

财政依赖与乡村振兴

——来自中国县域面板数据的经验证据

邓金钱¹, 刘明霞²

(1. 兰州大学 经济学院, 兰州 730000; 2. 浙江大学 经济学院, 杭州 310058)

摘要: 财政资金作为推进乡村振兴的重要“粮草军需”, 在中国式财政分权治理框架下县域普遍存在对上级的财政依赖, 这深刻影响着全面推进乡村振兴的进程。在理清财政依赖的历史形成、全面推进乡村振兴逻辑必然的基础上, 分析了财政依赖对乡村振兴的影响机制, 并基于 2011 ~ 2022 年全国 2025 个县域的面板数据对其进行了实证考察。研究结果表明, 县域财政依赖导致财政支农投入不足, 涉农资金使用效率不高, 对全面推进乡村振兴存在“阻滞效应”, 但这种影响效应因县域所属地理区域不同、是否属于原国家级贫困县而存在显著的异质性特征。进一步分析表明, 县域财政依赖主要通过资源错配、农业生产机械化以及农业经营规模化三种渠道对乡村振兴形成“阻滞”, 但农村电子商务能够显著弱化财政依赖对乡村振兴的“阻滞效应”, 为全面推进乡村振兴和扎实推进共同富裕提供了破解之道。

关键词: 财政依赖; 乡村振兴; 农业农村现代化; 资源错配; 电子商务

中图分类号: F323.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005 - 2674(2025) 05 - 116 - 13

一、引言

民族要复兴, 乡村必振兴。全面推进乡村振兴作为新时代新征程做好“三农”工作的总抓手, 事关中国式现代化发展全局。党的十九大报告首次提出乡村振兴战略, 2018 年出台的《乡村振兴战略规划(2018 - 2022 年)》对实施乡村振兴战略做出阶段性谋划。2020 年彻底消除绝对贫困问题之后, 党和国家“三农”工作重心历史性转向全面推进乡村振兴; 2021 年以“乡村振兴”直接命名的《中华人民共和国乡村振兴促进法》正式实施, 推进乡村振兴开始有法可依; 党的二十大报告进一步强调, 坚持农业农村优先发展, 扎实推动乡村产业、人才、文化、生态、组织振兴; 2025 年 1 月中共中央、国务院印发《乡村全面振兴规划(2024 - 2027 年)》, 提出 2027 年乡村全面振兴取得实质性进展和 2035 年乡村全面振兴取得决定性进展的阶段性目标。然而, 正如习近平总书记所强调的“全面实施乡村振兴战略的深度、广度、难度都不亚于脱贫攻坚, 要完善政策体系、工作体系、制度体系, 以更有力的举措、汇聚更强大的力量, 加快农业农村现代化步伐, 促进农业高质高效、乡村宜居宜业、农民富裕富足。”^[1]

在巩固拓展脱贫攻坚成果和全面推进乡村振兴战略的制度框架中, 财政发挥着“真金白银”的支撑作用。^[2] 为衔接《乡村振兴战略规划(2018 - 2022 年)》, 2018 年 10 月财政部印发《财政部贯彻落实实施

收稿日期: 2024 - 10 - 03

基金项目: 中央高校基本科研业务费文科振兴计划 B 类团队项目(2024lzujbkyqm018); 甘肃省科技计划软科学专项项目(24JRZA063)

作者简介: 邓金钱, 兰州大学经济学院副教授、博士生导师, 主要从事乡村振兴的理论与实践研究; 刘明霞, 浙江大学经济学院博士研究生, 主要从事政治经济学研究。

乡村振兴战略的意见》提出,着力构建完善财政支持实施乡村振兴战略的政策体系和体制机制,确保乡村振兴投入力度不断增强、总量持续增加,为走中国特色乡村振兴道路奠定了财政基础。《2021 年中国财政政策执行情况报告》提出,坚决巩固脱贫攻坚成果,支持全面实施乡村振兴战略,落实国家重大区域战略,着力解决发展中不平衡不充分的问题,推动构建城乡区域协调发展新格局。2023 年中央一号文件强调,坚持把农业农村作为一般公共预算优先保障领域,以市场化方式设立乡村振兴基金,为健全乡村振兴多元投入机制指明了方向。在中央财政资金的“撬动”下各级政府不断强化财政效能,在补齐人居环境短板、提升农产品供给质量以及推进城乡公共服务均等化等方面发挥了积极作用。^[1] 但在中国式分权的制度框架下,地方政府因财权与事权不匹配而形成对上级财政的过度依赖,特别是在脱贫攻坚过程中贫困县可获得财政转移支付、财政贴息专项贷款等一系列倾斜性支持,进一步强化了县域对上级的财政依赖,进而导致县域财政支出偏向于收益高、见效快的非农产业和城镇地区,而对乡村振兴的关键环节和领域投资不足,导致部分区域的乡村振兴措施不可持续,^[2] 从而逐步偏离高质量推进乡村全面振兴的长期目标。

从已有研究来看,财政依赖作为财政分权制度体系下的重要经济现象之一,理论缘起于 20 世纪 50 年代的财政联邦制理论。蒂伯特(Tiebout)认为,地方政府在提供公共物品上具有独特的信息优势,加之选民存在“用脚投票”的行为选择,地方政府将不断改善社会福利,努力提供更好的公共产品,这被称为“第一代财政分权理论”。^[3] 钱颖一和温格斯特(Weingast)将地方政府置于理性经济主体的假设之下,系统分析了地方政府行为的内在动力,建立起地方政府影响经济运行和参与经济活动的解释框架,形成“第二代财政分权理论”。^[4] 中国式财政分权化治理以第二代财政分权理论为鉴,形成“政治集权”与“经济分权”的特殊制度安排:一方面,地方政府为寻求辖区经济增长而展开竞争,导致地方财政收支缺口不断扩大;另一方面,中央政府能够通过财政转移支付和政府官员晋升对地方政府行为施加影响,逐渐塑造出地方政府对中央政府的财政依赖特征。

地方政府对上级政府的财政依赖削弱了地方政府发展辖区经济的动力,已有对财政依赖的研究大多集中在转移支付、扶贫资金、土地财政等领域。在转移支付方面,朱德云和孙若源研究发现,转移支付会因地方政府的道德风险行为错位扩大当期的财政缺口,并进一步增强地方的财政依赖。^[5] 但学术界对其产生的经济效应评价尚未形成共识。周强等认为,财政转移支付能够产生共同富裕效应;^[6] 而储德银和费冒盛的研究则发现,转移支付规模的扩张会抑制地方政府治理能力,从而对地区经济增长产生负向激励。^[7] 在扶贫资金方面,陈少华等通过评估财政扶贫资金对贫困地区的影响,发现短期内村民得到的初始收入大多用于储蓄而非消费,因此很难大幅提高农村生产力水平;^[8] 郝曼等的研究同样证实了贫困县对财政扶贫资金的依赖程度越高,越会抑制农民收入的增长。^[9] 在土地财政方面,有学者认为,分权化治理实践下地方财政收支失衡扭曲了地方政府的财政行为,^[10] 导致地方政府陷入依靠出售土地弥补自身财力缺口的困境,^[11] 但规模不断扩大的土地融资反而阻碍了国内工业增长和社会稳定。^[12] 随着中国脱贫攻坚战的胜利和乡村振兴战略的稳步实施,龚斌磊和王硕研究县乡财政困境以及财政支农政策发现,县乡政府的财政支农支出能够显著提高农业产出效率和农民收入,^[13] 但在基层财源筹措困难与财政支出不断增长的约束下,地方政府往往通过压缩民生性支出降低农村的基本公共服务供给水平,^[14] 引发的资本化效应加剧了当地居民的收入与财产差距,^[15] 并通过拉大城乡资本边际生产率差距使得农村资金外流现象不断恶化,^[16] 导致基层财政资金难以有效支持全面推进乡村振兴的需要。另外,农村电子商务作为强县富民的重大工程,能够显著推动县域经济和乡村振兴发展,^[17] 但现有关于财政依赖影响乡村振兴作用机制的研究主要围绕地方政府的官员特征展开讨论,而忽略了整合财政资金培育壮大“县域富民产业”对助力乡村振兴的核心作用。^[18]

有别于已有文献,本文可能的边际贡献体现在:第一,新时代新征程全面推进乡村振兴需要更加精准的财政支持体系,本文基于财政依赖和乡村振兴的制度背景和发展实际,从资源错配、农业生产机械化以及农业经营规模化三个方面分析了财政依赖影响乡村振兴的理论机制;第二,县域作为全面推进乡村振兴的主战场,本文基于 2011~2022 年全国 2025 个县域的面板数据构建乡村振兴综合评价指标体系并展开分析,拓展了以往文献的研究边界;第三,选取电子商务这一新动能作为财政依赖影响乡村振兴的调节变量,一定程度上拓展了目前大多数学者仅关注财政支出增收效应和地方官员异质性的研究视域,从而为优化乡村振兴的财政支持体系提供有效的证据支撑。

二、制度背景与理论分析

1. 中国式分权治理框架中财政依赖的历史形成

在财政分权的制度框架下,地方财政作为国家财政体系的有机组成部分,承担着促进地区经济发展、维护社会公平稳定以及推动城乡区域协调发展的重要职责。^[21]自 1994 年分税制改革以来,中央与地方之间逐渐形成了“财权向上集中、事权留置下移”的“中国式财政分权”格局,激励地方政府通过利用财政等公共资源配置撬动辖区经济增长,导致地方政府尤其是县乡基层政府形成“天然型财力缺口”,为破解这一问题,中央政府逐渐加大对地方的转移支付力度,由此造成了地方政府的财政依赖问题。2004 年开始陆续推行“省直管县”和“乡财县管”制度改革,“省直管县”使得中央和省级转移支付可以直达县级,避免了地级市政府对转移支付的截留,这对县级财政依赖存在逆向激励效应。^[22]“乡财县管”将乡镇财政支出权集中到县级政府,导致财政资金配置“重生产、轻服务”,进一步加大了地方政府的财政困难。^[23]在经历所得税收入分享改革、全面取消农业税、“营改增”以及一系列减税降费政策后,地方政府不得不依赖中央转移支付和预算外甚至体制外收入来破解财政收支矛盾。^[24]

在中国贫困治理框架中财政居于主导和主体地位,为实现全体人民摆脱绝对贫困、迈向共同富裕的伟大目标,中国政府不断加大财政支持力度。党的十八大以来,为打赢脱贫攻坚战中央财政专项扶贫资金累计投入 6600 亿元,在历史性解决绝对贫困后的 2021~2024 年中央财政仍累计安排衔接资金 6731 亿元,为持续巩固拓展脱贫攻坚成果和全面推进乡村振兴提供了坚实的财力保障。^[25]在贫困治理过程中划定贫困县是扶贫开发“区域瞄准”的重要策略,财政专项扶贫资金向原国家扶贫开发工作重点县倾斜,为贫困地区摆脱贫困、走向共同富裕提供了良好的支持与保障。然而,规模庞大的财政专项扶贫资金在改善贫困群众生活条件、支持贫困地区经济发展的同时,也滋生了地方政府“等要靠”的逆向激励,产生了对上级财政专项资金的过度依赖,从而导致部分县域出现“争穷保帽”的现象,发展地区经济以摆脱贫困、走向共同富裕的内生动力严重不足。

2. 新时代新征程全面推进乡村振兴的逻辑必然

实施乡村振兴战略,是党中央立足中国特色社会主义迈入新时代和开启全面建设社会主义现代化国家新征程的时代背景而提出的伟大战略决策,既符合城乡关系演变的历史逻辑,也契合农业农村优先发展的现实需求,成为解决好新时代“三农”问题的根本指南,也是推动中国式现代化经济体系建设的重要引擎。

从理论层面来看,乡村振兴战略遵循了马克思主义关于农村发展和城乡融合理论,符合工业化、城镇化与农业农村现代化协调发展的客观规律,具有内在的理论渊源和逻辑必然。马克思和恩格斯对城乡关系做了大量具有深刻思想洞见的论述,从社会分工的视角揭示了城乡关系从“依存、对立、再到融合”的历史逻辑规律,然而城乡之间的对立只有在私有制的范围内才能存在。未来社会将彻底消灭私有

制、阶级和阶级对立,通过消除旧的分工,让“由社会全体成员所组成的共同联合体来共同并有计划地利用生产力”,^[24]城乡关系必然由对立走向融合,传统的乡村社会也进入现代化转型进程。中华人民共和国成立后,我国借鉴苏联发展模式,建立了高度集中的计划经济体制和社会主义制度,为支持重工业优先发展和实施“赶超战略”,逐步建立和推行城乡分割的户籍制度,导致中国经济呈现典型的城乡二元结构特征。改革开放以来,我国实际上选择了非均衡的发展战略,在城乡关系中的主要表现就是农村发展落后和农业现代化滞后,这根源于由非农带动“三农”的发展方针。^[25]2017年党的十九大提出“实施乡村振兴战略”,标志着“三农”直接成为现代化的重点,乡村振兴不仅为中国扎实推进共同富裕提供了理论遵循,也成为社会主义国家实现城乡融合发展的一大创举。

从实践层面来看,乡村振兴战略既是对新时代社会主要矛盾变化的回应,也是全面建设社会主义现代化国家的迫切要求。改革开放以来,中国组织实施了人类历史上规模空前、力度最大、惠及人口最多的脱贫攻坚战,^[26]推动中国“三农”工作历史性的转向全面推进乡村振兴。从2017年在国家层面提出实施乡村振兴战略以来,党中央、国务院陆续出台一系列重要政策文件,不断建立健全乡村振兴的制度框架和政策体系,引领乡村振兴取得积极进展。《乡村振兴战略规划实施报告(2018—2022)》指出,农业综合生产能力持续提升,富民乡村产业持续壮大,农村一二三产业融合发展,加之乡村生态治理的有序推进和社会事业的快速发展,乡村发展活力被不断激发,极大地拓展了农民就业增收渠道,中国式现代化进程中农业农村现代化的“短板”正在加速补齐。2025年出台的《乡村全面振兴规划(2024—2027年)》,再次对新时代新征程高质量推进乡村全面振兴、加快建设农业强国做出战略部署,为推动农业全面升级、农村全面进步、农民全面发展,实现中国式农业农村现代化和全体人民共同富裕提供了根本遵循。

3. 财政依赖与乡村振兴: 理论分析与研究假说

新时代新征程发展壮大县域经济已成为全面推进乡村振兴的全新突破口,^[27]然而在中国式分权的制度框架中县域拥有主要的经济权力,能够统筹配置县域各种资源要素实现辖区经济增长,也导致县域普遍存在“天然型财力缺口”和对上级政府的财政依赖问题。在增长激励和收支矛盾的双重影响下,县级政府财政资源向能够带来政治明星效应的产业和领域倾斜,形成“重城镇、轻农村”的配置格局,对乡村振兴领域的资金投入力度和动能不足,难以支撑农业生产的机械化和农业经营的规模化,导致乡村振兴发展的内生动力不足。

从财政依赖影响资源错配来看,乡村发展滞后与中华人民共和国成立后初始国家制度设计存在直接关联,在城乡二元结构中公共财政资源配置偏向“三农”领域受到制度和“三农”禀赋约束。改革开放后分散经营的小农户难以对接“大国家”和“大市场”,^[28]加之乡村二三产业基础薄弱,产业门类不全,农业比较收益在全产业体系处于劣势地位,长期必然导致农业农村发展滞后和农民陷入贫困。^[29]在中国式财政分权框架中,为弥补地方政府的“天然型财力缺口”,中央财政会对地方财政进行转移支付,包括财力性转移支付和专项转移支付,其中财力性转移支付旨在均衡区域间的财力差距,推动基本公共服务均等化,地方政府可以统筹安排使用;专项转移支付是中央财政为实现特定宏观政策及其发展目标设立的专项资金,必须按照规定用途使用,不得挪用。县级政府为谋求辖区经济增长,不仅积极争取上级的各种转移支付,而且财政支出往往向能快速获得大量财政收入的房地产等非农产业倾斜,加之这种倾斜政策随着“土地财政”而强化,导致县域财政对“三农”的投入不足,难以激活乡村资源并对纾解乡村振兴困局发挥引领性作用。

从财政依赖影响农业生产机械化来看,自改革开放以来家庭联产承包责任制的实施,中国农业生产长期呈现出分散化特征,导致“三农”领域资本积累和技术革新较为缓慢,这也成为农业农村发展滞后和

农民收入不高的关键因子之一。^[33] 为改善农机装备结构,提高农业生产的机械化水平,2004 年启动实施农机购置补贴政策,中央财政补贴资金从 2004 年的 0.7 亿元增长到 2021 年的 190 亿元,农机总动力实现跨越式增长,^[33] 但也加剧了县域对上级的财政依赖。县级政府往往把改善农业农村发展条件和促进农民持续增收的希望寄托于中央财政专项资金,弱化了县级政府自主投资“三农”、支持乡村振兴的激励,从而导致农业生产机械化水平增幅有限。进一步地,较低的农业生产机械化水平阻碍了现代化生产要素向乡村的流入,不利于农业科技成果的转化与推广,抑制了现代信息技术与农业的深度融合,难以支撑中国式农业现代化发展和全面推进乡村振兴的现实需要。

从财政依赖影响农业经营规模化来看,农业规模化经营不仅是全世界农业现代化的共同趋势,也是中国农业经营制度转型和实现中国式农业现代化的重要途径。^[34] 改革开放后农村基本经营制度改革在解放农业生产力的同时也造成耕地细碎化和小农户经营的规模不经济问题,为此,2013 年中央一号文件提出“发展多种形式的适度规模经营”,旨在促进农业发展方式转变。然而“发展多种形式的适度规模经营”需要良好的政策支持体系和融资环境,分散经营的小农户其流动性往往不足以担负规模化经营的资金投入,^[35] 这就需要发挥好财政资金“四两拨千斤”的撬动作用。在中国式分权治理框架中,对县级政府的财政激励会显著影响县级政府的政策选择和支持偏好,加之可能存在的“道德风险”问题,导致县级政府将重点支持能给地方带来独享税源的非农产业,而对培育新型农业经营主体和新型农村集体经济组织的投入和支持力度不够,抑制了小农户与现代农业的有机衔接和新型职业农民的培育,在一定程度上对农业规模化经营形成“阻滞效应”,导致乡村振兴缺乏可持续的内生动力。基于上述理论分析,本文提出以下两个可能的研究假说:

假说 1. 县域财政依赖对全面推进乡村振兴存在“阻滞效应”。

假说 2. 县域财政依赖对乡村振兴的“阻滞效应”是通过资源错配、农业生产机械化以及农业经营规模化三种机制实现的。

三、研究设计

1. 模型设立

为精准识别财政依赖对乡村振兴的影响效应,本文建立了双向固定效应模型进行基准回归:

$$rural_{it} = \alpha + \beta \times findep_{it} + \lambda \times X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $rural_{it}$ 表示乡村振兴水平, $findep_{it}$ 表示财政依赖程度, X_{it} 为一组控制变量, i 表示县域个体, t 代表时间单元。 α 是截距项, β 和 λ 为待估参数:若 β 为正,则表示县域财政依赖能够促进乡村振兴发展;反之,则表示财政依赖会阻滞乡村振兴发展。 γ_i 为县域固定效应, μ_t 为年份固定效应, ε_{it} 代表随机扰动项。

由于当期财政依赖程度往往受到前期财政收支状况的影响,同时乡村振兴战略的实施也具有明显的路径依赖特征。因此,为考察乡村振兴发展的动态特征和财政依赖影响效应的滞后性,本文在控制变量中加入了乡村振兴的一阶滞后项,构建如下的动态面板模型进行估计:

$$rural_{it} = \alpha + \eta \times rural_{it-1} + \beta \times findep_{it} + \lambda \times X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

2. 变量选择

(1) 被解释变量:乡村振兴($rural$)

根据《中华人民共和国乡村振兴促进法》对乡村振兴的总体要求,借鉴张旺和白永秀中国省域乡村振兴水平评价指标体系,^[36] 本文立足于乡村的实际情况,下沉到县域这个全面推进乡村振兴的主战场,将“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”5 个维度细化成 10 个指标,构建了乡村振兴的

综合评价指标体系,如表 1 所示。进一步地,采用熵权法赋予各个指标层相应的权重,最终计算得到的乡村振兴指数用以衡量乡村振兴战略的实施效果。

表 1 乡村振兴综合评价指标体系

一级指标	二级指标	指标解释
产业兴旺	三产融合程度 农业发展水平	产业融合系数(依据六次产业理论测算) 第一产业增加值/地区生产总值
生态宜居	污染物排放量 医疗卫生条件	二氧化碳排放量 医疗卫生机构床位
乡风文明	教育资源水平 文化服务水平	普通中学在校学生数 公共图书馆总藏量
治理有效	基层民主组织 政府干预能力	村民委员会个数 一般公共预算支出/地区生产总值
生活富裕	农村居民收入 城乡收入差距	农村居民人均可支配收入 城乡居民人均可支配收入比

(2) 核心解释变量: 县域财政依赖(*findep*)

财政依赖作为中国式分权治理框架中的一个普遍现象,目前学术界关于财政依赖的研究大多侧重于“土地财政”,鲜有文献考察地方财政对上级转移支付的依赖及其经济后果。因此,本文考虑到县域财政数据的可得性,参考郝曼等的做法将衡量财政依赖度的计算方式定义如下。^[1]

$$findep_{it} = \frac{(finzhichu_{it} - finshouru_{it})}{finshouru_{it}}$$

(3)

其中,*findep_{it}*表示第*i*个县域第*t*年的财政依赖程度,*finzhichu_{it}*和*finshouru_{it}*表示县域地方财政一般公共预算支出和地方财政一般公共预算收入。

(3) 控制变量

为获得更加稳健的估计结果,本文参照已有研究,选取以下 6 个控制变量: 人口规模(*lnpop*): 各县域年末总人口的对数值; 储蓄水平(*deposit*): 县域住户储蓄存款余额占地区生产总值的比重; 消费能力(*consume*): 社会消费品零售总额占地区生产总值的比重; 通信基础设施(*lnmessage*): 县域宽带接入用户数的对数值; 工业发展水平(*lnindustry*): 县域规模以上工业总产值的对数值; 对外开放水平(*lnforeign*): 县域实际利用外资金额的对数值。

3. 数据来源与描述性统计

本文所使用的数据主要来源于历年《中国县域统计年鉴》(县市卷)、中经网统计县域年度数据库、国泰安(CSMAR) 县域经济数据库以及各县域国民经济与社会发展统计公报,按照年份和县域名称对所需变量进行横向和纵向合并,最终形成了 2011 ~ 2022 年全国 2025 个县域完整的平衡面板数据集,变量的统计性特征如表 2 所示。可以看出,各变量之间存在较大变差,有必要按照上文构建的模型对财政依赖影响乡村振兴的作用效果和异质性特征进行具体分析。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
乡村振兴指数	<i>rural</i>	24300	9. 366	3. 688	2. 450	31. 429
财政依赖度	<i>findep</i>	24300	5. 545	8. 724	-0. 795	126. 477
人口规模	<i>lnpop</i>	24300	12. 777	0. 926	8. 964	14. 732

储蓄水平	<i>deposit</i>	24300	0. 812	0. 434	0. 024	5. 465
消费能力	<i>consume</i>	24300	0. 335	0. 197	0. 004	4. 127
通信基础设施	<i>lnmessage</i>	24300	10. 938	0. 735	4. 970	16. 529
工业发展水平	<i>lnindustry</i>	24300	13. 618	2. 270	0. 693	18. 400
对外开放水平	<i>lnforeign</i>	24300	9. 484	1. 175	1. 875	20. 316

四、实证分析

1. 基准回归

改革开放以来,中国经济运行遵循“先富带后富”的发展逻辑,其本质上具有非均衡的特征属性,加之各县域在资源禀赋、发展阶段等方面存在显著差异,这可能导致财政依赖对乡村振兴的影响效应存在差异。因此,本文采用同时控制县域和年份固有特征的双向固定效应模型识别财政依赖对乡村振兴的影响效果,并选用聚类稳健标准误控制了可能存在的异方差和序列相关等因素对估计结果的影响。表 3 第(1)列的基准回归结果表明,财政依赖对乡村振兴的估计系数显著为负,即县域财政依赖对全面推进乡村振兴存在显著的“阻滞效应”,本文的假说 1 得到验证。可能的原因在于,县域财政依赖的现实困境导致地方政府以弥补“天然型财力缺口”为中心任务,为快速发展辖区经济而展开竞争,即形成“为增长而竞争”的激励格局,不仅造成财政资源的错配和财政资金使用效能不高,也导致地方政府高质量推进乡村振兴的激励不足。加之一般性转移支付不限定使用用途和均等化的制度安排,加剧了县级政府对上级的财政依赖和财政资源的错配程度,导致县域政府支持农业农村发展和农民增收的财政资金投入力度不足,难以满足全面推进乡村振兴的实践要求,从而对乡村振兴发展形成“阻滞”。

上述基准回归中虽已尽可能全面地控制影响乡村振兴发展的其他变量,并运用双向固定效应模型较好地控制了不随个体、时间且不可观测因素的影响,但考虑到上述估计可能面临潜在的内生性问题,本文借鉴郝曼等的做法,^[1]将核心解释变量的一阶滞后项 $findep_{i,t-1}$ 作为财政依赖的工具变量进行两阶段最小二乘法(2SLS)和广义矩估计(GMM)回归,以解决基准回归结果中潜在的内生性问题。表 3 列(2)和列(3)的工具变量回归结果表明,2SLS 和 GMM 弱工具变量检验中的 K-P wald F 统计量均远大于 10,表明工具变量选择有效,财政依赖对乡村振兴的估计系数依然显著为负,而且 2SLS 估计系数的绝对值与基准回归结果相比有所增大,即未经过工具变量法处理的内生性问题导致双向固定效应模型低估了财政依赖对乡村振兴的“阻滞效应”。

另外,由于各县域出台的财政政策从制定、实施,再到对经济社会的运行产生效果必然存在一定的时滞性,这就导致地方政府的“财政依赖”惯性会对乡村振兴战略的实施效果产生持续性的影响。因此,本文在模型(1)的基础上引入被解释变量的一阶滞后项,分别采用差分 GMM 和系统 GMM 两种方法进一步识别财政依赖影响乡村振兴的动态特征。表 3 列(4)和列(5)的动态面板序列相关检验显示,AR(1)的 P 值小于 0.1 而 AR(2)的 P 值大于 0.1,表明扰动项不存在自相关;同时,异方差稳健的 Hansen 统计量的 P 值均大于 0.1,通过了过度识别检验,证明了差分 GMM 和系统 GMM 估计的合理性。回归结果中乡村振兴一阶滞后项的估计系数显著为正,表明乡村振兴发展存在显著的路径依赖特征,县域财政依赖对乡村振兴发展的估计系数仍显著为负,即财政依赖不利于全面推进乡村振兴,过高的财政依赖水平会引发地方政府对中央政府的转移支付预期以及地方政府间过度竞争等问题,从而降低地方财政支持“三农”发展的积极性和主动性,阻滞了乡村振兴发展进程。

表 3 财政依赖与乡村振兴的基准回归结果

变量	(1) FE	(2) IV_2SLS	(3) IV_GMM	(4) 差分 GMM	(5) 系统 GMM
<i>findep</i>	-0.010 *** (0.002)	-0.083 *** (0.007)	-0.004 ** (0.002)	-0.037 *** (0.008)	-0.046 *** (0.005)
<i>lnpop</i>	0.816 *** (0.063)	0.225 ** (0.099)	0.490 ** (0.214)	-0.156 (0.097)	0.143 (0.762)
<i>deposit</i>	0.498 *** (0.133)	-0.121 (0.097)	0.669 *** (0.076)	0.691 (0.638)	0.215 ** (0.094)
<i>consume</i>	0.626 ** (0.310)	0.818 *** (0.168)	0.425 *** (0.147)	-0.056 (0.114)	0.281 (0.830)
<i>lnmessage</i>	0.263 *** (0.075)	0.207 ** (0.101)	0.111 *** (0.042)	0.142 ** (0.065)	-0.654 *** (0.184)
<i>lnindustry</i>	-0.160 *** (0.034)	-0.196 *** (0.034)	-0.033 ** (0.015)	0.179 (0.127)	-0.248 (0.355)
<i>lnforeign</i>	0.039 (0.025)	0.187 *** (0.042)	0.084 *** (0.012)		0.542 (0.597)
<i>L. rural</i>				0.964 *** (0.089)	0.554 *** (0.069)
县域固定效应	YES	YES	YES		
年份固定效应	YES	YES	YES		
K-P wald F 统计量		58.710	48.604		
AR(1)_P 值				0.000	0.000
AR(2)_P 值				0.472	0.354
Hansen_P 值				0.631	0.235
<i>N</i>	24300	22275	22275	20250	22275
<i>R</i> ²	0.425	0.595	0.541		

注: 括号内为聚类到县域的稳健标准误, ***、**、* 分别表示估计结果在 1%、5%、10% 的水平上显著(下同)

2. 稳健性检验

基准估计结果表明县域财政依赖对全面推进乡村振兴存在显著的“阻滞效应”,但这一结果可能因变量选择偏差和样本选择偏误的影响而偏离真实状况。为分析上述实证结论的稳健性,本文采取以下三种方法进行稳健性检验:

(1) 替换被解释变量

新时代新征程全面推进乡村振兴的主要目的是实现农村地区的全面发展和繁荣,提高农民群众的生活水平和幸福感。因此,本文借鉴王奇等的做法,^[3]将地区经济发展水平作为乡村振兴的代理变量,即以县域 GDP 的对数值衡量乡村振兴战略的实施效果,估计结果见表 4 第(1)列。可以看出,替换被解释变量后财政依赖对乡村振兴的估计系数仍在 1% 的统计性水平上显著为负,表明县域财政依赖对全面推进乡村振兴存在显著的“阻滞”效应,这与基准估计结果相一致。

(2) 替换核心解释变量

财政依赖作为中国式分权治理体系中的一个普遍问题,学术界对其测度的研究莫衷一是,为避免变量选择偏差问题带来的影响,本文参考张国建等对财政依赖程度的度量方式,^[3]用地方一般预算支出与地方一般预算收入的比值作为财政依赖的代理变量,该值越大,说明县级政府的财政依赖程度越高。变换财政依赖测度方式后的估计结果见表 4 第(2)列。可以看出,财政依赖对乡村振兴的估计系数符号和显著性水平均和基准回归结果一致,即财政依赖会显著“阻滞”乡村振兴,印证了基准估计结果的稳健性。

(3) 剔除特殊样本

在中国县域层级体系中除“县”外还有县级市、市辖区等,它们虽然具有相同的行政层级,但在基础

设施环境、城镇化进程以及行政管理权限等方面存在显著差异。一般而言,县级市(区)具有较好的城市设施,城镇化进程也比较快,加之县级市由省级直管、地级市代管,往往拥有“副地级市”的审批权,省会城市管辖县受益于“强省会”战略,能够比普通县域获取更多的财政资金支持。因此,考虑到某些县域的乡村振兴水平已经发展到较高的阶段,财政依赖对乡村振兴的“阻滞”效应可能会受到部分特殊县域的影响,然而对于绝大多数县域,财政依赖对乡村振兴的“阻滞”效应可能并不显著。因此,为识别县域财政依赖对乡村振兴的净影响效应,本文在上述 2025 个县级样本观测值中依次剔除掉 369 个县级市、192 个地级市辖区、183 个省会城市管辖县进行估计,结果如表 4 列(3)~列(5)。可以看出,依次剔除特殊县域后财政依赖对乡村振兴依然存在显著的“阻滞”效应,即财政依赖对乡村振兴的“阻滞”效应并不是某些特殊县域所贡献的,再次强化了基准估计结果的稳健性。

表 4 稳健性检验结果

变量	(1) 替换 <i>rural</i>	(2) 替换 <i>findep</i>	(3) 剔除县级市	(4) 剔除市辖区	(5) 剔除省会城市管辖县
<i>findep</i>	-0.001*** (0.000)		-0.009** (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.006*** (0.002)
<i>findep2</i>		-0.010*** (0.002)			
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
县域固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	24300	24300	19872	21996	22104
<i>R</i> ²	0.828	0.543	0.580	0.438	0.533

3. 异质性分析

(1) 异质性检验 1: 基于不同区域

考虑到中国经济运行的非均衡特征和各县域经济禀赋存在显著差异,本文将总体样本按照所属省(自治区、直辖市)进行区域划分,考察财政依赖影响乡村振兴的边界条件,进一步加深对财政依赖与乡村振兴关系的认识,估计结果见表 5(1)。根据估计结果可以发现,财政依赖对不同区域乡村振兴均具有显著的“阻滞”效应,但从估计系数大小来看,中部地区和东北地区的“阻滞”效应较大,东部地区次之,而西部地区的“阻滞”效应最小。西部地区财政依赖对乡村振兴“阻滞”效应最小可能是由于西部地区囿于地理区位的限制,经济发展水平相对滞后、产业支撑能力不足,导致西部地区县域财政依赖强度显著高于其他地区,然而在脱贫攻坚和乡村振兴进程中大量专项转移支付的注入对乡村发展可以在短期内取得相对较高的边际贡献,因而表现为财政依赖对乡村振兴发展的“阻滞”效应相对最低。东部地区乡村振兴发展有着良好的物质基础条件,县域财政依赖水平也最低,随着“工业反哺农业”“共同富裕示范区”等政策的有效实施进一步推进了乡村振兴发展,这也导致县域财政依赖所产生的“阻滞”效应相对较弱。但对中部地区和东北地区而言,它们不仅没有获得像西部地区那样的转移支付支持政策,也没有像东部地区一样拥有优越的发展环境,虽然近年来中部地区和东北地区尝试借助东部地区的产业转移和“空间溢出”效应融入东南沿海的发展,但由于产业壁垒的存在和发展基础的局限,很多县域为承接产业转移,依然通过财税、土地等优惠政策取得竞争优势,由此导致县域政府公共资源配置扭曲,难以支撑全面推进乡村振兴的需要,从而导致中部地区和东北地区财政依赖对乡村振兴产生的“阻滞”效应大于其他区域。

(2) 异质性检验 2: 基于是否属于原国家级贫困县

在 2011~2022 年的样本期内,中国实施了人类发展史上规模最大的脱贫攻坚工程,历史性解决了

困扰中华民族几千年的绝对贫困问题。在脱贫攻坚过程中,2013~2020 年中央财政专项扶贫资金累计投入 6600 亿元,各级财政专项扶贫资金累计投入 15980 亿元,即便在历史性解决绝对贫困后的衔接期(2021~2024),中央财政累计支持也达 6731 亿元,这些财政支持推动全国贫困县乡村振兴实现了跨越式发展。因此,本文按照是否属于原国家级贫困县将总样本进行划分(其中原国家级贫困县 794 个,一般县 1231 个),估计结果见表 5(2)。从结果可以看出,财政依赖对全面推进乡村振兴的“阻滞”效应在贫困县和一般县的估计中均得到证实。但从估计系数绝对值大小来看,一般县估计系数绝对值大于贫困县,这表明贫困县域虽发展短板较多、自身发展能力不强、对上级的财政依赖也更高。不过也正是中央财政专项资金和专项转移支付向贫困县域的注入,一定程度上矫正了地方财政资源配置的扭曲,缓释了贫困县财政依赖对全面推进乡村振兴的“阻滞”效应。但在贫困县“脱贫摘帽”后怎样激励县域财政把农业农村发展作为优先支持方向,培植乡村振兴发展的内生动力,仍是一个值得研究的问题。

表 5 异质性检验结果

变量	(1) 基于不同区域				(2) 是否属于原国家级贫困县	
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区	贫困县	一般县
<i>findep</i>	-0.012*** (0.003)	-0.120*** (0.029)	-0.005** (0.002)	-0.026* (0.014)	-0.005** (0.002)	-0.031* (0.016)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
县域固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	6084	5880	10584	1752	9528	14772
<i>R</i> ²	0.639	0.584	0.472	0.692	0.467	0.606

五、机制检验与拓展性分析

1. 作用机制检验

前文的论证结果表明财政依赖对全面推进乡村振兴存在“阻滞”效应这一结论是稳健可靠的,但具体的作用机制还缺乏经验性证据。目前大多数文献在因果关系识别和作用机制检验时选择中介效应模型,但在具体估计中可能存在严重的内生性问题,加之中介效应模型检验中因变量和自变量之间可能只是相关关系,并不必然地构成因果关系,导致估计结果并不可靠。^[69]为此,根据理论分析和研究假说,本文参照熊如意和肖建华的做法,^[6]构建如下的机制检验模型:

$$M_{it} = \alpha + \beta \times findep_{it} + \lambda \times X_{it} + \gamma_i + u_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中,机制变量 *M* 依次包括县域资源错配(*estate*)、农业生产机械化(*moprod*)、农业经营规模化(*mooper*) 三个变量。具体来看,县域资源错配选择房地产开发投资额占县域生产总值的比重作为代理变量,农业生产机械化选择每单位一般公共预算支出所购置农机装备产生的总动力作为代理变量,农业经营规模化选择县域农民专业合作社平均注册规模的对数值作为代理变量,其他变量定义与模型(1) 相同。估计结果见表 6 机制检验部分。第一,财政依赖对县域资源错配的估计系数显著为正,表明财政依赖会刺激县级政府把公共资源投向房地产等非农领域来巩固税源和谋求经济增长,导致县域资源错配程度加深,不利于乡村振兴的全面推进。第二,财政依赖对农业生产机械化的估计系数在 1% 的统计性水平上显著为负,即财政依赖对提升农业生产机械化水平存在显著的抑制效应,可能的原因在于农业生产存在投资周期长、风险高、回报慢的弱质性特征,县级政府在财政依赖框架下难以把改善农业生产条件、提高农业生产机械化水平作为优先支持方向,进而抑制了农业机械化水平的提高和农业生产现代化的进程,不利于乡村振兴发展。第三,财政依赖对农业经营规模化的估计系数显著为负,即财政依赖会

显著抑制农业经营规模化,表明在财政依赖的压力之下,县级政府对农民专业合作社的财政扶持力度不足、覆盖面有限,导致合作社在长远发展过程中缺乏必要的资本要素,也就难以形成乡村振兴发展新动能。由此,本文的假说 2 得到验证。

2. 拓展性分析: 基于电子商务的调节效应

农村电子商务作为发展数字经济最好的抓手和促进乡村产业振兴的重要力量,已成为实现农民增收、引导农业供给结构改革以及全面推进乡村振兴的有效途径。自 2014 年开始实施电子商务进农村综合示范政策以来,受益于互联网技术进步和数字经济的快速发展,叠加《数字乡村发展战略纲要》《数字农业农村发展规划(2019—2025 年)》《数字乡村发展行动计划(2022—2025 年)》等政策红利,以农村电商为核心的数字乡村建设步伐明显加快。截至 2022 年累计支持 1489 个县开展电子商务进农村综合示范,财政部给予每个示范县 2000 万元的资金支持,用于电子商务基础设施建设和人员培训。那么,农村电子商务发展能否缓解财政依赖对乡村振兴发展的“阻滞”效应? 本文将在基准模型基础上进一步加入农村电子商务示范县政策的虚拟变量及其交互项,设定以下模型进行拓展性分析:

$$rural_{it} = \alpha + \beta_1 \times findep_{it} + \beta_2 \times digital_{it} + \beta_3 \times findep_{it} \times digital_{it} + \lambda \times X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $digital_{it}$ 表示农村电子商务示范县政策的虚拟变量,即将某个县域开始实施电子商务进农村试点政策的当年及以后各年取值设为: $digital_{it} = 1$,反之则设为: $digital_{it} = 0$ 。当 β_3 符号和 β_1 符号一致时,表明农村电子商务发展会强化财政依赖对乡村振兴的“阻滞”效应;反之,则意味着电子商务发展能够缓解财政依赖对全面推进乡村振兴的“阻滞”效应。从表 6 的拓展性分析回归结果可以看出,财政依赖与电子商务政策交乘项对乡村振兴的估计系数在 1% 的统计性水平上显著为正,说明电子商务进农村示范县政策缓解了县域财政依赖对乡村振兴的“阻滞”效应。这表明政府财政支持的农村电子商务政策促进了农村数字基础设施建设,能够重组县域要素资源、发展县域富民产业、建设县域商业体系,通过推动农产品“上行”与工业品“下行”,拓展了农民就业创业空间,推动乡村产业融合发展,从而缓解了县级政府由于财政依赖对乡村振兴形成的“阻滞”效应,为扎实推进乡村全面振兴提供了破解之策。

表 6 作用机制检验与拓展性分析

变量	(1) 机制检验			(2) 拓展性分析
	资源错配	农业生产机械化	农业经营规模化	农村电子商务
<i>findep</i>	0.232* (0.137)	-0.383*** (0.074)	-0.012** (0.006)	-0.027*** (0.003)
<i>digital</i>				0.095* (0.050)
<i>findep × digital</i>				0.035*** (0.004)
控制变量	YES	YES	YES	YES
县域固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	24300	24300	24300	24300
<i>R</i> ²	0.315	0.154	0.603	0.561

六、结论与启示

新时代新征程全面推进乡村振兴,走中国特色共同富裕道路必须构建完善的财政支持体系和体制机制。本文系统梳理中国式分权治理框架中财政依赖的历史形成以及新时代新征程全面推进乡村振兴

的逻辑必然,聚焦“县域”这一全面推进乡村振兴的主战场,从理论和实证层面考察了县域财政依赖对全面推进乡村振兴的影响效应和作用机制,进一步使用“电子商务进农村综合示范”政策进行拓展性分析。主要研究结论如下:第一,县域财政依赖导致财政支农投入不足,涉农资金使用效率不高,对全面推进乡村振兴存在“阻滞效应”,这一结论经过内生性处理和稳健性检验后依然成立。第二,县域所属地理区域不同、是否属于原国家级贫困县,均会导致财政依赖对乡村振兴的“阻滞效应”存在异质性特征。其中中部地区和东北地区的“阻滞”效应较大,东部地区次之,而西部地区的“阻滞”效应最小;一般县的“阻滞”效应大于贫困县。第三,县域财政依赖主要通过资源错配、农业生产机械化以及农业经营规模化三种渠道对乡村振兴形成“阻滞”,但农村电子商务能够显著弱化财政依赖对乡村振兴的“阻滞效应”,为全面推进乡村振兴和扎实推进共同富裕提供了破解之策。

本文的研究为理解财政依赖与乡村振兴发展的关系提供了详实的经验性证据,对新时代新征程全面推进乡村振兴提供了有益思考。基于上述研究结论,从中国当前扎实推进乡村全面振兴的实践出发,提出以下政策启示:第一,加快推动财政纵向分权的深度调整,明确中央与地方政府的事权范围和支出责任清单,合理划分各级政府的财权模式,持续深化现代财税体制改革,通过稳定地方税源、充实地方财力缓解县乡基层政府过重的财政负担和财政依赖问题;健全以民生保障和公共福利为主、GDP增长为辅的综合性官员晋升考核机制,逐渐矫正县级政府为弥补“天然型财政缺口”而引发的资源要素错配行为,为全面推进乡村振兴提供良好的财政体制机制基础。第二,整合各类衔接资金和涉农资金,发挥财政资金的“撬动”作用,引导各类资本要素投向乡村振兴,完善财政支持乡村振兴的长效多元化投入格局,为农业生产机械化、农业经营规模化提供精准的财力支撑,^[1]提高财政资金助力乡村振兴发展的集约效益。第三,把新增专项转移支付向中西部地区和东北地区倾斜,但应调整“一刀切”的转移支付形式,通过产业培育、技术转移、人力支持、培训援助等方式提升“脱贫摘帽”县域的自我发展能力,不断降低其对专项转移支付的依赖,打造融合配套、错位分工、优势互补的乡村振兴发展区域新格局。第四,发挥电子商务挖掘乡村特色资源和连接市场的功能,利用数字技术有针对性支持县域发展特色产业,搭建农产品产销对接新平台,创新“电商+直播”、“平台+农户”等发展新模式,不断催生“农业+”经济新业态,向开发农业多种功能要潜力,推动“农业上行”,为全面推进乡村振兴培育新动能,不断缓解和弱化财政依赖对乡村振兴的“阻滞效应”。

参考文献

- [1] 习近平.在全国脱贫攻坚总结表彰大会上的讲话[N].人民日报,2021-02-26(002).
- [2] 蔡雪雄,王明澍.地方财政制度改革对乡村产业振兴的影响研究[J].经济问题,2023(5):87-94.
- [3] 闫坤,鲍曙光.财政支持乡村振兴战略的思考及实施路径[J].财经问题研究,2019(3):90-97.
- [4] 刘天琦,宋俊杰.财政支农政策助推乡村振兴的路径、问题与对策[J].经济纵横,2020(6):55-60.
- [5] Tiebout C M. A Pure Theory of Local Expenditures[J]. Journal of Political Economy,1956(5):416-424.
- [6] Qian Y Y, Weingast B R. Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives[J]. Journal of Economic Perspectives, 1997(4):83-92.
- [7] 朱德云,孙若源.地方财政对转移支付长期依赖问题:理论机制及治理选择[J].财政研究,2018(9):81-92+105.
- [8] 周强,李阳,罗楚亮.财政转移支付的再分配效率及共同富裕效应[J].经济研究,2024(9):173-189.
- [9] 储德银,费冒盛.财政纵向失衡、转移支付与地方政府治理[J].财贸经济,2021(2):51-66.
- [10] Chen S H, Mu R, Ravallion M. Are There Lasting Impacts of Aid to Poor Areas? [J]. Journal of Public Economics,2009 (3-4):512-528.
- [11] 郝曼,付文林,范燕丽.财政依赖与地区减贫增收——基于国家级贫困县面板数据的实证研究[J].财政研究,2021

- (7): 66 – 79.
- [2] Bellofatto A A, Besfamille M. Regional State Capacity and the Optimal Degree of Fiscal Decentralization [J]. Journal of Public Economics, 2018(3): 225 – 243.
- [3] 范子英. 土地财政的根源: 财政压力还是投资冲动 [J]. 中国工业经济, 2015(6): 18 – 31.
- [4] 曹婧. 土地金融化、资源错配与企业全要素生产率 [J]. 金融评论, 2024(1): 71 – 85 + 155.
- [5] 龚斌磊, 王硕. 财政支出对我国农业增长的多途径影响 [J]. 农业经济问题, 2021(1): 54 – 68.
- [6] 闫坤, 黄潇. 中国式分权、财政纵向失衡与基本公共服务供给研究 [J]. 经济学动态, 2022(12): 37 – 50.
- [7] Song Y. Rising Chinese Regional Income Inequality: The Role of Fiscal Decentralization [J]. China Economic Review, 2013(27): 294 – 309.
- [8] 李梅, 黎涵, 刘成奎. 财政支农支出、农村资金外流与城乡居民收入差距 [J]. 经济问题探索, 2023(1): 159 – 175.
- [9] Li G Q, Qin J H. Income Effect of Rural E – Commerce: Empirical Evidence from Taobao Villages in China [J]. Journal of Rural Studies, 2022(96): 129 – 140.
- [10] 曹俊勇, 张乐柱. 财政金融协同支持农村产业: 效率评价、经验借鉴与启示 [J]. 西南金融, 2022(8): 97 – 108.
- [11] 刘尚希, 赵福昌, 孙维. 中国财政体制: 探索与展望 [J]. 经济研究, 2022(7): 12 – 25.
- [12] 刘勇政, 贾俊雪, 丁思莹. 地方财政治理: 授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究 [J]. 中国社会科学, 2019(7): 43 – 63 + 205.
- [13] 姚鹏, 李金泽, 孙久文. 县乡财政支出集权能增加地方民生性支出吗? ——基于安徽省“乡财县管”准自然实验的证据 [J]. 中国农村经济, 2022(2): 94 – 114.
- [14] 徐超, 庞雨蒙, 刘迪. 地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析 [J]. 经济研究, 2020(6): 138 – 154.
- [15] 农业农村部. 我国巩固拓展脱贫攻坚成果取得积极成效 [EB/OL]. (2025 – 02 – 20) [2025 – 02 – 20]. https://m.gmw.cn/2025 – 02/20/content_1303975557.htm.
- [16] 马克思恩格斯选集: 第 1 卷 [M]. 北京: 人民出版社, 2012: 184 – 308.
- [17] 洪银兴. 进入新阶段后中国经济发展理论的重大创新 [J]. 中国工业经济, 2017(5): 5 – 15.
- [18] 中华人民共和国国务院新闻办公室. 人类减贫的中国实践 [N]. 人民日报, 2021 – 04 – 07(009).
- [19] 斯丽娟, 曹昊煜. 县域经济推动高质量乡村振兴: 历史演进、双重逻辑与实现路径 [J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2022(5): 165 – 174.
- [20] 邓金钱. 新型农村集体经济赋能脱贫户生计转型: 优势、机制与进路 [J]. 中国人口·资源与环境, 2023(2): 143 – 152.
- [21] 杨江华, 刘亚辉. 数字乡村建设激活乡村产业振兴的路径机制研究 [J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2022(2): 190 – 200.
- [22] 崔惠玉, 田明睿, 董安琦. 农业财政补贴与农业现代化——基于全国农业宏观数据的经验分析 [J]. 财经问题研究, 2021(12): 66 – 75.
- [23] 周振, 张琛, 彭超, 等. 农业机械化与农民收入: 来自农机具购置补贴政策的证据 [J]. 中国农村经济, 2016(2): 68 – 82.
- [24] 杜志雄, 肖卫东. 农业规模化经营: 现状、问题和政策选择 [J]. 江淮论坛, 2019(4): 11 – 19 + 28.
- [25] 陈志刚, 章颖. 农村金融发展促进了我国农业规模化经营吗——基于全国两大家庭农场示范区调查数据的实证分析 [J]. 农业经济问题, 2022(5): 83 – 97.
- [26] 张旺, 白永秀. 数字经济与乡村振兴耦合的理论构建、实证分析及优化路径 [J]. 中国软科学, 2022(1): 132 – 146.
- [27] 王奇, 牛耕, 赵国昌. 电子商务发展与乡村振兴: 中国经验 [J]. 世界经济, 2021(12): 55 – 75.
- [28] 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.
- [29] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. 中国工业经济, 2022(5): 100 – 120.
- [30] 熊如意, 肖建华. 如何提升企业纳税遵从度——来自地方债管理改革的证据 [J]. 当代经济研究, 2024(9): 116 – 128.
- [31] 孙亚南. 二元经济转型视域下供给侧结构性改革研究 [M]. 北京: 人民出版社, 2024: 148 – 149.

责任编辑: 孙亚南