

# 扶贫政策与农业经济高质量增长

姜安印, 杨志良

(兰州大学 经济学院/丝绸之路经济带建设研究中心, 甘肃 兰州 730000)



**摘要** 扶贫政策推动农业经济高质量增长是后扶贫时代相对贫困治理的重要途径。基于 2012 年发布的集中连片特困地区县市名单, 将是否进入该名单作为获得倾斜性扶持政策的识别变量, 采用甘肃省 86 个县市 2009—2017 年的数据以及双重差分法, 分析扶贫政策是否促进了农业经济高质量增长。结果表明: 扶贫政策对集中连片特困地区的农业经济增长具有显著的正向促进作用; 但是, 扶贫政策对农业产业结构和农业技术效率并未产生显著影响; 扶贫政策在干旱地区、少数民族聚居贫困县的政策绩效要好于湿润区和非少数民族聚居贫困县; 同时, 随着倾斜性扶持政策的持续实施, 扶贫政策对农业经济的促进作用越来越强。总体而言, 扶贫政策未有效推动农业经济高质量增长, 在相对贫困治理过程中需要对政策进行适当调整。

**关键词** 高质量增长; 相对贫困; 农业产业结构; 农业技术效率; 双重差分法

**中图分类号:** F 320.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2021)02-0013-10

**DOI 编码:** 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.02.003

自改革开放以来, 我国在减贫事业上取得了巨大成就, 帮助 7 亿多贫困人口实现脱贫。联合国 2015 年《千年发展目标报告》显示, 中国对全球减贫的贡献率超过 70%, 提前 10 年实现联合国 2030 年可持续发展议程的减贫目标。随着 2020 年全面消除绝对贫困, 我国进入以治理相对贫困为主的后扶贫时代。全面消除绝对贫困阶段取得的巨大成就, 与我国长期坚持的农村扶贫政策密不可分<sup>[1]</sup>。我国的农村扶贫政策, 主要以开发式扶贫为主, 重点以提高贫困人口生产能力、市场参与并缓解脆弱性为目标<sup>[2]</sup>, 对涉农产业以及基础设施和社会服务进行投资<sup>[3]</sup>。研究发现, 扶贫政策显著促进了农民贫困户收入的提高<sup>[4-5]</sup>, 对于地区经济增长也具有明显的促进作用<sup>[6]</sup>。随着我国经济进入高质量发展阶段, 农业经济的高质量增长成为高质量发展题中应有之义, 也是推进乡村振兴战略和有效治理长期贫困的重要举措之一。习近平总书记在决战决胜脱贫攻坚座谈会上强调, 要保持脱贫攻坚政策稳定, 做到“摘帽不摘政策”。这明确了在后扶贫时代, 我国仍然会坚持既有的扶贫政策, 而相对贫困人口仍然主要集中在农村, 相对贫困人口收入主要依赖农业经营, 扶贫政策在相对贫困治理中仍将继续发挥功效。在此背景下, 研究扶贫政策对农业经济增长及其质量的影响, 评价扶贫政策的减贫成效, 对于建立相对贫困治理长效机制具有重要的政策参考价值。

2011 年 12 月, 中共中央、国务院印发《中国农村扶贫开发纲要(2011—2020 年)》(简称《纲要》), 要求国务院扶贫办根据 2007—2009 年 3 年的人均县域国内生产总值、人均县域财政一般预算收入、县域农民人均纯收入等指标, 划定包括六盘山区等 14 个片区作为扶贫工作的重点。2012 年 3 月, 国务院扶贫办正式公布集中连片特困地区名单, 明确新时期倾斜性扶贫政策的实施坐标。该名单包括两部分, 一部分包括六盘山区等 11 个集中连片特困地区县市, 另一部分是已明确实施特殊扶持政策的西藏、四川省藏区、新疆南疆三地州县市。

以 2011 年 12 月《纲要》的出台和 2012 年 3 月集中连片特困地区名单的发布为节点, 我国扶贫政

收稿日期: 2020-06-20

基金项目: 国家社会科学基金后期资助项目“‘一带一路’倡议的共同化发展愿景研究”(19FJLB036); 兰州大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“农民合作社创新发展研究——以肉羊产业为例”(18LZUJBWYJ060)。

策开始进入向集中连片特困地区给予倾斜性扶持的新阶段。通过新《纲要》与《中国农村扶贫开发纲要(2001—2010年)》的内容比较可以发现,2011年之后的扶贫政策主要强调对集中连片特困地区,尤其是对革命老区、民族地区、边疆地区加大重点扶持力度,提出要将中央财政扶贫资金的新增部分主要用于集中连片特困地区。同时,将提高农业科技和农业基础设施水平,优化农业产业结构,发展特色产业,促进农业发展,提升农村贫困人口的自我发展能力,作为农村扶贫开发政策的重点内容。显然,2012年集中连片特困地区名单的公布以及其后对集中连片特困地区县市的倾斜性扶持政策,构成了一个理想的分析扶贫政策绩效的准自然实验情境。基于此,本文采用双重差分法以及甘肃省2009—2017年数据来识别扶贫政策是否推动了农业经济高质量增长,其中将农业经济高质量增长定义为在实现农业经济数量增长的同时,农业经济增长质量得到提升。并参考任保平<sup>[7]</sup>、傅家骥等<sup>[8]</sup>、任保平等<sup>[9]</sup>、陈诗一等<sup>[10]</sup>和李平等<sup>[11]</sup>对经济高质量增长的测度方法,从农业生产总值、农业产业结构、农业技术效率三个维度来检验扶贫政策是否推动了农业经济高质量增长。同时分析基于干湿气候区划和少数民族文化特性的政策效应异质性,以及扶贫政策长期实施产生的动态效应,以期为相对贫困长效机制的建立提供有益的参考。

## 一、文献回顾与理论分析

### 1. 文献回顾

关于扶贫政策绩效评价的文献大致可以归为三类,第一类文献主要研究扶贫政策对贫困人口收入增长的影响。Park等利用对照试验方法以及重点贫困县和非重点贫困县的分组数据,分析发现扶贫政策促进重点贫困县农村居民收入实现了增长<sup>[12]</sup>。汪三贵通过比较贫困县与全国农村的主要经济增长指标,发现扶贫开发政策使得贫困县农民人均纯收入的增长速度明显快于全国平均水平<sup>[13]</sup>。

第二类文献主要研究扶贫政策对区域经济增长的影响。黄志平采用PSM-DID方法对2005—2015年全国993个县市数据进行了分析,发现基于国家级贫困县设立的扶贫政策对县域经济增长具有显著促进作用<sup>[14]</sup>。王泽润等运用双重差分法和2006—2016年县级面板数据,分析发现针对集中连片特困地区的扶贫政策显著促进了区域经济增长,并具有明显的区域分配效应<sup>[15]</sup>。

第三类文献主要研究扶贫政策对农业经济增长的政策效应。Fan等认为信贷、化肥和灌溉方面的补贴政策以及农业研究、教育和农村道路投资有利于农业经济增长<sup>[16]</sup>。帅传敏等采用2000—2006年中国农村贫困监测数据分析得出,针对国家扶贫开发重点县的扶贫投资有效推动了农业经济增长<sup>[17]</sup>。然而,Rozelle等基于中国1986—1991年陕西省贫困县数据的研究发现,直接分配给农户用于农业活动的定向投资资金,对农业经济增长有显著的正向影响,但是对农业基础设施的投资未对农业产出的增长率产生积极影响<sup>[18]</sup>。蔡昉等运用FGLS方法以及592个国家级贫困县1990—1997年的数据,分析发现国家扶贫资金对于促进农村经济增长的投资效果并不理想<sup>[19]</sup>。

关于扶贫政策对农业产业结构和农业技术效率影响的文献相对较少,但是关于其他政策对农业产业结构和农业技术效率影响研究能够提供很多启示。匡远配等选取2000—2014年数据分析了农地流转对农业产业结构的影响,发现以产权变革为基础的农地流转对农业产业结构优化具有正向促进作用<sup>[20]</sup>。汪小勤等运用随机前沿生产函数模型和1994—2007年中国省级面板数据,研究发现以农田水利灌溉和农村电力能源为主的农业公共投资,有效促进了农业技术效率提高<sup>[21]</sup>。杜文杰采用时不变阈值面板随机前沿方法,利用1979—2005年29个省际面板数据分析得出,我国农业改革政策对农业生产技术效率的推动在不同阶段具有显著差异,总体上呈现先上升后下滑的趋势<sup>[22]</sup>。

现有文献在扶贫政策的绩效评价方面做了大量有价值的研究。但是,运用包括双重差分法在内的准自然实验法,对扶贫政策对于农业经济增长的政策效应进行识别估计的文献相对较少。并且,关于扶贫政策对于农业经济增长质量的政策效应,即扶贫政策对农业产业结构和农业技术效率的影响研究也不多。本文将在现有研究成果的基础上,分析集中连片特困地区的扶贫政策是否促进了农业经济高质量增长,为后扶贫时代的相对贫困治理政策提供参考。

## 2. 理论分析

在国家扶贫战略中,扶贫开发和现代农业是互为条件的辩证关系,其中发展现代农业是推进扶贫开发的现实要求<sup>[23]</sup>。在脱贫攻坚的过程中,农业是我国特困地区贫困人口最基本的生计方式,扶贫脱贫必须紧密结合现实需求,通过促进农业经济增长帮助贫困人口增收。特困地区的脱贫攻坚不仅要求农业经济在数量上实现增长,还要求在质量方面得到提升,即实现农业经济的高质量增长。而农业经济的高质量增长依赖于农业现代化,在发展农业生产性服务业,促进农业产业结构优化的基础上,通过引入先进的农业技术和现代农业生产要素来改造传统农业,促进农业生产效率不断提高。

现实情况是,特困地区的农业经济不仅在数量上增长乏力,而且农业产业结构单一,农业技术效率较低。造成这种局面的原因主要在于特困地区农业基础设施落后、农业社会化服务体系不健全、人力资本不足和农业技术投入不足。首先,特困地区自然环境恶劣,交通不便,水利灌溉、电力设备、道路交通等基础设施投资不足,投资效率低下,导致现有农业基础设施建设水平与现代农业发展的需求不相适应,很多农业基础设施因落后和脆弱而被闲置浪费,难以在实际农业生产经营中发挥作用。其次,特困地区的农业生产性服务业发展滞后,专业化分工水平极低,缺乏专业的服务人才和服务企业,最关键的是缺乏相应的市场载体。大部分农民仍然以“小而全”的自我服务模式为主,经济上的贫困更是削弱了购买专业化农业生产性服务的能力。农业机械、化肥农药、兽医疫苗、优良品种等关键性服务布局分散,价格高昂,导致先进生产要素无法进入广大小农户的农业生产当中,农业生产效率提高受到极大限制。再次,人力资本不足是特困地区农业经济增长的最大约束。一方面,经济贫困与人力资本投资不足二者之间的恶性循环,使农民既缺少先进农业技术和设备的使用能力,又缺少现代农业经营管理的知识和技能,认知水平与现代农业发展需要难以衔接。另一方面,外部优秀人才不愿进入特困地区,内部人才流失严重,使得特困地区长期处于人才“贫血”状态,创新创业活力不足,甚至基本的劳动力供应也成问题。最后,由于特困地区财政紧张,扶贫资金使用范围受限,农业技术投资相对不足,先进技术和设备难以引入。农业技术培训和最新研发成果推广缺乏资金支持,而小农户因贫困限制也无力承担农业技术投资,导致特困地区农业在劳动密集型和粗放型生产经营方式下,生产效率长期无法有效提升。

集中连片特困地区是我国扶贫开发事业进入脱贫攻坚阶段引导政策落地的新坐标,能够吸引大量国家扶贫资源向集中连片特困地区县市集聚。中央和地方政府通过财税、金融服务、投资、产业等全方位的支持,旨在促进农业产业结构优化升级和农业技术效率提升,实现农业经济的高质量增长。在财税方面,国家加大了对特困地区县市的一次性财政转移支付力度,同时对特困地区的涉农投资项目、进口设备及技术给予税收优惠,鼓励龙头企业和产业项目进入特困地区;在金融方面,推动金融服务进入村镇基层,通过创新金融产品和服务,发展小额信贷和农业保险业,探索发展合作金融产品,提高金融服务对农业发展的支持;在投资方面,国家加大了对特困地区的投资倾斜力度,通过财政投资支持,增加特困地区农业技术研发、引进和成果转化投入,改善农业水利设施、农田灌溉系统等农业基础设施,实施土地改良和土壤保护等;在产业方面,将发展特色产业作为特困地区产业发展的主要内容,结合当地种养传统和区域资源禀赋、人文内涵、民族特色,为特困地区各县市制定不同的特色优势产业发展名录,并提供相应的政策、人才和资金支持,通过支持发展生产性服务业,促进产业融合和产业集聚,发展特色农牧业、农牧产品加工业、休闲农业和物流业。综上所述,国家对于集中连片特困地区的一系列倾斜性扶持政策,对于特困地区县市的农业经济增长无疑是重要利好。无论是对农业经济数量规模,还是对农业产业结构和农业技术效率,都将产生重要影响。同时,随着倾斜性政策深入推进以及后期扶贫政策的叠加,扶贫政策的实施效果可能在较长的时间内释放更大的增长能量。但是,扶贫政策是否能够真正推动农业经济实现高质量增长,还有待进一步精确计量和检验。

## 二、实证研究设计

### 1. 数据说明

本研究使用的是2009—2017年《甘肃省统计年鉴》数据,具体包含86个县市区的样本数据。甘

肃省有六盘山区和秦巴山区两个特困区,深度贫困县数量较多,是脱贫攻坚任务最重的地区之一,也是国家扶贫政策重点关注的地区。根据国务院扶贫开发领导小组办公室 2012 年 3 月在其官方网站发布《关于公布全国连片特困地区名单的说明》,甘肃省有 58 个县市区进入集中连片特困地区名单,其中有 23 个县被确定为深度贫困县<sup>①</sup>。为分析方便,本文将四种气候区划简化为干旱区和湿润区两种气候类型,其中通用的干湿区划分依据是 400 毫米等降水量线,具体的划分依据参考了李栋梁等<sup>[24]</sup>关于甘肃省气候干湿区划分和甘肃年降雨量分布图示。此外,根据甘肃省少数民族的分布特征,将各县市区样本区分为少数民族聚居县和非少数民族聚居县。其中少数民族聚居县名单根据 2 个少数民族自治州(临夏回族自治州和甘南藏族自治州)和 7 个少数民族自治县确定,共 21 个少数民族聚居县。

## 2. 模型设定

本文将 2012 年发布的集中连片特困地区名单作为扶贫政策的处理时点,用准自然实验法来识别扶贫政策是否促进了农业经济高质量增长,具体利用双重差分法来进行实证分析。其中,进入集中连片特困地区名单的县份被归入实验组,未进入该名单的县份则被归入控制组。本文关于双重差分法的基准回归模型设定如式(1):

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 Treat + \beta_3 DID + \sum \gamma_j Controls_{it} + u_i + v_t + \epsilon \quad (1)$$

其中, $Y_{it}$ 表示被解释变量; $T$ 表示区分政策时点前后的虚拟变量; $Treat$ 表示是否进入集中连片特困地区名单,作为表征是否获得国家扶贫政策倾斜性扶持的政策处理变量; $DID$ 表示交互变量  $Treat \times T$ ,亦即倍差项。 $Controls_{it}$ 表示控制变量;考虑到不同县份在经济发展水平、地理环境等方面存在较大差异,本文引入县市地区固定效应来控制样本选择偏差, $\beta_i (i=0,1,2,3)$ 和  $\gamma_j$ 表示回归系数; $u_i$ 表示地区哑变量, $v_t$ 表示年份哑变量; $\epsilon$ 表示扰动项。

## 3. 变量选择及描述性统计

(1)被解释变量。本文选取的被解释变量之一是农业生产总值,亦即农林牧渔业生产总值,取自然对数后用  $\ln ay$  表示。本文采用的农业生产总值以及其他子类产业生产总值,都是经过平减化处理的实际生产总值。由图 1 可知,特困地区县市和非特困地区县市的农业生产平均值变动呈现平行趋势,即在 2012 年倾斜性扶持政策实施前后,特困地区县市的农业生产总值始终低于非特困地区县市。因此,初步判断本文采用的样本数据满足双重差分法所要求的平行趋势假设。

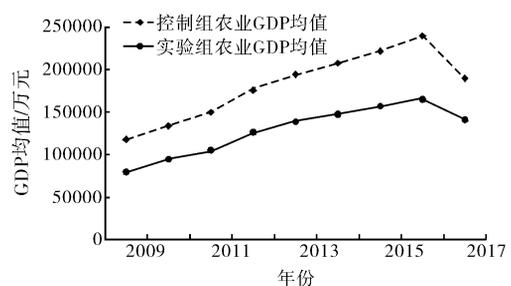


图 1 实验组与控制组农业生产总值均值变动趋势

为了检验扶贫政策对农业产业结构的影响,本文根据“农林牧渔业生产总值=种植业(狭义农业)生产总值+林业生产总值+畜牧业生产总值+渔业生产总值+农林牧渔服务业生产总值”的计算公式,将取自然对数的种植业生产总值( $\ln aay$ )、畜牧业生产总值( $\ln ahay$ )、林业生产总值( $\ln fry$ )、渔业生产总值( $\ln fsy$ )、农林牧渔服务业生产总值( $\ln asy$ ),以及农林牧渔服务业生产总值占农林牧渔业生产总值的比重( $aistruc$ )分别作为被解释变量进行回归。其中,将农业服务业生产总值比重作为农业产业结构的表征变量,意在检验扶贫政策是否推动了农业产业结构优化升级。

本文还选取农业技术效率( $ATE$ )作为检验扶贫政策对农业经济增长质量的影响的另一个被解释变量。农业技术效率是衡量农业生产效率的指标之一,主要反映生产单位的农业技术投入和应用所带来的产出的提高。本文采用两阶段数据包络方法( $DEA$ )计算农业技术效率。 $DEA$ 是通过建立数学规划评价模型,对具有多项输入、多项输出的部门或单位(即决策单元  $DMU$ )的相对有效性进行评价的方法<sup>[25]</sup>。本文设定的产出变量为农业生产总值,投入要素包括农业资本要素、农业劳动力要素和土地要素。根据黄少安等<sup>[26]</sup>、孟令杰<sup>[27]</sup>以及张宁等<sup>[28]</sup>计算农业技术效率的方法,具体将农业总

① 资料来源于甘肃省扶贫开发办公室网站。网址:<http://fpb.gansu.gov.cn/helpnews/viewnews-14405.html>。

产出指标设定为农林牧渔业总产值,农业资本投入指标设定为固定资产投资、农业机械动力、化肥施用量,农业劳动力投入指标设定为乡村从业人员总数,土地要素投入指标设定为耕地面积。由于县域统计数据中役畜数据的可得性限制,本文未将役畜指标纳入农业基本要素投入当中。为了消除量纲对计算结果的影响,本文对上述三种要素的数据作了自然对数处理。农业技术效率计算结果是根据 MaxDEA6.4 软件的 VRS 模型获得的纯技术效率。

(2)核心解释变量。模型中的核心解释变量是  $DID$ ,也可表示为交互变量  $Treat \times T$ 。 $Treat$  表示是否进入集中连片特困地区县市名单,作为是否获得国家扶贫政策倾斜性扶持的处理变量, $Treat=1$  表示样本受到扶贫政策扶持, $Treat=0$  则表示未受到扶贫政策扶持;由于集中连片特困地区名单是 2012 年 3 月公布的,因此将 2012 年作为政策冲击变量,用  $T$  表示,其中  $T=1$  表示年份  $\geq 2012$ ,即开始针对集中连片特困地区加大倾斜性扶持力度, $T=0$  表示年份  $< 2012$ ,即扶贫政策还处于旧的均等化扶持阶段。

(3)控制变量。本文根据 C-D 生产函数中劳动力、资本、土地要素投入,同时参考黄少安等<sup>[26]</sup>、许长新等<sup>[29]</sup>、黄志平<sup>[14]</sup>对控制变量的选择,采用农业固定资产投资( $\ln ak$ )、耕地面积( $\ln ac$ )、乡村从业人员数( $\ln labor$ )、固定资产投资比重( $fixed$ )、农业机械动力生产率( $power$ )、化肥生产率( $chem$ )、农业电力生产率( $elect$ )、第一产业比重( $primary$ )作为控制变量,其中,固定资产投资、农业机械动力、化肥、农业电力采用相对比重,作为要素有效投入数据。表 1 所示是研究中主要变量的描述性统计结果。需要指出的是,获得的年鉴数据因不同的原因存在缺失值,例如渔业总产值存在缺失是因为甘肃省很多县份不存在或很少存在渔业生产,而农业固定资产投资数据的缺失则很难找到具体的原因,但是这些缺失值数量较小,并不影响结论的成立。

表 1 主要变量描述性统计结果

变量	定义	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln ay$	农业生产总值的自然对数	774	11.529	0.933	8.044	13.825
$\ln cay$	种植业总产值的自然对数	767	11.042	1.281	5.513	13.483
$\ln fry$	林业总产值的自然对数	772	7.451	1.231	2.079	10.970
$\ln ahy$	畜牧业总产值的自然对数	774	9.960	0.830	6.270	12.676
$\ln fsy$	渔业总产值的自然对数	605	4.796	1.350	0.756	8.002
$\ln asy$	农业服务业总产值的自然对数	771	7.753	1.622	3.689	12.269
$aistruc$	农业服务业占农业生产总值的比重	771	0.050	0.073	0.001	0.393
$ATE$	农业技术效率	774	0.480	0.062	0.374	1.022
$\ln ak$	农业固定资产投资的自然对数	772	12.159	1.154	5.193	15.153
$\ln ac$	耕地面积的自然对数	765	10.132	1.272	3.736	11.923
$\ln labor$	农业劳动力人数的自然对数	774	10.925	0.980	7.003	12.490
$fixed$	农业固定资产投资占总固定资产投资的比重	768	0.501	0.227	0	0.995
$power$	单位农业机械动力的农业生产总值产出自然对数	773	1.616	3.763	-1.915	12.279
$chem$	单位化肥施用量的农业生产总值产出自然对数	765	3.034	1.009	1.479	10.299
$elect$	单位农村用电量的农业生产总值产出自然对数	774	3.363	0.752	0.413	5.443
$primary$	第一产业总产值占县域 GDP 的比重	774	0.396	0.347	0.002	1.438

### 三、实证结果及分析

#### 1. 扶贫政策对农业经济增长及其质量的政策效应

(1)扶贫政策对农业经济增长的影响。表 2 报告了扶贫政策对农业生产总值的双重差分回归结果。表 2 中(1)是以农业资本投入、耕地面积和农业劳动力人数的自然对数为控制变量得到的回归结果。结果显示, $DID$  的回归系数为 0.055(在 1%的水平上显著),说明我国对于集中连片特困地区的倾斜性扶持政策,有效促进了这些地区的农业经济增长。表 2 中(2)~(6)分别表示依次引入可能对被解释变量存在影响的其他控制变量得到的回归结果,结果显示扶贫政策对农业经济增长的冲击效应基本保持在 7%左右。由控制变量的系数估计结果可知,耕地面积对农业经济增长的贡献最大,固定资产投资的贡献则相对较小,而劳动力人数对农业经济增长没有显著影响。耕地有效灌溉率、化肥

生产率和农用电量对农业经济增长有显著的促进作用。但是农业固定资产投资比重和农业机械动力生产率对农业经济增长存在负向作用。

本文采用平行趋势检验、安慰剂检验、深度贫困县样本的检验、PSM 样本回归四种方法对上述回归结果做了稳健性检验,结果均显示基准回归结果是稳健的,由于篇幅所限,检验结果不在文中报告。

表 2 扶贫政策对农业经济增长的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>T</i>	0.372*** (5.387)	0.362*** (5.311)	1.667*** (5.042)	1.553*** (5.016)	1.153*** (6.578)	1.148*** (5.929)
<i>Treat</i>	-0.386 (-0.852)	-0.298 (-0.776)	-0.611* (-1.724)	-0.890** (-2.283)	-1.563*** (-4.029)	-1.563*** (-4.034)
<i>DID</i>	0.055*** (2.720)	0.051*** (2.615)	0.080*** (3.938)	0.082*** (4.1)	0.064*** (3.761)	0.064*** (3.943)
<i>lnak</i>	0.015* (1.649)	0.020 (1.300)	0.014 (1.105)	0.014 (1.147)	0.006 (0.608)	0.006 (0.608)
<i>lnac</i>	0.568*** (3.376)	0.543*** (3.726)	0.602*** (4.256)	0.660*** (4.553)	0.611*** (4.171)	0.611*** (4.178)
<i>lnlabor</i>	-0.205* (-1.662)	-0.219* (-1.897)	-0.196* (-1.905)	-0.190* (-1.868)	-0.072 (-0.818)	-0.073 (-0.830)
<i>fixed</i>		-0.004 (-0.071)	0.013 (0.254)	0.014 (0.281)	0.013 (0.349)	0.012 (0.323)
<i>power</i>			0.149*** (3.908)	0.139*** (3.940)	0.093*** (4.610)	0.093*** (4.581)
<i>chem</i>				0.054 (1.508)	0.028 (1.125)	0.028 (1.103)
<i>elect</i>					0.372*** (7.233)	0.372*** (7.162)
<i>primary</i>						0.005 (0.065)
常数项	7.359*** (4.207)	7.583*** (5.054)	5.721*** (4.024)	5.137*** (3.536)	4.313*** (2.983)	4.317*** (2.964)
地区哑变量	是	是	是	是	是	是
年份哑变量	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	763	759	759	759	759	759
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.981	0.982	0.985	0.985	0.989	0.989

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著; 括号中数字为 *t* 值, 采用县级聚类稳健标准误计算; 后表同。

(2) 扶贫政策对农业产业结构的影响。表 3 中(1)~(6)报告了分别以农业服务业总产值比重以及种植业、林业、畜牧业、渔业和农业服务业总产值分别作为被解释变量的估计结果。由表 3 中(1)的 DID 回归系数可知, 扶贫政策对农业服务业占比不存在显著影响, 但是(6)的结果显示, 扶贫政策对农业服务业生产总值存在显著的正向影响, 这表明扶贫政策对特困地区的农业服务业发展有一定的推动作用, 但是对农业产业结构的优化没有显著促进作用。此外, 除了种植业和畜牧业之外, 林业和渔业领域的扶贫政策效应也不显著。因此, 扶贫政策对农业产业结构优化没有显著促进作用。表 3 中(2)回归结果显示, 扶贫政策对种植业经济增长具有显著的正向影响, DID 回归系数为 0.062(5% 的水平上显著)。由于特困地区农民一般以种植业作为主要生计方式, 从扶贫政策对种植业增长的正向影响可以得出, 扶贫政策在促进贫困人口依靠传统农业实现增收方面取得了一定的成效。扶贫政策对林业和渔业这两类产业的政策效果并不明显, 可能是因为, 甘肃省林业和渔业资源相对匮乏, 大部分地区缺少相应的产业发展基础, 林业、渔业发展存在自然条件限制。

表 3 扶贫政策对农业产业结构的影响

变量	<i>aistruc</i>	<i>lnca<sub>y</sub></i>	<i>lnah<sub>y</sub></i>	<i>lnfry<sub>y</sub></i>	<i>lnfsy<sub>y</sub></i>	<i>lnasy<sub>y</sub></i>
<i>T</i>	0.110*** (3.108)	0.697** (2.575)	0.835*** (3.756)	1.374 (1.299)	-0.728 (-0.824)	3.052*** (4.631)
<i>Treat</i>	-0.141*** (-2.716)	-3.310*** (-7.782)	0.612 (1.387)	-3.440*** (-3.212)	-3.247*** (-3.855)	-3.527*** (-4.868)
<i>DID</i>	-0.001 (-0.167)	0.062** (2.329)	0.007 (0.317)	0.001 (0.009)	-0.003 (-0.040)	0.105** (2.138)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区哑变量	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	756	759	759	759	590	756
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.908	0.983	0.969	0.726	0.908	0.958

(3) 扶贫政策对农业技术效率的影响。本文采用中介变量法, 将农业技术效率作为中介变量, 结合前文分析结论进行分步回归, 来检验扶贫政策是否提高了农业技术效率, 进而实现改造传统农业的目的。具体步骤为: 第一步, 检验扶贫政策对 *ATE* 的影响; 第二步, 只把 *ATE* 引入模型, 检验农业技术效率对农业经济增长的影响; 第三步, 将倍差项 *DID*、*T*、*Treat* 和 *ATE* 一起引入模型中, 检验农业技术效率对农业经济增长的贡献是否来自扶贫政策。

表 4 中(1)~(3)报告了基于逐步回归法得到的农业技术效率的扶贫政策效应估计结果<sup>①</sup>。由表中(1)的结果可以发现, *DID* 的回归系数仅有 0.003(在 1% 的水平下显著), 表明扶贫政策对于农业技术效率存在正向影响, 但是促进作用十分微弱。表 4 中(2)和(3)结果显示, 农业技术效率对农业经济增长具有显著的正向促进作用。比较两个回归结果可以发现, 农业技术效率的回归系数相差不大, 这表明虽然农业技术效率提升对农业经济增长具有较高的贡献率, 但是这种贡献并非来自扶贫政策的推动。究其原因, 可能是扶贫资金的农业技术投入效率较低。因为特困地区县市往往财力薄弱, 资金匹配能力不足<sup>[30]</sup>。而地方扶贫部门几乎没有任何资金用途上的裁量权, 扶贫资金很难投到回报周期较长的技术要素上。还有一种原因是, 虽然要求财政扶贫资金偏重农业发展和项目化使用, 但是由于缺乏有效连接扶贫对象的中间制度载体, 并且治理机制呈现碎片化, 导致技术培训、技术示范等扶贫资源容易瞄准偏离和被精英“俘获”<sup>[31]</sup>。

## 2. 异质性分析

(1) 基于气候干湿区划的异质性。农业作为一种对自然环境存在强依赖性的产业, 受到气候因素的显著影响。尤其是种植业, 更容易受到气候环境的约束。因此, 考察扶贫政策对农业经济增长的影响, 应该将气候地理因素纳入分析当中。本文基于样本县所处的干旱区和湿润区气候区划差异, 将样本分为干旱区和湿润区两部分, 分别进行双重差分回归。

表 5 中(1)~(4)报告的是基于干、湿区划的异质性估计结果<sup>②</sup>。结果显示, 干旱区样本的 *DID* 回归系数为 0.073(在 1% 的水平上显著), 表明扶贫政策对干旱区特困地区农业经济增长具有显著的促进作用, 并且对传统种植业经济的促进作用强于农业总体经济。虽然扶贫政策对湿润区特困地区

表 4 扶贫政策对农业技术效率的影响

变量	(1) <i>ATE</i>	(2) <i>lna<sub>y</sub></i>	(3) <i>lna<sub>y</sub></i>
<i>T</i>	0.061*** (6.681)		-0.004 (-0.051)
<i>Treat</i>	-0.073*** (-4.418)		-0.187 (-1.505)
<i>DID</i>	0.003*** (3.731)		0.009 (0.799)
<i>ATE</i>		18.901*** (13.035)	18.839*** (12.530)
控制变量	是	是	是
地区哑变量	是	是	是
年份哑变量	是	是	是
<i>N</i>	759	759	759
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.969	0.998	0.998

① 由于农业技术效率测算指标和控制变量之间存在变量重复, 这可能会导致潜在的内生性问题。对此, 作者分析了在不引入控制变量情况下扶贫政策对农业技术效率的影响, 通过引入控制变量前后的分析结果的比较, 发现是否引入控制变量对分析结果的影响不大。这表明这种潜在的内生性对分析结果影响不显著。

② 文章对农林牧渔四种产业都做了异质性分析, 为了节省篇幅, 表 5 只报告了倍差项显著的产业类型的估计结果。

农业经济增长的影响不显著,对于林业经济增长的促进作用却较为明显,这说明湿润地区在扶贫政策实施过程中有效利用了丰富的林业优势资源,将其转化为特困地区的增长点。

(2)基于少数民族文化特性的异质性。从全国来说,少数民族聚居区往往是贫困发生率较高的地区,也是国家扶贫政策重点瞄准的地区。甘肃省少数民族众多,少数民族聚居的县份也较多,国家级贫困县与少数民族聚居县存在明显的重叠。为了识别扶贫政策效应的少数民族文化异质性,本文根据样本县是否为少数民族聚居县,将样本数据区分为少数民族聚居县和非少数民族聚居县两部分,然后分别进行双重差分回归。

表 5 中(5)~(8)报告了相应的异质性估计结果。结果显示,非少数民族聚居县样本的 DID 回归系数为 0.059(在 1%的水平上显著),但是在少数民族聚居县样本中的政策效应并不显著。估计结果表明,少数民族地区较于一般贫困地区,扶贫难度更大,且少数民族的文化特性也使得扶贫工作更为复杂<sup>[32]</sup>,因此一般的扶贫政策在少数民族聚集地区难以发挥有效作用。

表 5 非少数民族聚居县的异质性估计结果

变量	干旱区		湿润区		非少数民族聚居县		少数民族聚居县	
	(1) lnay	(2) lnca <sub>y</sub>	(3) lnca <sub>y</sub>	(4) lnfr <sub>y</sub>	(5) lnay	(6) lnca <sub>y</sub>	(7) lnay	(8) lnah <sub>y</sub>
T	0.909*** (3.777)	0.763** (2.391)	1.170*** (4.980)	2.903 (0.868)	1.203*** (5.760)	1.150*** (4.854)	0.644*** (2.659)	-1.767** (-2.035)
Treat	-0.412 (-1.038)	-0.433 (-1.016)	0.598*** (5.470)	1.071 (0.757)	-1.338*** (-4.705)	-1.512*** (-5.514)	1.946** (2.598)	4.680* (1.779)
DID	0.073*** (2.611)	0.124*** (3.424)	-0.004 (-0.160)	0.475*** (2.877)	0.059*** (3.515)	0.126*** (5.612)	0.065 (1.314)	-0.002 (-0.014)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区哑变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份哑变量	是	是	是	是	是	是	是	是
N	305	305	454	454	580	580	179	179
R <sup>2</sup>	0.993	0.991	0.987	0.577	0.986	0.980	0.992	0.970

### 3. 动态效应分析

上述分析结果反映的是扶贫政策对农业经济高质量增长在多年内的平均效应,并未反映扶贫政策效应在不同时间段内的差异性。事实上检验政策效应可能存在的滞后性、可持续性,对于评价政策绩效具有重要意义。本文参考 Jacobson 等<sup>[33]</sup>和任胜钢等<sup>[34]</sup>采用的事件研究法对扶贫政策的动态效应进行检验。具体模型如式(2):

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2012}^{2017} \beta_t Treat \times T^k + \sum \beta_i Controls_{it} + u_j + \epsilon \quad (2)$$

其中,以集中连片特困地区名单发布的 2012 年作为基准年, $\beta_t$  表示 2012—2017 年的一系列系数估计值。 $T^k$  表示 2012 年政策实施之后第  $k$  年单独作为政策冲击的虚拟变量,例如, $T^1$  表示在 2013 年虚拟变量  $T=1$ ,其他年份  $T=0$ 。其他变量与模型(1)一致。

表 6(1)~(3)报告了扶贫政策对农业经济增长、农业产业结构和农业技术效率的动态效应估计结果。表 6 中(1)和(3)结果显示,从集中连片特困区扶持政策实施后的第一年 2013 年开始,各倍差项的估计系数逐渐增大,在 2016 年又出现减小的情况。但是,很长时间内扶贫政策对农业产业结构的影响仍然不显著。可以发现,扶贫政策对农业经济增长和农业技术进步的促进作用随着时间的推移变得越来越强。这表明,对集中连片特困地区的倾斜性扶持形成的政策势能,在政策不断推进的过

表 6 动态效应估计结果

变量	(1) lnay	(2) aistruc	(3) ATE
TREAT × T <sup>1</sup>	0.037*** (2.953)	-0.002 (-1.014)	0.001* (1.961)
TREAT × T <sup>2</sup>	0.040*** (2.781)	-0.001 (-0.283)	0.002*** (3.327)
TREAT × T <sup>3</sup>	0.099*** (6.640)	-0.001 (-0.240)	0.005*** (6.267)
TREAT × T <sup>4</sup>	0.050* (1.837)	-0.025*** (-4.944)	0.004*** (2.770)
TREAT × T <sup>5</sup>	0.015* (0.409)	0.041*** (4.442)	-0.001 (-0.641)
控制变量	是	是	是
地区哑变量	是	是	是
N	759	756	759

程中逐渐发挥作用,农业经济增长的扶贫政策效应逐渐增强,同时农业经济摆脱“低效率陷阱”,农业技术效率逐步提升。2016年以后扶贫政策效应趋弱,可能是部分政策调整的原因,也可能是长期增长过程中的合理调适。而扶贫政策效应总体上越来越强的部分原因是2013年以后持续推进精准扶贫战略,加大了对集中连片特困地区的精准扶持力度,从而为特困地区农业经济增长注入了新的推动力。

#### 四、结论及政策建议

实施持续性的扶贫政策是后扶贫时代我国相对贫困治理的重要途径之一。通过对相对贫困地区农业发展进行倾斜性扶持,促进相对贫困地区农业经济高质量增长,能够提升相对贫困人口的自我发展能力和可持续增收能力,从而使“造血式”扶贫开发达到发展增收的效果。

本文根据2012年集中连片特困地区名单的发布,设计了一个识别扶贫政策对农业经济增长及其质量的政策效应的准自然实验情境,并采用双重差分法以及甘肃省2009—2017年86个县市区的数据,实证分析了扶贫政策是否对农业经济高质量增长具有促进作用。研究得出,扶贫政策有效促进了农业经济增长,但是对于农业经济增长的质量并未产生显著推动作用。具体研究结论如下:(1)扶贫政策对特困地区的农业经济增长具有显著的正向促进作用;(2)扶贫政策对农业产业结构未产生显著影响,但是,在传统种植业领域取得了显著的政策效果;(3)扶贫政策对农业技术效率并未产生显著的促进作用,传统农业未得到有效改造;(4)扶贫政策在干旱地区和湿润地区、非少数民族聚居贫困县和少数民族聚居贫困县的政策绩效表现出显著的异质性;(5)扶贫政策对特困地区农业经济增长的正向促进作用,随着倾斜性扶持政策的持续实施呈现先强后弱的趋势。

根据上述结论,本文就后扶贫时代相对贫困治理的政策实践提出三个方面的政策建议:第一,加快构建农业社会化服务体系,促进相对贫困地区农业生产性服务业发展和一二三产业融合发展,将相对贫困地区的农业现代化与乡村产业振兴有机衔接起来,有效利用乡村特色资源,大力发展观光农业、农事体验等乡村特色产业,推动农业产业结构升级;第二,将改造传统农业作为相对贫困治理政策的重点关注内容,加大扶持资金对相对贫困地区农业机械化、化学化、信息化的投资力度,重点支持相对贫困地区引进先进技术和设备。同时,为相对贫困群体提供技术培训和培训,提升其现代农业生产要素使用能力;第三,在特殊地区相对贫困治理过程中,提高扶贫政策对于气候地理条件、少数民族文化差异的敏感性,继续加大针对干旱区等生态脆弱地区人口的扶持力度,同时利用湿润区的气候和资源优势,发展林业、休闲农业、生态农业。针对少数民族的文化特性和所处区位,提高扶持政策在少数民族相对贫困地区的“亲民族”性和精准性,实施符合少数民族地区相对贫困特质的倾斜性扶持政策和共享发展战略。

#### 参 考 文 献

- [1] 苗齐,钟甫宁. 中国农村贫困的变化与扶贫政策取向[J]. 中国农村经济,2006(12):55-61.
- [2] 张伟宾,汪三贵. 扶贫政策、收入分配与中国农村减贫[J]. 农业经济问题,2013,34(2):66-75.
- [3] 汪三贵,李文,李芸. 我国扶贫资金投向及效果分析[J]. 农业技术经济,2004(5):45-49.
- [4] 胡哈,司亚飞,王立剑. 产业扶贫政策对贫困户生计策略和收入的影响——来自陕西省的经验证据[J]. 中国农村经济,2018(1):78-89.
- [5] 张彬斌. 新时期政策扶贫:目标选择和农民增收[J]. 经济学(季刊),2013,12(3):959-982.
- [6] PERRY E D, HENNESSY D A, MOSCHINI G. Product concentration and usage: behavioral effects in the glyphosate market[J]. Journal of economic behavior & organization, 2019, 158: 543-559.
- [7] 任保平. 新时代中国经济从高速增长转向高质量发展:理论阐释与实践取向[J]. 学术月刊,2018,50(3):66-74.
- [8] 傅家骥,姜彦福,雷家骥. 高质量经济增长的实现要素分析[J]. 数量经济技术经济研究,1994(3):9-17.
- [9] 任保平,李禹墨. 新时代我国高质量发展评判体系的构建及其转型路径[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2018,47(3):105-113.
- [10] 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,2018,53(2):20-34.

- [11] 李平,付一夫,张艳芳. 生产性服务业能成为中国经济高质量增长新动能吗[J]. 中国工业经济,2017(12):5-21.
- [12] PARK A,WANG S,WU G. Regional poverty targeting in China[J]. Journal of public economics,2002,86(1):123-153.
- [13] 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.
- [14] 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[J]. 中国农村经济,2018(5):98-111.
- [15] 王泽润,吴振磊,白永秀,等. 区域性扶贫政策的的增长与分配效应——基于集中连片特困区的经验证据[J]. 中国软科学,2020(10):145-155.
- [16] FAN S,DORWARD A,KYDD J,et al. Institutions and policies for pro-poor agricultural growth[J]. Development policy review,2010,22(6):611-622.
- [17] 帅传敏,梁尚昆,刘松. 国家扶贫开发重点县投入绩效的实证分析[J]. 经济问题,2008(6):84-86.
- [18] ROZELLE S,PARK A,BENZIGER V,et al. Targeted poverty investments and economic growth in China[J]. World development,1998,26(12):2137-2151.
- [19] 蔡昉,都阳,陈凡. 论中国西部开发战略的投资导向:国家扶贫资金使用效果的启示[J]. 世界经济,2000(11):14-19.
- [20] 匡远配,周凌. 农地流转的产业结构效应研究[J]. 经济学家,2016(11):90-96.
- [21] 汪小勤,姜涛. 基于农业公共投资视角的中国农业技术效率分析[J]. 中国农村经济,2009(5):79-86.
- [22] 杜文杰. 农业生产技术效率的政策差异研究——基于时不变阈值面板随机前沿分析[J]. 数量经济技术经济研究,2009,26(9):107-118.
- [23] 张畅. 发展现代农业推进扶贫开发——以安徽大别山区为例[J]. 中国农村经济,2007(S1):3-8.
- [24] 李栋梁,刘德祥. 甘肃气候[M]. 北京:气象出版社,2009.
- [25] CHARNES A,COOPER W W,LEWIN A Y,et al. Data envelopment analysis:theory,methodology,and applications[M]. Dordrecht:Springer,1994.
- [26] 黄少安,孙圣民,宫明波. 中国土地产权制度对农业经济增长的影响——对 1949—1978 年中国大陆农业生产效率的实证分析[J]. 中国社会科学,2005(3):38-47.
- [27] 孟令杰. 中国农业产出技术效率动态研究[J]. 农业技术经济,2000(5):1-4.
- [28] 张宁,陆文聪. 中国农村劳动力素质对农业效率影响的实证分析[J]. 农业技术经济,2006(2):74-80.
- [29] 许长新,林剑婷,宋敏. 水土匹配、空间效应及区域农业经济增长——基于中国 2003—2013 的经验分析[J]. 中国人口·资源与环境,2016,26(7):153-158.
- [30] 杨园园,刘彦随,张紫雯. 基于典型调查的精准扶贫政策创新及建议[J]. 中国科学院院刊,2016,31(3):337-345.
- [31] 邢成举,李小云. 精英俘获与财政扶贫项目目标偏离的研究[J]. 中国行政管理,2013(9):109-113.
- [32] 莫光辉. 五大发展理念视域下的少数民族地区多维精准脱贫路径——精准扶贫绩效提升机制系列研究之十一[J]. 西南民族大学学报(人文社科版),2017,38(2):18-23.
- [33] JACOBSON L S,LALONDE R J,SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. The American economic review,1993,83(4):685-709.
- [34] 任胜钢,郑晶晶,刘东华,等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济,2019(5):5-23.

(责任编辑:陈万红)