

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

The Impact Evaluation of the Policy of Poverty Alleviation in Concentrated Poverty-stricken Areas: An Investigation Based on PSM-DID Method

李绍平 李帆 董永庆

内容提要 14个集中连片特困地区是现阶段我国脱贫攻坚战的主战场,其减贫成效决定了整个脱贫攻坚战的成效。利用2007~2015年2079个区县的面板数据,实证考察集中连片特困地区减贫政策对片区县经济发展的影响。基于倾向得分匹配基础上的双重差分法(PSM-DID)分析表明:集中连片特困地区减贫政策提高了片区县人均县域国内生产总值和人均县域居民存款余额的增速,并且在一系列稳健性检验后仍然成立;随着片区县经济发展水平的上升,集中连片特困地区减贫政策对经济发展的促进作用呈逐渐下降趋势。研究表明,集中连片特困地区减贫政策不仅促进了脱贫攻坚主战场地区的经济发展,而且有助于降低地区间经济发展不均衡的程度。

关键词 集中连片特困地区 减贫政策 效应评估

Li Shaoping Li Fan Dong Yongqing

Abstract: The 14 Concentrated Poverty-stricken Areas (CPAs) are the main battlefields for poverty alleviation in China. The effectiveness of poverty reduction in these areas determines the destiny of the war against poverty. Using panel data from 2079 counties during 2007-2015, this paper empirically examines the impact of the poverty alleviation policy in CPAs. Results based on PSM-DID method show that: the poverty reduction policy in CPAs has increased the growth rate of per capita GDP and per capita deposit, which also survived after a series of robustness tests; with the increase of the per capita GDP, the effect of the poverty reduction policy on economic development has gradually declined. This paper implies that policy of poverty alleviation in CPAs not only promotes the economic development, but also helps to reduce the inequality among different regions.

Key words: concentrated poverty-stricken areas, policy of poverty alleviation, impact evaluation

我国一贯重视扶贫开发工作,早在1982年就开展了“三西”(甘肃的河西、定西,宁夏的西海固)农业专项建设项目。1986年国务院贫困地区经济开发领导小组成立^①,正式拉开了我国有计划、有组织、大规模扶贫开发的序幕。此后,我国又先后制定实施了《国家八七扶贫攻坚计划(1994~基金项目;国家自然科学基金重点项目“城镇化过程中农村劳动力就业和迁徙及其对人力资本的影响研究”(批准号:71333012);国家社会科学基金青年项目“公共文化财政支出绩效评价研究”(批准号:2016GH03949)。

作者简介:李绍平,北京大学现代农学院博士后;李帆,中国人民大学公共管理学院博士研究生,国务院发展研究中心助理研究员、中国发展研究基金会培训部副主任,本文通信作者;董永庆,天津大学管理与经济学部博士后。

^①1993年更名为国务院扶贫开发领导小组。

2000年)》《中国农村扶贫开发纲要(2001~2010年)》《中国农村扶贫开发纲要(2011~2020年)》《“十三五”脱贫攻坚规划》多个国家级规划。为确保到2020年实现农村贫困人口全部脱贫,2015年11月,中共中央、国务院作出《关于打赢脱贫攻坚战的决定》。当前,14个集中连片特困地区是我国扶贫攻坚主战场,其减贫成效很大程度上决定了整个脱贫攻坚战的成效。在此背景下,各级政府部门不断加大扶贫资金的投入力度。据统计,从1980年设立支援经济不发达地区发展资金起,截至2017年底,仅中央财政就已累计投放扶贫专项资金超过5623亿元^①。

与我国政府对扶贫工作的极大重视形成对比的是,学术界对集中连片特困地区减贫政策影响的严谨评估却并不多见,这导致我们无法从经验上对该项减贫政策进行科学评价。从理论上讲,我国的减贫成果有可能不是扶贫政策的结果,而是由经济增长或经济增长本身的特征带来的。一方面,经济增长中的追赶效应意味着,与经济发达地区相比,经济发展水平较低的地区会有更高的经济增长率^[1];另一方面,涓滴理论认为在经济增长的过程中,利益可以自动地从富有者向贫穷者渗漏,贫困者的收入状况得到改善,从而与富有者共享经济增长的好处^[2-3]。事实上,有研究就认为,我国持续多年大规模减贫的推动力量是经济的持续高速增长^[4]。

有鉴于此,利用2007~2015年我国2079个区县的面板数据,结合倾向得分匹配基础上的双重差分法,对集中连片特困地区减贫政策的实施效果进行评估。

一、我国减贫政策演进及文献回顾

新中国成立伊始,我国就开始了发展经济、减少贫困的进程。基于扶贫工作不断积累的宝贵经验以及不同时期的扶贫工作重点的不同,我国扶贫政策经历了不断演进、不断完善的过程^[5-6]。同时,学术界也积累了大量评估我国不同时期减贫政策的文献。

(一)我国减贫政策演进

我国真正严格意义上的减贫政策,是在改

革开放以后提出并逐步明确的。1982年宁夏西海固地区遭受严重旱灾,农村人均粮食仅有88公斤,面对严峻形势,中央决定实施全国第一个大规模农业区域性扶贫开发建设重点项目——以定西市为代表的甘肃省中部干旱地区、河西走廊地区和宁夏回族自治区西海固地区(简称“三西”地区)扶贫开发建设,由中央财政每年拨出2亿元专项资金,用于“三西”地区农业基础设施建设。在此基础上,1984年,中共中央、国务院联合发布了《关于帮助贫困地区尽快改变面貌的通知》,划定了18个需要重点扶持的贫困地带,并于1986年成立了专门的扶贫机构——国务院贫困地区经济开发领导小组。

在扶贫开发工作实践中,为了利用好有限的资源和便于扶贫计划在广大的农村地区更好地实施,国务院贫困地区经济开发领导小组于1986年根据各县人均纯收入确定了258个国家级贫困县(国定贫困县),作为扶贫开发工作的重点。这样做的主要原因是,县不仅是具有完整行政区划和资源特点的区域,而且县级政府具有完整的组织管理体系,因此将扶贫开发的主要对象确定为贫困县是合适的选择。另外,确定贫困县也使得区域性的扶贫开发的对象更加明确。

鉴于确定国家级贫困县以来,贫困县和非贫困县在经济和社会发展方面的变化,在1993年制定和实施“八七”扶贫攻坚计划时,国务院扶贫开发领导小组将1990年农民人均纯收入300元作为划分新贫困县的标准,对国家级贫困县名单进行了一些调整。当时,符合这一标准的贫困县只有326个,但由于贫困县可以享受各种补贴和优惠资源,要将以往的贫困县从名单中去除难免会遇到困难,因此在此次调整中,前期确定的贫困县几乎都没有从名单中去

^①财政部:《中央财政拨付2017年财政专项扶贫资金860.95亿元》,http://nys.mof.gov.cn/zhengfuxinxi/bgtGongZuoDong-Tai_1_1_1_3/201706/20170607_2617539.html,2017-06-07;胡静林:《加大财政扶贫投入力度支持打赢脱贫攻坚战》,http://theory.people.com.cn/n1/2016/0912/c40531-28708650.html,2016-09-12。

除,导致调整后的国定贫困县从331个增加到592个。

进入21世纪,为进一步改善贫困地区的生产生活条件,2001年6月,国务院印发《中国农村扶贫开发纲要(2001~2010年)》,我国农村扶贫政策也发生了一些变化。在扶贫对象的选择瞄准方面,改变了过去以贫困县为基本扶持单位的做法,将扶贫开发的重点转向贫困村。在国务院扶贫办的指导下,地方扶贫部门通过参与式和其他方式在全国确定了14.8万个贫困村,并通过整村推进的方式予以扶持。贫困村的确定改变了以往在贫困县以外的贫困人口享受不到扶贫政策和资金的状况。

尽管扶贫资金投资的基本单位由贫困县变为贫困村,但2001年国务院扶贫开发领导小组仍然重新认定了592个国家扶贫开发重点县。这次贫困县的调整主要是取消了沿海发达地区的所有国定贫困县,同时增加了中西部地区的贫困县数量并保持总数不变。国家在中西部21个省(区、市)的少数民族地区、革命老区、边疆地区和特困地区重新确定了592个县,作为新阶段国家扶贫开发工作重点县。国家扶贫开发工作重点县享受了一系列的政策优惠:(1)按照《财政扶贫资金管理办法》的规定,财政扶贫资金中以工代赈资金应全部用于扶贫开发工作重点县;发展资金重点用于扶贫开发工作重点县;(2)劳动力培训转移项目主要在重点县实施;(3)信贷扶贫资金支持的农业产业化项目也集中在重点县;(4)贫困地区的义务教育工程、“一费制”改革和“两免一补”等义务教育政策从重点县开始实施;(5)重点县的农业税先于其他县免除。

为实现到2020年全面建成小康社会目标,2011年,中共中央、国务院印发《中国农村扶贫开发纲要(2011~2020年)》,明确提出14个集中连片特困地区是扶贫攻坚主战场^①。要求“各省(自治区、直辖市)对所辖连片特困地区负总责,在国家指导下,以县为基础制定和实施扶贫攻坚工程规划。国务院各部门、地方各级政府要加大统筹协调力度,集中实施一批教育、卫生、文化、就业、社会保障等民生工程,大力改善生产生活

条件,培育壮大一批特色优势产业,加快区域性重要基础设施建设步伐,加强生态建设和环境保护,着力解决制约发展的瓶颈问题,促进基本公共服务均等化,从根本上改变连片特困地区面貌”。我国力图通过对这些集中连片特困地区的集中扶持,带动全国农村贫困问题的解决,为此,我国的扶贫开发政策很大程度上是为这些贫困县而制定的。在财税支持方面,中央财政扶贫资金的新增部分主要用于连片特困地区。在投资倾斜方面,国家在贫困地区安排病险水库除险加固、生态建设、农村饮水安全、大中型灌区配套改造等公益性建设项目。

党的十八大以来,以习近平同志为核心的党中央提出并系统阐释了精准扶贫思想,大力推进精准扶贫精准脱贫,开创了我国减贫事业的新篇章。2015年6月18日,习近平总书记在贵州召开的部分省区市党委主要负责同志座谈会上的讲话中指出,“扶贫开发贵在精准,重在精准,成败之举在于精准。各地都要在扶持对象精准、项目安排精准、资金使用精准、措施到户精准、因村派人(第一书记)精准、脱贫成效精准上想办法、出实招、见真效”。我国的扶贫方式,从大水漫灌式的扶贫方式逐渐向更加注重“精准滴灌、靶向治疗”转变。为确保到2020年农村贫困人口实现脱贫,2015年11月29日,中共中央、国务院作出《关于打赢脱贫攻坚战的决定》,指出当下“我国扶贫开发已进入啃硬骨头、攻坚拔寨的冲刺期”,强调要“坚持精准帮扶与集中连片特困地区开发紧密结合”,“重点支持革命老区、民族地区、边疆地区、连片特困地区脱贫攻坚”。2016年12月,国务院发布的《“十三五”脱贫攻坚规划》提出要“以革命老区、民族地区、边疆地区、集中连片特困地区为重点,整体规划,统筹推进,持续加大对集中连片特困地区的扶贫投入力度”。14个集中连片特困地区仍然是精准扶贫方

^①14个集中连片特困地区是指六盘山区、秦巴山区、武陵山区、乌蒙山区、滇桂黔石漠化区、滇西边境山区、大兴安岭南麓山区、燕山-太行山区、吕梁山区、大别山区、罗霄山区等区域的连片特困地区和已明确实施特殊政策的西藏、四省藏区、新疆南疆三地州。

略下脱贫攻坚的主战场。

(二) 相关文献回顾

自从以划定国家级贫困县为主要特征的区域性扶贫开发工作开展以来,评估该减贫政策的文献不断涌现。在对 1986~1993 年的第一次国家级贫困县减贫政策的评估中,多数研究发现了支持该政策促进农户消费和收入增长的证据,而且数据显示扶贫资金的投资回报率也较高^[7]。虽然就整体而言该政策具有积极效果,但其对于不同收入水平的人群效果可能不同,因为有学者发现该政策没能显著提升最穷的 5% 的县的人均收入^[8]。另外,扶贫资金投向也会影响扶贫效果,研究发现直接投向农户的农业投资对收入增长有显著的正面影响,而投向乡镇企业、县办企业的投资对人均收入则没有显著影响^[9]。

在所有分析国家级贫困县减贫政策影响的研究中,以“八七”扶贫攻坚计划为研究对象的文献数量最多,方法也最为严谨。研究发现,“八七”扶贫攻坚计划使得地方政府公共支出向有利于缓解贫困的公共服务及生产建设方面倾斜,并最终促进了国家级贫困县人均收入的提高,缓解了贫困地区的贫困状况^[10-11]。虽然国家级贫困县的贫困状况得到缓解,但由于非贫困县发展速度更快,因而国家级贫困县与其他地区的发展差距进一步扩大^[12]。另外,也有研究发现,“八七”扶贫攻坚计划的长期效果远小于其短期效果,暗示该扶贫计划效果的持续性有限^[13]。

与前两个阶段相比,评估《中国农村扶贫开发纲要(2001~2010 年)》减贫效果的文献则相对较少,结论也更加模糊。有学者利用 2001~2004 年的村级层面和家庭户调查数据研究得出,虽然该减贫政策使得较为富有的家庭户收入和消费提高 6.1% 和 9.2%,但未能提高较贫困家庭户的收入和消费水平^[14]。以上结论,得到了基于县级数据研究的支持。与“八七”扶贫攻坚计划相似,同样有研究发现,重点县的确立未能有效推动县域 GDP 及其人均 GDP 的快速增长,对缩小区域差距作用不显著,县域层面扶贫开发政策出现“失灵”,而且重点县政策对工业

化等驱动因素产生挤出效应,并因产业结构差异等扩大了区域差距^[15]。

综上所述,现有文献只是集中关注 2012 年前我国国家级贫困县(国家扶贫开发工作重点县)减贫政策的实施效果,研究《中国农村扶贫开发纲要(2011~2020 年)》发布后确定的 14 个集中连片特困地区减贫政策的影响的文献则几乎没有。而根据《关于打赢脱贫攻坚战的决定》的要求,这些集中连片特困地区的县是当下脱贫攻坚的主战场,因此科学评估集中连片特困地区减贫政策的效果在当下显得尤为必要和迫切。

二、模型与数据

(一) 计量方法

评估集中连片特困地区减贫政策的影响,最理想的状况是,观察并比较一个地区分别在获得集中连片特困地区减贫政策(处理组)和没有获得情况下(对照组)经济发展水平的变化。设定 $D_i \in \{0, 1\}$ 表示地区 i 是否获得集中连片特困地区减贫政策:如果获得了集中连片特困地区减贫政策,则 $D_i=1$;否则, $D_i=0$ 。 Y_i 表示反映地区 i 的经济发展水平的相关指标。对于地区 i 而言,存在两个潜在结果:获得了集中连片特困地区减贫政策情况下的经济发展水平 Y_{i1} 和未获得集中连片特困地区减贫政策的经济发展水平 Y_{i0} ,集中连片特困地区减贫政策对地区 i 的影响即为 $Y_{i1}-Y_{i0}$ 。对于样本量为 n 的群体而言,对于处理组的平均处理效应差异(Average Treatment Effect on the Treated, ATT)^①可以表示为:

$$\sigma_{ATT} = E\{(Y_{i1}-Y_{i0})|D_i=1\} = E\{Y_{i1}|D_i=1\} - E\{Y_{i0}|D_i=1\} \quad (1)$$

其中, $E\{Y_{i0}|D_i=1\}$ 表示实际获得集中连片特困地区减贫政策的地区在假如没有获得集中连片特困地区减贫政策的经济发展水平,是一

①在估计平均处理效应时,对于处理组的平均处理效应(ATT)是文献中使用最为广泛的一种测量指标,除此之外,还有对于对照组的平均处理效应(ATU)以及前两者组合的平均处理效应(ATE)。

一个反事实,需要通过某种方法推断得到。一个简单的方法是,直接采用没有获得集中连片特困地区减贫政策的地区的经济发展水平的均值代替,但该方法可能导致结果的不准确。因为对某个地区而言,存在很多影响其获得集中连片特困地区减贫政策的因素,同时这些因素也可能会直接影响经济发展,导致以上方法存在样本的选择性偏误。

为了尽可能减弱选择性偏误的影响,本文采用倾向得分匹配方法(Propensity Score Matching)。首先通过 probit 模型估计出由地区的一系列特征变量 X 决定的该地区获得集中连片特困地区减贫政策的倾向得分 $P(X)$ 。基于这一倾向得分,将每一个获得集中连片特困地区减贫政策的地区(处理组)找到一个(或多个)具有相似特征的可比的没有获得集中连片特困地区减贫政策的地区(对照组)进行匹配,并把后者的经济发展水平作为前者的反事实推断结果^[16]。那么,基于倾向得分匹配方法估算的集中连片特困地区减贫政策的对于处理组的平均处理效应差异可以表示为:

$$\sigma_{ATT}^{PSM} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \{Y_{i1} - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i,j)Y_{j0}\} \quad (2)$$

其中, I_1 和 I_0 分别表示处理组和对照组地区, S_p 表示处理组和对照组倾向得分的共同支撑域(Region of Common Support), n_1 表示落入 $I_1 \cap S_p$ 之内的地区数量,对于任一处理组地区 $i \in I_1 \cap S_p$ 而言,其反事实的构造基于对于对照组地区 $j \in I_0 \cap S_p$ 经济发展水平的加权平均数,每一参与构造的对照组地区的权重 $W(i,j)$ 是其倾向得分 P_j 和相应处理组地区的倾向得分 P_i 之间距离的函数。

可以说,基于倾向得分匹配法的式(2)较好地矫正了处理组和对照组地区之间的选择性偏误,但该方法也存在明显不足。由于倾向得分匹配法只能矫正由可观测的变量导致的选择性偏误,无法控制由不可观测因素引起的偏误,因而使得基于此种方法得到的结果仍然可能是有偏的。为进一步解决由不可观测因素引起的偏误,我们在倾向得分匹配方法的基础上,进一步采用双重差

分(Difference in Differences, DID)方法^[17]。此时,基于倾向得分匹配基础上的双重差分(PSM-DID)估算的集中连片特困地区减贫政策的对于处理组的平均处理效应差异可以表示为:

$$\sigma_{ATT}^{PSM-DID} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \{ (Y_{i1}^{t_1} - Y_{i1}^{t_0}) - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i,j) (Y_{j0}^{t_1} - Y_{j0}^{t_0}) \} \quad (3)$$

其中, t_0 和 t_1 分别表示集中连片特困地区减贫政策实施前和实施后。

(二)数据、变量和描述性统计

本文研究的重点是集中连片特困地区减贫政策对地区经济发展的影响,并对该影响的异质性和影响机制进行分析,因此反映地区经济发展水平的指标是本文的核心变量。当然,考虑到其他社会经济因素也会影响一地经济发展,本文还纳入了其他变量进行更为严谨的分析,详细的变量设置见表1(下页)。

1.被解释变量。为了反映地区经济发展水平,延续既有文献的传统,本文将实际人均县域国内生产总值的对数值 $\ln gdp_{per}$ 作为主要的被解释变量。另外,为了综合反映地区经济发展水平,本文把实际人均县域财政一般预算收入的对数值 $\ln fiscal_{income_{per}}$ 、实际人均县域社会消费品总额对数值 $\ln comper$ 、实际人均县域居民存款余额的对数值 $\ln deposit_{per}$ 作为补充被解释变量。考虑到数据的可比性,本文计算了以2007年为基年的各年实际数值。人均县域国内生产总值的数据用“实际县域国内生产总值除以当年县域年末户籍总人口”计算得到。

2.核心解释变量。集中连片特困地区县虚拟变量($poor_{county}$)。2011年12月,中共中央、国务院印发了《中国农村扶贫开发纲要(2011~2020年)》,明确指出连片特困地区是扶贫攻坚主战场。2012年6月14日,国务院扶贫办出台了《关于公布全国连片特困地区分县名单的说明》,公布了全国14个集中连片特殊困难地区,680个县,作为新阶段扶贫攻坚的主战场。根据该名单,对各个区县进行赋值,如果某一区县在当年已经被纳入该名单,则赋值为1,否则赋值为0。

表 1 主要变量及其含义

变量名称	变量属性	变量含义及计算方法
<i>lngdpper</i>	数值型变量	实际人均县域国内生产总值(元)的自然对数值
<i>lnfiscalincomeper</i>	数值型变量	实际人均县域财政一般预算收入(元)的自然对数值
<i>lncomper</i>	数值型变量	实际人均县域社会消费品总额(元)自然对数值
<i>lndepositper</i>	数值型变量	实际人均县域年末城乡居民储蓄存款余额(元)的对数值
<i>poorcounty</i>	分类变量	集中连片特困地区县虚拟变量(0,1),如是则取值为1,否则为0
<i>population</i>	数值型变量	县域年末总人口(千人)
<i>lnsecond</i>	数值型变量	第二产业比重的自然对数值
<i>lnthird</i>	数值型变量	第三产业比重的自然对数值
<i>lninvestment</i>	数值型变量	实际人均县域固定资产投资(元)的自然对数值

3.控制变量。为了尽可能控制其他因素的影响,我们还选取了一系列可能影响地区经济发展的控制变量。经济发展离不开人,因此,本文把县域年末户籍总人口 *population* 纳入以反映人口对于经济发展的作用。地区初始的经济发展状况也可能对其后续的发展轨迹产生影响,因此,在控制变量中本文纳入了2011年实际人均县域国内生产总值的对数值 *lngdpper*、实际人均县域财政一般预算收入的对数值 *lnfiscalincomeper*、实际人均县域社会消费品总额的对数值 *lncomper*、实际人均县域年末城乡居民储蓄存款余额的对数值 *lndepositper*。

本文采用的数据样本为中国2079个区县2007~2015年的面板数据。将本文的样本区间确定为2007~2015年,主要基于以下两个原因:一方面,集中连片特困地区片区县名单出台是在2012年,我们的数据涵盖了该名单出台的前后时间,为评估该政策的影响提供了坚实的基础;另一方面,名单出台前的2007~2011年数据为验证共同趋势假设提供了可能。所有原始数据都来源于历年《中国县(市)社会经济统计年鉴》、《中国县域统计年鉴(县市卷)》、各省份历年统计年鉴、各县(市)历年国民经济和社会发展统计公报。

表2(下页)报告了对照组和处理组地区2011~2015年经济发展水平变化及其比较分析的结果。结果显示:(1)集中连片特困政策较好地瞄准了贫困区县,体现在处理组地区2011年的实际人均县域国内生产总值、实际人均县域财政一般预算收入、实际人均县域社会消费

品总额和实际人均县域年末城乡居民储蓄存款余额,都显著低于对照组区县的同期水平。(2)对照组和处理组区县经济发展水平2011~2015年都经历了显著提高的过程,但相比于对照组,处理组地区在实际人均县域国内生产总值、实际人均县域财政一般预算收入和实际人均县域年末城乡居民储蓄存款余额的实际增加额更高。

虽然表2显示的结果似乎表明集中连片特困地区减贫政策可以促进片区县经济发展,但这一简单的作差比较不仅包括了集中连片特困地区减贫政策的影响,而且包含了其他因素的影响。因此,集中连片特困地区减贫政策对片区县经济发展的影响还需要我们进一步通过更为严谨科学的方法进行证实和检验。

三、实证分析

(一)模型回归结果

1.估计样本区县成为集中连片特困地区片区县的倾向得分

进行倾向得分匹配基础上的双重差分模型操作的第一步,就是需要获得匹配所需要的关键元素,即样本区县被选为集中连片特困地区的倾向得分值。而这需要考虑哪些因素会影响区县被选为集中连片特困地区片区县。在2012年6月14日发布的《关于公布全国连片特困地区分县名单的说明》的文件中,国务院扶贫办列出了选取全国连片特困地区片区县的标准,按照“集中连片、突出重点、全国统筹、区划完整”的原则,以2007~2009年3年的人均县域国内

表 2 对照组和处理组样本区县 2011~2015 年经济发展指标的描述性统计

	对照组			处理组			Difference-in-differences
	2011 年	2015 年	差值	2011 年	2015 年	差值	处理组-对照组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)=(6)-(3)
<i>lngdpper</i>	10.23 (0.57)	10.56 (0.52)	0.32 (0.20)	9.34 (0.43)	9.83 (0.43)	0.46 (0.22)	0.14*** [0.01]
<i>lnfiscalincomeper</i>	7.20 (0.89)	7.78 (0.86)	0.59 (0.39)	6.37 (0.67)	6.89 (0.56)	0.51 (0.31)	-0.08 [0.06]
<i>lncomper</i>	8.89 (0.60)	9.38 (0.62)	0.48 (0.16)	8.04 (0.57)	8.48 (0.56)	0.44 (0.23)	-0.04*** [0.01]
<i>lndepositper</i>	9.56 (0.56)	10.10 (0.54)	0.51 (0.18)	8.81 (0.72)	9.46 (0.44)	0.65 (0.28)	0.15*** [0.01]

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$; 圆括号内为标准差; 方括号内为回归系数的标准误。

生产总值、人均县域财政一般预算收入、县域农民人均纯收入等与贫困程度高度相关的指标为基本依据,考虑对革命老区、民族地区、边疆地区加大扶持力度的要求,国家在全国共划分了 11 个集中连片特殊困难地区,加上已明确实施特殊扶持政策的西藏、四省藏区、新疆南疆三地州,共 14 个片区、680 个县。因此,可以把可能影响区县成为集中连片特殊困难地区片区县的因素作为自变量估计如下模型:

$$poorcounty_i = \alpha + \beta Z_i + \mu_i \quad (4)$$

其中 $poorcounty_i$ 表示区县 i 是否为集中连片特殊困难地区片区县,如是,则取值为 1,否则为 0。 Z_i 表示可能影响区县被选为集中连片特殊困难地区片区县的因素,包括了 2007~2009 年 3 年的人均县域国内生产总值的对数值、人均县域财政一般预算收入的对数值、县域农民人均纯收入的对数值等与贫困程度高度相关的指标。采用 probit 模型估计以上模型,并在回归之后利用此模型对每个样本区县被选为集中连片特殊困难地区县的概率进行预测,该预测值即为该区县成为集中连片特殊困难地区县的倾向得分。根据估计得到的倾向得分,我们对处理组和对照组样本进行匹配,同时采用了核匹配 (Epanechnikov kernel matching)、3 对 1 最近匹配法 (3-Nearest neighbors matching) 以及半径匹配 (Radius matching)。

2. 匹配质量检验

虽然从理论上讲,在得到每个区县被选为集中连片特殊困难地区片区县的倾向得分

后,就可以进行匹配和比较分析了,但为了保证得到一个好的匹配效果,最好在匹配前进行平衡性检验。该检验就是看区县特征变量和倾向得分在处理组和控制组之间是否仍然存在统计意义上的显著性差异。

表 3(下页)展示了平衡性检验的结果。可以看到,与匹配前相比,匹配后处理组和对照组在所有变量上的偏差程度都降低了 50% 以上。匹配后的处理组和对照组样本区县的所有特征的差异性检验的 p 值都在 0.4 以上,表明处理组 and 对照组之间没有显著差异,至少是在我们能够观察到的特征方面。而 Rosenbaum & Rubin(1985) 则认为匹配后的标准偏差绝对值小于 20%,就可以认为匹配效果较好。

3. 共同支撑检验

虽然以上分析表明,匹配降低了处理组和对照组在特征方面的偏差,但如果所有处理组个体都获得很高的倾向得分,而控制组个体都获得很低的倾向得分,那么倾向得分匹配模型仍然是无效的,因为在这种情况下处理组和控制组的匹配质量较差。相关文献指出,非参数匹配方法唯有在共同支撑领域才是有效的^[18]。因此,在正式估计平均处理效应之前,还需要检验共同支撑假设,以确保倾向得分在两个组中有足够多的重合区域。共同支撑假设把处理组和控制组中倾向得分无法重合的个体予以剔除,使得两组中倾向得分的最大值和最小值一样,从而在减少一定样本量的同时,却极大地提高了匹配质量。

表 3 匹配前后的平衡性检验

	Unmatched Matched	Mean		%bias	%reduct Bias	t-test	
		处理组	对照组			T	p>t
2007 年 <i>lngdpper</i>	U	8.6221	9.492	-167.3	73.3	-2.7	0.007
	M	8.6878	8.9199	-14.7		-0.55	0.582
2008 年 <i>lngdpper</i>	U	8.7989	9.6838	-172.9	76.1	-1.72	0.086
	M	8.8712	9.0826	-11.3		-0.11	0.909
2009 年 <i>lngdpper</i>	U	8.934	9.7818	-169	77.9	1.65	0.099
	M	9.0015	9.1885	-3.3		-0.18	0.858
2007 年 <i>lnfiscalincomeper</i>	U	5.2839	6.2234	-113.8	69.5	-6.55	0.000
	M	5.3876	5.6744	-4.8		-0.9	0.370
2008 年 <i>lnfiscalincomeper</i>	U	5.4811	6.437	-116	68.6	-0.87	0.382
	M	5.5753	5.8758	-6.4		-0.32	0.747
2009 年 <i>lnfiscalincomeper</i>	U	5.7195	6.6066	-111.7	75.5	0.56	0.577
	M	5.8055	6.0226	-7.3		-0.37	0.711
2007 年县域农民 人均纯收入	U	7.7001	8.3742	-226.8	89.1	-1.95	0.052
	M	7.7485	7.6749	4.8		0.66	0.508
2008 年县域农民 人均纯收入	U	7.8389	8.5043	-225.4	82.1	1.25	0.211
	M	7.8849	7.7659	10.3		0.09	0.929
2009 年县域农民 人均纯收入	U	7.9447	8.5975	-224	90	0.24	0.812
	M	7.9888	7.9238	12.3		0.03	0.975

图 1 展示了处理组和对照组样本区县倾向得分的分布情况以及共同支撑的区域。虽然处理组和对照组样本区县的倾向得分的分布有较大不同，但仍然存在部分共同支撑的区域。另外，我们也发现有些样本区县的得分倾向值在共同支撑区域之外。因此，为了满足共同支撑假设，本文在以下的分析中只利用那些共同支撑区域的样本。

4. 模型回归结果

前文中的一系列检验表明，我们采用倾向得分匹配方法后得到的新的处理组和对照组可以看作同一个区县在是否被选为集中连片特殊困难地区县的两种不同表现。因此，根据式(3)很容易得到集中连片特殊困难地区政策对于经济发展水平的影响。

表 4(下页)展示了分别以实际人均县域国内生产总值的对数值、实际人均县域财政一般预算收入的对数值、实际人均县域社会消费品总额的对数值和实际人均县域居民存款余额的对数值为被解释变量的基于不同匹配方法的

估计结果。可以发现，在不同的匹配方法中，集中连片特困地区减贫政策对实际人均县域国内生产总值、实际人均县域社会消费品总额和实际人均县域居民存款余额均有显著影响。与对照组区县相比，处理组区县的实际人均县域国内生产总值和实际人均县域居民存款余额的增速更快，而实际人均县域社会消费品总额的增速更慢。具体而言，集中连片特困地区减贫政策对片区县实际人均县域国内生产总值、

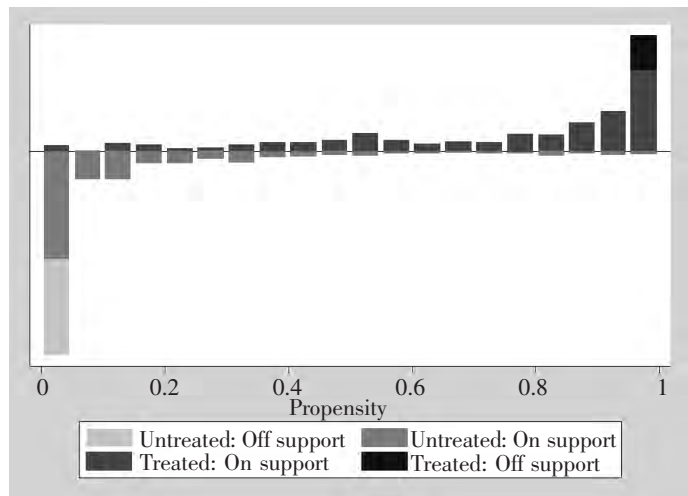


图 1 倾向得分分布

实际人均县域社会消费品总额以及实际人均县域居民存款余额的平均处理效应分别超过0.120、-0.040和0.012,且都至少在5%的置信水平上显著,意味着处理组区县实际人均县域国内生产总值和实际人均县域居民存款余额的增速高出对照组至少分别高出12个百分点和1.2个百分点。鉴于处理组区县实际人均县域国内生产总值和实际人均县域居民存款余额在2011年的均值分别为2880元和12437元,这表明2012~2015年集中连片特困地区减贫政策给处理组区县带来了345.6元的实际人均县域国内生产总值和129.2元的实际人均县域居民存款余额的增加,效果十分显著。一个可能的解释是,与较富裕人群相比,处于贫穷状况的人的边际消费倾向更低,边际储蓄倾向更高,导致后者虽然收入和储蓄增加的幅度更大,然而消费增幅相对更低。

(二)稳健性检验

虽然我们运用以上估计方法,得到了集中连片贫困地区政策可以促进地区经济发展的证据,但我们不清楚该结果是否是由“特意筛选”的模型导致,因此为了验证以上结果的稳健性,本文进行了如下检验。

1. 遗漏变量影响的模拟检验

倾向得分匹配方法的两个假设分别是条件独立假设(Conditional Independence Assumption,

CIA)和共同支撑假设。我们前面已经对共同支撑假设进行了检验,现在需要对CIA假设进行检验。CIA假设要求是否成为集中连片特殊困难地区县仅取决于可观测变量。如果估计中存在不可观测的遗漏变量,且这个遗漏变量同时与处理变量和结果变量相关,那么CIA假设将不再满足,基于倾向得分匹配方法的估计值也将有偏。

虽然CIA假设对倾向得分匹配方法的有效性至关重要,但对其进行直接检验并不容易。为了检验CIA假设,本文采用基于模拟的稳健性检验(simulation-based sensitivity analysis)方法。其基本思想如下:假如存在给定可观测变量和不可观测的变量,使得CIA成立,而该不观测的变量可以从现有的数据中模拟出来,并把这个模拟的数据作为额外的匹配变量与原来的匹配变量一起组成新的匹配变量集合,然后比较分别由原有的匹配变量集合和新的变量集合匹配得到平均处理效应,即可判断原先得到的结果的稳健性。

该方法的核心在于模拟不可观测变量的分布,遵从相关文献的方法^[19],本文采用年末户籍总人口来模拟不可观测变量的分布。表5(下页)报告了模拟后的结果。其中,结果效应表示的是模拟的不可观测的变量与结果变量的相关性,选择效应指的是不可观测的变量与处理变量的

表4 集中连片特殊困难地区政策对经济发展的影响

	<i>lngdpper</i>	<i>lnfiscalincomeper</i>	<i>lncomper</i>	<i>lndepositper</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
核匹配				
ATT	0.158*** (0.034)	-0.002 (0.051)	-0.111*** (0.026)	0.036** (0.016)
满足共同支撑样本量	794	794	794	794
半径匹配				
ATT	0.120*** (0.014)	0.015 (0.231)	-0.041** (0.015)	0.012** (0.006)
满足共同支撑样本量	794	794	794	794
3对1最近邻匹配				
ATT	0.139*** (0.039)	0.001 (0.056)	-0.104*** (0.028)	0.038** (0.018)
满足共同支撑样本量	794	794	794	794

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$;括号中是由bootstrap方法得到的标准误。

相关关系。这两种效应为 1 时,不可观测变量与结果变量和处理变量都无关;当这两种效应大于 1 时,不可观测的变量分别与结果变量和处理变量正相关;当这两种效应小于 1 时,不可观测的变量分别与结果变量和处理变量负相关。由表 5 可以发现,我们之前基于 PSM-DID 得到的 ATT 估计结果均受到来自遗漏变量问题不同程度的影响。总体上,模拟得到的 ATT 估计值较之前估计结果在数值上有所下降,但集中连片特困地区减贫政策对经济发展有显著促进作用这一结论没有改变。

2. 共同趋势检验

采用双重差分法的一个重要前期是,如果不存在集中连片特困地区减贫政策,那么对照组和处理组地区的经济发展趋势应该是一致的,不会随着时间发生系统性的变异。在本文中,由于国家在确定集中连片特困地区县的过程中,会考虑到各地发展条件的不同。事实上,国家也正是这么做的,可这样一来导致我们简单地比较对照组和处理组地区的经济发展是不合适的,即使是我们已经使用倾向得分匹配方法对样本进行“筛选”的基础上,也必须对政策实施前的匹配后的样本区县的发展趋势进行验证。

验证共同趋势假设的一个简单的方法是画出结果变量随时间变化的图。图 2(下页)给出了匹配后的对照组和处理组县区的实际人均县域国内生产总值的对数值、实际人均县域财政一般预算收入的对数值、实际人均县域社会消

费品总额对数值、实际人均县域居民存款余额的对数值在集中连片特困地区减贫政策实施前后的趋势图。不难看出,在集中连片特困地区减贫政策实施前的 2007~2011 年,匹配后的处理组和对照组县区的趋势基本一致,在政策实施后,趋势有了些微的改变,这说明我们基于倾向得分匹配基础上的双重差分法的结果是可信的。

3. 反事实检验

为了进一步验证结果的稳健性,本文通过改变政策实施的时间进行反事实检验。除了集中连片特困地区减贫政策可能导致不同地区经济发展产生差异外,还可能存在其他一些政策或者事件引起上述差异,而这种政策或事件本身与集中连片特困地区减贫政策不相关,于是使得我们之前得到的结果是由别的政策事件导致而不是集中连片特困地区减贫政策的影响。为了排除这些可能,我们可以假设集中连片特困地区减贫政策提前 3 年,如果此时该政策的影响依然存在,则说明经济发展很可能是由其他政策或事件带来的,而不是集中连片特困地区减贫政策;如果此时该政策的影响不存在了,那么说明经济发展确实是由集中连片特困地区减贫政策引起的。

表 6(下页)给出了假设集中连片特困地区减贫政策提前 3 年实施的估计结果。可以看出,之前统计上具有显著性的系数,现在都变得不再显著,这从另一个角度说明我们之前得到的结果是稳健的,即集中连片特困地区减贫政策确实促进了地区经济发展。

4. 删除国家扶贫开发工作重点县后的精炼样本

需要关注的是,本文目的在于评估集中连片特困地区减贫政策的影响,然而很多获得集中连片特困地区减贫政策的区县,也是之前确定的国家扶贫开发工作重点县,这使得我们得到的结果可能是国家扶贫开发工作重点县政策的影响,而非集中连片特困地区减贫政策的效果。为了消除这种担忧,使用倾向得分匹配基础上的双重差分法,本文又对删除国家扶贫开发

表 5 遗漏变量影响的模拟检验

	ATT	结果效应	选择效应
<i>lngdpper</i>	0.101*** (0.031)	0.921	1.143
<i>lnfiscalincomeper</i>	0.003 (0.103)	0.985	1.296
<i>lncomper</i>	-0.075*** (0.015)	0.860	1.293
<i>lndepositper</i>	0.032** (0.014)	0.790	1.301

注:*** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$;括号内为标准误。

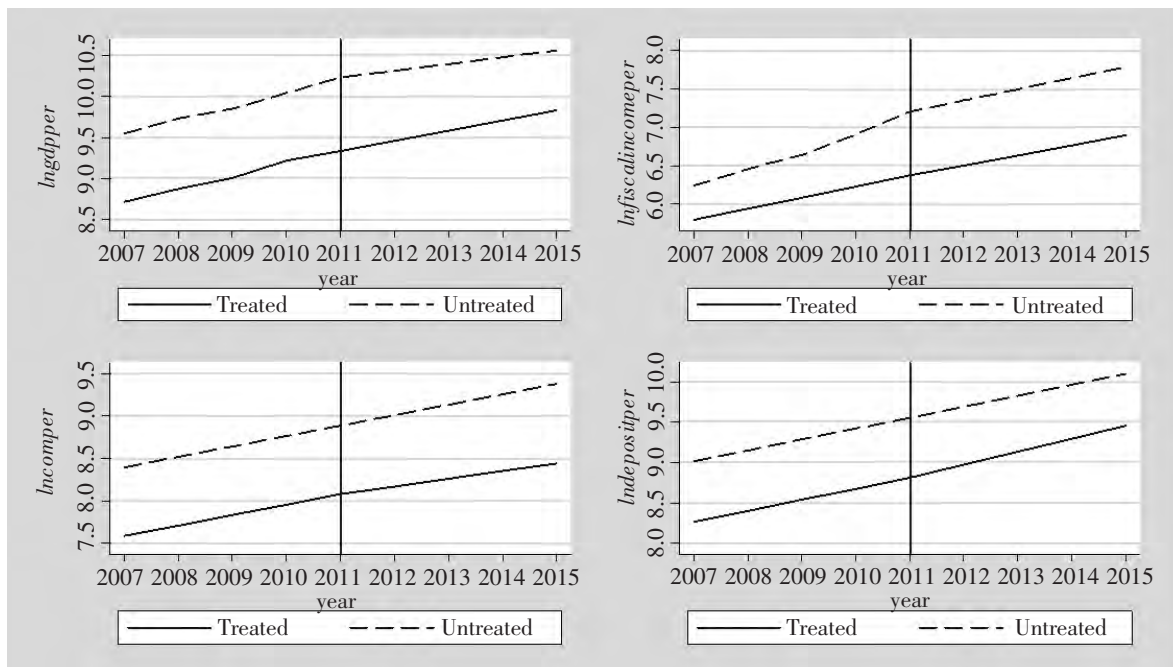


图 2 被解释变量随时间变化的趋势

工作重点县后的精炼样本进行了重新分析。

表 7(下页)给出了精炼样本的估计结果。不难发现,虽然删除国家扶贫开发工作重点县样本降低了样本量,但之前发现的基本结论仍然成立,即集中连片特困地区减贫政策可以促进当地人均县域国内生产总值和实际人均县域居民存款余额增速的提高,但对人均县域城乡消费增速的影响则是负的。

(三)异质性分析

这里主要探究集中连片特困地区政策对于经济发展水平不同的地区的影响是否不同,即该

影响是否具有异质性。为了检验异质性,本文在 PSM-DID 的基础上使用分位点回归(Quantile Regression)方法,分别估计了集中连片特困地区减贫政策对人均县域国内生产总值处于 10%、25%、50%、75%以及 90%分位点地区的影响。

表 8(下页)报告了各个回归的结果。可以发现,集中连片特困地区减贫政策对经济发展水平不同的地区的影响呈现明显的异质性特征。具体来讲,随着地区人均县域国内生产总值、实际人均县域居民存款余额以及人均县域城乡消费的不断提高,集中连片特困地区政策

表 6 反事实检验

	<i>ln gdp per</i> (1)	<i>ln gdp per</i> (2)	<i>ln comper</i> (3)	<i>ln deposit per</i> (4)
核匹配				
ATT	0.031 (0.047)	0.005 (0.013)	-0.082 (0.105)	-0.028 (0.047)
半径匹配				
ATT	0.027 (0.039)	0.003 (0.026)	-0.026 (0.085)	-0.006 (0.031)
3对1最近邻匹配				
ATT	0.039 (0.053)	0.002 (0.030)	-0.074 (0.093)	-0.042 (0.063)

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$;括号中是由 bootstrap 方法得到的标准误。

表 7 去掉国家扶贫开发工作重点县后的精炼样本

	<i>lngdpper</i>	<i>lnfiscalincomeper</i>	<i>lncomper</i>	<i>lndepositper</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
核匹配				
ATT	0.171*** (0.039)	-0.003 (0.061)	-0.135*** (0.036)	0.042** (0.019)
满足共同支撑样本量	386	386	386	386
半径匹配				
ATT	0.134*** (0.028)	0.020 (0.280)	-0.063** (0.030)	0.027** (0.013)
满足共同支撑样本量	386	386	386	386
3对1最近邻匹配				
ATT	0.155*** (0.041)	0.002 (0.066)	-0.118*** (0.031)	0.046** (0.022)
满足共同支撑样本量	386	386	386	386

注: (1) *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$; (2) 括号中是由 bootstrap 方法得到的标准误。

对地区经济发展的促进作用逐渐降低,表现出“边际递减效应”,因此该政策在促进片区县经济发展的同时,还可以降低地区间经济发展不均衡的程度。在对国家高新区政策的评估中,有文献也发现了类似的现象^[20]。

(四)影响机制分析

上述分析表明,在克服内生性问题 and 经过一系列稳健性检验后,集中连片特困地区减贫政策确实显著提高了片区县经济发展速度。那么,集中连片特困地区减贫政策是如何影响片区县经济发展的?其中的影响机制是什么?下面我们结合数据情况对集中连片特困地区减贫政策的影响机制进行分析。根据经济发展理论中的配第一克拉克定理,随着经济发展和人均国民收入水平的提高,劳动力首先由第一产业向第二产业转移,然后再向第三产业转移。另外,第二产业和第三产业的发展依赖于良好

的基础设施,而这需要固定资产投资的拉动。因此,我们将检验集中连片特困地区减贫政策对于片区县产业结构以及固定资产投资的影响。

表 9(下页)分别报告了集中连片特困地区减贫政策对片区县第二产业占比、第三产业占比以及固定资产投资的影响结果。不难发现,在不同的匹配方法中,集中连片特困地区减贫政策对第二产业比重、第三产业比重和固定资产投资均有显著影响。与对照组区县相比,处理组区县的第二产业比重、第三产业比重和固定资产投资的增长速度更快。具体而言,集中连片特困地区减贫政策对片区县实际人均县域国内生产总值、实际人均县域社会消费品总额以及实际人均县域居民存款余额的平均处理效应分别超过 0.069、0.030 和 0.076,且都至少在 5% 的置信水平上显著,意味着处理组区县的第二产业

表 8 异质性分析

	10th quantile	25th quantile	50th quantile	75th quantile	90th quantile
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>lngdpper</i>	0.218*** (0.023)	0.196*** (0.034)	0.169*** (0.035)	0.121** (0.052)	0.073 (0.060)
<i>lncomper</i>	-0.189*** (0.022)	-0.150*** (0.034)	-0.127*** (0.042)	-0.082* (0.048)	-0.065 (0.062)
<i>lndepositper</i>	0.048*** (0.012)	0.040** (0.018)	0.032 (0.022)	0.021 (0.037)	0.019 (0.052)

注: *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$; 括号中是由 bootstrap 方法得到的标准误。

表9 影响机制分析

	<i>lnsecond</i>	<i>lnthrid</i>	<i>lninvestment</i>
核匹配			
ATT	0.106*** (0.025)	0.037** (0.016)	0.082*** (0.015)
半径匹配			
ATT	0.069** (0.032)	0.030* (0.018)	0.076** (0.028)
3对1最近邻匹配			
ATT	0.082** (0.042)	0.046** (0.024)	0.114** (0.037)

注: ***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$; 括号内为标准误。

比重、第三产业比重和固定资产投资的增速至少比对照组分别高出 6.9 个、3 个和 7.6 个百分点。因此,该结果证实了集中连片特困地区减贫政策对当地经济发展影响的一个可能机制,是通过促进当地固定资产投资以推动经济向二、三产业转型。

四、结论与政策建议

当前,我国正处在全面建成小康社会的决胜阶段,减贫政策的成效直接关乎农村贫困人口能否如期脱贫。本文利用 2007~2015 年 2079 个区县的面板数据,采用倾向得分匹配基础上的双重差分法,对集中连片特困地区减贫政策是否促进了当地经济发展这一问题进行了验证。研究表明,集中连片特困地区减贫政策提高了片区县人均县域国内生产总值和人均县域居民存款余额的增速;这一结果在进行多项稳健性检验后仍然成立。随着片区县人均县域国内生产总值分位的上升,集中连片特困地区减贫政策对当地经济发展的促进作用呈现逐渐下降趋势。该结果表明,集中连片特困地区减贫政策不仅促进了脱贫攻坚主战场地区的经济发展,而且有助于降低地区间经济发展不均衡的程度。

基于本文研究结论,针对新时代完善集中连片特困地区减贫政策提出如下政策建议:

第一,进一步整合区域性扶贫开发的各方资源,形成支持集中连片地区脱贫攻坚的政策合力。集中连片特困地区的扶贫开发必须着眼

于跨省域的区域协作,突破行政壁垒和“条块分割”体制,促进扶贫资源、生产要素在区域间自由流动。加强集中连片特困地区各种减贫政策的有效衔接和连贯性,逐步消除政策碎片化,搭建起跨区域、跨部门扶贫协作制度平台。

第二,加强集中连片特困地区减贫政策和精准扶贫政策的对接,提高连片特困地区的扶贫质量和效率。将区域精准扶贫与个体精准扶贫有机结合,在把有限的资源投入给最需要的人的同时,避免精准扶贫中可能面临的精英俘获问题。构建片区脱贫与精准扶贫融合推进的新机制,在片区发展定位精准的基础上,从识别精准、项目安排精准、资金使用精准、考核评价精准等多方面进行提升^[21]。

第三,提高贫困区域识别精度,建立多维贫困区域识别指标体系^[22],实施差异化的扶贫措施。联合国开发计划署(UNDP)于 2010 年发布的多维贫困指数,取代了从 1997 年开始使用日均花费 1 美元作为划分贫困人口界限的旧标准。面向未来,集中连片特困地区减贫政策不仅要解决单一维度的区域性经济问题,而且要建立多维贫困区域识别指标体系。在经济指标基础上,综合考虑基础设施、健康、教育、生存环境、社会参与、市场机制等几大类指标,不断增强集中连片特困地区的内生动力和可持续发展能力。 **Reform**

参考文献

[1]Solow, R. M.. A Contribution to the Theory of

- Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, 1956, 70(1):pp.65~94.
- [2]Aghion, P., Bolton P.. A Theory of Trickle-Down Growth and Development. Review of Economic Studies, 1997, 64(2): pp.151~172.
- [3]Dollar, D., Kraay A.. Growth is Good for the Poor. Journal of Economic Growth, 2002, 7 (3): pp.195~225.
- [4]汪三贵:《在发展中战胜贫困——对中国 30 年大规模减贫经验的总结与评价》,《管理世界》2008 年第 11 期,第 78~88 页
- [5]雷明:《扶贫战略新定位与扶贫重点》,《改革》2016 年第 8 期,第 74~77 页
- [6]黄琦 陶建平:《扶贫效率、形态分布与精准优化:秦巴山片区例证》,《改革》2016 年第 5 期,第 76~88 页
- [7]汪三贵等:《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,第 56~64 页
- [8]Howes, S., Hussain A.. Regional Growth and Inequality in Rural China. Working Paper EF 11, London, London School of Economics, 1994.
- [9]Rozelle S., Park A., Bezinger V., Ren C.. Targeted Poverty Investments and Economic Growth in China. World Development, 1998, 26 (12): pp. 2137~2151.
- [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,第 1365~1388 页
- [11]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,第 33~47 页
- [12]刘朝明 张衔:《扶贫攻坚与效益测定分析方法——以四川省阿坝、甘孜、凉山自治州为样本点》,《经济研究》1999 年第 7 期,第 49~56 页
- [13]Meng, L.. Evaluating China's Poverty Alleviation Program: A Regression Discontinuity Approach. Journal of Public Economics, 2013, 101: pp.1~11.
- [14]Park, A., Wang S.. Community-Based Development and Poverty Alleviation: an Evaluation of China's Poor Village Investment Program. Journal of Public Economics, 2010, 94(9-10): pp.790~799.
- [15]郑家喜 江帆:《国家扶贫开发工作重点县政策:驱动增长、缩小差距,还是政策失灵——基于 PSM-DID 方法的研究》,《经济问题探索》2016 年第 12 期,第 43~52 页
- [16]Rosenbaum, P. R., Rubin D. B.. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. Biometrika, 1983, 70 (1): pp.41~55.
- [17]Heckman, J. J., Ichimura H., Todd P. E.. Matching as an Econometric Evaluation Estimator. Review of Economic Studies, 1998, 65(2): pp. 261~294.
- [18]Heckman J., Vytlacil E.. Instrumental Variables, Selection Models, and Tight Bounds on the Average Treatment Effect. In: Lechner M., Pfeiffer F. (eds) Econometric Evaluation of Labour Market Policies. 2001: pp.1~15.
- [19]Ichino, A., Mealli F., Nannicini T. From Temporary Help Jobs to Permanent Employment: What Can We Learn from Matching Estimators and Their Sensitivity?. Journal of Applied Econometrics, 2008, 23(3): pp.305~327.
- [20]刘瑞明 赵仁杰:《国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证》,《管理世界》2015 年第 8 期,第 30~38 页
- [21]万君 张琦:《区域发展视角下我国连片特困地区精准扶贫及脱贫的思考》,《中国农业大学学报(社会科学版)》2016 年第 5 期,第 36~45 页
- [22]刘艳华 徐勇:《中国农村多维贫困地理识别及类型划分》,《地理学报》2015 年第 6 期,第 993~1007 页

(责任编辑:王立坦)