

扶贫改革试验区政策的经济发展效应分析

秦 聪¹, 郭 婧²

(1. 中国人民大学国家发展与战略研究院, 北京 100872; 2. 中央财经大学财政税务学院, 北京 102206)

摘 要: 2013 年和 2015 年国家在东部沿海省份分两批实施了扶贫改革试验区政策, 旨在为进一步完善国家扶贫战略和政策体系、实现脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接积累经验。由于各省的试点政策不尽相同, 需要分别考察政策效果和总结经验。利用 2011—2020 年江苏省县级面板数据, 采用双重差分的识别策略, 考察扶贫改革试验区政策对于试点地区经济发展的影响, 并进一步剖析政策的作用机理。研究表明, 江苏省制定实施的扶贫改革试验区政策促进了改革地区的经济发展。从作用机制上看, 三次产业增加值均有所提升, 其中第一产业和第二产业增速更快; 财政支出增加和信贷政策支持为地区发展提供了资金; 鉴于试验区的经济增长是由劳动力和技术所驱动的, 因而具有可持续性。进一步的研究表明, 扶贫改革试验区政策改善了当地居民生活条件, 农民收入水平得到了提升、医疗卫生条件和教育水平得以改善, 而农民的消费水平仍有提升的潜力和空间。

关键词: 扶贫改革试验区; 经济增长; 农民增收; 财政金融政策

中图分类号: F061.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2023)09-0095-11

Anti-poverty in the new age: Assessing the economic growth effect of the pilot poverty alleviation reform zone policy

QIN Cong¹, GUO Jing²

(1. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. School of Public Finance and Taxation, Central University of Finance and Economics, Beijing 102206, China)

Abstract: To improve the anti-poverty strategy and policy system, as well as to accumulate experience of linking poverty alleviation and rural revitalization, China launched the Pilot Poverty Alleviation Reform Zone policy in six coastal provinces in 2013 and 2015. Given that the policies implemented in those provinces were different, it is worth separately evaluating the economic growth effects of the pilot policy for each province. In this study, drawing on a county panel of Jiangsu province from 2011 to 2020 and the difference-in-differences approach, we empirically estimate the effect of the Pilot Poverty Alleviation Reform Zone policy on local economic development and the mechanisms behind it. We find that the policies implemented in Jiangsu province is conducive to local economic growth. We also find that (i) the policy increased the outputs of three sectors, where the first and second sectors benefited the most; (ii) the fiscal expenditure and credit inclination were critical for the development; and (iii) the economic growth was primarily driven by employment increment and technology improvement. Moreover, the pilot policy promoted local living conditions by increasing the rural households' income and improving sanitary and educational conditions. However, it had few effect on increasing rural households' consumption.

Key words: pilot poverty alleviation reform zone; economic growth; rural households' income; fiscal and financial policy

收稿日期: 2023-06-06 修回日期: 2023-08-24

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金项目“多层次官员激励与地方经济增长: 地方政府治理视角下的实证分析”(72003187)。

作者简介: 秦聪(1988—), 男, 辽宁锦州人, 中国人民大学国家发展与战略研究院副教授, 博士, 研究方向为财政学、发展经济学。通信作者: 郭婧。

2021 年 2 月 25 日,习近平总书记在脱贫攻坚总结表彰大会上庄严宣告,我国脱贫攻坚战取得了全面胜利。这标志着我国实现了全面建成小康社会的宏伟目标,绝对贫困在我国已经成为历史。这也意味着,继提前完成联合国千年宣言的减贫目标后,我国又提前实现了联合国 2030 年可持续发展议程的减贫目标,再次为世界减贫事业做出了巨大贡献^[1-2]。改革开放以来,中国从一个不发达国家一跃成为世界第二大经济体,实现了人类历史上最大规模的贫困人口脱贫,成功演绎了一部发展中国家经济腾飞和治理贫困的经典范本^[3-4]。从利用制度性改革解决机会的缺失,到通过区域开发缩小地区间的差距,再到实施精准脱贫最终实现共同富裕,中国贡献给世界的不仅是一个经济增长的效率奇迹,更是一个将发展成果惠及广大人民的公平奇迹,彰显了社会主义制度的优越性和我国扶贫方略的正确性。

随着我国取得了消除绝对贫困的伟大胜利,扶贫工作和农村发展进入到了一个新的阶段,巩固脱贫攻坚成果并与乡村振兴有效衔接成为当前新的历史任务。在这一阶段中,工作重点已转变为巩固温饱成果、加快脱贫致富、改善生态环境、提高发展能力和缩小发展差距^[5]。那么,应当如何做才能完成好上述工作?实际上,早在脱贫攻坚阶段,中共中央就在沿海发达地区进行了政策试点,为解决后续相对贫困问题和与乡村振兴战略相衔接积累经验。具体地,国务院扶贫开发领导小组于 2013 年在辽宁省阜新市、浙江省丽水市和广东省清远市设立首批扶贫改革试验区,又于 2015 年将江苏省宿迁市、山东省淄博市和福建省三明市选定为第二批扶贫改革试验区^①。在过去的十年间,各扶贫改革试验区结合本地实际情况进行了一系列政策尝试,所积累的宝贵经验能够为新时期全国的扶贫工作提供有益的借鉴。正因如此,科学评估扶贫改革试验区的政策效果并理清其作用机理,从而总结试点政策的经验与不足,对当前治理相对贫困和推进乡村振兴工作具有重要意义。

然而,目前关于扶贫改革试验区的研究尚不充分,一些重要问题尚未得到较好的回答。通过在中国知网中国期刊全文数据库进行检索,截至 2023 年 1 月,共有 31 篇主题与扶贫改革试验区相关的文章。根据表 1 的统计可以看出,已有的研究主要采用案例分析和实证分析的研究范式。其中,早期研究主要是对试点地区的政策实践进行梳理,因而多采用案例研究的范式;近期的研究则主要关注政策对地方经济、农民收入和民生等方面的影响,实证分析随之成为主流的范式。不过,值得注意的是,现有的实证分析多以第一批试点城市为研究对象,对第二批试点地区的关注相对较少。由于与以往中央统筹开展的全局性扶贫不同,扶贫改革试验区政策是由东部省份自行规划设计本省的扶贫政策,各试验区的治贫手段因而不尽相同的,有必要对各试点地区的政策效果分别加以分析^[6]。特别地,江苏省宿迁市在所有试验区中试点了最多的扶贫政策,但现有文献仅对其进行了简单的政策梳理,而并未对其政策效果进行较为严谨的评估^[7]。

表 1 扶贫改革试验区政策研究的统计

研究对象	案例分析(个)	实证分析(个)	合计(个)
第一轮试点	0	1	1
浙江省丽水市	3	1	4
辽宁省阜新市	0	2	2
广东省清远市	2	2	4
第二轮试点	0	0	0
江苏省宿迁市	6	0	6
山东省淄博市	1	0	1
福建省三明市	6	1	7
前两轮试点	2	4	6
总计	20	11	31

注:表内数字来自中国知网。

有鉴于此,本文采用双重差分回归的识别策略,利用 2011—2020 年江苏省县级面板数据,探究扶贫改革试验区政策对于试点地区经济发展的影响,并进一步剖析政策的作用机理。研究表明,江苏省实施的扶贫改革试验区政策促进了改革县的经济发展。特别地,相较于非改革县,改革县的人均 GDP 增速提高了约 11.2 个百分点。这一结果在进一步考虑内生性问题以及改变样本和模型设

① 在东部省份试点经验的基础上,中共中央于 2019 年在内蒙古赤峰市设立了西部第一个扶贫改革试验区。

定时均较为稳健。机制分析表明:首先,从产业结构来看,三次产业增加值均有所提升,其中第一产业和第二产业的增速更快;其次,财政政策通过提高支出水平为改革县提供了资金支持,而一系列的金融政策也起到了缓解信贷约束的作用;最后,改革县的就业水平和专利授权量均显著提高,意味着江苏省试验区的经济增长倾向于是由劳动力和技术所驱动的。此外,扶贫改革试验区政策也改善了改革县的居民生活条件——提高了农民的收入水平,改善了地方医疗卫生条件,扩大了小学在校生数量。不过,值得注意的是,随着收入的增加,农民更倾向于储蓄而不是扩大消费。这意味着,如何将农民收入增长转化为消费提高,在切实提高农民生活水平的同时也为内需的扩大提供支持,将成为下一阶段巩固脱贫成果和实现乡村振兴所急需解决的问题。

本文可能的特色之处主要体现在如下两个方面。第一,本文丰富了我国扶贫理论和区域开发政策的研究。区域性贫困是一个世界性问题,即便是发达国家内部也可能存在经济落后地区^[8]。当一个地区的自然条件或人文条件较差时,贫困问题往往就会随之出现^[9]。为此,各国多采用区域开发政策来加以应对,但不同政策的经济发展和减贫效果却不尽相同,这突显出通过政策效果评估来识别出有效政策的重要性^[10]。本文对第二批扶贫改革试验区的政策效果进行实证考察,为后脱贫时代的扶贫政策设计提供参考,也对我国的扶贫理论体系进行了有益补充。第二,本文利用双重差分的识别策略对潜在的内生性问题进行了矫正,同时使用了更具有可比性的样本,因而所得结论更为真实可靠。一方面,OLS估计或单差法无法有效排除其他因素的干扰,从而导致对试验区政策效果的估计可能是有偏的^[5,11]。为此,在处置组和对照组样本满足平行趋势条件的前提下,我们利用双重差分的识别策略进一步剔除了时间因素的影响。另一方面,已有研究在样本选择上存在值得商榷之处。具体地,一些研究同时以市辖区和县(及县级市)为研究对象,但由于区

县之间在经济规模和财政体制等方面差异较大,区县差异可能导致估计结果有偏;而有的研究在处置组中纳入了区县样本,但在对照组中仅考虑县样本,这种做法也是存在问题的。为此,本文以县及县级市为研究对象,从而提高了处置组与对照组的可比性。

一、制度背景

改革开放以来,在大力发展经济的同时,我国也在贫困治理方面付出了艰苦卓绝的努力。改革开放初期,以农村生产体制改革和农产品价格体制改革为代表的制度性改革为农村经济发展注入了极大的活力,一些能够发挥自身特点、具有开创精神的地区率先发展起来^[3,12]。随之而来的,区域性贫困取代制度性贫困成为我国贫困的主要特征。为此,中共中央于1986年实施了国家级贫困县政策,开始采用开发式扶贫的方式对区域性贫困进行有组织、有计划的治理。进入21世纪后,又相继出台了《中国农村扶贫开发纲要(2001—2010)》和《中国农村扶贫开发纲要(2011—2020)》,指导和规范不同时期的扶贫开发工作^[13]。在上述扶贫进程中,2000年是一个重要的时间节点:在此之前,全国的扶贫开发工作均由中央统一负责;而在此后,为集中力量解决中西部地区更加复杂而广泛的贫困问题,中共中央将东部沿海6省的扶贫工作交由本省负责^②。事实证明,这次扶贫工作领域的分权改革取得了成功,东部省份因地制宜走出了一条切合本地区实际的治贫之路,在中西部打响脱贫攻坚战之前,东部6省已经基本消灭了绝对贫困^[14]。

随着东部地区的扶贫开发率先进入新的阶段,国务院扶贫开发领导小组于2013年出台了《关于设立扶贫改革试验区的意见》,选定辽宁省阜新市、浙江省丽水市和广东省清远市成立扶贫改革试验区。2015年,试验区范围扩大到江苏省宿迁市、山东省淄博市和福建省三明市。2019年,内蒙古赤峰市成为西部第一个扶贫改革试验区。根据《关于设立扶贫改革试验区的意见》,扶贫改革试验区应在如下几个方面进行积极探索:消除

② 东部沿海6省包括辽宁省、山东省、江苏省、浙江省、福建省和广东省。

城乡二元体制、推进城乡一体化;创新扶贫体制机制;缩小发展差距、实现共同富裕;促进扶贫开发与工业化、信息化、城镇化和农业现代化有机结合。从这些改革重点可以看出,中共中央设立扶贫改革试验区的根本目的在于通过在沿海发达地区进行政策试点,为下一阶段巩固前期脱贫攻坚成果、解决后续相对贫困问题积累经验。为此,中共中央进一步向地方放权,鼓励各试验区结合地方实际量身定制政策、先试先行,这意味着各试验区的政策设计将各具特色,因而最终的政策效果可能是有所不同的^[15]。

具体到江苏省宿迁市扶贫改革试验区的情况,在 2015 年下发的《国务院扶贫办关于设立江苏省宿迁扶贫改革试验区的复函》中,对江苏省试点地区提出的纲领性要求为,要以制度创新为核心任务,以超前探索、重点突破、地方为主、先行先试为工作原则,在扶贫工作考核等 7 个主要方面进行积极探索。次年,江苏省扶贫工作领导小组印发了《关于支持宿迁市推进扶贫改革试验的意见》,结合自身特点将中央部署细化为创新精准扶贫体制机制、创新缓解相对贫困有关政策和制度、创新城乡统筹减贫机制 3 个方面共 14 条试验重点任务,并在省级层面制定了财政税收、就业社保、医疗卫生、教育与人力资源开发、土地保护利用、金融保险、产业发展及其他等 7 个方面的支持政策。

二、计量策略、数据与变量

(一) 计量策略

本文旨在较为准确地估算出扶贫改革试验区政策对于试验区内县域经济和人民生活的影响。江苏省于 2015 年在宿迁市设立了扶贫改革试验区,这一实践为本文构建时间和地区层面的双重差分策略提供了基础。具体而言,在时间层面上,本文将 2015 年以前年份作为事前时点,2015 年及以后年份作为事后时点;在地区层面上,宿迁市下辖的沭阳县、泗阳县和泗洪县构成了处置组(简称“改革县”),江苏省其他城市下辖各县及县级市

(统称为“县”)则构成了对照组(简称“非改革县”)。基于此,本文的双重差分模型采用如下形式:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times (Reform_i \times Post_t) + X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,因变量 y_{it} 在基准回归中为县 i 在 t 年的人均 GDP 对数值。 $Reform_i$ 为县 i 的处置状态,在样本期内成为改革县记为 1,否则为 0; $Post_t$ 为时间哑变量,当 $t \geq 2015$ 时记为 1,否则记为 0;因此, $Reform_i \times Post_t$ 反映了县 i 在 t 年的处置状态,其估计系数 β_1 即反映了扶贫改革试验区政策的效果。 X_{it} 为控制变量,在基准回归中包括县内人口密度和土地面积,以及时间趋势的一次项和二次项。 λ_i 和 λ_t 分别为县固效应和年份固定效应, ε_{it} 为误差项。为解决潜在的序列相关和异方差问题,标准误聚类至市级。

(二) 数据

本文构建了一个 2011—2020 年的江苏省县级面板数据集。经济与社会数据主要来自《江苏统计年鉴》^③,地方领导干部信息来自中国研究数据服务平台(CNRDS)和作者研究团队的补充整理。为排除价格因素的影响,本文利用江苏省历年的 GDP 平减指数将经济指标调整为以 2011 年价格水平为基期的实际值。需要说明的是,由于市辖区与县在经济规模和财政体制等方面差异较大,同时贫困人口多生活在农村地区^[17],因此基准分析没有考虑市辖区样本,而是在后续稳健性检验中将市辖区纳入到分析之中。

(三) 变量

本文研究的核心问题是扶贫改革试验区政策在多大程度上提高了改革县的经济发展水平。为此,本文的核心解释变量为样本县是否被纳入扶贫改革试验区之中,改革县取值为 1,其余为 0。核心被解释变量为县域经济发展水平,由人均实际 GDP 的对数值来衡量。在机制分析部分,我们以人均三次产业增加值和人均工业增加值为被解释

③ 考虑到利用户籍人口计算经济指标的人均值可能存在偏差,借鉴 Jia 等^[16]的思路,本文利用 2000 年和 2010 年的《中国人口普查分县资料》推算出样本期内各县历年的常住人口。具体而言,我们首先利用 2000 年和 2010 年的普查数据分别计算出各县常住人口的年平均增速;进一步地,假定此后各县保持其人口增速不变,分别推算出 2011—2020 年的常住人口数。

变量来考察政策对于产业发展的影响,以人均财政支出和人均金融机构贷款余额为被解释变量来考察财政金融政策的影响,以就业人口占总人口比重和专利授权量为被解释变量来考察政策对于要素投入的影响^④。在拓展分析部分,我们以农民人均可支配收入、农民人均生活消费支出、农民人均食品消费支出和住户人均存款余额为被解释变量来考察政策对于农民生活水平的影响,以卫生机构床位数和小学在校学生数为被解释变量来考察政策对于居民福利水平的影响。为避免纳入不恰当的控制变量(bad controls)而导致双重差分模型的估计有偏,本文的控制变量仅考虑了人口密度和土地面积。

基于表2给出的变量描述性统计,可以得出几点初步认识:①在样本期内,江苏省各县的经济发展

表2 变量的描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
扶贫改革试验区身份	426	0.070	0.256	0	1
人均GDP(对数值)	422	11.187	0.605	9.731	13.982
人均第一产业增加值(对数值)	422	8.722	0.639	7.052	11.943
人均第二产业增加值(对数值)	422	10.422	0.648	8.947	13.021
人均工业增加值(对数值)	422	10.257	0.685	8.599	12.797
人均第三产业增加值(对数值)	422	10.319	0.672	8.630	13.262
人均财政支出(对数值)	422	9.073	0.499	8.180	12.011
人均金融机构贷款余额(对数值)	422	10.757	0.819	7.403	13.605
就业人口占总人口比重	7309	0.557	0.097	0.052	0.996
专利授权量(对数值)	426	7.138	1.078	3.871	10.262
农民人均可支配收入(对数值)	426	9.676	0.320	8.916	10.471
农民人均生活消费支出(对数值)	426	9.280	0.365	8.357	10.072
农民人均食品消费支出(对数值)	426	8.165	0.307	7.444	8.792
住户人均存款余额(对数值)	422	10.531	0.670	8.999	13.254
卫生机构床位数(对数值)	426	8.189	0.491	6.494	9.235
小学在校学生数(对数值)	426	1.669	0.640	0.223	6.838
人口密度	426	706.268	567.208	212	7979
土地面积	426	1567.204	634.939	106	3221
地方主要干部年龄	88	46.216	3.897	36	54
地方主要干部学历	82	0.927	0.262	0	1
地方主要干部是否为本地人	87	0.609	0.491	0	1

注:数据来源于《江苏统计年鉴》和中国研究数据服务平台(CNRDS);其中,经济数据为以2011年为基期计算的 actual 值。

水平普遍较高,人均实际GDP约为72186元,人均二、三产业增加值分别约为33591元和30303元,占人均GDP的47%和42%。②财政支出处在较高水平,人均财政支出约为8718元。③在农民生活水平方面,农民人均可支配收入约为15931元,农民人均生活消费支出约为10721元。④从地方主要领导干部特征来看:首先,江苏省的县级领导干部队伍年轻化特征较为明显,县委书记和县长的平均年龄为46岁,最年轻的领导就任时仅36岁,因而可能具有较强的工作活力^[18];其次,92.7%的领导干部具有研究生学历,其余干部也获得了本科学历,因而知识水平较高;最后,60.9%的领导干部任职地与其出生地属于同一城市,可能对于辖区情况更为了解^[19]。

三、实证结果

本节首先给出扶贫改革试验区政策对地方经济发展影响的估算结果,然后对基准结果进行稳健性检验,最后考察政策的作用机制。

(一) 扶贫改革试验区政策对地方经济发展的影响

表3给出了利用双重差分模型(即方程(1))估算的扶贫改革试验区政策对地方经济增长的影响。出于稳健性考虑,我们在第(1)列~第(3)列中依次加入县和年份固定效应、时间趋势项和其他控制变量,不难看出,在不同的模型设定下所得的估算结果在数值大小及显著性水平上均较为一致。以第(3)列为例,相较于非改革县,扶贫改革试验区政策提高了改革县的人均GDP增速约11.2个百分点,且回归系数在5%的置信水平下显著。

表3 扶贫改革试验区政策对经济增长的影响

序号	(1)	(2)	(3)
扶贫改革试验区政策 ×政策前后	0.114* (0.052)	0.114* (0.052)	0.112** (0.050)
县固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
时间趋势		是	是
控制变量			是
样本量	422	422	422
R ²	0.854	0.854	0.854

注:上述回归中的结果变量为人均GDP的对数值。第(1)列控制了县级固定效应和年份固定效应,第(2)列进一步控制了时间趋势的一次项和二次项,第(3)列进一步控制了辖区土地面积和人口密度。括号内数字为聚类至地级市层面的标准误。***、**、*分别表示在1%、5%和10%有统计学意义。下同。

④ 由于县级数据中缺少就业信息,在考察政策对就业的影响时我们使用了乡镇数据。

(二)稳健性检验

为确保基准结论的可靠性,本节进行一系列稳健性检验。

1. 平行趋势检验

为确保双重差分识别策略的有效性,改革县和非改革县在政策实施前应具有相同的变化趋势,从而避免估算结果因两组样本存在事前趋势差异而有偏。为此,需要进一步考察扶贫改革试验区政策的动态效应。具体而言,本文将由各县的改革状态与历年的年份虚拟变量所组成的交互项作为新的解释变量进行回归,新的估计方程如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=2011}^{k=2020} \beta_k \times (Reform_i \times D_t^k) + X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, D_t^k 为年份虚拟变量,当 $t = k$ 时记为 1,否则为 0^⑤。

扶贫改革试验区政策的动态效应估算结果由表 4 给出。首先,2011—2013 年的年份虚拟变量

表 4 扶贫改革试验区政策对经济增长的逐年影响

序号	(1)	(2)	(3)
扶贫改革试验区政策 ×2011 年	-0.058 (0.038)	-0.058 (0.038)	-0.055 (0.036)
扶贫改革试验区政策 ×2012 年	-0.014 (0.029)	-0.014 (0.029)	-0.013 (0.029)
扶贫改革试验区政策 ×2013 年	0.005 (0.016)	0.005 (0.016)	0.006 (0.016)
扶贫改革试验区政策 ×2015 年	0.031 ** (0.014)	0.031 ** (0.014)	0.031 ** (0.013)
扶贫改革试验区政策 ×2016 年	0.063 ** (0.024)	0.063 ** (0.024)	0.063 ** (0.023)
扶贫改革试验区政策 ×2017 年	0.069 * (0.032)	0.069 * (0.032)	0.069 * (0.032)
扶贫改革试验区政策 ×2018 年	0.094 ** (0.039)	0.094 ** (0.039)	0.094 ** (0.036)
扶贫改革试验区政策 ×2019 年	0.143 ** (0.054)	0.143 ** (0.054)	0.143 ** (0.054)
扶贫改革试验区政策 ×2020 年	0.182 ** (0.059)	0.182 ** (0.059)	0.182 ** (0.059)
县固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
时间趋势		是	是
控制变量			是
样本量	422	422	422
R ²	0.856	0.856	0.856

与政策的交互项系数均缺乏统计显著性,表明在扶贫改革试验区政策实施前改革县与非改革县具有相同的发展经济趋势,通过了使用双重差分回归模型所要求的平行趋势检验。其次,在扶贫改革试验区政策实施后,2015—2020 年间的交互项系数逐年增大,且均保持了较好的统计显著性,进一步支持了本文的基本结论。

为更为直观地展示扶贫改革试验区政策的动态效应,图 1 绘制了表 4 第(3)列中的历年交互项估计系数及 95% 置信区间。由图 1 可见,改革前年份与政策的交互项回归系数均接近于 0,而改革后年份与政策的交互项回归系数均为正值,且呈现出逐年增大的趋势。这意味着,扶贫改革试验区政策不仅在政策实施当年即产生了明显效果,且政策效果随着时间推移而越发彰显。

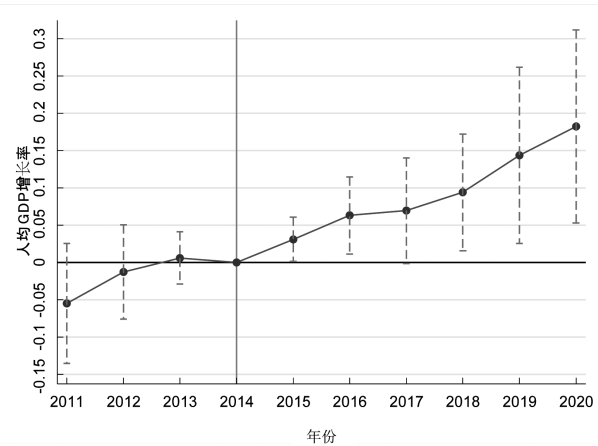


图 1 扶贫改革试验区政策的动态效应

2. 内生性检验

平行趋势检验表明处置组和对照组样本在政策实施前的变化趋势较为相似,因而具有较好的可比性。不过,处置组和对照组样本仍可能在一些方面存在事前差异,而样本期内实施的其他重要政策也可能对县域经济产生影响,从而导致本文的基准结果因遗漏变量问题而有偏。

首先,采用倾向得分匹配与双重差分回归相结合(PSM - DID)的方法来进一步提高处置组和

⑤ 由于江苏省的扶贫改革试验区政策在 2015 年开始实施,因此本文以政策实施前一年的 2014 年为基年,亦即方程(2)的回归模型中不包含“扶贫改革试验区政策 × 2014 年”这一变量。

对照组样本的可比性^[20]。第一步,以 2014 年⑥的人均 GDP、人口密度和土地面积作为匹配变量,利用 Probit 模型估算出各县的改革概率(即倾向得分)。第二步,根据倾向得分,采用 5 对 1 最邻近匹配的方法在共同支撑域内为每个改革县寻找到的最相似的五个非改革县作为对照组样本⑦。第三步,基于匹配后的样本再次利用方程(1)的策略进行双重差分回归。表 5 第(1)列给出了 PSM-DID 方法的估算结果:新的估计系数依然较为显著,支持了基准结果的结论。

表 5 内生性检验

变量	PSM-DID	排除其他政策影响		
		全国农村改革试验区政策	江苏省农村改革试验区政策	省直管县改革
	(1)	(2)	(3)	(4)
扶贫改革试验区政策×政策前后	0.063 ** (0.021)	0.073 ** (0.031)	0.121 * (0.055)	0.135 ** (0.046)
样本量	120	380	167	392
R ²	0.976	0.922	0.897	0.866

注:上述回归中的结果变量为人均 GDP 的对数值。各回归中均控制了县固定效应、年份固定效应、时间趋势的一次项和二次项、辖区土地面积和人口密度。括号内数字为聚类至地级市层面的标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 有统计学意义。

其次,排除其他政策对基准结果可能产生的影响。为实现以改革促进农村农业经济发展的政策目标,中共中央于 2010 年在全国范围内启动了新形势下的农村改革试验区工作,并在 2011 年设立了首批 24 个试验区,2014 年设立了第二批 34 个农村改革试验区。其中,江苏省苏州市入选了第一批试验区,南京市、常州市武进区和淮安市洪泽县入选了第二批试验区。与此同时,江苏省委、省政府高度重视中央布置的农村改革试验工作,在国家级试点的基础上进一步开展了省级农村改革试验区试点工作,分别在 2012 年、2016 年和 2019 年设立了三批省级农村改革试验区。由于农村改革试验区政策旨在促进农村经济发展,可能会对本文的基准结果造成影响。为此,本文分别将参与到全国农村改革试验区政策和江苏省农村

改革试验区政策的县自改革之日起从样本中剔除并重新进行估算。从表 5 第(2)、(3)列给出的结果可以看出,在排除全国和省级农村改革试验区政策的影响后,新的估算结果与基准结果较为一致。此外,有文献指出“省直管县”改革有助于促进改革县的经济发展^[22],因此本文将样本期内参与到“省直管县”改革的县从样本中剔除并重新进行估算。表 5 第(4)列给出的结果表明,排除“省直管县”改革的潜在影响后,所得结果与基准结果保持了较好的一致性。

最后,考察地方干部差异造成的影响。地方领导干部的能力和积极性对于地区经济发展具有重要影响^[23]。不过,由于干部的固定效应和县固定效应具有高度共线性,因而基准回归中难以通过引入干部的固定效应对其加以控制^[24]。对于本文而言,若在扶贫改革试验区政策实施后,江苏省政府向宿迁市下辖各区县选派的干部有别于其他地区,则基准结果并不能简单解读为政策的经济增长效应,其中也包括了干部差异对经济发展的影响。为检验政策实施前后改革县相对于非改革县的地方主要领导干部(县委书记和县长)特征是否存在差异,本文利用如下方程加以考察:

$$y_{ct} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \times (Z_c \times Post_t) + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

式(3)中, y_{ct} 表示干部 c 在 t 年就职时的工作地是否为改革县。由于干部能力和积极性是无法被直接观测到的,参照已有文献,利用一些个人特征 Z_c 来近似捕捉,这包括干部就职时的年龄,以是否获得研究生学历来衡量的受教育程度,以及以工作地与出生地是否为同一城市来定义的本地官员身份^[17]。 λ_t 为就职年份的固定效应。 ε_{ct} 为扰动项。从表 6 给出的估算结果可以看出:单独考察每项个人特征(表 6 第(1)列~第(3)列)与同时考察三项个人特征(表 6 第(4)列)的结果是较为一致的,个人特征与政策前后的交互项系数均不显著,意味着扶

⑥ 为确保匹配变量尚未受到扶贫改革试验区政策的影响,倾向得分匹配应利用政策实施前年份的数值来进行^[21]。为此,本文的匹配变量均使用了 2014 年的数值。

⑦ 需要说明的是,由于处置组样本数量较少,若在匹配时采用 1 对 1 最邻近匹配的方法,则在下一步进行双重差分回归时将会面临样本量不足的问题;而核匹配旨在充分利用对照组样本的信息,故而会保留共同支撑域内的全部对照组样本,特别是对于本文而言,采用核匹配前后的样本相差不大。出于上述考量,本文最终选择了 5 对 1 最邻近匹配法进行倾向得分匹配。

贫改革试验区政策实施前后就职于改革县与非改革县的主要干部可能在能力等方面是较为相似的。

表 6 地方干部特征检验

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
年龄 × 政策前后	0.000 02 (0.011)	-	-	0.000 3 (0.013)
受教育程度 × 政策前后	-	0.349 (0.280)	-	0.530 (0.450)
本地官员 × 政策前后	-	-	-0.118 (0.101)	-0.277 (0.152)
年龄	-0.013 (0.015)	-	-	-0.017 (0.009)
受教育程度	-	-0.224 (0.150)	-	-0.330 (0.248)
本地官员	-	-	0.177 (0.139)	0.376 (0.254)
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	88	82	87	81
R ²	0.115	0.111	0.125	0.646

注:上述回归中的结果变量为地方主要干部是否在扶贫改革试验区任职。受教育程度定义为地方主要干部是否获得研究生学历,本地官员定义为地方主要干部的出生地是否与其就职地属于同一个城市。括号内数字为聚类至城市层面的标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 有统计学意义。

3. 其他稳健性检验

首先,更换样本来进行估计。在基准分析中,考虑到贫困主要是农村问题,加之市辖区与县在诸多方面存在差异,因而仅将县作为研究对象。在表 7 第(1)列中,在县的基础上加入了市辖区样本并重新进行估算,所得结果与基准结果在数值和显著性水平上均保持一致^⑧。此外,基准分析的样本保留了“县改区”之前的县,故而使用的是非平衡面板数据。在表 7 第(2)列中,我们仅使用样本期内未经历区划变动的县来进行估算(即平衡面板数据),所得结果仍与基准结果较为相似。

表 7 稳健性检验

变量	更换样本		更换控制变量	更换固定效应	更换标准误聚类层级	
	加入区样本	平衡面板			聚类至县级	双重聚类
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
扶贫改革试验区政策 × 政策前后	0.117 ** (0.051)	0.116 ** (0.052)	0.089 ** (0.035)	0.322 *** (0.004)	0.112 ** (0.049)	0.112 ** (0.043)
县固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市 - 年份固定效应				是		
时间趋势	是	是	是	是	是	是
控制变量		是	是	是	是	是
标准误聚类层级	市级	市级	市级	市级	县级	市级 - 年份
样本量	763	390	422	422	422	422
R ²	0.728	0.849	0.920	0.973	0.854	0.974

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 有统计学意义。

其次,尝试引入其他的控制变量。具体地,在基准回归模型的基础上进一步控制了第一产业占比、第二产业占比和外贸依存度。表 7 第(3)列的结果表明,政策的经济增长效应依然具有统计显著性。再次,为排除地级市经济政策的影响,额外控制了“城市—年份”固定效应。从表 7 第(4)列的结果可以看出,系数的数值和显著性均高于基准结果,意味着本文的基准结果至少给出了政策效果的下限估计。最后,将标准误聚类至县级以及在城市和时间层面上双重聚类,所得结果均与基准结果较为一致(表 7 第(5)列、第(6)列)。

(三) 扶贫改革试验区政策的作用机制

本章节从产业结构、财政金融政策和要素投入等 3 个方面深入考察扶贫改革试验区政策的作用机制进行。第一,以人均三次产业增加值为被解释变量,考察扶贫改革试验区政策的经济增长效应主要是源自哪个部门的发展。首先,表 8 第(1)列的估计系数显著为正,表明改革县的第一产业发展迅速。这与试验区以做优农业基础产业为核心的发展策略是相符合的。在样本期内,宿迁市注重农业结构调整、发展生态高效农业,在林业、水产业、养殖业等方面加大投入。得益于这些旨在优化发展第一产业的政策,相较于非改革县,改革县的人均第一产业增加值提高了约 13.3 个百分点。其次,表 8 第(2)列的估计系数同样显著为正,表明扶贫改革试验区政策也促进了改革县的第二产业发展。这可能是因为试验区建立了规模化的扶贫产业园,一些村庄也建立了扶贫车间,从而推动了第二产业的发展。进一步地,可以发现政策实施过程中,改革县的人均工业增加值增速也显著提升(表 8 第(3)列),表明改革县的工业化进程也正在加快。最后,扶贫改革试验区政策也提升了改革县的第三产业增加值增速(表 8 第(4)列),这可能主要与当地依托特色农业农村资源发展旅游业和制定实施的电商扶贫政策有关^[25]。综上所述,江苏省的扶贫改革试验区建立了三次产业均衡发展的策略,并较为成功地实现了三次产业

⑧ 由于市辖区的数据中缺少人口密度信息,故而在使用县和区作为样本时没有加入其他控制变量。

的快速发展,共同驱动了试验区的整体经济增长。

表8 扶贫改革试验区政策的作用机制

类型	机制1:产业结构			
变量	人均 第一产业 增加值	人均 第二产业 增加值	人均工业 增加值	人均 第三产业 增加值
序号	(1)	(2)	(3)	(4)
扶贫改革试验区 政策×政策前后	0.133 ** (0.055)	0.136 ** (0.051)	0.149 ** (0.054)	0.101 * (0.021)
样本量	422	422	422	422
R ²	0.603	0.771	0.723	0.887
变量	机制2:财政金融政策		机制3:就业与技术进步	
	人均 财政支出	人均金融 机构贷款 余额	就业人口 占总人口 比重	专利 授权量
	(5)	(6)	(7)	(8)
扶贫改革试验区 政策×政策前后	0.078 * (0.036)	0.131 * (0.061)	0.041 ** (0.019)	0.302 * (0.152)
样本量	422	422	7309	426
R ²	0.879	0.848	0.097	0.378

注:第(1)一(6)列和第(8)列使用的是县级样本,控制了人口密度、土地面积、县和年份固定效应以及时间趋势;括号内数字为聚类至地级市层面的标准误。第(7)列使用的是乡镇样本,控制了乡镇和年份固定效应以及时间趋势;括号内数字为聚类至县层面的标准误。***、**、* 分别表示在1%、5%和10%有统计学意义。

第二,考察财政和金融政策的影响。首先,为检验财政政策的影响,我们使用人均财政支出作为被解释变量重新估算了方程(1)。从表8第(5)列给出估算结果可以看到,改革县的人均财政支出增速要高于非改革县7.8个百分点,意味着财政资金对地方经济增长起到了支撑作用。之所以改革县能够保持较高的财政支出增速,这是与上级的转移支付支持密不可分的。在样本期间,江苏省扶贫办向宿迁市提供了每年2 000万元的扶贫改革试验区专项资金。其次,以人均金融机构贷款余额为被解释变量来考察金融政策的影响。表8第(6)列的估算系数显著为正(0.131,且在10%的置信水平上显著),表明改革县的人均金融机构贷款显著增加,也说明试验区的金融扶贫体系为地区经济发展提供了必要的信贷资金。为满足贫困人口的信贷需求,改革县进行了农村土地承包经营权和农民住房财产权“两权”抵押贷款试点、开展扶贫小额贷款提标试点、创新推出“苏微贷”和“金农贷”等信贷产品,扩大了贷款对于低收入农户的覆盖范围。

第三,考察要素投入的影响。由于缺少资本数据,本文只考察了扶贫改革试验区政策是否通过影响劳动力和技术来促进地区经济增长。首

先,以就业人口占总人口比重为被解释变量,考察了试验区政策对于改革县居民就业的影响。需要说明的是,由于缺少县级就业数据,这里改为使用乡镇数据进行分析。具体地,①以宿迁市下辖各乡镇为处置组,其余各乡镇为对照组;②识别策略沿用了方程(1)的形式,但将县固定效应改为乡镇固定效应,同时没有加入额外的控制变量;③标准误聚类至县级。由表8第(7)列给出的估算结果可以看出,得益于试验区政策,改革县的就业人口占总人口比重显著高于非改革县。实际上,江苏省的扶贫改革试验区政策始终坚持开发式扶贫,以增加就业为根本手段来提高扶贫效果的持续性,特别是通过实施“家门口就业工程”、建立电商特色产业园(街)区等具体措施来扩大就业。从结果来看,上述政策确实起到了拉动就业的作用,也意味着扶贫改革试验区的江苏模式具有可持续性。其次,以县级专利授权量来衡量地方的技术进步,以此为被解释变量并利用方程(1)进行估算。表8第(8)列给出了估算结果,由于系数显著为正,意味着改革县的技术进步速度快于其他非改革县。从官方文件和报道中,并未发现扶贫改革试验区政策的要素保障体系中明确强调技术在改革中的重要性,但从实际情况来看,改革县的技术发展速度较快,对于经济增长也起到了支撑作用。

四、拓展分析:扶贫改革试验区政策对居民生活水平的影响

改革开放以来,我国的扶贫事业取得了巨大成就,一个主要的原因就是坚持走开发式扶贫的道路——利用当地资源发展经济,进而增加贫困地区自我积累、自我发展的能力,即通过经济发展为贫困人口赋能^[4,26-27]。不过,已有研究提出了一个观点,经济增长本身并不具有益贫性,甚至贫困人口反而会因经济增长而受损^[28-29]。由于我国扶贫工作的根本目标是实现共同富裕,因而在经济增长的基础上能否让贫困地区的居民获得生活水平的提升同样值得关注。为此,借鉴 Sen^[30]提出的多维贫困理论,本章节从农村居民收支、医疗和教育3个方面来考察扶贫改革试验区政策对

于居民生活水平的影响。

首先,考察扶贫改革试验区政策对于农民收支的影响。参考已有研究,以农民人均可支配收入为被解释变量来考察试验区政策对当地农民收入水平的影响^[31-32]。与前文的分析一致,依然利用方程(1)的形式来进行识别。从表9第(1)列的估算结果可以看出,系数为0.023且在1%的置信水平上显著,这意味着改革县的农民人均纯收入增速显著高于非改革县2.3个百分点,亦即扶贫改革试验区政策提高了改革县的农民收入水平。随着收入的增长,农民的消费和储蓄行为是否随之变化?为回答这一问题,首先考察试验区政策如何影响了农民人均生活消费支出。由表9第(2)列的估算结果可知,估计系数较小且不具有统计显著性,表明在收入增加后,农民的支出并未增长。尽管如此,当以农民人均食品消费支出为被解释变量进行估算时,发现农民用于食品消费的支出显著增长(表9第(3)列)。进一步地,当农民收入增长而消费没有明显增长时,直觉上,收支的差额应当转化为居民存款。表9第(4)列的结果印证了这一点。

表9 扶贫改革试验区政策对居民生活水平的影响

变量	农民人均可支配收入	农民人均生活消费支出	农民人均食品消费支出	住户人均存款余额	卫生机构床位数	小学在校学生数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
扶贫改革试验区政策×政策前后	0.023 *** (0.003)	-0.001 (0.015)	0.032 * (0.017)	0.168 ** (0.054)	0.063 *** (0.020)	0.185 *** (0.049)
样本量	426	426	426	422	426	426
R ²	0.994	0.938	0.827	0.912	0.862	0.117

注:上述回归控制了人口密度、土地面积、县和年份固定效应以及时间趋势;括号内数字为聚类至地级市层面的标准误。***、**、*分别表示在1%、5%和10%有统计学意义。

其次,考察扶贫改革试验区政策对改革县的医疗和教育方面的影响。医疗和教育水平的改善是事关我国民生福祉的重要问题^[33-34]。从多维贫困视角来看,除提高居民收入外,解决好医疗和教育领域的贫困也是我国治理贫困的核心所在^[35]。更为重要的是,习近平总书记对于上述问题分别作出了“没有全民健康,就没有全面小康”和“治贫必先治愚,扶贫必先扶智”的重要论断。因此,试验区政策能否有助于缓解上述两方面的贫困也是本文所关心的。为此,分别利用医疗机构床位数来度量医疗水平、小学在校生学生数来度量教育水平,并再次利用方程(1)进行了估算。由表9第(5)列、第(6)列的估算结果可见,估算系

数均显著为正,表明扶贫改革试验区政策改善了当地的医疗条件,并促进了教育的发展。

五、结论及政策建议

研究发现,江苏省宿迁市的扶贫改革试验区试点显著提高了当地的经济增速。机制分析的结果表明:第一,试验区的经济增长得益于有效的产业政策,使得当地三次产业均得到了不同程度的发展。第二,财政和金融政策作为主要的支持政策,为地区发展提供了资金支持。第三,从驱动要素来看,江苏省试点地区的经济发展主要是由劳动力和技术所驱动的。伴随着经济的增长,农村居民的收入和储蓄余额均有显著增长,地区的医疗和教育水平也有所提高,意味着贫困地区的居民生活水平整体上得到了提升。不过,随着收入的增加,农民的消费支出并未增加,而是更倾向于进行储蓄。

“三农”问题一直是党和国家的心之所系,而巩固拓展脱贫攻坚成果则是当前“三农”问题的重中之重。本文的研究意义不仅在于总结前期扶贫改革试验区政策的经验,同时也为做好巩固前期扶贫成果、与乡村振兴有效衔接提供了参考。就本文的研究来看,需着重加强以下几方面的建设。第一,发挥好财政资金的支持和引导作用,持续推动巩固脱贫成果同乡村振兴有效衔接。为此,财政应保持投入力度总体稳定,特别是要通过转移支付的方式将财政资金向脱贫基础薄弱、地方财力不足的地区加以倾斜。第二,推进金融扶贫机制创新,丰富拓展农户融资渠道。一是在完善农村土地承包经营权和农民住房财产权抵押贷款机制的基础上进一步扩大试点范围,满足农户的长期大额信贷需求;二是根据本地农户需求创新小额信贷产品,满足农户多用途的短期小额信贷需求。第三,适时制定实施有助于拉动农民消费的政策。农民收入水平在脱贫攻坚阶段得到了提升,但切实改善生活水平还需要将收入转化为消费,而且农村是我国重要的消费市场,挖掘和释放农村消费潜力也能够为扩大内需提供有力支持。

参考文献:

[1]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[J]. 管理世界,2008(11):78-88.
[2]罗良清,平卫英,单青松,等. 中国贫困治理经验总结:扶贫政策能够实现有效增收吗?[J]. 管理世界,2022(2):

70-83.

[3]王春光. 中国社会发展中的社会文化主体性:以 40 年农村发展和减贫为例 [J]. 中国社会科学,2019(11): 86-103.

[4]谢岳. 中国贫困治理的政治逻辑:兼论对西方福利国家理论的超越 [J]. 中国社会科学,2020(10):4-25.

[5]张国建,佟孟华,李慧,等. 扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估 [J]. 中国工业经济,2019(8): 136-154.

[6]张楠,张栋浩,李建军,等. 长期减贫的未雨绸缪:来自扶贫改革试验区的证据 [J]. 财贸经济,2020(3):20-35.

[7]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 [J]. 贵州社会科学,2017(9):117-124.

[8]KLINE P, MORETTI E. Local economic development, agglomeration economies, and the big push: 100 years of evidence from the Tennessee Valley Authority [J]. Quarterly journal of economics, 2014, 129(1): 275-331.

[9]世界银行. 1990 年世界发展报告 [M]. 北京:中国财政经济出版社,1990:1-260.

[10]NEUMARK D, SIMPSON H. Place-based policies [J]. Handbook of regional and urban economics, 2015(5): 1197-1287.

[11]佟大建,方小珍,张士云,等. 扶贫改革试验区的减贫效应评估:基于合成控制法的研究 [J]. 农业技术经济, 2020(10):131-144.

[12]PARK A, ROZELLE S, CAI F. China's grain policy reforms: implications for equity, stabilization, and efficiency [J]. China economic review, 1994, 5(1): 15-33.

[13]王静,王志章,杨志红. 中国共产党反贫困的实践探索:经验总结与当代价值研究 [J]. 中国软科学,2022(5): 57-65.

[14]左常升. 中国扶贫开发政策演变 [M]. 北京:社会科学文献出版社,2016:1-296.

[15]佟大建,张湖沿,金玉婷. 扶贫改革试验区设立对相对贫困的影响及其作用机制:基于隐性晋升激励和财政支出视角 [J]. 湖南农业大学学报(社会科学版),2021(5): 45-53.

[16]JIA J, MA G, QIN C, et al. Place-based policies, state-led industrialisation, and regional development: evidence from China's Great Western Development Programme [J]. European economic review, 2020(123):103398.

[17]余芳东. 世界贫困现状、减贫措施 [J]. 世界经济, 1998(2):9-13.

[18]KOU C, TSAI W. Sprinting with small steps' towards promotion: solutions for the age dilemma in the CCP cadre

appointment system [J]. The China journal, 2014(71): 153-171.

[19]FANG H, HOU L, LIU M, et al. Political survival, local accountability, and long-term development: evidence from an authoritarian country [J]. Journal of comparative economics, 2023, 51(1): 15-40.

[20]周迪,王明哲. 改革迸活力:国家扶贫改革试验区政策的经济效应研究 [J]. 中国农村观察,2019(6):127-144.

[21]贾俊雪,秦聪. 农村基层治理、专业协会与农户增收 [J]. 经济研究,2019(9):123-140.

[22]LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance? evidence from China [J]. Journal of development economics, 2016(123): 18-37.

[23]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究,2007(7):36-50.

[24]姚洋,张牧扬. 官员绩效与晋升锦标赛:来自城市数据的证据 [J]. 经济研究,2013(1):137-150.

[25]朱卫东,马良,王荣军. 江苏宿迁扶贫试验甩掉“贫帽子” [J]. 农村工作通讯,2016(19):60-61.

[26]徐月宾,刘凤芹,张秀兰. 中国农村反贫困政策的反思:从社会救助向社会保护转变 [J]. 中国社会科学,2007(3):40-53.

[27]MONTALVO J, RAVALLION M. The pattern of growth and poverty reduction in China [J]. Journal of comparative economics, 2010, 38(1): 2-16.

[28]RAVALLION M. Growth, inequality and poverty: looking beyond averages [J]. World development, 2001, 29(11): 1803-1815.

[29]PERRY G. Poverty reduction and growth: virtuous and vicious circles [M]. Washington, D. C.: World Bank Publications, 2006:1-221.

[30]SEN A. Development as freedom [M]. Oxford: Oxford University Press, 1999:1-382.

[31]World Bank. China: overcoming rural poverty [M]. Washington, D. C.: World Bank, 2001:1-154.

[32]MENG L. Evaluating China's poverty alleviation program: a regression discontinuity approach [J]. Journal of public economics, 2013(101): 1-11.

[33]胡鞍钢,李春波. 新世纪的新贫困:知识贫困 [J]. 中国社会科学,2001(3):70-81.

[34]张车伟. 营养、健康与效率:来自中国贫困农村的证据 [J]. 经济研究,2003(1):3-12.

[35]王小林,SABINA A. 中国多维贫困测量:估计和政策含义 [J]. 中国农村经济,2009(12):4-10.

(本文责编:润 泽)