

农业领域专项债券发行与农村居民增收

罗添元 方正 高梦

摘要: 农业领域专项债券是我国拓展“三农”领域多元投入机制和融资渠道的重要创新举措,其联农带农效果如何尚缺乏经验证据支撑。基于拆解到各市的农业领域专项债的项目信息,实证检验了专项债发行对农村居民增收的影响并揭示其主要作用机制。研究发现:专项债的发行使得当地农村居民可支配收入增长约1.4%;专项债的政策效果在地区间存在异质性,在东部和西部地区,在地方政府信用水平较高、金融深度水平较高地区以及粮食主产区,农民增收幅度更大;机制分析的结果表明,专项债主要通过促进农业生产总值增长、农业劳动力效率提高以及产业结构转型升级等渠道带动农村居民增收。

关键词: 专项债; 农业领域专项债券; 农村居民增收; 共同富裕; 乡村振兴

DOI: 10.19836/j.cnki.37-1100/c.2025.05.007

一、引言

促进农民持续增收是衡量“三农”工作和乡村振兴成果的重要标准,是推进全体人民共同富裕的关键环节。党的二十大报告明确指出,要“发展乡村特色产业,拓宽农民增收致富渠道”^①。虽然近年来我国农业农村发展取得历史性成就、发生历史性变革,但是依然存在农业基础设施薄弱、发展要素供给不畅、农业产业化水平低等短板弱项,严重阻碍了农业强国建设与全体人民共同富裕等目标的实现。长期以来,中国农村发展存在着普遍且持续的资金缺口^②,农业领域公共投资与社会投资增长缓慢^③。尤其近些年来,随着财政收入下滑和收支压力增加,资金供求矛盾愈加成为制约乡村产业兴旺和农民增收致富的一大桎梏。

自2014年以来,地方政府专项债券(以下简称专项债)已成为我国积极财政政策落地实施的重要抓手,在补短板、调结构、稳投资等方面发挥了关键作用。2019年9月,国务院常务会议决定扩大地方政府专项债券的投放领域,拉开了各地农业领域专项债发行的序幕^④。自脱贫攻坚战取得全面胜利以来,历年中央一号文件均强调了地方政府专项债在拓展“三农”领域多元投入机制和融资渠道方面的重要作用。据统计,截至2023年底,全国范围内农业领域专项债规模超过12000亿元,涉及项目超过9500个,项目总投资额超过80000亿元^⑤。债券品类和投向基本涵盖了高标准农田建设、现代种业提升、现代农业产业园建设等农业农村发展重点领域与薄弱环节。农业领域专项债券现已成为有序

基金项目: 国家社科基金一般项目“专项债券赋能农业新质生产力的机制、效果与政策优化研究”(24BJY167)。

作者简介: 罗添元,西安交通大学经济与金融学院副教授(西安 710049; muclutianyuan@hotmail.com);方正,西安交通大学经济与金融学院博士研究生(西安 710049; fz9028@hotmail.com);高梦(通讯作者),西安交通大学经济与金融学院博士研究生(西安 710049; 1770229967@qq.com)。

① 习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,北京:人民出版社,2022年,第31页。

② 行伟波、张思敏:《财政政策引导金融机构支农有效吗?——涉农贷款增量奖励政策的效果评价》,《金融研究》2021年第5期。

③ 王定祥、刘娟:《乡村振兴中现代农业基础设施投资机制与模式》,《农村经济》2019年第3期。

④ 孙浩、刘蓝予、毛捷:《专项债投资领域扩围与县域农业经济发展》,《财政研究》2022年第11期。

⑤ 上述数据由作者基于企业预警通提供的专项债券项目数据整理测算得到。本文将与农业农村、农林水利、乡村振兴以及扶贫相关的专项债券项目认定为农业领域专项债券项目。

引导社会资本参与乡村振兴项目的重要手段,发挥财政资金在农业领域“四两拨千斤”撬动作用的有效工具,更是有为政府借助市场的资源配置作用推动资金下乡的生动实践。

专项债为农村基础设施完善、农业综合生产能力提高提供了大量资金支持,解决了乡村振兴“钱”从哪里来的问题。然而,我国专项债的发行时间尚短,相比于项目争取时的“你方唱罢我登场”,资金使用过程中存在未形成实物工作量、项目收益自求平衡能力偏弱等问题,影响了专项债发挥其应有的效能。此外,农业领域的利益相关者众多且关系更加复杂,项目投资规模大、建设周期长且经营风险较高^①。囿于资本逐利和风险规避的特征,农业领域并非社会资本的优先选择。因此,研究作为新型财政政策工具的专项债能否带动农村居民增收致富是亟须探索的现实问题。

有关专项债如何影响经济社会发展的研究成果日益丰硕,相关研究进展可以归纳为以下几点:一是从宏观层面探究专项债如何影响民间投资和经济增长。崔智星等利用省级面板数据开展实证检验,发现专项债能够提高公共投资和民间投资规模,进而促进经济增长^②。龙小燕等则认为专项债与民间投资存在非线性关系,专项债规模偏低时对民间投资具有拉动作用,超过最佳规模时对民间投资具有负向影响^③。二是从专项债风险溢价或地方政府偿债能力的维度讨论专项债潜在的债务风险。朱星姝和范子英通过将专项债项目拆解到各地级市并构建实证模型,发现对于省内财力排名靠后的地级市,市场投资者对省级政府纵向担保的预期越强,外在表现为专项债定价中的风险背离程度越高^④。周世愚认为隐性担保和隐性金融分权影响了专项债的市场定价和风险识别机制,且以土地出让为核心的偿债手段难以为继^⑤。三是基于专项债发行的功能定位及特征事实阐述该政策工具在助力乡村振兴开源拓渠、补齐农业农村建设短板方面的重要潜能^⑥。综上,当前对专项债政策绩效评估的研究主要是讨论其对地方经济增长的影响及潜在的债务风险,但对专项债能否推动农村经济发展及农民增收的讨论较少,且缺乏相关的实证研究。

在农村建设资金短缺和基层政府财力不足的现实背景下,系统评估和精准把握专项债在提升农村居民收入方面的政策效应,具有重要的理论意义与实践价值。本文搜集了2010—2022年中国297个城市的面板数据,手动整理农业领域专项债券项目的披露信息并拆解到各市,通过构建实证模型探究了专项债发行对农村居民收入的影响。利用微观项目数据论证专项债在乡村振兴领域政策实效的研究,不仅可以丰富专项债政策效果评估的相关研究成果,也可完善地方政府债务管理机制、提升助农资金使用效率提供决策参考。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

我国的地方政府债券历经国债转贷(2009年以前)、代发代还(2009—2010年)、自发代还(2011—2013年)、自发自还试点(2014年)以及全面自发自还(2015年至今)几个阶段。随着2014年新《中华人民共和国预算法》和《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》等法律法规的颁布,我国正式开启了“开前门、堵后门、疏堵并举”的地方政府举债融资行为整治工作,地方政府债券成为地方政府唯

① 鲍曙光:《农业领域政府和社会资本合作是否推动了县域农业经济发展?——基于多期倍差法的经验证据》,《中国农村经济》2022年第1期。

② 崔智星、胡志勇、姜枫:《地方政府专项债经济增长效应的实证研究》,《财政科学》2021年第1期。

③ 龙小燕、赵全厚、梁城城:《地方政府专项债券对民间投资的影响研究》,《广东财经大学学报》2020年第5期。

④ 朱星姝、范子英:《信用扭曲与地方债的风险背离——基于专项债券的研究》,《管理世界》2024年第6期。

⑤ 周世愚:《地方政府债务风险:理论分析与经验事实》,《管理世界》2021年第10期。

⑥ 戴晓燕、刘穷志:《双循环新发展格局下专项债券助力乡村振兴研究》,《理论探讨》2022年第4期。

一合法的举债融资渠道^①。其中,地方政府专项债券是指省级政府为有一定收益的公益性项目发行的、以公益性项目对应的政府性基金收入或专项收入作为还本付息资金来源的政府债券。由于专项债在为地方政府基建投资和公益项目筹集资金的同时有效缓解了地方财政压力,因而成为地方政府重要的融资渠道和完善投融资体系的重要助推力量^②。

随着国家经济社会的发展精准聚焦重点领域和薄弱环节,农业农村建设项目成为专项债的重点支持对象。专项债早期以置换专项债为主,用于偿还2014年以前地方政府通过融资平台累积的存量债务。2017—2018年,专项债迎来快速发展阶段,集中向土地储备、收费公路以及棚户区改造等领域投放。其间,个别省份尝试发行乡村振兴领域专项债。2019年9月,国务院常务会议提出扩大地方政府专项债投向领域,乡村振兴项目成为专项债的重点投资领域。此后,一系列指导性文件陆续出台,引导专项债资金支持现代农业设施建设和乡村建设。2021年2月,农业农村部办公厅印发《关于做好2021年农业农村领域地方政府专项债券发行使用工作的通知》,强调要将高标准农田、现代种业提升、农产品仓储保鲜冷链物流、现代农业园区、农村人居环境整治、乡镇污水处理、智慧农业和数字乡村等重大项目纳入债券发行重点支持范围^③。此后,专项债逐渐成为乡村振兴的重要资金来源,对解决农村地区基础设施建设滞后的历史欠账问题意义重大。2024年中央一号文件进一步强调要“规范用好地方政府专项债券,支持乡村振兴重大工程项目建设”^④。

自2019年专项债投资范围扩大以来,各地区陆续开始农业领域专项债的申报和发行,获得专项债资金支持的城市数量和发行规模逐年递增。根据对专项债项目信息的整理,2019年共有124个城市获得农业领域专项债支持,涉及项目578个,专项债融资额为727.61亿元;2022年获得专项债支持的城市增加至270个,新增项目数量达到2548个,新增专项债融资额达1806.41亿元。同时,农业领域专项债的投资项目呈现多元化趋势,涵盖农业产业园、高标准农田建设以及水利工程等多种类型。综上,专项债已成为撬动金融和社会资本投向农业农村、弥补农业农村投资缺口的重要渠道。

(二)研究假说

作为一项财政政策创新,专项债通过引导带动社会资本投向“三农”领域,为实现农村经济发展和农民收入增长的终极目标提供有力支撑。第一,专项债是补齐农业农村基础设施短板、提高农业综合生产能力的重要工具。已有文献证明了农业农村基础设施建设能够创造大量就业机会^⑤、增加粮食产量^⑥、提高农业生产效率^⑦,从而促进农村居民收入增加。在“大国小农”的国情农情下,我国农业基础设施欠账较多,无论是在历史存量基础上升级改造抑或是新建现代农业基础设施都需要大量资金投入。然而,在全球经济增速放缓、人口老龄化程度加深和生态环境保护形势严峻等多重压力下,政府短期内难以大幅度增加对农业农村的财政支持。由于农业生产风险大,投资收益低,农业对金融和社会资本的吸引力相对较弱^⑧。政府利用专项债撬动社会资本投向与农业农村长期发展紧密关联的领域,能够有效解决农业农村发展资金缺口难题,改善农业生产经营条件,从而提升资源配置效率和带动农村居民增收。第二,将乡村振兴项目纳入专项债全生命周期事前事中事后监管体系,将有利于提升项

① 王敏、徐晓君:《地方政府专项债发行的国际比较与镜鉴》,《经济体制改革》2020年第6期。

② 王敏:《中国地方政府专项债券发行问题研究》,《中央财经大学学报》2020年第11期。

③ 《关于做好2021年农业农村领域地方政府专项债券发行使用工作的通知》(农办计财〔2021〕4号)。

④ 《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》, https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202402/content_6929930.htm, 访问日期:2024年9月5日。

⑤ 曾常林、梅奕欣:《国家现代农业示范区与劳动力:政策拉动下的就业增长》,《财经论丛》2022年第1期。

⑥ 蔡保忠、曾福生:《农业基础设施的粮食增产效应评估——基于农业基础设施的类型比较视角》,《农村经济》2018年第12期。

⑦ 罗斯炫、何可、张俊飏:《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》2022年第2期。

⑧ 程钰:《人地系统演变与优化的理论和实证研究——以山东省为例》,北京:中国社会科学出版社,2020年,第164—167页。

目的建设和管理水平,提高支农资金的使用效率^①。在财政直接支农过程中可能出现资金截留、挪用和浪费等现象,尽管总体有效但对农村居民收入的正向拉动作用有限^②。而专项债从项目申报到偿还的全流程管理,理论上能加强助农资金的有效分配,进而惠及大量农户。综上,提出以下假说:

假说1:农业领域专项债对农村居民收入有正向拉动效应。

具体来讲,农业领域专项债主要通过农业经济增长、劳动力生产效率提高和产业结构调整三个途径发挥作用。第一,将专项债资金直接用于完善农业基础设施建设、兴建项目,有利于农业生产总值的持续增长,从而增加农村居民的经营性收入。农业基础设施具有公共产品或准公共产品的属性,决定了政府在相关项目投资中承担着重要职能,同时也意味着农业基础设施应当肩负改善收入分配的使命。诸多文献论证了基础设施的改善能够使农业生产活动突破自然资源的时间和空间限制^③,缓解农业生产成本与价格的“双板挤压”^④,实现农业经济增长和农民增收^⑤。第二,专项债有利于缓解资本和劳动配置的扭曲,促进农业部门劳动效率的提升。我国农业生产呈现出土地密集型和劳动密集型特征,通过专项债资金投入促使农业资本深化和资本存量持续增加,对提高农业劳动生产率和农村居民收入至关重要^⑥。第三,专项债为基础设施建设、农业科技创新、高素质人才培养等提供资金和政策支持,是农村产业结构转型升级的必要条件^⑦。与城乡冷链物流设施、农业产业园区、农旅融合、人居环境整治等相关的专项债项目是构建现代乡村产业体系的重要环节,有利于推动农业产业链条的纵向延伸和横向拓展、促进农村一二三产业融合发展,进而提高农村居民工资性收入。综上,提出如下假说:

假说2:农业领域专项债通过提高农业生产总值、提升农业劳动效率以及促进产业结构转型升级三种渠道,提高农村居民收入。

三、研究设计

(一)模型构建

1. 基准回归模型。根据2019年后不同地区农业领域专项债发行的准自然实验,使用双重差分(DID)模型评估农业领域专项债对农村居民可支配收入的影响,模型设置如下:

$$\ln rural_inc_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} + \beta_2 X'_{it} + \eta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $\ln rural_inc_{it}$ 表示 i 市在 t 年农村居民可支配收入的对数。核心解释变量 $treat_{it}$ 为二元哑变量,如果某市在 t 年发行农业领域专项债,则取值为1,否则赋值为0。 X'_{it} 为一系列控制变量,区域固定效应 η_i 用来控制未观测到的城市层面不随时间变化的变量,时间固定效应 γ_t 用来控制未观测到的随时间变化的变量,以进一步减少遗漏变量造成的偏误。 $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ 为回归系数,其中 β_1 刻画了专项债影响农村居民可支配收入的政策效果。 ϵ_{it} 为随机扰动项,本文在城市层面采用聚类稳健标准误。

考虑到地区经济社会发展水平对提供就业岗位、带动农村居民收入具有关键作用^⑧,控制各市常住人口对数 $totpop$ 、地区生产总值对数 $\ln gdp$ 、第一生产总值占地区生产总值比重 $first_share$ 、第二

① 孙浩、刘蓝予、毛捷:《专项债投资领域扩围与县域农业经济发展》,《财政研究》2022年第11期。

② 黄寿峰:《财政支农、金融支农促进了农民增收吗?——基于空间面板分位数模型的研究》,《财政研究》2016年第8期。

③ 张亦弛、代瑞熙:《农村基础设施对农业经济增长的影响——基于全国省级面板数据的实证分析》,《农业技术经济》2018年第3期。

④ 潘世磊:《农业供给侧结构性改革与财政支农能促进农民增收吗?——基于空间模型的实证研究》,《经济问题探索》2018年第2期。

⑤ 李云峰、阳凯、王镇荣:《数字鸿沟与居民收入流动性研究》,《珞珈管理评论》2024年第4辑。

⑥ 朱喜、史清华、盖庆恩:《要素配置扭曲与农业全要素生产率》,《经济研究》2011年第5期。

⑦ 骆永民、骆熙、汪卢俊:《农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业》,《管理世界》2020年第12期。

⑧ 林嵩、谷承应、斯晓夫等:《县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究》,《经济研究》2023年第3期。

产业生产总值占地区生产总值比重 $second_share$ 。地方财政支出决定了通过财政干预激励企业以及公共物品等的供给力度^①,直接或间接影响了农村居民各类收入,控制各市一般公共预算支出的对数 $lnpubexp$ 。由于地区金融发展对农村居民收入的影响具有两面性:既能缓解农业农村融资难题,也促使资金更多地流入城市^②,因此选用年末金融机构人民币各项存款余额对数 $lnsavings$ 、年末金融机构人民币各项贷款余额对数 $lnloan$ 作为衡量地区金融发展水平的代理变量。另外,控制了省级层面与农业发展相关的指标。农作物总播种面积的对数 $lnagtot$ 与粮食总产量对数 $lnagproduct$ 是农业生产规模的代理变量,与农村居民的经营性收入密切相关;农用机械总动力对数 $lnagmachine$ 衡量了农业机械化程度及技术水平^③。

2. 平行趋势检验。应用双重差分模型的一个重要前提是处理组与对照组的因变量在发行专项债前具有相同的变化趋势。参考已有研究^④,构建如下模型:

$$lnrural_inc_{it} = \alpha + \sum_{k=-10}^2 \beta_k \times D^{0+k} + \theta X'_{it} + \eta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量、控制变量、固定效应及稳健标准误的聚类层级均与基准回归设定相同。 D^{0+k} 是表示某市发行农业领域专项债后第 k 年的一系列二元哑变量,专项债发行前第 10 年及更早年份的数据均合并到专项债项目发行前的第 10 年。本文关注的变量 β_k 衡量了某市在发行农业领域专项债后的第 k 年,处理组和控制组的因变量是否具有显著性差异。

(二)数据来源

搜集 2010—2022 年中国 297 个城市(含 4 个直辖市和 293 个地级市)的面板数据。农业领域专项债项目信息通过企业预警通手动整理获得,涵盖了与农业农村、农林水利、乡村振兴与扶贫相关的所有专项债券项目,并根据债券资金归属将其拆解到各市。鉴于城市层面关键变量的数据可得性,基于 2010—2022 年的数据进行实证研究。各市经济社会发展相关数据来源于历年的《中国城市年鉴》以及省级统计年鉴。通过将专项债数据与各市统计数据匹配,共获得 2771 个观测样本。由于个别年份数据缺失,实证研究采用的是非平衡面板数据。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
农村居民人均可支配收入的对数 $lnrural_inc_{it}$	2771	9.39	0.43	7.74	10.59
常住人口对数 $lnpop$	2969	5.83	0.75	1.38	9.01
地区生产总值对数 $lngdp$	3087	7.29	0.97	3.42	10.56
第一产业产值占 GDP 比重 $first_share$	3179	0.15	0.18	0.01	0.51
第二产业产值占 GDP 比重 $second_share$	3179	0.47	0.15	0.03	0.98
地方一般公共预算支出的对数 $lnpubexp$	3144	14.83	0.78	11.71	18.24
年末金融机构人民币各项存款余额对数 $lnsavings$	3152	16.81	1.12	9.68	21.32
年末金融机构人民币各项贷款余额对数 $lnloan$	3148	16.39	1.22	6.37	20.51
农作物总播种面积对数 $lnagtot$	3179	8.65	0.72	4.48	9.61
粮食总产量对数 $lnagproduct$	3178	7.61	0.85	3.36	8.93
农用机械总动力对数 $lnagmachine$	3179	8.15	0.75	4.54	9.50

① 陈思霞、许文立、张领伟:《财政压力与地方经济增长——来自中国所得税分享改革的政策实验》,《财贸经济》2017年第4期。

② 李成友、孙涛、王硕:《人口结构红利、财政支出偏向与中国城乡收入差距》,《经济学动态》2021年第1期。

③ 李谷成、李焱阳、周晓时:《农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果?》,《中国农村经济》2018年第11期。

④ 龚斌磊、张启正、袁菱苒等:《撤县设市、产业基础与县域农业发展》,《管理世界》2024年第7期。

四、实证分析

(一)基准回归

表2报告了基准回归结果。列(1)为不加入任何控制变量与固定效应,仅对核心解释变量进行回归的结果。列(2)在列(1)的基础上加入区域固定效应与年份固定效应。列(3)是在列(2)基础上控制常住人口后的回归结果。列(4)是进一步控制地区生产总值、第一产业产值占GDP比重、第二产业产值占GDP比重得到的回归结果。列(5)是控制财政和金融发展水平得到的回归结果。列(6)进一步控制了省级层面农作物总播种面积、粮食总产量、农用机械总动力。列(6)的回归结果显示,核心解释变量的系数为0.014,表明发行农业领域专项债促进农村居民可支配收入增长1.4%,且在5%水平上显著为正,即专项债项目在一定程度上能够带动当地农村居民增收。基于上述结果,本文提出的假说1得到验证。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i>	0.442*** (0.011)	0.026*** (0.008)	0.026*** (0.008)	0.018*** (0.007)	0.014** (0.007)	0.014** (0.007)
<i>lnpop</i>			-0.043* (0.024)	-0.063*** (0.024)	-0.068*** (0.023)	-0.065*** (0.023)
<i>lngdp</i>				0.082*** (0.012)	0.070*** (0.010)	0.053*** (0.010)
<i>first_share</i>				-0.100* (0.057)	-0.100* (0.057)	-0.095* (0.053)
<i>second_share</i>				0.109*** (0.039)	0.098*** (0.037)	0.084** (0.036)
<i>lnpubexp</i>					0.127*** (0.026)	0.143*** (0.027)
<i>lnsavings</i>					-0.121*** (0.038)	-0.144*** (0.039)
<i>lnloan</i>					0.039* (0.021)	0.033 (0.022)
<i>lnagtot</i>						-0.177*** (0.061)
<i>lnagproduct</i>						0.009 (0.010)
<i>lnagmachine</i>						0.153*** (0.041)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
区域固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.116	0.97	0.97	0.971	0.973	0.977
观测值	2771	2771	2645	2641	2630	2630

注:***,**,*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验(见图1)。以专项债券发行前1年为基准年,利用式(2)得到的估计量 β_k 及95%置信区间如图1所示。结果显示,专项债券发行前历年的估计系数均不显著,处理组和对照组农村居民收入变化趋势不存在显著差异,满足平行趋势假设;1年后的系数 β_k 为正且显著不为0,表明专项债项目对农村居民收入存在一定的带动作用。此外,政策实施当年的回归系数不显著,说明专项债项目从发行、拨付、落地实施到起效尚需要一定的周期。

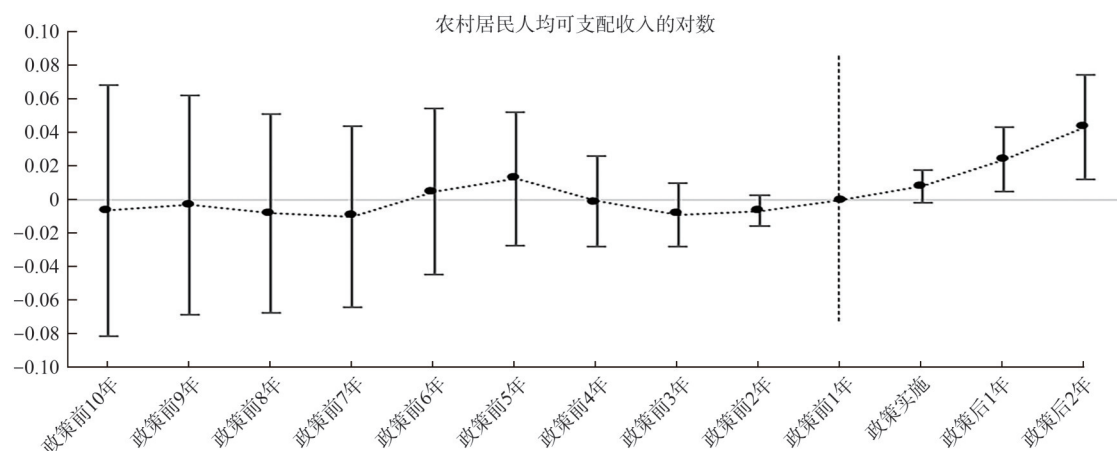


图1 平行趋势检验结果

2. PSM-DID 检验。由于不同地市特征差异较大,这些特征可能同时影响当地财政政策和农村居民收入,使得传统DID方法面临内生性挑战。为缓解发行专项债的地市与未发行地市可能存在的“选择性偏误”,使用PSM-DID方法检验专项债发行对农村居民收入的影响。具体地,以专项债发行前1年特征作为基准对处理组和对照组进行倾向得分匹配,使得匹配后的样本除了农业领域专项债发行情况外具有相似特征,使用近邻匹配、半径匹配以及核匹配三种方法进行匹配,回归结果表明,研究结论依然稳健^①。

3. 控制影响专项债额度分配的变量。农业领域专项债在各市的资金分配并非随机分布。根据财政部2017年印发的《新增地方政府债务限额分配管理暂行办法》,新增地方政府专项债务限额要立足财力状况、债务风险及融资需求等因素。即财政实力较强、举债空间大、重大项目支出较多的地市更容易获得专项债的支持。因此,受到农业领域专项债支持的地区发展条件更为有利,可能导致基准回归结果高估专项债对农村居民收入的拉动效应。参考已有研究^②,分别控制了土地出让收入、财政自给率以及公共支出同时间趋势的交互项。其中,土地出让收入属于政府性基金收入,是地方政府可自主支配财力的重要来源和顺利发行专项债的重要保障^③;财政自给率是地方政府一般公共预算收入占一般公共预算支出的比例,反映了地方政府通过自身财政收入满足其支出需求的能力。此外,参考孙浩等的做法^④,进一步控制了土地出让收入、财政自给率以及公共支出与时间虚拟变量的交互项。表3的结果表明,考虑处理组非随机分布,不影响本文的研究结论。

① 限于篇幅,结果未报告,留存备索。

② Li P., Lu Y., Wang J., “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123, pp. 18-37.

③ 周佳音、陆毅:《土地市场降温与地方政府债务风险:来自区县级数据的证据》,《数量经济技术经济研究》2024年第7期。

④ 孙浩、刘蓝予、毛捷:《专项债投资领域扩围与县域农业经济发展》,《财政研究》2022年第11期。

表3 实验组非随机分配检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i>	0.020*** (0.007)	0.021*** (0.007)	0.019*** (0.007)	0.020*** (0.007)	0.021*** (0.006)	0.018*** (0.006)
土地出让收入 $\times(t^3+t^2+t)$	控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
财政自给率 $\times(t^3+t^2+t)$	未控制	控制	未控制	未控制	未控制	未控制
公共支出 $\times(t^3+t^2+t)$	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	未控制
土地出让收入 $\times$ 时间虚拟变量	未控制	未控制	未控制	控制	未控制	未控制
财政自给率 $\times$ 时间虚拟变量	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	未控制
公共支出 $\times$ 时间虚拟变量	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.973	0.975	0.973	0.973	0.975	0.973
观测值	2630	2630	2630	2630	2630	2630

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

4. 剔除直辖市和计划单列市样本。由于直辖市和计划单列市在经济社会发展水平、政府职能方面与其他地级市存在显著差异,且经省政府批准后,计划单列市可以自办发行专项债,因此将直辖市与计划单列市样本删除,回归结果如表4列(1)所示。核心解释变量的系数显著为正且与基准回归结果相近,表明不同样本组成对基准回归结论无影响。

5. 替换核心解释变量。基准回归以是否发行农业领域专项债区分处理组与对照组,这里分别以专项债项目融资额对数、专项债项目总投资额对数与表征政策是否实施的二元哑变量的交互项替换核心解释变量,构建强度DID模型分析项目规模对因变量的影响,结果如表4列(2)—(3)所示。更换核心解释变量后的估计系数依然显著为正,表明重新构造核心解释变量不会影响本文的研究结论。

6. 处理多期DID的异质性问题。由于不同城市发行专项债的时间是交错的,异质性处理效应下双向固定效应(TWFE)估计量可能存在偏误。本文利用两阶段DID方法估计平均处理效应^①,回归结果如表4列(4)所示,核心解释变量的估计系数为0.048,且在1%的水平下显著,表明本研究的结果依然稳健。

7. 排除其他政策干扰。我国自2012年起设立智慧城市试点以来,各地政府纷纷通过政府专项资金、PPP模式以及专项债券等渠道为智慧城市建设筹集资金。已有研究表明该政策试点对农业户籍居民的劳动参与率有显著的促进作用^②,进而影响其工资性收入。在控制智慧城市试点政策后,回归结果如表4列(5)所示,表明本文的研究结论依然成立。

① Butts K., Gardner J., “Did2s: Two-Stage Difference-in-Differences”, *R Journal*, 2022, 14(3), pp. 162-173.

② 李成明、王霄、李博:《城市智能化、居民劳动供给与包容性就业——来自准自然实验的证据》,《经济与管理研究》2023年第3期。

表4 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	剔除直辖与单列市	更换核心解释变量		两阶段DID	控制其他政策
		专项债融资额对数	项目总投资额对数		
核心解释变量	0.023*** (0.008)	0.010** (0.004)	0.007** (0.003)	0.048** (0.019)	0.021*** (0.008)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
区域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.973	0.973	0.973	—	0.973
观测值	2550	2630	2630	2630	2630

注：“***”、“**”、“*”分别表示1%、5%、10%的显著性水平，括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

8. 安慰剂检验。为剔除不可观测的遗漏变量或随机因素的干扰,参考余明桂等的做法进行了安慰剂检验^①。随机分配发行农业领域专项债券的城市和时间,重复上述过程500次后得到虚拟估计系数的核密度分布图^②。结果显示,在随机抽取实验组和政策时点后,农村居民收入的估计系数主要分布在0附近,且与真实的政策效果存在显著差异,可以排除遗漏变量或随机因素对回归结果的干扰。

(三)异质性分析

1. 区域异质性。由于我国东中西部的自然资源禀赋与经济发展状况差异明显,对专项债资金的渴求程度和达成的回报率也不尽相同。参考国家发展改革委对我国东中西部地区的划分方法,将所有城市按照区域分组,东中西部样本的回归结果如表5列(1)—(3)所示。结果表明,农业领域专项债的发行显著提高了东部和西部地区农村居民可支配收入,但对中部地区各市的农村居民收入无显著影响。可能的原因是,我国中部地区的农业既享受不到国家对西部地区的扶持政策,更不具备东部地区的经济实力和发展条件,导致农业生产效率提升缓慢。如何将粮食资源优势转化为产业优势和经济发展优势,推进中部地区农村农民共同富裕是摆在政府和学界面前的现实问题。

2. 地方政府信用水平异质性。参考已有研究^③,本文根据财政实力衡量地方政府信用水平。具体来说,计算各市人均财政收入水平,以省内各市中位数将样本划分为高信用水平地市和低信用水平地市。由表5列(4)—(5)可知,在信用水平高的地市,专项债项目带动农村居民增收的幅度更大。可能的解释如下:一是高信用水平地区能够凭借较强的财政稳健性降低专项债融资成本,释放更多资金用于农村基建与产业项目,通过“杠杆放大”效应惠及更多农户;二是吸引社会资本形成政策协同效应,扩大农业农村有效投资以提高居民收入。

3. 金融深度异质性。以各市金融机构贷款余额与GDP比率计算金融深度,按照其均值将样本划分为金融深度高水平地区和低水平地区。表5列(6)—(7)表明,在金融深度水平较高的地区,专项债促进农村居民增收的幅度更大。可能的原因是,金融发展水平较高的地区具备较为完善的金融市场结构与产品体系,农业领域专项债项目能够通过“政府引导、市场协同”机制撬动更大规模的社会资本。

4. 粮食生产异质性。分别对粮食主产区和非主产区样本进行回归。由表5列(8)—(9)可知,粮食主产区的专项债在促进农村居民增收方面效果更好。可能的解释是,粮食主产区更有利于开展农业生产的规模化、集约化经营,因而具有完善农业基础设施、提升农业综合生产力功能的专项债项目对农民增收的带动作用更强。

① 余明桂、贺蒙蒙、张萌萌:《人才引进政策、劳动力优化配置与制造业智能化》,《中国工业经济》2024年第5期。

② 限于篇幅,安慰剂检验结果未报告,留存备索。

③ 朱星姝、范子英:《信用扭曲与地方债的风险背离——基于专项债券的研究》,《管理世界》2024年第6期。

表 5 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	区域异质性			地方政府信用水平		金融深度水平		粮食主产区	
	东部	中部	西部	高水平	低水平	高水平	低水平	主产区	非主产区
<i>treat</i>	0.032*** (0.012)	0.004 (0.011)	0.037*** (0.012)	0.036*** (0.011)	0.013 (0.008)	0.036*** (0.009)	0.006 (0.005)	0.021** (0.009)	0.002 (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	979	847	717	1297	1333	1731	899	1581	1049
R ²	0.958	0.977	0.987	0.971	0.973	0.963	0.979	0.978	0.97

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

五、机制分析

农业领域专项债是发挥财政杠杆作用、扩大农业农村有效投资的重要工具。农业农村基础设施建设项目可以通过降低生产成本、流通成本与交易成本,推进农业经济体系内部分工等途径促进农业经济发展,这已成为学界共识。一些研究也表明,农业信息基础设施建设能够推动传统生产模式向以大数据为支撑的标准化、集约化生产模式转型^①。农业经济增长对农民收入的带动作用毋庸置疑^②。因此,本文检验了专项债项目与农业生产总值对数之间的因果关系。表6列(1)的结果表明,农业领域专项债的发行使农业生产总值实现了4.9%的增长。换言之,农业领域专项债可以通过促进农业经济发展的渠道带动农村居民收入增长。

实现农民农村共同富裕,提高农业劳动力生产效率是关键。农业领域专项债吸引金融社会资本投向农业农村,有利于优化农业要素投入结构进而提升农业劳动力生产效率^③。本文以第一产业产值(亿元)与乡村就业人口(万人)之比计算农业劳动力效率,研究专项债项目是否能够通过提高农业生产效率实现农民增收的目标。回归结果如表6列(2)所示,估计系数显著为正,表明专项债项目对农业劳动力生产效率的提高有积极的影响,是带动农村居民增收的机制之一。在人口地少的基本国情下,专项债项目增加了农业生产中的资本要素投入,有助于实现生产要素的优化重组和农业部门生产效率的提高。

农业领域专项债可能会影响地区产业结构高级化,其突出特征就是产业间比例关系的演进^④。参考徐旭初的做法^⑤,本文通过计算各市二、三产业产值同第一产业产值之比衡量产业结构高级化程度,从而探讨在专项债项目辐射带动下产业结构转型升级的情况。回归结果如表6列(3)—(4)所示,

① 陈仪坤、步丹璐:《农业信息基础设施建设对涉农企业价值的影响——基于“宽带中国”战略的准自然实验》,《农业技术经济》2024年第5期。
② 张宇青、周应恒、易中懿:《农村金融发展、农业经济增长与农民增收——基于空间计量模型的实证分析》,《农业技术经济》2013年第11期。
③ 鲍曙光、董翀、王胜华:《农业领域PPP对农业劳动生产率的影响及其作用机制——来自中国地级市的经验证据》,《农村经济》2023年第9期。
④ 钟漪萍、唐林仁、胡平波:《农旅融合促进农村产业结构优化升级的机理与实证分析——以全国休闲农业与乡村旅游示范县为例》,《中国农村经济》2020年第7期。
⑤ 徐旭初、徐之倡、吴彬:《数字乡村建设能够促进农村居民增收吗?——基于801个县域的PSM-DID检验》,《学习与探索》2023年第12期。

农业领域专项债项目落地对各市产业结构高级化的估计系数显著为正,表明专项债项目能够显著促进农业产业的转型升级,拓展农村居民收入渠道,进而带动当地农民增收致富。

综上所述,农业领域专项债为农业农村发展提供了重要资金支持,通过促进农业生产总值增长、农业劳动力效率提高以及产业结构转型升级等机制辐射促进农村居民增收。因此,本文提出的假说2得到验证。

表 6 影响机制结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农业生产总值对数	农业劳动力效率	产业结构高级化	
			二/一产业比例	三/一产业比例
<i>treat</i>	0.049* (0.028)	0.191** (0.092)	2.124** (0.997)	2.920* (1.669)
控制变量	控制	控制	控制	控制
区域固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.892	0.826	0.953	0.969
观测值	2895	1694	1040	812

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

六、结论与启示

增加农民收入是“三农”工作的中心任务,是促进全体人民共同富裕的关键所在。专项债作为我国积极财政政策的创新型工具,逐渐成为农业基础设施建设的重要资金来源。精准把握专项债带动农民增收的实际效果,对于财政政策提质增效和乡村全面振兴至关重要。基于此,本文手动整理所有农业领域专项债项目并拆解到各市,同 2010—2022 年中国 297 个城市的统计数据数据进行匹配,利用各地发行农业领域专项债的准自然实验,建立双重差分模型探究专项债对各地农村居民可支配收入的影响。基准回归结果表明,发行农业领域专项债能够促进当地农村居民收入增加约 1.4%。在经过平行趋势检验、更换回归模型、控制影响专项债额度分配的变量、去除计划单列市和直辖市、替换核心解释变量等一系列稳健性检验后,研究结论依然稳健。专项债的政策效果在不同地区存在异质性,在东西部地区、地方政府信用水平较高的地区、金融深度水平较高的地区以及粮食主产区,农村居民增收幅度均高于同类对比组。此外,机制分析结果表明,农业领域专项债通过影响农业生产总值、农业劳动力效率以及产业结构转型,带动农村居民增收致富。

基于研究结论,对策启示如下:

第一,充分利用专项债撬动社会资本为农业农村发展提供资金支持,不断创新“点带面”式项目联农带农模式。当前,百年未有之大变局加速演进、“灰犀牛”“黑天鹅”事件频发,农业强国与共同富裕目标的实现需要持续的资金投入。各级政府要重视专项债这一政策工具在农业基础设施和产业发展中的应用,有序引导社会资本投入“三农”领域。

第二,专项债项目从融资到落地实施,需要结合地区经济发展差异因地施策。既要坚持综合施策与政策协同,聚合多个治理层级不同主体,围绕乡村振兴形成合力攻坚的治理格局,又要注重精细治理与因地施策,充分考虑我国广土众民、区域资源禀赋与经济发展差异显著的现实情况。

第三,各地要做好农业领域优质项目储备,加强项目全生命周期监管。既要优先选择联农带农效果好、经济社会效益强的专项债项目,也要防止出现“一哄而上”“萝卜快了不洗泥”的现象发生。同时强化专项债全生命周期管理,保障其高效运转和收益如期实现,从而提升财政资金支农效率。

Special Bonds in the Agricultural Sector and the Increase of Rural Residents' Income

Luo Tianyuan Fang Zheng Gao Meng

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, P.R.China)

Abstract: Increasing farmers' income is the central task of the "Three Rural Issues" work and the key to promoting common prosperity for all people. As an innovative tool of China's proactive fiscal policy, special bonds have gradually become an important source of funding for agricultural infrastructure construction. Accurately grasping the actual effect of special bonds on increasing farmers' income is crucial for improving the quality and efficiency of fiscal policies and promoting comprehensive rural revitalization. The current research on the performance evaluation of special bond policies mainly discusses their impact on local economic growth and potential debt risks, but there is relatively little discussion on how special bonds can promote rural economic development and increase farmers' income, and there is a lack of relevant empirical research. For further exploration and discussion in this field, this article collected panel data from 297 cities in China from 2010 to 2022, manually collated the disclosure information of agricultural special bond projects and decomposed them into each city, and established a difference-in-differences model to examine the impact of special bonds on the disposable income of rural residents in various regions. The findings show that, firstly, issuing special agricultural bonds can promote a significant increase of about 1.4% in the income of local rural residents. This result remains robust after a series of robust checks. Secondly, among the eastern and western regions compared to the middle region, regions with higher local government creditworthiness and of greater financial depth, and key grain-producing areas, the increase in rural residents' income is more pronounced compared to other regions. Thirdly, mechanism analysis reveals that the income growth is driven by increased agricultural production value, improved agricultural labor efficiency, and changes in industrial structure. Based on the research findings, this article draws three policy implications. This study is among the earliest domestic research to use micro-level project data to evaluate the effects of special bonds in rural revitalization. It adds to the existing literature on the socioeconomic impact assessment of special bonds and provides valuable policy insights for improving local debt management and enhancing the efficiency of agricultural funding.

Keywords: Special bonds; Agricultural sector special bonds; Increase of rural residents' income; Common prosperity; Rural revitalization

[责任编辑:纪小乐]