验,弥补了现有文献多是研究中西部扶贫政策而缺少东部减贫策略的不足,拓展了区域扶贫领域的研究;(2)在指标选择和估计方法上,构建了多维减贫、贫困脆弱性与慢性贫困等贫困动态识别指标,使用合成控制法和双重差分法分别从城市和家户两个层面识别出政策效应,为扶贫改革试验区的政策完善与实践推广提供了实证证据和理论指导;(3)探讨各扶贫改革试验区的减贫效果差异及其背后存在的影响机制,深入分析扶贫创新政策的作用渠道,进而为2020年后的中国扶贫策略提供新思路。

① 中华人民共和国国家统计局《2018年全国农村贫困人口减少1386万人》<http://www.stats.gov.cn> 2019年2月15日。

② 新浪新闻《扶贫办主任刘永富:2019年再减少1000万贫困人口》<http://news.sina.com.cn> 2019年3月7日。

二、文献评述与制度背景

(一) 文献评述

反贫困是一个全球性挑战,完全依靠经济增长并不能自发地解决贫困问题,穷人可能无法分享到高增长的收益(Ravallion 和 Jalan, 1999)。为了缓解和消除贫困,世界各国政府在政策设计和工具运用上进行了多种尝试,国内外学者围绕相关主题也进行了多层次、多角度的深入研究,以寻找摆脱贫困的“灵丹妙药”。

1. 扶贫工具的实施效果

根据靶向区域的经济地理特征,各国政府通常选择运用教育扶持、信贷优惠、就业帮扶和基础设施建设等多种政策工具组合推动地区反贫困事业(Ferraz 等 2012; Khandker 和 Koolwal 2016)。在越南和印度,非农就业补助提升了弱势群体的人力资本,在带动贫困人口收入脱贫和减少贫困脆弱性方面效果显著(Imai 等 2015)。在美国连片特困地区阿巴拉契亚,教育和社会保障的扶贫效果不佳,减贫主要依赖产业多样性和知识多样性(丁建军等 2016)。

由于农村贫困在沿海与内陆之间具有巨大差异,加快内陆地区减贫是国际组织帮助中国扶贫的主攻方向。比如,联合国国际农业发展基金(IFAD)从1981年开始积极参与中国农村减贫事业,将资金补助瞄准西北、西南和中部20多个省份的贫困地区,在增加农户收入、保障粮食安全和提高抵御自然灾害能力等方面做出重要贡献(帅传敏等 2016)。世界银行1995年在广西、贵州和云南开展了西南项目(SWP),覆盖3个省份1800多个贫困村,主要为当地家庭提供贷款和有条件的现金转移支付(Chen 等 2009)。

中国政府采用的扶贫工具以财政手段为主,包括转移支付、税收优惠、产业发展以及基础设施建设等方式。卢盛峰等(2018)基于中国健康与营养调查的数据研究发现,政府转移支付具有较好的“精准扶贫”效果,能够促进居民收入再分配公平。在税收政策方面,大规模的减税降费能让穷人获益更多(张楠等 2019)。黄志平(2018)发现国家级贫困县可以通过产业结构优化持续带动经济发展,政府建设投入需向产业扶贫开发倾斜。谢申祥等(2018)更是指出,农村基础设施的可获得性对减贫具有正向影响。

2. 区域瞄准计划的减贫效应评估

在扶贫实践中,中国政府主要通过区域瞄准的方式开展扶贫工作。1986年国务院贫困地区经济开发领导小组成立,确定了一批国定和省定贫困县以安排专项扶贫资金(Chen 和 Ravallion 2010)。^①1994—2010年《国家八七扶贫攻坚计划》将592个国家贫困县作为主要扶持对象,扶贫投资以贫困县为基本瞄准单位(汪三贵等 2007)。2011年《中国农村扶贫开发纲要(2011—2020年)》确定了14个连片特困地区,瞄准策略从贫困村过渡到贫困家庭与贫困人口。

关于区域瞄准计划的实际减贫效果,相关研究结论并不一致。Park 等(2002)运用双重差分法评估“八七扶贫攻坚计划”,发现农民人均收入在1992—1995年增长了0.91%。毛捷等(2012)也认为该计划有效缓解了农村贫困,温饱问题基本得到解决。李绍平等(2018)基于2079个区县的面板数据,证实设立集中连片特困地区能够促进经济发展。部分研究发现区域扶贫政策的长期效果不确定。Meng(2013)利用RD方法再次检验了“八七扶贫攻坚计划”,发现长期减贫效应并不显著。王艺明和刘志红(2016)基于贵州、甘肃、内蒙古及河北4个省份的县级数据,研究认为“八七

^① 到1992年底确定的国家级贫困县有331个,省级贫困县有368个。

扶贫攻坚计划”对贫困县农民增收的长期影响不稳定。

相比于中西部区域扶贫研究,关注东部地区扶贫改革试验区的文献十分有限。左停等(2017)对比了6个扶贫改革试验区精准扶贫创新措施,认为只有多样化的扶贫措施供给才能保障扶贫的精准性和长期性。李卓和左停(2018)基于扶贫改革试验区Z市典型案例,分析了资产收益扶贫的减贫机理与实践困境。张国建等(2019)评估了辽宁扶贫改革试验区的经济增长效应,对政策引致的溢出效应和传导机制进行了分析。

综上所述,已有部分研究对扶贫改革试验区的实施基础、运行机制和地方经验进行了阐述,但也存在不足之处。评估试验区对减贫影响的实证研究“凤毛麟角”,试验区的扶贫机制运行机理仍隐讳于理论阐述之中。尤其是在中国经济进入新常态、扶贫开发进入新时期的双重背景下,客观和精准评价扶贫改革试验区政策效果,对2020年脱贫攻坚完成后的减贫战略前瞻具有重要意义。

(二) 扶贫改革试验区的实践经验

在中西部地区,政府实施了西部大开发战略、振兴东北战略、东西部扶贫协作和对口支援,旨在缩小区域间发展不平等(刘瑞明、赵仁杰,2015)。在更为精准的区域扶贫策略上,中央政府确立了592个国家级扶贫工作重点县、11个集中连片特困地区和“三区三州”深度贫困地区,作为扶贫攻坚冲刺期的主战场。与中西部地区扶贫主要依赖“输血式”中央财力支持不同,东部地区整体贫困主要通过“造血式”内生性发展解决。2000年中央调整扶贫开发的事权划分,中部和西部地区的减贫事宜明确由中央政府负责,东部6省减贫任务主要由地方政府自己负责。至此,中国扶贫开发的区域瞄准策略实质上演化为两大类型:一类是由中央主导的中西部地区的扶贫开发;另一类是由东部地区自主主导的扶贫开发。

东部区域扶贫主要依托扶贫改革试验区。2013年国务院扶贫开发领导小组印发《关于设立扶贫改革试验区的意见》,并于2013年和2015年分别确定在丽水市、阜新市、清远市以及宿迁市、三明市、淄博市设立扶贫改革试验区。试验区建设突出“扶贫”“创新”“发展”主题,包含扶贫资金管理、产业扶贫、金融扶贫、社会参与扶贫等多方面探索,强调政府、企业和社会三个治理主体共同参与、协调合作监督。试验区坚持开发式扶贫方针,通过推进扶贫方式的创新,提升扶贫对象自主发展能力,努力构建成果共享的发展新模式。

由于扶贫面临“一城一地”的困难与复杂性,各个扶贫改革试验区还创建了具有自己特色的扶贫开发新模式。比如,丽水市强调金融互助扶贫和低收入人群发展机会公平,实施建立“政银保”“爱心卡”扶贫信贷和村级互助基金,辅以“户籍改革居民证+社员证双证保权益”和“宅基地村级流转保收益”的配套措施。阜新市以“三保险”扶贫和社区村民合作扶贫为特色,构建了“政银保+医疗保+人身保”的风险防范体系,推动“企业+基地+农户”的帮扶模式。清远市在整合涉农资金和提升贫困社区自我服务方面做出更多努力,推进建立“一池一库六类别”涉农资金管理模式,设立“三年扶贫开发资金”用于产业、就业、金融和资产收益扶贫,推动农村集体产权制度和村民参与式管理自治改革。第二批扶贫改革试验区中,宿迁市的特色扶贫模式是多层次就业扶贫与社会政策领域组合扶贫,淄博市推动了参与式资产扶贫与“精准扶贫+养老”模式扶贫,三明市建立了沙县小吃产业扶贫和多方式生态扶贫。

三、研究方法、变量说明与数据来源

(一) 研究方法

本文利用 Abadie 和 Gardeazabal(2003)提出的合成控制法(SCM)开展研究,将对照组进行加

权组合构造出与处理组极其相近的反事实合成组,通过对比政策实施后处理组与合成组的差异来模拟政策影响。假定观察到 $J+1$ 个地区 T 期的贫困状况 Y_{it} ,其中,第一个地区是处理组,在 T_0 期获批为扶贫改革试验区并持续受到政策影响,剩余的 J 个地区为不受试验区影响的对照组。将 $Y_{it}^N (i=1, \dots, J+1, t=1, \dots, T)$ 定义为第 i 个地区在第 t 年末成立试验区时的贫困状态, $Y_{it}^A (i=1, \dots, J+1, t \in \{T_0+1, \dots, T\})$ 是成立试验区后第 i 个地区在第 t 年的贫困状态,当 $t \in \{1, \dots, T_0\}$ 时,满足 $Y_{it}^A = Y_{it}^N$ 。引入虚拟变量 D_{it} ,当地区 i 在时刻 t 受到政策干预时, $D_{it} = 1$,否则 $D_{it} = 0$,故地区 i 在时刻 t 的结果变量可以表示为 $Y_{it} = Y_{it}^N + \alpha_i D_{it}$,其中 α_i 代表第 i 个地区在 t 时刻受试验区影响的政策效应。对于 $t > T_0$,政策效应可以表示为 $\alpha_i = Y_{it}^A - Y_{it}^N = Y_{it} - Y_{it}^N$,由于 Y_{it}^A 可以被观测到,要估计 α_i 仅需估计出 Y_{it}^N 即可:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta Z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中 δ_t 是时间固定效应, Z_i 表示可观测的不受政策影响的 $r \times 1$ 维向量, θ 是未知系数向量, $\lambda_t \mu_i$ 为不可观测的互动固定效应, λ_t 为 $1 \times F$ 维不可观测的“共同因子”向量,代表时间固定效应, μ_i 为 $F \times 1$ 维因子载荷,代表地区固定效应。 ε_{it} 是独立于个体与时间的随机扰动项,反映在地区层面上未观测到的短暂冲击。

为估计 Y_{it}^N ,合成控制法设立 $J+1$ 权重向量 $W = (w_2, \dots, w_{J+1})'$,其中 $w_i \geq 0 (i=2, \dots, J+1)$ 且 $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ 。权重向量 W 为对照组的加权平均,每一个特定的取值代表一种潜在的合成控制,从而得出:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{jt} \tag{2}$$

假定存在一组权重向量 $W^* = (w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)'$,满足:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = Y_{1t}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = Y_{1t}, \dots, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt_0} = Y_{1t_0}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j = Z_1 \tag{3}$$

若 $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t \lambda_t'$ 是非奇异的,Abadie 等(2010)证明了如下等式:

$$Y_{it}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t (\sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n \lambda_n')^{-1} \lambda_s' (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{1s}) - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t}) \tag{4}$$

在此假定下,式(4)趋近于0。因而,对于 $t \in \{T_0+1, \dots, T\}$,可以使用 $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$ 作为 Y_{it}^N 的无偏估计来近似 Y_{it}^N ,则政策效应为:

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \tag{5}$$

在实践中很难找到权重使得上述等式拟合数据完全与实际数据相等,因而求解最佳的权重向量 W^* 是关键。令 $Y_j = (\bar{Y}_j \setminus \bar{Y}_j)$ 为第 j 个地区的 $T \times 1$ 维产出向量, $Y_0 = (\bar{Y}_0 \setminus \bar{Y}_0)$ 为所有潜在控制组地区 ($T \times J$) 维产出矩阵,其中 \bar{Y}_j 与 \bar{Y}_0 分别代表干预前的变量,同理 \bar{Y}_j 与 \bar{Y}_0 代表干预后的变量。 i 地区获批为扶贫改革试验区前的结果变量线性组合为 $\bar{Y}_i^K = \sum_{s=1}^{T_0} k_s Y_{is}$,其中 $K_M = (k_1, \dots, k_{T_0})$ 为 $T_0 \times 1$ 维行向量。界定 $X_1 = (Z_1'; \bar{Y}_1^K; \dots, \bar{Y}_1^{K_{T_0}})$ 为 $k \times 1$ 维列向量,反映处理组的事前特征,其中 $k = r + M$ 。类似地,定义 X_0 为 $k \times J$ 维矩阵,反映潜在对照组的事前特征,则 X_1 和 $X_0 W$ 的距离表示为:

$$\|X_1 - X_0 W\|_V = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)} \quad (6)$$

其中 V 为 $k \times k$ 的对称半正定矩阵,表示事前特征变量的相对重要性。合成控制法的估计旨在寻求最佳的 W^* 和 V^* ,使得 X_1 和 $X_0 W$ 的距离 $\|X_1 - X_0 W\|_V$ 最小化。虽然对于任意 V 的选择估计都是有效的,但 V 的选择会影响估计的均方根误差。因此,在 MSE 最小化下,确定最优 V^* ,得到最优控制组权重组合 W^* ,从而使合成路径尽可能接近实际路径。

(二) 变量说明

农民收入持续增加和可行能力提高是巩固脱贫成果、解决相对贫困的保证。Sen(1976)认为,可行能力不仅包括收入增长,还包括教育、健康和生活质量等权利获得。相比于收入贫困,多维贫困能够更好地反映贫困群体的内生发展动力,有利于提高脱贫质量和降低返贫风险。借鉴其思路,本文将收入贫困的简单测度扩展到基于公理方法、福利方法的多维贫困测度标准,以收入减贫和多维减贫衡量扶贫改革试验区政策的有效性。

具体而言,利用农村居民人均收入作为收入减贫指标,宋扬和赵君(2015)印证了劳动收入对一个家庭脱贫的重要性,农民收入越高表明试验区的收入减贫效果越好。其次,利用地级市数据构建地区多维减贫指数,反映地区内农民摆脱多维贫困的可能性。中国家庭多维贫困状况的衡量通常选取教育、健康、医疗、生活质量等指标(郭熙保、周强,2016)。郑长德和单德朋(2016)从致贫原因入手,从机会和风险视角选择地区层面各贫困维度替代个体多维贫困。延续其思路,结合数据可得性,本文选择农业发展机会、信息获取机会、产业关联机会、教育发展机会、金融发展机会、医疗卫生服务等共6个维度9个指标,构建地区多维减贫指数。传统多维贫困指数在分项贫困指标加总之前,多是通过阈值设定的哑变量将人群划分为“贫困”和“非贫困”两种状态,忽略了现实中多维剥夺并非严格的非此即彼,可能存在“接近于贫困”“容易变为贫困”“远离贫困”等多种状态。为此,本文采用潜类别模型中的因子分析法构建综合性的多维减贫指数,指数越大表明经济机会、风险管理以及教育医疗服务越好,辖区内农村居民摆脱多维贫困的概率越大。

为得到最优的合成控制对象,本文还加入经济因素、社会因素、人口特征、地理条件等外生环境作为预测控制变量,包括财政支出、固定资产投资、商品销售、外商投资、工业产值、邮政规模、人口密度、城市温度、降水量以及坡度等。金额类指标采用GDP平减指数进行物价消胀处理,确保价格上的可比性。

(三) 样本选择与数据说明

为了避免国家级贫困县、集中连片特困地区和三区三州等中西部区域扶贫政策的干扰,本文选择2003—2016年中国东部地区80个地级市的平衡面板数据为初始样本,在6个扶贫改革试验区中,2015年设立的扶贫改革试验区在样本中时间较短,难以评估政策效果,本文主要分析丽水市、阜新市和清远市试验区的减贫效应。选择东部地区未设立扶贫改革试验区的77个地级市作为对照组,处理组为丽水市、阜新市和清远市。农村居民人均收入数据来源于各省份统计年鉴,城市平均温度、降水量和坡度数据来源于寒区旱区科学数据中心和CRU TS数据集,其余数据来源于《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

四、实证结果分析

(一) 基本估计结果

图1~图3分别汇报了三个城市实际与合成的减贫指数,其中实线代表实际减贫指数,虚线代

表合成减贫指数,垂直虚线代表扶贫改革试验区设立的起始年份。结果显示,在垂直虚线左侧,不管是使用收入减贫指数还是多维减贫指数作为评估变量,各试验区与其合成组路径高度重合,差异度极小,表明“反事实”合成对象很好地拟合了政策实施前的收入贫困与多维贫困状况。在垂直虚线的右侧,实际路径与合成路径出现偏离,二者的差值即为扶贫改革试验区的减贫效果。

丽水试验区成立后,实际减贫指数与合成拟合值大幅偏离(见图1),二者呈现“喇叭状”分布,意味着与没有设立扶贫改革试验区相比,丽水试验区显著提高了农民收入和摆脱多维贫困的可能性。在时间趋势上,丽水试验区起到了“立竿见影”的扶贫作用,试验区设立的第一年效果最为明显,随后减贫效应逐渐放缓,政策实施效果演化为稳定减贫状态。

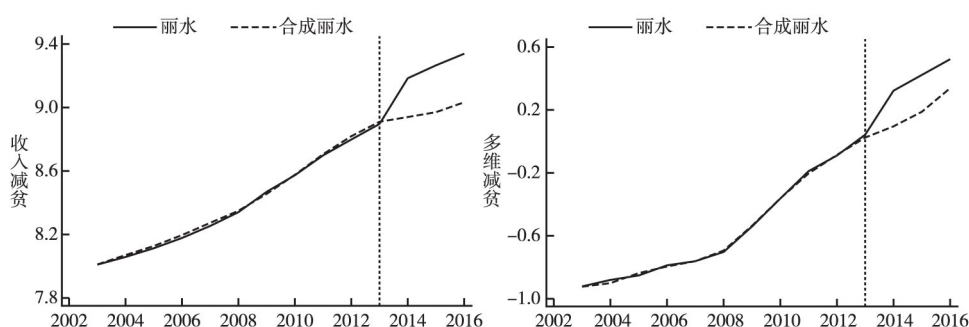


图1 丽水扶贫改革试验区的政策效果

图2所示,阜新试验区政策实施后,农民收入实际值略高于合成拟合值,短期减贫效应较为稳定,长期政策效果具有减小趋势。阜新多维减贫指数的实际值也高于合成拟合值,并且该差异在长期内更为明显,表明穷人脱离贫困陷阱的可能性不断增大。

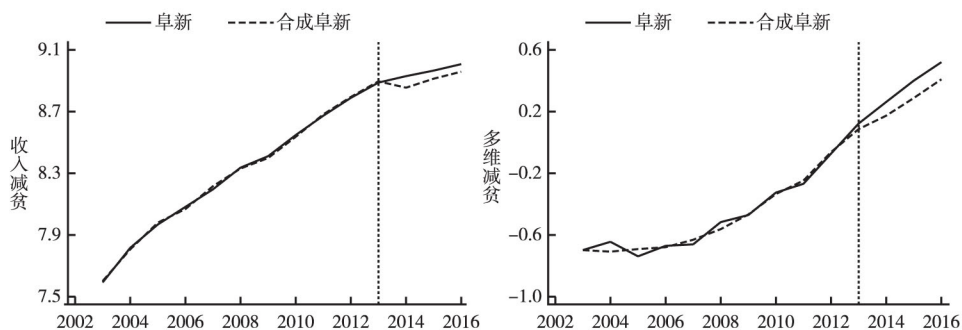


图2 阜新扶贫改革试验区的政策效果

图3所示,清远试验区设立一年后,清远农民实际收入与合成收入非常接近,从2015年开始二者才出现偏离,说明试验区的增收效应存在滞后性。清远试验区的多维减贫效应呈现先增大后减小的趋势,表明试验区在短期内具备多维减贫效应,而在长期内多维减贫效应有所减弱。

由以上结果可知,扶贫改革试验区对农民收入增加和多维减贫产生了明显的促进作用。不同试验区的政策效果显现出区域差别,不管是收入减贫还是多维减贫,丽水试验区的政策效果最为明显,阜新试验区和清远试验区的短期减贫效应相对平稳、长期效应逐渐减弱。表1汇报了试验

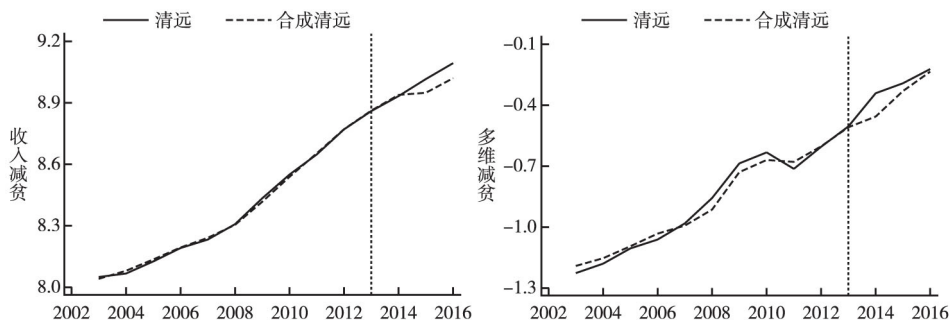


图3 清远扶贫改革试验区的政策效果

区设立的收入减贫效应与多维减贫效应,丽水试验区的农民人均收入增长率与多维减贫指数增长率最高,收入与多维的减贫效应下限分别达到了2.74%和54.48%。

比较各扶贫改革试验区政策,丽水市设计了更多扶贫开发的激励机制,把明晰产权作为基础工作,促使扶贫对象提升自我发展能力,有利于长期减贫。比如,丽水试验区通过探索土地承包经营权、宅基地使用权和山林承包权的“三权”抵押模式,赋予农民更加完整的财产权利,提高了农户融资能力和生产积极性。推进集体经济组织资产折股到户的集体产权改革,建立农村产权流转网上交易平台和地理信息系统,从而强化了丽水市合作经济的性质。

表1 扶贫改革试验区的减贫效应 单位: %

类别	指标	丽水	阜新	清远
收入减贫	年均农民人均收入增长率	3.14	0.66	0.50
	中位减贫效应	3.29	0.59	0.78
	减贫效应下限	2.74	0.55	0.75
多维减贫	年均多维减贫指数增长率	138.71	39.12	14.09
	中位减贫效应	124.51	39.08	11.64
	减贫效应下限	54.48	27.19	5.44

注:增长率=(城市实际值-合成控制对象值)/合成控制对象值,年均增长率=政策实施后各年减贫指数增长率平均值;中位减贫效应为减贫指数增长率的中位数;减贫下限效应为最低减贫指数增长率。

(二) 有效性检验

1. 安慰剂检验法

构造合成控制组时,得到处理组城市的最优权重组合。当评估变量为收入减贫指标时,丽水市和清远市的最相似城市为汕尾市,阜新市的最相似城市为朝阳市;当评估变量为多维减贫指标时,丽水市的最相似城市为潮州市,阜新市和清远市的最相似城市仍分别为朝阳市和汕尾市。图4~图6汇报了虚假实验结果。各虚假城市收入减贫指数的实际路径与合成路径高度重合,说明即便是极为相似的城市,如果未设立扶贫改革试验区,就不存在相应的收入减贫效应。各虚假城市的多维减贫指数在政策实施前的拟合效果不理想,可以认为虚假城市没有多维减贫效应。

2. 排列序检验法

该方法假设所有控制组城市在2013年均设立了扶贫改革试验区,比较丽水、阜新、清远实际产

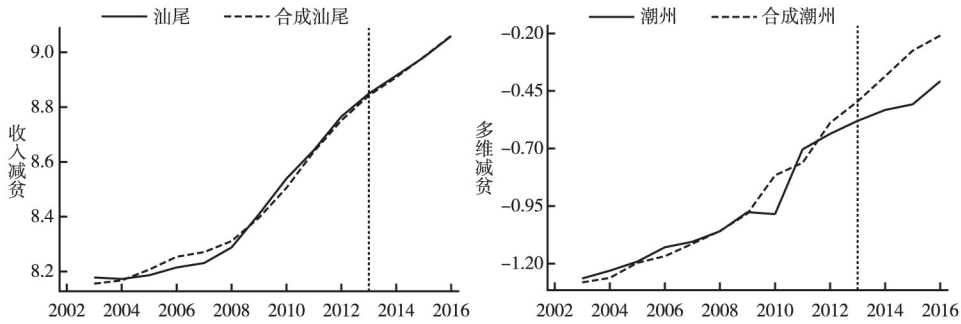


图4 汕尾市与潮州市虚假实验(丽水市最相似城市)

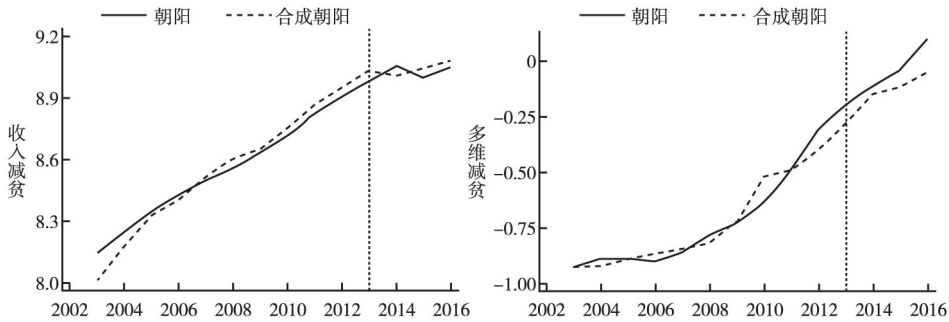


图5 朝阳市虚假实验(阜新市最相似城市)

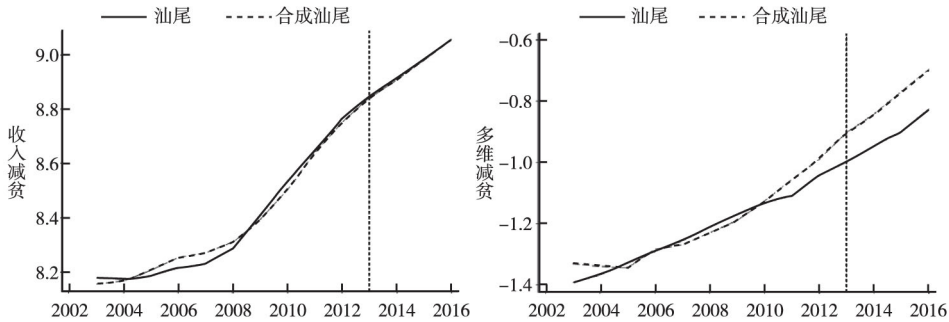


图6 汕尾市虚假实验(清远市最相似城市)

生的政策效果和控制组城市假设情况下产生的政策效果。采用 Abadie 等(2010)提出的 RMSPE 衡量一个城市与其合成控制对象之间的拟合程度,RMSPE 值越大,表明实际值与合成值的差距越大。如果政策效果是显著的,最理想的情况是政策实施前处理组的 RMSPE 尽可能小,而政策实施后的 RMSPE 尽可能大。

图7显示了丽水试验区与其控制组的收入减贫与多维减贫指数的差值分布,黑色实线表示丽水市,灰色虚线表示控制组城市。2013年之前,丽水与其他城市的减贫指数变动的差距并不大,但扶贫改革试验区设立后,丽水与其他城市的差距开始拉大,图中实线分布于大多数城市的外部。计算2013年前后的 RMSPE 比值,无论是收入减贫还是多维减贫,都只有一个城市的 RMSPE 比值大于丽水市,即丽水试验区的收入减贫效应和多维减贫效应分别在 2.56%和 2.74%的统计水平上

显著为正。^① 阜新与清远的排列序检验结果相对一般,这与前文结论相一致,即阜新和清远试验区的减贫效果小于丽水试验区。

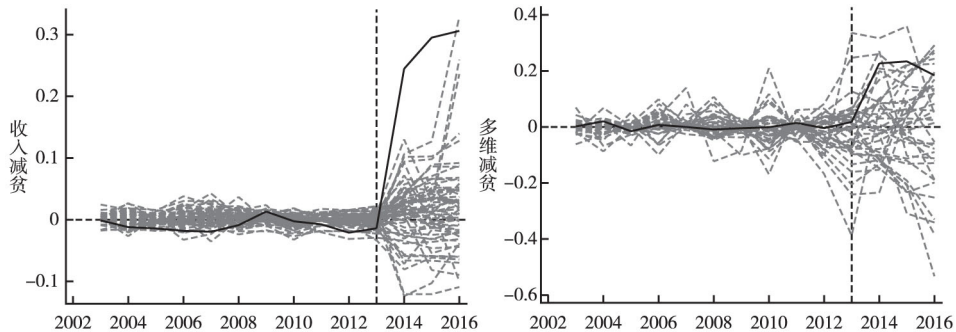


图7 汕尾市与潮州市虚假实验(丽水市最相似城市)

(三) 稳健性检验

1. PSM-DID 估计方法

与工具变量法等方法相比,倾向得分匹配的双重差分法可以更好地控制观测和非观测因素的影响,进而能更有效地校正选择性偏差(Caliendo和Kopeinig,2008)。其中,PSM用于处理样本偏差问题、DID通过差分解决内生性问题而分离出“政策处理效应”。检验发现PSM匹配后的样本满足条件独立分布假设和平行趋势假设,说明该方法运用合适。表2汇报了估计结果,无论采用何种匹配法,还是考察收入或多维减贫效应,试验区虚拟变量与政策实施前后时间虚拟变量的交叉项均显著为正。

表2 PSM-DID 稳健性检验

	最近邻匹配法		半径匹配法		核匹配法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	收入减贫	多维减贫	收入减贫	多维减贫	收入减贫	多维减贫
<i>DID</i>	0.144 *** (0.02)	0.146 *** (0.05)	0.138 *** (0.03)	0.127 ** (0.06)	0.152 *** (0.03)	0.119 ** (0.06)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Within R ²	0.976	0.952	0.982	0.956	0.976	0.955
观察值	154	154	112	112	140	140

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为稳健标准误。下同。

2. 利用住户调查数据检验

本部分使用的数据来自西南财经大学中国金融调查与研究中心2013年和2017年的中国家庭

^① 收入减贫指数作为评估变量时,样本城市为78个,只有一个城市政策前后RMSPE比值大于丽水,显著性水平可以认为是2.56%(2/78=0.0256);多维减贫指数作为评估变量时,样本城市为73个,也只有一个城市政策前后RMSPE比值大于丽水,显著性水平可以认为是2.74%(2/73=0.0274)。

金融调查(CHFS)数据。该调查分别于2013年和2017年的7月至8月完成,为本文研究2013年扶贫改革试验区的设立提供了绝佳的时间窗口。为了排除中西部扶贫政策干扰,仍然选择东部6省的家户样本,考虑到前后两次调查的不平衡可能导致估计结果偏误,将原样本处理为平衡面板数据。在识别策略上,我们采用倍差法来开展检验分析。构造时间虚拟变量,2013年和2017年的家户样本分别表示扶贫改革试验区设立前、后的时期,构造地区虚拟变量,在试验区内的家户视为处理组,否则为控制组,通过时间和地区两种虚拟变量的交互项识别家庭收入与贫困是否受到试验区设立的影响。

选择家户的市场性收入、劳动性收入、政府性转移收入,以及贫困脆弱性、慢性贫困作为被解释变量。市场性收入包括劳动性收入、财产性收入和投资性收入,劳动性收入包括工资薪金收入、农业净收入和工商业净收入,政府性转移收入是家庭获得的政府各种补贴。贫困脆弱性表示家庭未来发生贫困的概率,借鉴Chaudhuri等(2002)的方法,采用三阶段可行广义最小二乘法估计,并进一步计算慢性贫困。控制变量包括净资产、人口规模等家庭特征变量和户主年龄、性别、受教育程度、健康状况等个体特征变量,全部金额类指标取对数。

从表3模型(1)~(3)的回归结果看,试验区政策实现了家庭收入的“开源”,能够显著提高市场性收入、劳动性收入和政府性转移收入。试验区的增收效应并不单单只是因为政府对辖区内居民提供更多补助,还在于提升了开发脱贫能力,使家庭增加了市场性收入和劳动性收入,说明试验区创新式扶贫手段带来了劳动激励效应和“扶智扶志”效果,而这恰恰是长期减贫的力量源泉。模型(4)、(5)中试验区设立对贫困脆弱性和慢性贫困的影响分别为-0.026和-0.031,家庭未来发生贫困的可能性降低,表明东部地区的扶贫改革能够有效防范已经脱贫的家庭返贫,有利于巩固脱贫成果、保证脱贫机制的长效性。

表3 扶贫改革试验区对家户收入和贫困的影响

	家户收入指标			家户贫困指标	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	市场性收入	劳动性收入	政府性转移收入	贫困脆弱性	慢性贫困
<i>DID</i>	0.660*** (0.078)	1.768*** (0.097)	1.330*** (0.126)	-0.026*** (0.005)	-0.031* (0.017)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Within R ²	0.449	0.446	0.227	0.932	0.899
观测值	6944	5332	1794	7308	7308

注:括号内标准误(cluster)在城市层面。

处理组和对照组间的事前平行趋势,是运用双重差分法的前提假设。但城市设立扶贫改革试验区的选择并非随机,我们用三种办法缓解可能存在的内生性问题。一是根据合成控制法找到与试验区相似的其他地级市,将CHFS数据中属于这些相似地级市(葫芦岛市、抚顺市和宁德市)的家户当作处理组进行安慰剂检验。二是选择改革前后受到试验区扶贫政策影响程度相同的组别,随机定义其中一半样本为“伪处理组”,另一半样本为“伪对照组”,如果交互项系数不显著,说明受影响相同的组不存在显著不同的时间趋势,就可以作为事前平行趋势的一个证据。扶贫开发的目的是提高自我发展能力,个人健康状况会影响其是否受到开放式扶贫政策的激励。因此,在不受

试验区影响的样本中,按照户主的健康状况良好和一般,把这部分群体划分为两组,随机选取一组作为“伪处理组”,另一组为“伪对照组”,如果交互项不显著,说明不同健康状况组的家户收入与贫困的时间趋势可能非常相近,从而表明结果具有稳健性。三是运用 PSM-DID 方法对基准结果进行稳健性检验。结果表明,这三种方法的回归结果均与预期一致,极大增强了本部分基本结论的可信性。

五、进一步拓展

(一) 减贫差异的宏观影响机制: 包容性增长的基础作用

在目标瞄准型开发扶贫战略的支撑下,经济增长一直是减贫的重要基础。随着绝对贫困逐步缓解,经济增长的“涓滴效应”减弱,包容性增长作为经济发展的目标越来越被各国接受并开始实施。与单纯依靠经济增长和收入分配“从上而下”的传统减贫思路相比,包容性增长重视强调发展成果共享和经济机会均等“自下而上”地缓解制度性贫困。那么,可能试验区城市在包容性增长阶段存在水平差异,从而产生了不同的减贫效果。

从三个维度衡量城市包容性增长:(1) 增长前提条件的包容,采用城市人均 GDP($Pgdp$) 进行度量;(2) 对增长过程要素的包容,采用城市创新力($Creative$) 进行衡量,数据来源于复旦大学出版的《中国城市和产业创新力报告》;(3) 对增长结果的包容,通过技术进步的偏向性衡量。利用技术偏向性的主流框架,通过劳动增强型技术(AL) 表示劳动的生产效率,设定相应的计算模型:

$$AL_t = \frac{Y_t}{L_t} \left(\frac{w_t L_t}{(1 - \pi)(r_t K_t + w_t L_t)} \right)^{\varepsilon/(\varepsilon - 1)} \quad (7)$$

其中 AL_t 表示劳动增强型技术,数值越大代表城市技术进步方向越偏向劳动;产出 Y_t 用 GDP 度量;劳动 L_t 用就业人员年末人数度量;资本 K_t 采用资本存量测度,数据通过永续盘存法按不变价格计算得到; r_t 和 w_t 分别为资本租金率和工资率,资本分配份额 $r_t K_t / L_t$ 以及劳动分配份额 $w_t L_t / K_t$ 按照吕冰洋和郭庆旺(2012)的方法进行估计。要素替代弹性 ε 和资本要素份额 π 采用潘文卿等(2017)提供的非线性联立方程组计算得到。

为了检验包容性增长对试验区减贫效果的影响,在倍差法的基础上分别引入政策变量(DID) 与三个影响机制变量的交乘项。从表 4 可以看出,试验区设立与城市经济增长的交乘项以及与城市创新力的交乘项均与收入减贫和多维减贫之间具有显著的正相关关系,说明城市经济增长与创新不仅有利于直接增加农民收入,而且能在一定程度上有效降低返贫风险、摆脱多维贫困。劳动增强型技术提高了收入减贫有效性,但对多维减贫的影响不明显,可能原因在于多维减贫是一个长期过程,劳动型技术进步的作用有所滞后。

丽水市的三个包容性增长指标均高于阜新市和清远市,可以认为丽水市因为实现了更好的包容性增长,更多的人公平合理地分享经济增长成果,使试验区扶贫政策更加有效。对于摆脱了绝对贫困的东部沿海地区而言,扶贫改革创新机制若想促进居民收入增加和多维贫困持续下降,离不开包容性增长的基础作用。通过促进经济包容性发展,多层次的创新扶贫体系将会产生更显著的减贫效果,有助于中西部地区解决绝对贫困问题之后守住脱贫成果。

表 4 扶贫改革试验区减贫差异的影响机制

	经济发展		劳动增强型技术		城市创新力	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	收入减贫	多维减贫	收入减贫	多维减贫	收入减贫	多维减贫
<i>DID</i>	-4.723 *** (1.73)	-6.594 ** (2.66)	0.115 *** (0.04)	0.0819 (0.08)	0.0552 (0.04)	-0.0318 (0.11)
<i>DID</i> × <i>Pgdp</i>	0.481 *** (0.17)	0.668 ** (0.26)				
<i>Pgdp</i>	0.291 *** (0.04)	0.132 *** (0.04)				
<i>DID</i> × <i>AL</i>			0.000436* (0.00)	0.000466 (0.00)		
<i>AL</i>			-0.000308* (0.00)	-0.000105 (0.00)		
<i>DID</i> × <i>Creative</i>					0.0545 ** (0.02)	0.185 ** (0.08)
<i>Creative</i>					-0.0440 (0.03)	-0.0506 (0.09)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Within R ²	0.987	0.959	0.983	0.957	0.977	0.956
观察值	112	112	112	112	154	154

(二) 多样化扶贫措施的微观作用渠道: 保险覆盖、金融参与和社会网络

扶贫改革试验区在脱贫攻坚责任体系、精准扶贫机制创新、特色产业扶贫、金融扶贫创新、解决集体经济空壳村、统筹解决城乡贫困、资产收益扶贫等方面进行了深入探索。那么试验区的扶贫开发策略会通过哪些作用渠道促进脱贫能力的提高? 本文认为, 试验区的多样化扶贫措施会使得当地家庭增加保险覆盖、提高金融参与程度以及拓宽社会网络, 最终促进收入增加、多维减贫和贫困脆弱性降低。

扶贫改革试验区为提升扶贫对象风险防范水平, 引入保险机制, 增加社会保险和商业保险覆盖, 在不伤害扶贫对象自我发展的主观能动性的同时, 避免因意外、因病致贫和返贫。试验区通过资产收益扶贫破解农村发展从“输血”到“造血”的困局, 提高金融普惠程度, 促进家庭对金融服务的获得和使用。依靠产业扶贫和企业帮扶, 构建多层次、多支柱的就业体系, 无形中增强了个人社会关系网络。中国作为一个“人情”社会, 社会网络不但可以帮助个人就业, 还可以让个人通过劳动与就业实现长期增收、稳定脱贫。

本部分采用双重差分法和 CHFS 数据验证作用渠道。对于保险覆盖, 采用家庭医疗保险余额和商业保险收益指标进行衡量。家庭金融参与程度采用风险金融资产和证券投资资产两类指标衡量, 风险金融资产是除现金、银行存款之外的其他金融资产, 证券投资资产分为基金、股票及衍

生品、非人民币资产等。选用家庭的交通费用和通信费用作为社会网络的代理变量(蔡栋梁等, 2018)。表5的回归结果显示,交乘项的系数均在1%的水平下显著为正,验证了扶贫改革试验区的设立有利于家庭的保险覆盖扩大、金融参与提高以及社会网络扩大。

表5 扶贫改革试验区减贫效应的作用渠道

	保险覆盖		金融参与		社会网络	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	医疗保险	商业保险	风险金融资产	证券投资资产	交通费用	通讯费用
DID	0.983 *** (0.158)	0.525 *** (0.105)	0.889 *** (0.155)	0.549 *** (0.154)	0.225 *** (0.052)	0.224 *** (0.033)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Within R ²	0.256	0.249	0.373	0.383	0.241	0.315
观测值	3142	1098	876	834	5024	6828

注:括号内标准误(cluster)在城市层面。

六、结论与建议

随着中国经济进入新常态和绝对贫困逐步缓解,依靠大规模财政支出进行“输血式”扶贫将不再是2020年后反贫困政策设计的主要手段。东部地区率先在扶贫体制机制上进行创新实验,通过设立扶贫改革试验区搭建起“政府、企业和社会”三方协同贫困治理体系,探索2020年后扶贫战略推进的可行路径。研究发现,扶贫改革试验区产生了显著的减贫效果,其中丽水市试验区效果最明显。采用安慰剂检验法和排列序检验法、运用PSM-DID方法以及利用CHFS家户数据检验,都证实了上述结论的稳健性。进一步拓展发现,减贫差异的宏观影响机制在于包容性增长的基础作用,而扶贫政策主要通过保险覆盖、金融参与和社会网络等渠道对家户增收和减贫产生间接影响。

本文研究对于定量理解扶贫改革试验区设立的有效性及其2020年后长期减贫的战略重点具有实践意义。同时本文的政策含义在于以下几个方面。(1)以精准扶贫理念,因时因地创新扶贫体制机制。扶贫改革试验区政策效果的差异,说明扶贫策略需要综合考虑地区经济发展、人口分布、地理环境以及历史基础的不同,精准施策才能实现“脱真贫、真脱贫”。在中西部地区,扶贫攻坚政策应精准地靶向贫困户,加强“定点治疗”。在东部地区,更需要以区域发展带动扶贫开发,促进包容性经济增长,增强试验区的资源集聚和空间优势。(2)创新贫困监测机制,构建减贫测算新标准。现行贫困指标体系多关注绝对贫困指标的监测,忽视了中低收入群体的生活幸福和社会融入状况。具体而言,需要制定相对贫困与多维贫困动态识别标准,构建分配差距与机会不平等指标,从收入、消费、资产、健康、医疗、教育以及住房等多层次评价体系对贫困潜在群体精准分类并识别致贫原因。(3)完善大扶贫格局,创新多元主体协同机制。在政府、市场以及社会协同推进扶贫开发的新格局中,强调三个治理主体共同参与、协调合作监督。将产业发展扶贫作为脱贫主要渠道与动力,打造“产业+农户”的链条以增强造血能力。持续推进农村地区普惠金融发展,建立金融扶贫长效机制。创新社会扶贫模式,通过服务购买与机构合作等方式实现社会帮扶与专项扶贫的相互补充。(4)将教育扶贫与人才引进计划相融合。通过“雨露计划”“定向招生工程”等政策提

升贫困地区教育水平 鼓励农村大学生返乡回流。继续坚持对口人才帮扶计划 引进高层次人才,为扶贫队伍注入新鲜血液。(5) 拓展减贫群体新范围,建立城乡统筹的贫困治理体系。打破城乡扶贫分治的局面,使“公共服务跟人走”,建立城乡一体的公共服务和社会保障体系。不断完善农民工市民化配套措施,通过改革农村集体产权制度、宅基地流转制度以及农村土地有偿退出机制,减少农村居民进入城市的制度性障碍。同时,还要避免农村“空心化”问题加剧,推进新型城镇化和乡村振兴双向互动。

参考文献:

1. 蔡栋梁、邱黎源、孟晓雨、马双 《流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于 CHFS 数据的实证研究》,《管理世界》2018 年第 9 期。
2. 丁建军、冷志明、于正东、李湘玲 《经济多样性的减贫效应——基于美国阿巴拉契亚地区的经验》,《中国工业经济》2016 年第 6 期。
3. 郭熙保、周强 《长期多维贫困、不平等与致贫因素》,《经济研究》2016 年第 6 期。
4. 黄志平 《国家级贫困县的设立推动了当地经济发展吗? ——基于 PSM-DID 方法的实证研究》,《中国农村经济》2018 年第 5 期。
5. 李绍平、李帆、董永庆 《集中连片特困地区减贫政策效应评估: 基于 PSM-DID 方法的检验》,《改革》2018 年第 12 期。
6. 李卓、左停 《资产收益扶贫有助于“减贫”吗? ——基于东部扶贫改革试验区 Z 市的实践探索》,《农业经济问题》2018 年第 10 期。
7. 刘瑞明、赵仁杰 《西部大开发: 增长驱动还是政策陷阱——基于 PSM-DID 方法的研究》,《中国工业经济》2015 年第 6 期。
8. 卢盛峰、陈思霞、时良彦 《走向收入平衡增长: 中国转移支付系统“精准扶贫”了吗》,《经济研究》2018 年第 11 期。
9. 吕冰洋、郭庆旺 《中国要素收入分配的测算》,《经济研究》2012 年第 10 期。
10. 毛捷、汪德华、白重恩 《扶贫与地方政府公共支出——基于“八七扶贫攻坚计划”的经验研究》,《经济学(季刊)》2012 年第 4 期。
11. 潘文卿、吴天颖、胡晓 《中国技术进步方向的空间扩散效应》,《中国工业经济》2017 年第 4 期。
12. 帅传敏、李文静、程欣、帅竞、丁丽萍、陶星 《联合国 IFAD 中国项目减贫效率测度——基于 7 省份 1356 农户的面板数据》,《管理世界》2016 年第 3 期。
13. 宋扬、赵君 《中国的贫困现状与特征: 基于等值规模调整后的再分析》,《管理世界》2015 年第 10 期。
14. 汪三贵、A. Park、S. Chaudhuri、G. Datt 《中国新时期农村扶贫与村级贫困瞄准》,《管理世界》2007 年第 1 期。
15. 王艺明、刘志红 《大型公共支出项目的政策效果评估——以“八七扶贫攻坚计划”为例》,《财贸经济》2016 年第 1 期。
16. 谢申祥、刘生龙、李强 《基础设施的可获得性与农村减贫——来自中国微观数据的经验分析》,《中国农村经济》2018 年第 5 期。
17. 张楠、刘蓉、卢盛峰 《间接税亲贫性与代内归宿——穷人从减税中获益了吗》,《金融研究》2019 年第 6 期。
18. 郑长德、单德朋 《集中连片特困地区多维贫困测度与时空演进》,《南开学报(哲学社会科学版)》2016 年第 3 期。
19. 左常升 《中国扶贫开发政策演变(2001—2015 年)》,社会科学文献出版社 2016 年版。
20. 左停、金菁、赵梦媛 《扶贫措施供给的多样化与精准性——基于国家扶贫改革试验区精准扶贫措施创新的比较与分析》,《贵州社会科学》2017 年第 9 期。
21. 张国建、佟孟华、李慧、陈飞 《扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估》,《中国工业经济》2019 年第 8 期。
22. Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J., Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 105, No. 490, 2010, pp. 493–505.
23. Abadie, A., & Gardeazabal, J., The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *American Economic Review*, Vol. 93, No. 1, 2003, pp. 113–132
24. Chaudhuri, S., Jalan, J., & Suryahadi, A., Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-Sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia. Working Paper, No. 0102–52, 2002.
25. Caliendo, M., & Kopeinig, S., Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 22, No. 1, 2008, pp. 31–72.

26. Chen ,S. , Mu ,R. , & Ravallion ,M. , Are There Lasting Impacts of Aid to Poor Areas? . *Journal of Public Economics* , Vol. 93 , No. 3 - 4 , 2009 , pp. 512 - 528.
27. Chen ,S. , & Ravallion ,M. , The Developing World Is Poorer Than We Thought , But No Less Successful in the Fight Against Poverty. *The Quarterly Journal of Economics* , Vol. 125 , No. 4 , 2010 , pp. 1577 - 1625.
28. Ferraz , C. , Finan ,F. & Moreira ,D. B. , Corrupting Learning: Evidence from Missing Federal Education Funds in Brazil. *Journal of Public Economics* , Vol. 96 , No. 9 - 10 , 2012 , pp. 712 - 726.
29. Imai , K. S. , Gaiha , R. & Thapa , G. , Does Non-farm Sector Employment Reduce Rural Poverty and Vulnerability? Evidence from Vietnam and India. *Journal of Asian Economics* , Vol. 36 , No. 2 , 2015 , pp. 47 - 61.
30. Khandker , S. R. & Koolwal G. B. How Has Microcredit Supported Agriculture? Evidence Using Panel Data from Bangladesh. *Agricultural Economics* , Vol. 47 , No. 2 , 2016 , pp. 157 - 168.
31. Meng , L. , Evaluating China's Poverty Alleviation Program: A Regression Discontinuity Approach. *Journal of Public Economics* , Vol. 101 , 2013 , pp. 1 - 11.
32. Park , A. , Wang , S. , & Wu , G. , Regional Poverty Targeting in China. *Journal of Public Economics* , Vol. 86 , No. 1 , 2002 , pp. 123 - 153.
33. Ravallion , M. , & Jalan , J. , China's Lagging Poor Areas. *American Economic Review* , Vol. 89 , No. 2 , 1999 , pp. 301 - 305.
34. Sen , A. , Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. *Econometrica* , Vol. 44 , No. 2 , 1976 , pp. 219 - 231.

Forethought for Long-term Poverty Reduction

—Evidence from Pilot Poverty Alleviation Reform Zones

ZHANG Nan , ZHANG Donghao , LI Jianjun (Southwestern University of Finance and Economics , 611130)

LU Hongyou (Wuhan University , 430072)

Abstract: Consolidating poverty alleviation achievements and eradicating relative poverty are the major challenges of China's long-term poverty reduction after 2020. Against this background , the eastern region has taken the lead in innovating and practicing. Taking the data of 80 prefecture-level cities in eastern China from 2003 to 2016 as the sample and using pilot poverty alleviation reform areas as the quasi-natural experiment , this paper studies the poverty reduction effect , mechanism and channels of the reform zone policies by using the synthetic control method. The results show that these policies have significant effects on income increase and multidimensional poverty alleviation. In terms of different regions , Lishui has the most obvious poverty reduction effect while Fuxin and Qingyuan only see some mediocre effects. Household income in the pilot areas increased while poverty vulnerability and chronic poverty decreased. Further analysis shows that the macro mechanism leading to such differences lies in inclusive growth , while policies have an indirect impact on household income and poverty reduction mainly through insurance coverage , financial participation and social networks. The conclusion of this paper has important value for formulating differentiated poverty alleviation policies , reforming the poverty monitoring mechanism , constructing the multi-party mechanism and the integrated urban-rural anti-poverty system.

Keywords: Pilot Poverty Alleviation Reform Zones , Multidimensional Poverty Alleviation , Poverty Vulnerability , Synthetic Control Method

JEL: H30 , P36 , R11

责任编辑: 汀 兰