

革命老区振兴规划对农业增长的影响 及其作用机理*

张启正 袁菱苒 胡沛楠 龚斌磊

摘要：本文基于 1999—2019 年县级面板数据，采用双重差分法，分析赣闽粤、陕甘宁、左右江、大别山、川陕五大重点革命老区的振兴规划对当地农业发展的影响。本文研究得出以下结论：首先，革命老区振兴规划为当地农业带来了 4.33% 的额外增长，这一额外增长主要源于劳动生产率的提升，而劳动生产率的提升得益于农业机械化水平和全要素生产率的提高。其次，财政支农强度的提升是革命老区农业实现现代化转型的关键因素，它显著改善了当地农业基础设施，增加了现代农业生产要素投入，促进了农业内部特色与中高附加值产业的发展，最终提升了农业生产率。再次，革命老区振兴规划实施后，受覆盖地区所获得的转移支付增加以及当地“工业反哺农业、城市支持农村”效应的显现，以“输血”和“造血”两条路径构成了当地财政支农强度提升的直接原因。最后，党的十九大以来，革命老区振兴规划与乡村振兴战略相结合，发挥了协同效应，使得上述机制得到了进一步加强。本文认为，对于以革命老区为代表的经济欠发达地区而言，区域发展规划是促进农业现代化转型和实现农业赶超发展的可行路径。

关键词：革命老区振兴规划 农业增长 农业现代化 农业生产率 双重差分法

中图分类号：F303.3 **文献标识码：**A

一、引言

革命老区承载了中国革命斗争的光辉历史，为中国革命的胜利做出了重大贡献。加快革命老区的发展，是全国各族人民的热切期盼，也是实现第二个百年奋斗目标的重要一环。农业农村现代化作为中国现代化的重要组成部分，伴随着乡村振兴战略的纵深推进，越来越得到社会各界的重视。2021 年中央“一号文件”指出，到 2025 年，农业基础设施现代化要迈上新台阶，农业质量效益和竞争力要

*本文研究获得国家社会科学基金重大项目“构建面向高质量发展的农业科技进步贡献率体系研究”（编号：21&ZD092）、国家自然科学基金面上项目“农业技术扩散与生产率收敛：理论与实证研究”（编号：72173114）和国家自然科学基金国际合作项目“中国农业绿色转型与高质量发展的路径与战略研究”（编号：72161147001）的资助。本文通讯作者：龚斌磊。

明显提升，有条件的地区要率先基本实现农业现代化。革命老区长期以来承载了中国相当数量的农业人口与农业产出，其农业增长不仅是当地实施乡村振兴战略的重要抓手，也是全国层面实现农业现代化目标的重要一环。

然而，由于自然禀赋与历史等多方面的原因，革命老区的农业效益长期以来不尽如人意，尚未从根本上摆脱传统农业的模式。随着城镇化的加速发展，传统农业生产要素不断流出农业，革命老区农业发展存在“青黄不接”的问题。因此，加快革命老区农业发展，补齐农业的现实短板，也是中国农业发展的一大迫切任务。2012年以来，国务院陆续批准了支持赣闽粤原中央苏区、陕甘宁革命老区、左右江革命老区、大别山革命老区和川陕革命老区这五大重点革命老区振兴的政策文件或发展规划^①（下文简称“革命老区振兴规划”）。从2012年起，上述五大重点革命老区的农业得到持续发展，与全国其他区域的差距逐步缩小（见图1）。这一差距的缩小在多大程度上得益于革命老区振兴规划的作用值得进一步评估。

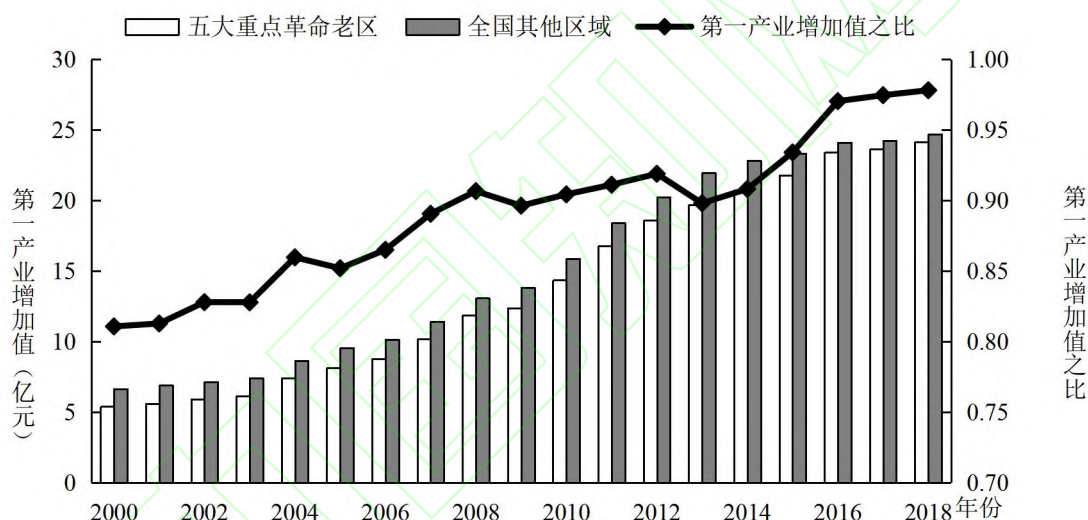


图1 2000—2018年五大重点革命老区县均第一产业增加值及其与全国其他县的比较

注：第一产业增加值（当年价）为五大重点革命老区各县的算术平均值，第一产业增加值之比为五大重点革命老区各县平均值与全国其他区域各县平均值之比。

数据来源：EPS 数据平台区域经济数据库（<https://www.epsnet.com.cn/index.html#/Index>）。

革命老区振兴规划是国家首次将革命老区作为主体区域实施的发展规划，内容涵盖基础设施建设、

^①这些政策文件或发展规划分别有：有关赣闽粤原中央苏区的《国务院关于支持赣南等原中央苏区振兴发展的若干意见》（国发[2012]21号）、《赣闽粤原中央苏区振兴发展规划》（发改地区[2014]480号）；有关陕甘宁革命老区的《陕甘宁革命老区振兴规划》（发改西部[2012]781号）、有关左右江革命老区的《左右江革命老区振兴规划》（发改西部[2015]388号）、有关大别山革命老区的《大别山革命老区振兴发展规划》（发改地区[2015]1400号）和有关川陕革命老区的《川陕革命老区振兴发展规划》（发改地区[2016]1644号）。

产业发展等多方面。其中,在农业农村发展方面,革命老区振兴规划提出了保障粮食安全、改善基础设施、促进农业技术装备水平升级、优化农业产业结构等一系列目标任务,并给予革命老区大量的政策优惠。以“外部输血”的方式为革命老区的农业现代化提供财力支持,成为革命老区农业增长的一大源头。不过,外部输血并非革命老区农业发展的长效机制。从长期来看,农业发展还需发挥工业化、城镇化的支持带动作用,进而实现工业化、城镇化和农业现代化的协调发展(韩长赋,2011;黄祖辉等,2013)。2021年中央“一号文件”提出,要加快县域内城乡融合发展,把县域作为城乡融合发展的重要切入点,统筹县域产业、基础设施、公共服务、基本农田、生态保护、城镇开发、村落分布等空间布局;同时,要加快形成工农互促、城乡互补、协调发展、共同繁荣的新型工农城乡关系,促进农业高质高效、乡村宜居宜业、农民富裕富足。可见,通过激发城镇化、工业化与农业农村现代化的大循环促进农业发展,以此作为一条具有可持续性的路径,已经成为学界和政界的主流共识。不少学者发现,诸如“西部大开发”等区域发展规划在一定程度上对落后地区的工业发展和经济增长起到了积极作用(例如刘生龙等,2009; Jia et al., 2020),但他们普遍没有进一步研究经济增长和工业发展是否对农业发展产生了“反哺”作用。虽然有学者论述了“西部大开发”对农业增长的影响(例如 Li et al., 2021),但其研究主要聚焦于中央政府的外部输血以及农户层面的行为,并没有论述“西部大开发”通过促进工业化、城镇化进而影响农业增长这样一条内在路径。与中国已有的区域发展规划类似,工业化、城镇化本身亦是革命老区振兴规划重点关注的内容。那么,革命老区振兴规划在基础设施、产业发展、区域合作、财政税收、金融投资、土地利用等方面的举措是否可以通过促进当地的工业化和城镇化进而为农业现代化奠定基础?革命老区振兴规划是否可以发挥工业反哺农业的作用?对这些问题需要进一步研究。

本文在系统性整理多渠道数据的基础上,构建1999—2019年县级面板数据库,采用双重差分法分析革命老区振兴规划对当地农业增长的影响,并分析产生此般影响的内在机制。本文的研究意义主要有三个方面:首先,本文定量评估了五大重点革命老区的振兴规划对农业增长的影响及其背后的机理,为进一步优化革命老区农业振兴相关政策、加速实现革命老区乡村振兴提供学理支撑;其次,本文研究既丰富了区域发展规划的经验研究,也丰富了工农、城乡关系的经验论述;第三,本文研究不仅是针对革命老区农业的进一步发展,其政策启示的普遍性内涵也为落后地区下一阶段推进乡村振兴、实现农业农村现代化的目标提供经验参考,具有重大的理论意义和现实意义。

二、理论分析框架

通过区域发展规划促使落后地区追赶发达地区,缩小区域经济社会发展差距,最终实现现代化,是近几十年来世界各国尤其是发展中国家采用的通行策略(Becker et al., 2010)。区域发展规划是一系列政策的集合,通常包括减免税收、提供补贴、加大财政拨款、颁布特殊法律规定、促进基础设施建设、实行特殊的产业政策等方面(Glaeser and Gottlieb, 2008)。在落后地区,农业在地方经济中往往占据较大的份额,农业就业人员比重也较大。与此同时,推进落后地区农业发展是当地减贫和可持续发展的基本途径之一(Zhang et al., 2020; Chen and Gong, 2021)。因此,分析区域发展规划对落

后地区农业发展的作用具有较大的现实意义。

通过区域发展规划促进农业现代化,存在“外部输血”与“工业反哺”两条路径。“外部输血”路径是指与区域发展规划配套的上级政府转移支付,它可以为被扶持区域直接带来资金支持,改善基础设施状况和农业生产条件,促进农业增长。革命老区振兴规划高度重视被覆盖地区的农业发展问题。在现代农业产业体系层面,规划结合当地地理条件和种植传统,明确了农业发展的主导产业及其空间布局;在现代农业生产体系层面,规划强调现代科学技术的地位,强调农田水利、农业产业园区等公共基础设施的建设,强调现代物质装备水平的开发应用,提升农业科技化、机械化、信息化水平;在现代农业经营体系层面,规划强调对龙头企业、农民合作社以及家庭农场等现代农业生产经营主体的扶持。针对革命老区农业产业体系、生产体系、经营体系的上述发展规划,以转移支付和项目支持为依托,以财税、金融、土地、人才等优惠政策为保障,构成革命老区农业增长和现代化转型的“外部输血”渠道。

“外部输血”是早期启动落后地区农业现代化的必要手段,而“内部造血”是革命老区农业可持续发展的长效机制。实现落后地区农业的长期可持续发展,最终实现农业现代化,需要通过工业化与城镇化的发展来带动农业现代化的进程(韩长赋,2011)。区域发展规划充当着落后地区工业化、城镇化的加速器,大量文献证实了以“西部大开发”为代表的区域发展规划对地区经济增长尤其是工业发展的积极作用(例如王洛林和魏后凯,2003;刘生龙等,2009;Jia et al.,2020)。工业化、城镇化对农业现代化的拉动体现在两方面:一是城镇与非农经济的发展吸纳农业劳动力,进而为农业规模化和机械化提供条件;二是工业化、城镇化的发展所带来的财政收入增长为农业现代化提供了资金保障。财政支农意味着财政资源和金融资源从城镇和非农产业向农业农村流动,进而起到改善农业生产环境、保护农业基本资源、提升农业生产能力的作用(蔡昉,2006)。从实际内容看,除农业发展外,革命老区振兴规划还关注基础设施建设、现代工业产业布局以及新型城镇化建设等方面的内容,并同样提供了财税、金融、投资、贸易、土地、人才等方面的优惠政策,部署了大量项目。上述举措有助于加速当地非农经济发展,促进农业劳动力转移,为促进当地农业规模经营和提升农业机械装备水平创造条件,从而提高农业生产率。同时,革命老区振兴规划对当地非农经济的促进作用也有利于增加地方财政收入,理论上为实现工业反哺农业提供了可能。不过,对于工业化、城镇化是否必然有助于实现工业反哺农业的目标,学界还存在一定的争议。一些学者认为,长期以来,受到经济增长考核激励的影响,地方政府更有可能实行城市倾向的经济政策(陆铭和陈钊,2004),而忽视了农业农村发展(马光荣和杨恩艳,2010)。经济政策的城市倾向会导致以劳动、土地为代表的传统农业生产要素加速流出农业,而流入农业的现代农业生产要素不足,支农投入增长乏力。党的十七届三中全会尤其是党的十八大以来,国家将“三农”工作纳入地方官员政绩考核体系,并不断提高考核强度,使得地方官员

更加重视“三农”发展^①。革命老区振兴规划正是在政府支农激励强化的背景下实施的。革命老区振兴规划固然涵盖城镇化和工业化等方面的内容，但也在农业农村领域提出了包括保障粮食安全、建设高标准农田、改善农业基础设施、优化农业产业结构、提高农业生产的规模化和机械化水平、促进农业技术进步与生产率提升、培育新型农业经营主体等在内的多重任务。为了实现上述任务，国家在财税、金融、投资、土地、人才等方面提供了大量的优惠政策；与此同时，革命老区振兴规划中所包含的“三农”发展目标任务也给地方政府施加了行为约束，从而引导本地财政资金流向农业。由此，本文认为，革命老区振兴规划实施可通过内生渠道增加地方政府的财力，因而具备通过“反哺”方式助力农业现代化的主客观条件。

无论是“外部输血”还是“内部造血”，最直接的表现就是涉农资金投入强度的提升。农业是弱质产业，财政支农在扶持农业发展上发挥着不可替代的作用（李燕凌和欧阳万福，2011）。第一，作为国家调控农业生产的基本工具，财政支农可以有效解决农业生产过程中公共物品供给不足的问题，提升农业基础设施建设水平，改善农业生产条件（罗东和矫健，2014）。基础设施对经济增长具有至关重要的作用，需要大量外部资源扶持的农业领域更是需要农业基础设施建设作为发展的先导。不少学者研究发现，完善农业基础设施建设可以有效促进农业全要素生产率的提升，进而降低农业生产成本，提高农产品产量与竞争力（黄季焜等，2012；朱晶和晋乐，2017；龚斌磊，2019；Yuan et al., 2021；罗斯炫等，2022）。

第二，财政支农强度的提升可促进现代农业生产要素的推广与使用（龚斌磊和王硕，2021）。在工业化、城镇化背景下，因非农产业具有较高的回报率（刘晓光和龚斌磊，2022），农业劳动力总体呈现流出态势，以农用机械为代表的现代农业生产要素替代传统要素成为农业生产的必然趋势（Huang et al., 2012），改革开放以来中国农业发展的进程即体现了上述规律（Gong, 2018）。财政支农作为一种主动干预的手段，在现代农业生产要素替代传统要素的过程中扮演着“加速器”的作用。财政支农强度的提高，一方面通过改善农业基础设施为农机装备等现代农业生产要素的推广与使用提供物质前提，另一方面通过补贴等手段引导农户使用现代农业生产要素。现代农业生产要素的推广与应用对农业增长的贡献已得到大量文献的证实（例如孔祥智等，2018；王璐等，2020；高晶晶和史清华，2021）。农用机械的使用是农业增产的关键，在劳动力要素从农业生产领域流出的背景下，农用机械的引入可以实现其对劳动力要素的替代，这对于降低本地区农业生产成本、促进粮食增产、提高农业生产率等方面的作用非常显著（Wang et al., 2016；方师乐等，2017；焦长权和董磊明，2018）。

^①2008年以前的中央“一号文件”涉及有关地方官员“三农”工作考核的内容较少，且体系化程度较弱；2008年10月党的十七届三中全会颁布《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》，提出“把粮食生产、农民增收、耕地保护、环境治理、和谐稳定作为考核地方特别是县（市）领导班子绩效的重要内容”；随后，2009年中央“一号文件”提出“要尽快制定指标，严格监督检查”；党的十八大以来，这一考核体系不断增强，2021年中央“一号文件”强调“县委书记应当把主要精力放在‘三农’工作上”；2022年中央“一号文件”则提出完善市县党政领导班子和领导干部推进乡村振兴战略实绩考核制度，鼓励地方对考核排名靠前的市县给予适当激励，对考核排名靠后、履职不力的进行约谈。

第三，财政资金的投入也是地区农业产业结构优化、特色农业产业发展的重要保证。农业内部特色与中高附加值产业的发展，也是农业生产率提高、农业增长的重要原因（龚斌磊等，2021）。按照因地制宜的原则，革命老区振兴规划提出了优化农业产业结构、发展特色农业的要求，促进产业结构优化和特色产业发展的相关举措有利于推进农业供给侧结构性改革，提高农业产业竞争力，为革命老区农业长期可持续发展提供了一个重要的内源性渠道。

综上，本文认为，革命老区振兴规划以“外部输血”和“内部造血”为逻辑起点，一方面通过涉农项目布局和财政转移支付为当地农业发展带来外部资源，另一方面通过促进工业化、城镇化带动农村劳动力转移，并增加当地财政收入，进而转化为具有“反哺”意义的财政支农支出，提升革命老区的财政支农强度。财政支农强度的提升能够改善农业基础设施，为现代农业生产要素的使用提供物质前提；另一方面，革命老区振兴规划能够促进工业化、城镇化，进而促使劳动力等传统要素流出农业，使得农业生产领域中现代农业生产要素对传统农业生产要素的替代得以更好地实现。此外，农业产业结构的优化以及当地特色与中高附加值农业产业的发展，也为当地农业生产率提升和长期可持续的内源性发展奠定了基础。农业基础设施的改善、现代农业生产要素的推广和使用以及特色与中高附加值农业产业的发展，共同提升农业劳动生产率，进而为革命老区带来农业的高质量增长。从结果来看，革命老区振兴规划下的农业增长主要建立在农业劳动生产率提升的基础上，农业劳动生产率的提升一方面源于单位劳动力农机使用量的提升，另一方面则源于农业全要素生产率的增长。

图2 展现了本文上述理论分析框架。

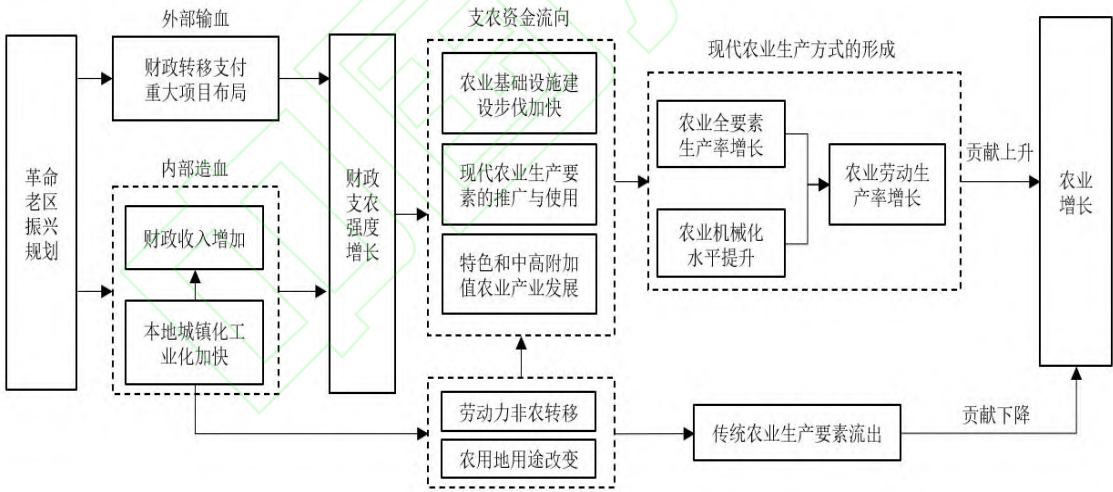


图2 本文研究框架

三、研究设计

（一）模型设定

本文采用双重差分法（differences-in-differences，DID）分析革命老区振兴规划对被扶持区域农业发展的影响，基准回归模型设定如下：

$$y_{it} = \delta + \beta Policy_{it} + \rho Policy2_{it} + \phi Treatment_i \times T + X_i \times \gamma_t + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, i 代表县级单位, t 为年份。 y_{it} 为被解释变量, 反映农业产出水平, 在基准回归中使用第一产业增加值来表示。

$Policy_{it}$ 为革命老区振兴规划, 代表 i 县在 t 年是否被革命老区振兴规划所覆盖。系数 β 是本文关注的核心估计参数, 如果 β 显著大于 0, 则说明革命老区振兴规划的推出对区域内的农业发展具有促进作用。(1) 式中还加入 $Treatment_i$ (指革命老区振兴规划覆盖县, 表示 i 县截至 2019 年是否被革命老区振兴规划所覆盖) 和线性时间趋势 T 的交互项, 用以控制处理组和对照组之间的线性时间趋势差异。为了考察 i 县在 t 年是否被纳入其他相关政策所影响, 本文将表示集中连片特困地区支持政策的相关规划变量 (即 $Policy2_{it}$) 作为控制变量, 引入基准回归模型。

X_i 为控制变量向量。在双重差分模型的设定中, 事后控制变量的引入可能会导致模型估计系数的一致性无法得到满足 (参见黄炜等, 2022)。因此, 在控制变量的选择上, 本文按照 Li et al. (2016) 的处理方法, 引入事前控制变量与时间固定效应的交互项, 以此来控制政策发生前不同特征的区域可能存在的时间趋势差异, 从而保证条件独立性假设的成立。 γ_t 代表时间固定效应, 以控制时间层面不随地区变化的影响因素; α_i 代表个体固定效应, 以控制地区层面不随时间变化的影响因素; ε_{it} 为随机误差项。

(二) 变量选择

1. 被解释变量。本文的被解释变量为第一产业增加值, 以反映县域农业发展的状况。本文还使用农林牧渔总产值以及使用人均第一产业增加值作为被解释变量进行稳健性检验。

2. 解释变量。本文的解释变量为革命老区振兴规划, 以表示该县当年是否被革命老区振兴规划所覆盖, 覆盖取值为 1, 未覆盖取值为 0。

3. 控制变量。革命老区振兴规划并非完全意义上的外生冲击, 因此需要进一步控制可能会影响当地成为革命老区振兴规划扶持区域以及同时会影响当地农业增长的变量。本文选取的控制变量主要包括四个方面。一是革命斗争历史因素控制变量, 即革命老区。中国老区建设促进会曾对革命老区进行过统计, 共有 1300 多个县 (市、区) 被认定为革命老区, 这一认定标准仅与历史因素有关。而在选择革命老区振兴规划的落地区域时, 拥有革命斗争历史是一项必要条件。二是地理条件控制变量, 包括: 省界县、海拔和地形起伏度。上述 1300 多个县 (市、区) 被认定为革命老区的标准比较宽松, 分布比较广泛, 且部分革命老区的经济发展水平较高。因此, 在选择革命老区振兴规划的落地区域时, 不仅需要考虑当地革命斗争的历史因素, 还需要考虑当地的地理特征。三是社会经济条件控制变量, 包括: 总人口、人均国内生产总值、人均财政支出、国家级贫困县、粮食主产区、城镇人口占比、非农业人口占比、第一产业劳动力占比。这些变量反映了各县的社会经济状况, 且与当地的农业发展水平相关, 同时可能影响某县是否被纳入革命老区振兴规划。四是其他控制变量, 即相关规划。国家在颁布革命老区振兴规划之前, 对西藏、新疆南疆三地州、四省^①藏区以及 11 个集中连片特困地区出台

^①四省指的是青海省、云南省、四川省、甘肃省。

了特殊扶持政策和区域发展规划。该项规划可能会影响后续对重点扶持革命老区的选择。

（三）样本说明和变量描述性统计

本文主要使用 1999—2019 年中国县级层面的面板数据研究赣闽粤、陕甘宁、左右江、大别山和川陕五大重点革命老区的振兴规划对当地农业增长的影响，并探究其内在机理。本文剔除了 1999—2019 年间新设、撤销的县级单位以及研究期内一直是市辖区的县级单位，并剔除了数据缺失县，最终构建了 1999—2019 年中国 31 个省（区、市）2044 个县级单位的非平衡面板数据。本文进一步使用地市级数据分析革命老区振兴规划的实施对财政支农强度的影响，在剔除数据完全缺失的地级市（区、州、盟）后，构建了 2010—2019 年中国 323 个地级单位的平衡面板数据。

本文通过多渠道获取研究数据。其中，第一产业增加值、农林牧渔总产值数据主要来源于原农业部种植业管理司的中国种植业信息网县级农作物数据库^①和 EPS 数据平台中国区域经济数据库（分市、分县）以及各省（区、市）的县市统计数据库^②；总人口、城镇人口占比、非农业人口占比、第一产业劳动力占比等人口数据来源于《中国 2010 年人口普查分县资料》^③；人均国内生产总值、人均财政支出等县域经济数据来源于 EPS 数据平台中国区域经济数据库（分市、分县）以及各省（区、市）的县市统计数据库；县级地形数据来源于游珍等（2018），海拔数据来源于 ASTER Global Digital Elevation Model V003 提供的全球 30 米分辨率的数字高程模型（DEM），省界县数据通过省（区、市）政区图识别获取^④；革命斗争历史的相关数据来源于中国老区建设促进会官网^⑤；革命老区振兴规划实施时间的数据来源于前文提到的五个重点革命老区振兴规划文本中所列示的县（市、区）名录；集中连片特困地区名录来源于《国务院扶贫办关于公布全国连片特困地区分县名单的说明》^⑥，粮食主产县名录来源于《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划（2009—2020 年）》^⑦，国家级贫困县名录来源于国家乡村振兴局《全国 832 个贫困县名单》^⑧。

表 1 为变量的详细介绍和描述性统计分析。

^①<http://zzys.agri.gov.cn/hongqingxm.aspx>（该数据库的下载渠道已关闭）。

^②<https://www.epsnet.com.cn/index.html#/Index>。

^③<https://data.cnki.net/yearbook/Single/N2013040004>。

^④本文以各省（区、市）政区图为基础，通过 Arcgis 软件的处理生成“省界县”这一变量。

^⑤革命老区认定情况参见中国老区建设促进会官网（<http://www.zhongguolaoqu.com/>）。

^⑥http://www.gov.cn/gzdt/2012-06/14/content_2161045.htm?isappinstalled=1。

^⑦《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划（2009—2020 年）》从 13 个粮食主产省中选出 680 个县作为粮食生产核心区，从晋、浙、闽、粤、桂、渝、贵、云、陕、甘、宁 11 个非粮食主产省中选出 120 个粮食生产大县，二者合计 800 个粮食主产县。

^⑧http://nrra.gov.cn/art/2014/12/23/art_343_981.html。

表 1		变量介绍及描述性统计			
变量名	含义和赋值	均值	标准差	观测值	
被解释变量					
第一产业增加值	第一产业增加值, 单位: 亿元	12.153	11.545	40587	
人均第一产业增加值	人均第一产业增加值, 单位: 万元/人	0.281	0.267	39189	
农林牧渔总产值	农林牧渔业总产值, 单位: 亿元	19.025	19.794	32781	
核心解释变量					
革命老区振兴规划	当年是否被革命老区振兴规划所覆盖: 是=1, 否=0	0.046	0.210	40587	
控制变量					
1.革命斗争历史					
革命老区	是否被中国老区建设促进会认定为革命老区县: 是=1, 否=0	0.613	0.487	40587	
2.地理条件					
省界县	是否位于省边界的县: 是=1, 否=0	0.388	0.487	40587	
海拔	县的平均海拔, 单位: 千米	0.939	1.140	40587	
地形起伏度	县的地形起伏度, 测算方式参考游珍等 (2018)	1.212	1.432	40587	
3.社会经济条件					
总人口	2010 年 ^a 县总人口, 单位: 万人	42.721	30.865	40471	
人均国内生产总值	2010 年县人均地区生产总值, 单位: 万元	2.249	1.907	40471	
人均财政支出	2010 年县人均财政支出, 单位: 万元	0.426	0.316	40471	
国家级贫困县	是否属于国家级贫困县: 是=1, 否=0	0.405	0.491	40471	
粮食主产区	是否属于粮食主产区: 是=1, 否=0	0.337	0.473	40471	
城镇人口占比	2010 年县城镇人口占全县总人口的比重, 单位: %	33.970	14.027	40471	
非农业人口占比	2010 年县非农业人口占全县总人口的比重, 单位: %	18.730	12.551	40471	
第一产业劳动力占比	2010 年县第一产业从业人员占全部从业人员的比重, 单位: %	64.703	18.488	40471	
4.相关规划					
	当年是否被纳入集中连片特困地区名录: 是=1, 否=0	0.163	0.370	40471	

注: ①本表中所有以货币为计价单位的变量均以 1999 年不变价统计; ②在使用地市层面数据进行分析时, 为了表征革命老区振兴规划在地市层面的实施强度, 本文以地级市辖区内实施革命老区振兴规划的县的比例来衡量革命老区振兴规划变量, 并将相关规划、国家级贫困县、粮食主产区、革命老区、省界县 5 个变量改为占比指标, 例如省界县采用“地级市下辖县级单位中位于省边界的数量占地级市下辖全部县级单位的比例”来衡量。

^a 由于革命老区振兴规划最早是从 2012 年开始, 且考虑到数据的可得性, 本文对总人口等事前控制变量选用 2010 年数据。

四、基准回归分析与稳健性检验

(一) 革命老区振兴规划对农业增长的影响

表 2 报告了革命老区振兴规划对革命老区农业增长影响的基准回归结果。其中, (1) 列仅控制时间和个体双固定效应以及革命老区振兴规划覆盖县与线性时间趋势的交互项, (2) ~ (5) 列逐渐加

入革命斗争历史、地理条件、社会经济条件与时间固定效应的交互项以及相关规划变量。(1)~(5)列的估计结果中,回归系数值较为稳定,均在4%~5%之间浮动,本文以(5)列的回归结果作为基准回归结果进行分析。(5)列显示,相比于没有被革命老区振兴规划覆盖的县,革命老区振兴规划的实施为受覆盖县的第一产业增加值带来了4.33%的额外增长,这一结果在1%的水平上显著。这表明,革命老区振兴规划可以促进当地农业增长。

表2 革命老区振兴规划对农业增长影响的回归结果

	第一产业增加值				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
革命老区振兴规划	0.0490*** (0.0132)	0.0499*** (0.0137)	0.0422*** (0.0138)	0.0430*** (0.0139)	0.0433*** (0.0140)
相关规划					0.1150*** (0.0208)
革命斗争历史×时间固定效应		控制	控制	控制	控制
地理条件×时间固定效应			控制	控制	控制
社会经济条件×时间固定效应				控制	控制
革命老区振兴规划覆盖县× T	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.9712	0.9718	0.9724	0.9744	0.9746
观测值	40587	40587	40587	40471	40471

注:①被解释变量均取对数值;②括号内为聚类到县级的稳健标准误;③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应,估计结果略;④***表示1%的显著性水平。

(二) 平行趋势检验

基准回归结果显示,与未被革命老区振兴规划覆盖的县相比,革命老区振兴规划覆盖县的第一产业增加值具有额外的增长。然而,这种差异可能在革命老区振兴规划开始之前就已经存在。换言之,革命老区振兴规划覆盖县可能在这一规划落实之前就已经出现了农业加快发展的趋势,这就违背了双重差分法的平行趋势假设。本文使用事件研究法进行平行趋势检验,检验模型的具体形式如下所示:

$$y_{it} = \delta + \sum_{k \geq -5}^{6'} \beta_k D_{i,t_0+k} + \rho Policy2_{it} + \phi Treatment_i \times T + X \times \gamma_t + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中, D_{i,t_0+k} 是一系列虚拟变量,代表革命老区振兴规划实施前后的第 k 年。具体来说, t_0 代表革命老区振兴规划实施的当年, k 代表革命老区振兴规划实施前后的第 k 年, $k = -6', -5, -4, -3, -2, -1, 1, 2, 3, 4, 5, 6'$ 。其中, $-6'$ 表示革命老区振兴规划实施前第6年及以前的年份, $6'$ 表示革命老区振兴规划实施的第6年及后续年份,本文将革命老区振兴规划实施前第6年及更早的年份作为基准组。(2)式中的 β_k 在革命老区振兴规划实施前是否显著异于0是平行趋势检验的核心。

表3显示,革命老区振兴规划覆盖县的第一产业增加值,在规划实施前没有出现额外增长,在规划实施当年开始出现显著的额外增长,随着时间的推移这一额外增长总体上持续增加。这表明,革命老区振兴规划对当地农业增长产生了持续的正向影响。综上,基准回归模型通过了平行趋势检验。

表3 平行趋势检验结果

	系数	标准误
革命老区振兴规划实施前 5 年	0.0043	0.0100
革命老区振兴规划实施前 4 年	0.0179	0.0138
革命老区振兴规划实施前 3 年	0.0097	0.0156
革命老区振兴规划实施前 2 年	0.0204	0.0190
革命老区振兴规划实施前 1 年	0.0324	0.0222
革命老区振兴规划实施当年	0.0435*	0.0251
革命老区振兴规划实施后 1 年	0.0550**	0.0276
革命老区振兴规划实施后 2 年	0.0710**	0.0302
革命老区振兴规划实施后 3 年	0.0716**	0.0325
革命老区振兴规划实施后 4 年	0.1163***	0.0364
革命老区振兴规划实施后 5 年	0.1139**	0.0453
革命老区振兴规划实施后 6 年及之后	0.1351***	0.0508
R ²	0.9747	
观测值	40471	

注：①被解释变量均取对数值；②括号内为聚类到县级的稳健标准误；③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应、革命斗争历史×时间固定效应、地理条件×时间固定效应、社会经济条件×时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县× T ，估计结果略；④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（三）稳健性检验

1. 更换被解释变量。本文使用 1999 年不变价计算的农林牧渔总产值和人均第一产业增加值作为被解释变量，以检验基准回归结果的稳健性。表 4（1）～（2）列的估计结果显示，相比于未受到革命老区振兴规划覆盖的县，革命老区振兴规划的实施为受覆盖县的农林牧渔总产值和人均第一产业增加值分别获得了 6.19%和 5.66%的额外增长，且上述结果均在 1%的水平上显著。这与基准回归结果具有一致性，表明基准回归结果是稳健的。

2. 变更样本县。本文通过三种方法进行样本县的筛选，以检验基准回归结果的稳健性。一是剔除特殊地区的样本。除广东和福建的革命老区外，其他被重点覆盖的革命老区均位于中西部地区，东部经济较为发达地区的样本可能会干扰回归结果的准确性；青海、西藏、新疆的自然地理和社会经济状况相比于其他地区有明显差异；北京、天津、上海和重庆四个直辖市的管理体制比较特殊。因此，引入上述地区的样本也有可能干扰回归结果。二是缩小研究的区域范围。本文认为，越靠近五个重点革命老区的县，其经济、社会、地理、历史等特征与被革命老区振兴规划覆盖的县越为接近，因此，缩小研究的区域范围可以进一步排除某些不可观测变量对回归结果的影响。在缩小研究区域范围的同时，还需要考虑边界地带溢出效应^①的影响。双重差分识别的个体处理稳定性假设（SUTVA）要求政策干预只影响处理组，不会对控制组产生溢出效应。但由于革命老区振兴规划的覆盖范围主要是按照

^①例如，农业机械化水平的提升对粮食增长的正向影响具有空间上的溢出效应（伍骏骞等，2017）。

地理位置确定的,靠近革命老区振兴规划实施区域的控制组样本可能会受到规划溢出效应的影响,不满足个体处理稳定性假设。因此,本文参考 Jia et al. (2020) 的做法,剔除与革命老区振兴规划实施区域地理边界非常接近的县域样本。综上,本文借鉴空间断点回归的思想,将样本聚焦于距离革命老区边界 50 公里以内的县,从而使得处理组和对照组更具有可比性。同时,在剔除距离革命老区边界 50 公里以外的县的基础上,表 4 (4) 列和 (5) 列分别剔除距离革命老区边界 20 公里以内的县和距离革命老区边界 10 公里以内的县,以避免溢出效应对估计结果带来的干扰。

表 4 (3) ~ (5) 列汇集了通过上述方法进行样本变更后的回归结果。(3) 列剔除了特殊地区的样本,回归结果显示革命老区振兴规划可以为当地第一产业增加值带来 4.03% 的额外增长。(4) 列和 (5) 列的回归结果表明,革命老区振兴规划能为第一产业增加值带来 3.81%~4.46% 的额外增长,回归系数的大小和显著性均较为稳健。

表 4 稳健性检验结果

	农林牧渔总产值	人均第一产业增加值	第一产业增加值		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
革命老区振兴规划	0.0619*** (0.0188)	0.0566*** (0.0162)	0.0403** (0.0160)	0.0446** (0.0200)	0.0381** (0.0166)
R ²	0.9669	0.9150	0.9694	0.9680	0.9705
观测值	32781	39189	27029	7117	9601

注:①被解释变量均取对数值;②括号内为聚类到县级的稳健标准误;③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应、革命斗争历史×时间固定效应、地理条件×时间固定效应、社会经济条件×时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县×*T* 估计结果略;④***、**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

五、进一步分析

基准回归结果表明,革命老区振兴规划对受覆盖县的农业增长具有促进作用。本部分将对这一结果进行分解,分析革命老区振兴规划对当地农业增长内在动力的影响,并进一步分析革命老区振兴规划如何影响农业增长内在动力的转变。

(一) 农业增长的分解

从劳动力要素的角度来看,农业增长可以分解为劳动投入的增长和劳动生产率的提升两部分。按照经济发展的趋势,依靠劳动力数量的增长实现农业增产难以为继,需要通过以劳动生产率提升为核心的集约化增长实现农业增长内在动力的转变。同时,劳动生产率还可以进一步分解,即劳动生产率的提升既可以是劳均土地投入、劳均农机投入等生产要素投入量增加的结果,也可以是农业全要素生产率提升的结果。那么,革命老区振兴规划实施后的农业增长究竟是来源于劳动投入的增长还是来源于劳动生产率的提升?如果是源自劳动生产率的提升,那么进一步地,劳动生产率的提升是来源于土地、农机等劳均要素投入的增长还是来源于农业全要素生产率的提升?本文需对上述各分解项做进一步分析。

本文依次使用劳动投入、农业劳动生产率、劳均土地投入、劳均农机投入、农业全要素生产率作

为被解释变量。其中,劳动投入是指各县农林牧渔劳动力人数(单位:万人);农业劳动生产率是指各县劳均第一产业增加值(单位:万元/人);劳均土地投入是指各县劳均农作物播种面积(单位:公顷/人);劳均农机投入是指各县劳均农用机械总动力(单位:千瓦/人);农业全要素生产率通过构建柯布一道格拉斯生产函数,并使用索洛余值法计算而得。在农业生产函数的投入产出指标的选择上,由于本文使用的产出指标为增加值而非总产值,因而在投入指标的选择中不需要考虑化肥等中间投入品,仅需考虑劳动力、土地和农机等投入要素。在对农业全要素生产率的实际计算中,由于后文需要对农业劳动生产率进行分解,所以最终使用的产出指标为农业劳动生产率(即第一产业增加值与农业劳动力之比),投入指标则为劳均土地投入和劳均农机投入。

表5(1)~(2)列报告了革命老区振兴规划的实施对劳动投入和农业劳动生产率的影响,(3)~(5)列报告了革命老区振兴规划的实施对劳均土地投入、劳均农机投入和农业全要素生产率的影响。(1)列的回归结果显示,相比于未受革命老区振兴规划覆盖的县,革命老区振兴规划的实施使受覆盖县的农林牧渔劳动投入下降了3.92%,这是革命老区振兴规划在整体经济层面推动工业化和城镇化的必然结果。(2)列的回归结果显示,革命老区振兴规划使得受覆盖县的农业劳动生产率额外提升了7.64%,这说明以劳动生产率驱动的农业生产方式具有可持续性。以劳动生产率驱动的农业生产方式,在增加农业产出的同时,为工业化、城镇化的进一步发展提供了宝贵的人力资源,也为革命老区的整体现代化提供了重要基础。进一步来看,(3)列的回归结果显示,革命老区振兴规划的实施并没有对受覆盖县的劳均土地投入产生显著影响,这是革命老区振兴规划下劳动和土地要素同步流出农业的自然结果,说明革命老区振兴规划带来的劳动生产率增长并不是由劳均土地投入的增长所导致的。而从(4)列的回归结果可以看出,革命老区振兴规划对劳均农机投入产生了6.04%的额外增长。(5)列的回归结果显示,革命老区振兴规划为受覆盖县的农业全要素生产率带来了5.87%的额外增长,这部分额外增长不依赖于任何要素投入的增加,是革命老区振兴规划促进当地农业高质量发展的直接证据。

表5 第一产业增加值各分解项的回归结果

	对第一产业增加值的分解		对农业劳动生产率的分解		
	劳动投入 (1)	农业劳动生产率 (2)	劳均土地投入 (3)	劳均农机投入 (4)	农业全要素生产率 (5)
革命老区振兴规划	-0.0392** (0.0166)	0.0764*** (0.0273)	-0.0145 (0.0241)	0.0604* (0.0311)	0.0587*** (0.0221)
R ²	0.9809	0.9344	0.9147	0.8745	0.9307
观测值	30213	30213	29043	29954	28904

注:①被解释变量均取对数值;②括号内为聚类到县级的稳健标准误;③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应、革命斗争历史×时间固定效应、地理条件×时间固定效应、社会经济条件×时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县× T ,估计结果略;④***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

综上,本文认为,革命老区振兴规划所带来的农业产出额外增长,主要源于劳动生产率提升的贡献,而劳动生产率的提升主要源于农业机械化水平提升和农业全要素生产率增长共同的贡献。这表明,

革命老区振兴规划覆盖县的农业增长从传统要素驱动转向现代要素驱动和全要素生产率驱动，以劳动生产率、农机投入强度和全要素生产率提升为代表的现代化农业增长内在动力正在逐渐形成。

（二）农业增长的驱动机理分析

根据前文的理论分析，实现以劳动生产率提升、农机投入强度提高以及农业全要素生产率增长为代表的农业增长内在动力的转型，需要农业基础设施的改善、现代农业生产要素投入的增长以及当地特色与中高附加值农业产业的发展。本部分将分析革命老区振兴规划对当地农业基础设施的改善、现代农业生产要素投入的增长以及特色与中高附加值农业产业的发展的影响。

本文使用有效灌溉率（县有效灌溉面积和县耕地面积之比）、单位土地农村用电量（县每公顷农作物播种面积所使用的农村用电量，单位：万千瓦时/公顷）衡量农业基础设施改善；使用反映单位土地农业机械投入强度的单位土地农机总动力（县每公顷农作物播种面积使用的农机总动力，单位：千瓦/公顷）衡量现代农业生产要素的投入情况；使用果蔬产量（县水果产量和蔬菜产量之和，单位：万吨）、茶叶产量（县茶叶产量，单位：万吨）和牛奶产量（县牛奶产量，单位：万吨）衡量革命老区特色与中高附加值农业产业的发展。基于（1）式，本文依次以上述变量为被解释变量，分析农业基础设施改善、现代农业生产要素投入的增长以及特色与中高附加值农业产业的发展对农业增长内在动力转变的机理。

表6（1）～（2）列显示，革命老区振兴规划实施后，革命老区振兴规划覆盖县的有效灌溉率提升了2.27个百分点，单位土地用电量提升了8.92%。这说明，革命老区振兴规划有效改善了当地的农业农村基础设施状况。（3）列显示，单位土地农机总动力增长了5.93%，这一结果与表5（4）列的结果基本一致，共同反映了革命老区振兴规划对农业机械化水平的促进作用。（4）～（6）列则反映了农业产业结构的优化和特色产业的发展，革命老区振兴规划使得果蔬、茶叶、牛奶等农产品产量得到了不同程度的额外增长，且以果蔬、茶叶、牛奶为代表的特色与中高附加值农产品产量的增长快于第一产业增加值的增长。这表明，革命老区振兴规划在一定程度上优化了农业产业结构，促进了特色与中高附加值农业产业的发展。这一改变是革命老区农业劳动生产率和农业全要素生产率提升的重要因素，产业结构的升级也为当地农业长期可持续发展提供了内源性动力。

表6 农业增长驱动机理的回归结果

	农业基础设施改善		现代生产要素的使用	特色与中高附加值农业产业发展		
	有效灌溉率 (1)	单位土地农村用电量 (2)	单位土地农机总动力 (3)	果蔬产量 (4)	茶叶产量 (5)	牛奶产量 (6)
革命老区振兴规划	0.0227** (0.0110)	0.0892** (0.0371)	0.0593** (0.0273)	0.0661* (0.0340)	0.1929* (0.103)	0.1238* (0.0660)
R ²	0.8563	0.9084	0.8133	0.9532	0.9796	0.9552
观测值	28454	32845	34594	28562	3031	17730

注：①除有效灌溉率外，被解释变量均取对数值；②括号内为聚类到县级的稳健标准误；③所有回归均已控制时间

固定效应和个体固定效应、革命斗争历史 \times 时间固定效应、地理条件 \times 时间固定效应、社会经济条件 \times 时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县 $\times T$ ，估计结果略；④**、*分别表示 5%和 10%的显著性水平。

农业基础设施的改善、现代农业生产要素的使用以及特色与中高附加值农业产业的发展均需要涉农财政资金的支持，因此，本文使用财政支农强度（地级市单位土地的财政支农支出数，单位：万元/公顷）作为被解释变量，研究革命老区振兴规划对受覆盖地区财政支农强度的影响。表 7（1）列结果显示，革命老区振兴规划实施使得被覆盖区域财政支农强度额外增长了 7.39%。进一步地，本文分析财政支农强度增长的原因。对于“外部输血”，2013—2019 年，中央财政对革命老区的转移支付金额从 51.4 亿元上升到 162.6 亿元^①，年均增速为 21.16%，是同期中央财政对地方转移支付总额年均增速（7.63%）^②的近三倍，实现了超速增长。可见，党的十八大以来，中央对革命老区的转移支付不断提高，体现了“外部输血”在革命老区发展中举足轻重的作用。

而对于“内部造血”，基于（1）式，本文依次使用第二产业增加值、城镇化率、一般公共预算收入作为被解释变量，分析革命老区振兴规划对工业化、城镇化以及工业反哺农业效应的促进作用。第二产业增加值是指县第二产业增加值（单位：亿元），城镇化率是指县城镇人口与总人口之比，上述两个变量分别表征当地工业化、城镇化的发展绩效。一般公共预算收入是指县一般公共预算收入（单位：亿元），表征工业化、城镇化所带来的财政收入增长。表 7（2）～（3）列反映了革命老区振兴规划对当地工业化、城镇化的直接影响。具体来看，革命老区振兴规划给受覆盖县的第二产业增加值带来了 7.58%的额外增长，使得当地城镇化率提升了 1.81 个百分点。（4）列结果显示，革命老区振兴规划给当地财政收入带来了 13.79%的额外增长，这一额外增长为工业反哺农业奠定了基础。

表 7 革命老区振兴规划对财政支农强度的影响及其部分解释

	财政支农强度 (1)	第二产业增加值 (2)	城镇化率 (3)	一般公共预算收入 (4)
革命老区振兴规划	0.0739** (0.0333)	0.0758*** (0.0282)	0.0181** (0.0079)	0.1379*** (0.0258)
R ²	0.9502	0.9537	0.8630	0.9473
数据尺度	地市级	县级	县级	县级
观测值数量	2104	40409	30058	40381

注：①除城镇化率外，被解释变量均取对数值；②（1）～（3）列括号内为聚类到县级的稳健标准误，（4）列括号内为聚类到地市级的稳健标准误；③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应、革命斗争历史 \times 时间固定效应、

^①2013 年和 2019 年老区转移支付数据分别源自《中央财政 2014 年革命老区、民族地区和边境地区转移支付情况》（http://www.gov.cn/xinwen/2015-01/05/content_2800311.htm）和《财政部关于下达 2019 年革命老区转移支付预算的通知》（http://yss.mof.gov.cn/ybxzyzf/lsbqdzzyzf/201904/t20190430_3237970.htm）。

^②2013—2019 年，中央财政对地方转移支付的总额从 4.297 万亿元（资料来源：《2013 年中央对地方税收返还和转移支付决算表》，http://yss.mof.gov.cn/2013qgcjzs/201407/t20140711_1112026.htm）上升到 6.680 亿元（资料来源：《关于 2019 年中央对地方转移支付决算的说明》，http://yss.mof.gov.cn/2019qgcjzs/202007/t20200706_3544613.htm），年均增速为 7.63%。

地理条件 \times 时间固定效应、社会经济条件 \times 时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县 $\times T$ ，估计结果略；④***、**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

数据来源：EPS 数据平台。

六、异质性分析

前文基于全样本，分析了革命老区振兴规划对农业增长的影响，但这一影响对于经济条件不同的地区是否存在差异？并且上述影响的程度是否会在某些重大历史节点前后发生显著差异？为了回答上述问题，本文接下来进行异质性分析。

（一）空间异质性分析

革命老区振兴规划覆盖县在总体上属于欠发达地区，但各县的发展条件依然存在一定的差异。在共同富裕的背景下，对于革命老区振兴规划的效果评估，不能只关注平均情况，也需要关注最不发达地区是否获得了更大的进步，从而缩小了地区间的差距。本文发现，受革命老区振兴规划覆盖的部分县同时也位于国家认定的集中连片特困地区。与位于非集中连片特困地区的革命老区振兴规划覆盖县相比，位于集中连片特困地区的革命老区振兴规划覆盖县的基础设施与产业发展条件更为薄弱。根据新古典经济学理论对于资本回报率边际递减的假设，落后地区会取得比发达地区更快的增速，进而实现人均收入的赶超（Barro and Sala-i-Martin, 1991）。由于革命老区振兴规划是基于财政资源投入和物质资本积累的区域发展政策，因而以集中连片特困地区为代表的落后地区更有可能利用自身的后发优势取得农业的额外增长。然而，一些研究农业生产率收敛的文献发现，落后地区虽然具有一定的后发优势，但与发达地区农业生产率的差距并没有缩小，地区之间在农业基础设施完备程度上的差异是导致这一现象的重要原因。落后地区由于灌溉系统等农业基础设施方面存在短板，无法完全发挥自身的后发优势（Wang et al., 2019; Gong, 2020）。基于上述分析，集中连片特困地区在农业发展上存在后发优势和基础设施劣势两种效应。对于位于集中连片特困地区的革命老区而言，区域发展规划是否能为当地农业带来额外增长，取决于上述两种效应的相对大小。

本文采用（1）式模型进一步分析革命老区振兴规划对农业增长的影响在集中连片特困地区与非集中连片特困地区之间的差异性。表 8（1）～（3）列和（4）～（6）列逐渐加入控制变量，以（3）列和（6）列的回归结果为基准，在集中连片特困地区实施革命老区振兴规划能为第一产业增加值带来 6.16%的额外增长，而在非集中连片特困地区实施革命老区振兴规划能为第一产业增加值带来 2.64%的额外增长。从表 8 可以看出，无论是在集中连片特困地区还是在非集中连片特困地区，革命老区振兴规划均能给受覆盖县的农业增长带来正向影响。

表 8 空间异质性分析的回归结果

	集中连片特困地区子样本			非集中连片特困地区子样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
革命老区振兴规划	0.0583** (0.0250)	0.0666** (0.0260)	0.0616** (0.0250)	0.0359** (0.0152)	0.0287* (0.0158)	0.0264* (0.0158)

(续表 8)

革命斗争历史×时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地理条件×时间固定效应		控制	控制		控制	控制
社会经济条件×时间固定效应			控制			控制
革命老区振兴规划覆盖县× <i>T</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.9713	0.9723	0.9730	0.9638	0.9656	0.9683
观测值	13465	13465	13434	27122	27122	27037

注：①被解释变量均取对数值；②括号内为聚类到县级的稳健标准误；③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应，估计结果略；④**、*分别表示 5%和 10%的显著性水平。

(二) 时间异质性分析

2017 年，党的十九大提出乡村振兴战略后，中国农业农村现代化进入新阶段。自乡村振兴战略提出以来，各地按照“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的总要求，加快推进农业农村现代化。历年中央“一号文件”都强调夯实农业生产能力基础、加强农业基础设施建设、加强农业科技成果推广、提高农业机械化水平等战略举措的紧迫性和重要性，尤其是党的十九大提出了实施乡村振兴战略，自此国家对农业农村现代化的重视程度明显增强。本文认为，近年来国家出台的一系列促进农业农村现代化的政策举措，与革命老区振兴规划中有关“三农”领域的政策举措具有一致性和协调性，革命老区振兴规划和乡村振兴战略规划相结合，可能会发挥出协同效应，对农业农村现代化起到更大的促进作用。同时，党的十九大提出要加大力度支持革命老区、民族地区、边疆地区、贫困地区加快发展，因而革命老区振兴规划在项目推进、政策优惠、转移支付等各方面的执行力度有可能得到加强，并进一步加快当地的工业化、城镇化，进而加速工业反哺农业、城市带动农村的进程。综上，乡村振兴战略与革命老区振兴规划的叠加以及革命老区振兴规划执行强度的提高，可能会带来额外的农业增长绩效。

本文基于（1）式模型，引入“革命老区振兴规划”与“2017 年及以后”（当样本观测值所在年份为 2017 年及以后，取值为 1，否则取值为 0）的交互项，分析乡村振兴战略实施前后革命老区振兴规划对当地农业增长的异质性影响。表 9（1）列显示，乡村振兴战略提出前，相比于其他区域，革命老区振兴规划覆盖县的第一产业增加值获得了 3.70%的额外增长；乡村振兴战略提出后，这一额外增长进一步增加了 2.42%。

为了更直观地体现乡村振兴战略提出前、后两个阶段革命老区振兴规划对农业增长的影响相比于未被革命老区振兴规划覆盖的县的额外增量，（2）列不再使用“革命老区振兴规划”这一变量，而是使用“革命老区振兴规划”与“2017 年以前”（当样本观测值所在年份为 2017 年以前时，取值为 1，否则取值为 0）的交互项。（2）列显示，乡村振兴战略提出以前，革命老区振兴规划覆盖县的第一产业增加值获得了平均 3.70%的额外增长，这一增长在 2017 年后提高到了 6.11%。

（3）列是对（1）、（2）列的安慰剂检验，具体做法是将乡村振兴战略提出的年份假定为 2016 年，引入“革命老区振兴规划”与“2016 年及以后”（当样本观测值所在年份为 2016 年及以后，取

值为1，否则取值为0)的交互项。(3)列显示，该交互项的系数并不显著，这进一步验证了表9(1)、(2)列回归结果的可靠性。

表9 时间异质性分析的回归结果

	(1)	(2)	(3)
革命老区振兴规划	0.0370*** (0.0134)		0.0340** (0.0140)
革命老区振兴规划×2017年以前		0.0370*** (0.0134)	
革命老区振兴规划×2017年及以后	0.0242* (0.0136)	0.0611*** (0.0194)	
革命老区振兴规划×2016年及以后			0.0226 (0.0140)
R ²	0.9746	0.9746	0.9746
观测值	40471	40471	40471

注：①被解释变量均取对数值；②括号内为聚类到县级的稳健标准误；③所有回归均已控制时间固定效应和个体固定效应、革命斗争历史×时间固定效应、地理条件×时间固定效应、社会经济条件×时间固定效应、相关规划、革命老区振兴规划覆盖县× T ，估计结果略；④***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

七、结论与政策启示

本文使用1999—2019年的县级数据，分析了赣闽粤、陕甘宁、左右江、大别山、川陕五大重点革命老区的国家级振兴规划对当地农业发展的影响，并进一步分析了其作用机理。本文得出如下结论：第一，在五大重点革命老区实施的国家级振兴规划显著提升了当地第一产业增加值，这种额外增长来源于农业劳动生产率的提升，而不是农业劳动力数量的增长，进一步，农业劳动生产率的提升主要来源于机械化水平的提升和全要素生产率的增长。第二，革命老区农业的增长及其驱动因素演变，得益于农业基础设施状况的改善、现代农业生产要素的使用以及当地特色与中高附加值农业产业的发展，而这一切又依赖于财政支农强度的提升。第三，财政支农强度的提升源于“外部输血”和“内部造血”这两条路径。党的十八大以来，伴随着革命老区振兴规划的实施，国家对革命老区的转移支付规模不断扩大，为革命老区支持农业发展提供了外部资源；同时，革命老区振兴规划的实施通过加快受覆盖县的工业化、城镇化进程，提高当地财政收入，为“工业反哺农业、城市带动农村”这一内源性渠道奠定基础。第四，乡村振兴战略实施后，革命老区振兴规划对农业增长的促进效应得到了加强。

基于上述结论，本文提出如下政策启示：第一，将更多符合条件的区域纳入革命老区振兴规划的范围，以政策促进当地农业农村现代化。事实上，从2021年国务院颁布《关于新时代支持革命老区振兴发展的意见》起，各省份相继出台扶持本区域革命老区的政策，这些政策的实施有望进一步促进当地农业产出的增长。第二，进一步将农业增长建立在劳动生产率提升、现代农业生产要素的投入以及全要素生产率的提升上，加快实现农业供给侧的动力变革、质量变革、效率变革；同时，要坚持

绿色发展的理念, 加快发展生态农业与绿色农业, 将农业供给侧的动力变革、质量变革、效率变革建立在“绿水青山”的基础上。第三, 既要重视自上而下的政策优惠与转移支付这一“外部输血”渠道, 也要重视工业化、城镇化对农业发展“反哺”作用这一长效机制, 通过工业化、城镇化的发展促进农村劳动力转移, 为农业机械化、规模化提供必要条件, 同时利用工业化、城镇化发展所积蓄的财政资金中的一部分支援农业生产, 促进农业转型。要进一步加大财政支农力度, 强化农业基础设施建设, 促进现代农业生产要素的推广使用, 为农户不断实现现代农业生产要素对传统农业生产要素的替代创造条件, 还要培育当地特色与中高附加值农业产业, 为当地农业发展积蓄内源动力。第四, 要加强更为落后地区的农业基础设施建设, 防止因基础禀赋等原因拖累更为落后的地区通过区域发展规划追赶相对发达地区的步伐。同时, 还需要做好革命老区振兴规划与乡村振兴战略的有机衔接, 充分实现中央统一政策与区域发展政策的“叠加效应”。

参考文献

1. 蔡昉, 2006: 《“工业反哺农业、城市支持农村”的经济学分析》, 《中国农村经济》第1期, 第11-17页。
2. 方师乐、卫龙宝、伍骏骞, 2017: 《农业机械化的空间溢出效应及其分布规律——农机跨区服务的视角》, 《管理世界》第11期, 第65-78页、第188页。
3. 高晶晶、史清华, 2021: 《中国农业生产方式的变迁探究——基于微观农户要素投入视角》, 《管理世界》第12期, 第124-134页。
4. 龚斌磊, 2019: 《中国与“一带一路”国家农业合作实现途径》, 《中国农村经济》第10期, 第114-129页。
5. 龚斌磊、王硕, 2021: 《财政支出对我国农业增长的多途径影响》, 《农业经济问题》第1期, 第54-68页。
6. 龚斌磊、张书睿、王硕、袁菱苒、张启正, 2021: 《农业技术进步与生产率研究: 回顾与展望》, 杭州: 浙江大学出版社, 第135-139页。
7. 韩长赋, 2011: 《加快推进农业现代化 努力实现“三化”同步发展》, 《农业经济问题》第11期, 第4-7页、第110页。
8. 黄季焜、杨军、仇焕广, 2012: 《新时期国家粮食安全战略和政策的思考》, 《农业经济问题》第3期, 第4-8页。
9. 黄伟、张子尧、刘安然, 2022: 《从双重差分法到事件研究法》, 《产业经济评论》第2期, 第17-36页。
10. 黄祖辉、邵峰、朋文欢, 2013: 《推进工业化、城镇化和农业现代化协调发展》, 《中国农村经济》第1期, 第8-14页、第39页。
11. 焦长权、董磊明, 2018: 《从“过密化”到“机械化”: 中国农业机械化革命的历程、动力和影响(1980—2015年)》, 《管理世界》第10期, 第173-190页。
12. 孔祥智、张琛、张效榕, 2018: 《要素禀赋变化与农业资本有机构成提高——对1978年以来中国农业发展路径的解释》, 《管理世界》第10期, 第147-160页。
13. 李燕凌、欧阳万福, 2011: 《县乡政府财政支农支出效率的实证分析》, 《经济研究》第10期, 第110-122页、第149页。
14. 刘生龙、王亚华、胡鞍钢, 2009: 《西部大开发成效与中国区域经济收敛》, 《经济研究》第9期, 第94-105页。

15. 刘晓光、龚斌磊, 2022: 《面向高质量发展的新增长分析框架、TFP 测度与驱动因素》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 613-632 页。
16. 陆铭、陈钊, 2004: 《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》, 《经济研究》第 6 期, 第 50-58 页。
17. 罗东、矫健, 2014: 《国家财政支农资金对农民收入影响实证研究》, 《农业经济问题》第 12 期, 第 48-53 页。
18. 罗斯炫、何可、张俊飏, 2022: 《改革开放以来中国农业全要素生产率再探讨——基于生产要素质量与基础设施的视角》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 115-136 页。
19. 马光荣、杨恩艳, 2010: 《中国式分权、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》, 《制度经济学研究》第 1 期, 第 10-24 页。
20. 王璐、杨汝岱、吴比, 2020: 《中国农户农业生产全要素生产率研究》, 《管理世界》第 12 期, 第 77-93 页。
21. 王洛林、魏后凯, 2003: 《我国西部大开发的进展及效果评价》, 《财贸经济》第 10 期, 第 5-12 页、第 95 页。
22. 伍骏骞、方师乐、李谷成、徐广彤, 2017: 《中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析——基于跨区作业视角》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 44-57 页。
23. 游珍、封志明、杨艳昭, 2018: 《中国 1km 地形起伏度数据集》, 《全球变化数据学报(中英文)》第 2 期, 第 151-155 页、第 274-278 页。
24. 朱晶、晋乐, 2017: 《农业基础设施、粮食生产成本与国际竞争力——基于全要素生产率的实证检验》, 《农业技术经济》第 10 期, 第 14-24 页。
25. Barro, R. J., X. Sala-i-Martin, 1991, "Convergence across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991(1): 107-182.
26. Becker, S. O., P. H. Egger, and M. Von Ehrlich, 2010, "Going Nuts: The Effect of EU Structural Funds On Regional Performance", *Journal of Public Economics*, 94(9-10): 578-590.
27. Chen, S., and B. Gong, 2021, "Response and Adaptation of Agriculture to Climate Change: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 148(1): 102557, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102557>.
28. Glaeser, E. L., and J. D. Gottlieb, 2008, "The Economics of Place-Making Policies", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008(1): 155-239.
29. Gong, B., 2018, "Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015", *Journal of Development Economics*, 132(5): 18-31.
30. Gong, B., 2020, "Agricultural Productivity Convergence in China", *China Economic Review*, 60(4): 101423, <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101423>.
31. Huang, J., L. Gao, and S. Rozelle, 2012, "The Effect of Off-farm Employment on the Decisions of Households to Rent out and Rent in Cultivated Land in China", *China Agricultural Economic Review*, 4(1): 5-17.
32. Jia, J., G. Ma, C. Qin, and L. Wang, 2020, "Place-Based Policies, State-Led Industrialisation, and Regional Development: Evidence From China's Great Western Development Programme", *European Economic Review*, 123(4): 103398, <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2020.103398>.
33. Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence

from China”, *Journal of Development Economics*, 123(11): 18-37, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2016.07.002>.

34.Li, P., Y. Tian, J. Wu, and W. Xu, 2021, “The Great Western Development Policy: How It Affected Grain Crop Production, Land Use and Rural Poverty in Western China”, *China Agricultural Economic Review*, 13(2): 319-348.

35.Wang, S. L., J. Huang, X. Wang, and F. Tuan, 2019, “Are China’s Regional Agricultural Productivities Converging: How and Why?”, *Food Policy*, 86(7): 101727, <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2019.05.010>.

36.Wang, X., F. Yamauchi, and J. Huang, 2016, “Rising Wages, Mechanization, and the Substitution between Capital and Labor: Evidence from Small Scale Farm System in China”, *Agricultural Economics*, 47(3): 309-317.

37.Yuan, L., S. Zhang, S. Wang, Z. Qian, and B. Gong, 2021, “World Agricultural Convergence”, *Journal of Productivity Analysis*, 55(2): 135-153.

38.Zhang, S., S. Wang, L. Yuan, X. Liu, and B. Gong, 2020, “The Impact of Epidemics on Agricultural Production and Forecast of COVID-19”, *China Agricultural Economic Review*, 12(3): 409-425.

(作者单位: ¹浙江大学中国农村发展研究院;

²浙江大学公共管理学院)

(责任编辑: 黄 易)

The Impact of National Revitalization Plan for Old Revolutionary Base Areas on Regional Agricultural Development

ZHANG Qizheng YUAN Lingran HU Peinan GONG Binlei

Abstract : Based on the county-level data from 1999 to 2019, this article empirically investigates the impact of national revitalization plans on local agricultural development in five key old revolutionary base areas using the difference-in-differences method, and draws the following conclusions. Firstly, the revitalization plans bring an excess growth of 4.33% to agriculture, which is mainly caused by the increase in labor productivity. The increase in labor productivity benefits from the development of agricultural mechanization and growth in total factor productivity. Secondly, increasing public financial expenditure is a key to modernizing agriculture in old revolutionary base areas. It has led to the upgrade of agricultural infrastructure, the increase of modern agricultural production factors, the acceleration of the growth for high-value agriculture, and the improvement of agricultural productivity. Thirdly, after the implementation of the revitalization plan for old revolutionary base areas, both the increasing transfer payments and financial revenue in the covered areas have directly contributed to the increasing public financial expenditure to agriculture. Finally, the aforementioned mechanism has been further strengthened after rural revitalization strategy was put forward at the 19th CPC National Congress. This study believes that regional development planning is a feasible path to promote the transformation of agricultural modernization and achieve catch-ups in agriculture for the economically less developed areas.

Keywords: Revitalization Plan for Old Revolutionary Base Area; Agricultural Growth; Agricultural Modernization; Agricultural Productivity; Difference-in-differences Method