

坚持不懈抓好“三农”工作， 形成城乡融合发展新格局

——权威专家研究阐释 2023 年中央经济工作会议 和中央农村工作会议精神

编者按：2023 年 12 月 11 日至 12 日召开的中央经济工作会议对 2024 年经济工作进行了系统部署，坚持不懈抓好“三农”工作以及推动城乡融合、区域协调发展是其中的两大重点任务。12 月 19 日至 20 日召开的中央农村工作会议全面部署了 2024 年“三农”工作，强调锚定建设农业强国目标，抓好以乡村振兴为重心的“三农”各项工作。为进一步深入学习领会 2023 年中央经济工作会议和中央农村工作会议精神，引导学界加强和深化相关领域的研究，本刊编辑部邀请经济学权威专家就推动城乡融合发展、坚持不懈抓好“三农”工作等方面的内容展开深度解读，以飨读者。

准确把握统筹新型城镇化 和乡村全面振兴的科学内涵

魏后凯

2023 年中央经济工作会议明确提出要“统筹新型城镇化和乡村全面振兴”，并把其作为做好 2024 年经济工作的三个统筹任务之一，强调要坚持不懈抓好“三农”工作^①。2023 年中央农村工作会议进一步强调，要“统筹新型城镇化和乡村全面振兴，提升县城综合承载能力和治理能力，促进县域城乡融合发展”^②。新型城镇化战略和乡村振兴战略是近年来中国先后实施的两大国家战略：前者注重集

^①资料来源：《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023 年 12 月 13 日 01 版。

^②资料来源：《中央农村工作会议在京召开 习近平对“三农”工作作出重要指示》，《人民日报》2023 年 12 月 21 日 01 版。

约、智能、绿色、低碳，强调以人为核心，以县城为重要载体，把农业转移人口市民化放在更加突出的位置；后者以全面实现农业强、农村美、农民富为目标，以提高乡村发展水平、乡村建设水平、乡村治理水平为重点，强调乡村产业、人才、生态、文化和组织的全面振兴。打赢脱贫攻坚战、全面建成小康社会之后，中国“三农”工作的重心已经由脱贫攻坚转移到全面推进乡村振兴上来，高质量推进乡村全面振兴已经成为新时期“三农”工作的中心任务和总抓手。在新形势下，实行两大战略联动，统筹新型城镇化和乡村全面振兴，是实现城乡融合共富的根本途径，也是全面推进中国式现代化和社会主义现代化强国建设的必由之路。

新时期统筹新型城镇化和乡村全面振兴，必须准确把握其科学内涵，弄清为什么要统筹、统筹什么、谁来统筹、如何统筹这四个基本问题。

第一个问题是为什么要统筹。从本质上讲，统筹新型城镇化和乡村全面振兴是两大战略的统筹、协调和联动，属于战略统筹的范畴。当前，中国已经进入城镇化战略转型和全面推进乡村振兴的新时期，统筹推进新型城镇化战略和乡村振兴战略，不仅意义重大，也很有必要。统筹实施这两大战略的意义有以下三个方面：一是可以发挥二者的合力作用。新型城镇化战略和乡村振兴战略是推动城乡融合共富的两个轮子。其中，新型城镇化具有扩大投资、增加就业和刺激增长效应，有利于促进农业适度规模经营、农村剩余劳动力转移和农民稳定增收，为乡村全面振兴提供持续动力；乡村是支撑城市发展的重要依托和土壤，乡村全面振兴将为新型城镇化持续推进和质量提升营造良好环境，创造出融合共享的有利条件。加强两大战略的统筹协调，实行战略联动和协同推进，可以充分发挥其1+1>2的合力效应，强化以城带乡、以工补农作用。二是有利于破除城乡二元结构。从理论上讲，城市与乡村是一个类似生物有机体的发展共同体，城乡互补、互促、互利、互融（简称“四互”）和城乡共建、共享、共荣（简称“三共”）是这一共同体形成的基础和前提。在共同富裕视域下，统筹实施两大战略，将有利于打破城乡分割，促进城乡要素、产业、文化、生态等全方位深度融合，加快推动形成城乡要素平等交换、双向流动和公共资源合理配置的新格局。三是有利于促进城乡合理分工。城市与乡村功能定位不同，其禀赋优势、文化特征、产业特色和发展导向也各不相同。统筹实施两大战略将有利于充分挖掘城乡功能，促进城乡优势互补、合理分工、协调发展和共同繁荣。从某种程度上讲，统筹新型城镇化和乡村全面振兴也是坚持系统思维的具体体现。

第二个问题是统筹什么。新型城镇化和乡村全面振兴是中国特色社会主义的本质要求，也是实现共同富裕的重大战略举措。统筹新型城镇化和乡村全面振兴，必须把规划实施、资源配置、产业发展、城乡建设和社会治理等作为统筹的着力点。在统筹规划实施方面，要加强新型城镇化规划和乡村振兴战略规划的统筹衔接，增强规划之间的目标协调以及各项改革和政策措施的协同配套，改进规划的引领能力和实施效果。在统筹资源配置方面，要考虑城镇化背景下城乡人口变化趋势，树立城乡平等的理念，按常住人口配置公共资源，促进城乡基本公共服务均等化。在统筹产业发展方面，要立足地区优势和城乡功能定位，明确市、县（区）、乡（镇）、村之间的产业分工，多渠道推动城乡产业融合，构建各具特色、城乡一体的现代产业体系。在统筹城乡建设方面，要按照城乡一体化的要求，加快推动城市基础设施向农村延伸、公共服务向农村覆盖，同时加强农村基础设施建设管护，实现城乡基础

设施统一规划、统一建设、统一管护。在统筹社会治理方面，要打破“城乡分治”的传统思维，统筹城乡社会治理和社区建设，构建权责清晰、运行高效、城乡一体、充满活力的社会治理体系，推动市域治理体系和治理能力现代化。尤其是，在快速城镇化背景下，由人口乡—城流动和农民工“两栖性”所带来的乡村人口老龄化、村庄“空心化”和村庄减少问题，以及进城落户农民在农村“三权”（土地承包经营权、宅基地使用权和集体收益分配权）上的依规自愿有偿退出问题，都需要在城乡融合框架下得到统筹解决。统筹新型城镇化和乡村全面振兴是破解这些难题的根本途径。

第三个问题是谁来统筹。无论是推进新型城镇化还是推进乡村全面振兴，都需要发挥有效市场和有为政府的合力作用。这种合力作用能否得到更好发挥，除了要重视充分发挥市场在资源配置中的决定性作用，还应高度关注政府的战略统筹作用。这里所讲的统筹，从统筹主体来看，主要是由中央和地方各级政府来承担统筹任务。可以说，统筹新型城镇化和乡村全面振兴是中央和地方各级政府共同的责任。为此，需要在保证市场有效的基础上，更好发挥有为政府的作用，妥善处理好中央与地方政府之间的职责分工。中央政府主要是制定国家层面的新型城镇化和乡村振兴战略规划，明确战略统筹的基本方向和重点任务，完善统筹协调机制和相关政策体系。各省级政府则应从本地实际出发，因地制宜，制定相应的规划和实施方案，完善体制机制和相关政策，统筹推动战略规划更好地落地见效。在统筹新型城镇化和乡村全面振兴的过程中，市、县两级政府无疑是重要的统筹主体。目前，中国正在加快推进以县城为重要载体的新型城镇化，而县域是全面实施乡村振兴战略的主战场和推进城乡融合发展的切入点，因此，县域也是统筹新型城镇化和乡村全面振兴的主阵地。现阶段，在农业劳动力出现就地就近转移的趋势下，无论是推进新型城镇化还是推进乡村全面振兴和城乡融合发展，县域都是最有效的基本地域单元。从全国层面看，县级政府在这种战略统筹中将发挥至关重要的作用，对于那些欠发达地区尤其如此。相比较而言，在珠三角、长三角等经济发达地区，则可以考虑在地级市的市域范围内来进行统筹，逐步扩大统筹的地域范围。

第四个问题是如何统筹。近年来，学术界对如何推进新型城镇化和乡村全面振兴已经进行了大量探讨，但关于如何统筹这两大战略的研究尚不多见。如何统筹新型城镇化和乡村全面振兴，大体可以从要素统筹和战略推进实施两个角度来展开讨论。

从要素统筹的角度看，需要在城乡融合发展框架下，按照农业农村优先发展的总方针，优化新型城镇化和乡村全面振兴中的“人、地、钱”配置，统筹解决“人往哪里去”“地从何处来”“钱从哪里出”的问题。就“人往哪里去”而言，需要科学预测城镇化趋势，准确测算城市群、都市圈以及不同规模城市、县城和建制镇的人口吸纳能力，揭示未来村庄人口演变及分布趋势，以此作为优化城镇、村布局和公共资源配置的重要依据。就“地从何处来”而言，需要在守住耕地和永久基本农田保护红线、生态保护红线和城市开发边界三条控制线的基础上，统筹规划城乡建设用地，大力推进低效闲置用地的再开发再利用，统筹城乡建设用地增减挂钩和农村集体建设用地村村挂钩，加快形成城乡统一的建设用地市场。就“钱从哪里出”而言，要充分发挥财政金融政策的协同效应和引领作用，积极引导社会资本和各市场主体广泛参与新型城镇化建设和乡村全面振兴，全力激发市场活力，推动形成多元化的投融资格局。尤其是，在推进乡村全面振兴中，要注重发挥农民的主体作用，充分调动农

民的积极性、主动性和创造性，鼓励和支持农民广泛参与，从根本上改变目前一些地方存在的“政府在做、农民在看”的状况。

从战略推进实施的角度看，重点是选择科学的统筹推进策略、体制机制和政策措施。在推进策略上，中国各地区自然条件、资源禀赋、发展阶段、经济社会特征等的差异较大，所面临的问题和挑战也不尽相同，应从地区实际出发，采取分区分类推进策略，积极探索多元化的统筹模式，切实统筹好新型城镇化和乡村全面振兴。国家层面的分区推进可以考虑以东部、中部、西部和东北四大区域为地域单元，实行差别化的推进策略。分类推进则可以按照主体功能区类型展开，不同类型地区因承担的主体功能定位不同，其产业发展导向也不尽相同，统筹推进新型城镇化和乡村全面振兴的着力点、模式和路径也将具有较大差异。在体制机制上，统筹新型城镇化和乡村全面振兴几乎涉及政府所有部门，需要建立健全常态化的统筹协调机制，例如领导小组、联席会议制度等，不断提高政府统筹的能力和效率。同时，还应建立相应的激励约束机制，总结推广先进典型经验，设置新型城镇化和乡村振兴负面清单。在政策措施上，要加强新型城镇化政策和乡村振兴政策的统筹协调，强化财政、金融、人口、产业、土地、科技、生态、环保等政策的协同配合，确保各项政策同向发力形成合力，避免相互干扰和冲突，切实提高政策实施效果。

（作者单位：中国社会科学院农村发展研究所）

协调集中决策与分散决策， 加快全国统一农产品大市场建设

钟甫宁

在 2023 年中央经济工作会议上，习近平总书记全面总结 2023 年经济工作，深刻分析当前经济形势，系统部署 2024 年经济工作^①。该会议强调，要围绕推动高质量发展，突出重点，把握关键，扎实做好经济工作。在深化重点领域改革方面，强调的一个重点是加快全国统一大市场建设，着力破除各种形式的地方保护和市场分割。这一重点任务的工作原则在《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》中有明确要求：立足内需，畅通循环；立破并举，完善制度；有效市场，有为政府；系统协同，稳妥推进^②。

^①这一段前 3 句的资料来源：《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023 年 12 月 13 日 01 版。

^②参见《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content_5684385.htm。

加快全国统一大市场建设，目的是充分利用超大规模市场的优势，在全国范围内通过市场竞争机制提高资源配置和利用效率，尤其是超越企业、行业、地区的局部最优，实现全局最优的资源配置。由于农业生产的季节性和地域性，以及农产品生产和流通对公共产品、准公共产品的高度依赖性，建设和完善全国统一农产品大市场的任务不应仅仅局限于农产品市场本身，还需要延伸到农产品的交易对象、交易流向和时空分布等领域以及生产要素市场和生产服务市场。否则，农产品市场的交易制度和基础设施建设就缺乏针对性，不能促进要素配置和利用效率实现最大化。

一、集中决策与分散决策的竞争合作是现阶段市场经济的常态

根据经济学原理，完全竞争的市场不仅可以使生产者最大限度提高自身资源利用效率，而且可以借助“看不见的手”实现全社会资源的最优配置。因此，经济学家们通常把完全竞争的市场作为理想参照物，力图找出违背完全竞争原理的因素并提供解决方案或思路，以实现社会资源配置效率极大化。那么，完全竞争需要满足哪些基本假设？现实生活中又是怎么样呢？

一般来说，完全竞争的市场需要满足4个条件：一是商品同质（成本价格竞争）；二是买卖双方数量众多（被动接受价格且无需选择交易对象）；三是买卖双方信息充分；四是市场进出没有任何障碍（技术和要素包括资本可获性无差异）。在亚当·斯密生活的时代，小手工业占据统治地位，且不存在产能过剩，这些条件基本能得到满足——尽管不那么严格。因此，充分就业基本能自动得到满足，资源配置的所有变化都沿着生产可能性边界从一个均衡向另一个均衡边际运动，局部最优就是全局最优，分散决策不仅能充分发挥竞争对内部资源配置的压力，也能自动实现社会资源配置效率最大化。

但现在已经大不一样了：第一，创造差异化产品、发现差异化市场变成竞争的首要选择，降低成本和价格的压力减小；第二，大型跨国公司分享高科技、高附加值市场，大型连锁超市（包括电商）占领零售市场，这些生产者和经营者不再是简单的价格接受者；第三，不仅信息不对称问题日益凸显，而且信息本身似乎已经分化成为独立的产品甚至产业；第四，基础设施、资本和技术壁垒以及地缘政治越来越成为超越通常制度的市场准入障碍，产业链的发展进一步强化了以双边或多边内部合同代替无选择市场交易的趋势。如果完全竞争的基本假设已经被大大动摇，那么，是否还应当无条件坚持依据这些假设推导出的结论，特别是公共政策导向？如果结合当前普遍存在的产能过剩问题（即无法自动保证充分就业、沿着生产可能性边界移动）考虑，是否还能假定资源配置的所有变化都是边际改善，且局部最优必然是全局最优？

如果无数价格接受者的分散决策是市场竞争效率的基本假设和必要条件，为什么几乎所有企业的内部资源配置都用严密组织代替自由竞争？为什么成功的小企业从一开始就力图扩大自身规模而不是不断新建同质的小企业？为什么成功的大企业更热衷于纵向延伸或横向扩张，而不是简单扩大规模？为什么产业链差异化的内部合同比非选择性的外部市场交换具有更高经济效率？是否可以认为企业内部的决策是一种集中决策？是否可以认为产业链的内部合同安排也是一种集中决策？随着产业集中和集聚以及产业链的发展，这样的集中决策显然在社会资源配置中占有越来越重要的地位，并且，相应的资源配置效率似乎更高。

这样的集中决策并不否定市场配置资源的基础性作用，更不否定分散决策的重要性。市场仍然通过参与者（行为主体）追求自身利益基础上的自由交换来实现内部和社会的最优资源配置。生产者不再完全是同质的数量巨大的微小个体：一小部分扮演集中决策的角色，其余的则继续从事传统的分散决策。前者主要从事带来技术和产品重大创新的研发工作，决定生产什么，并协调不同企业和不同部门的合作、组织不同形式的产业链等，除创新外，其主要作用是通过不同形式的集中决策来提高社会资源配置效率。后者则接受前者确定的规则 and 标准，通过竞争获得前者所提供的参与机会（包括合同、订单等），并在前者确定的规则 and 标准范围内组织生产，其作用是积极主动提高内部资源配置和利用效率。

在工业领域，产业链中居于主导地位的大型企业集团扮演集中决策角色（决定生产什么），大量中小企业通过分散决策来竞争前者所提供的合同和订单（决定如何生产）；在农业生产领域，龙头企业和合作社实际上也在制订规则 and 标准（包括选择农户和社员的标准），农户和社员在包括上述标准和规则的约束边界内努力提高自身内部资源配置和利用效率。市场竞争的结果以及关于产业链、供应链的大量研究（例如郁义鸿，2005；张艾莲等，2023）和案例都证明，通过排他性内部合同、订单所形成的集中决策与竞争性的分散决策相结合，在现阶段的经济发展中可以更好地优化内外部资源配置。

当然，集中决策者之间也有竞争，市场的淘汰机制仍然起作用。只要集中决策者是市场竞争的主体，追求经济利益并通过自由交换方式从事交易，同时接受严格的奖惩制度包括预算约束，所有制就不是决定资源配置效率高低的主要因素，公有经济实体甚至公共部门及其代理人也可以成为市场行为主体和集中决策主体。

如果考虑产业集中和集聚条件下许多重大决策不再是从一个均衡向另一个均衡的微小平滑移动，分散决策得到的局部最优能否自动保证全局最优就成了一个疑问，甚至帕累托改善能否自动实现都成了问题。如果完全竞争的假设成立，每一个市场主体的行为结果都微不足道，而交易对象是非特定主体（或抽象市场中非人格化的交易），其目标显然单纯是自身利益改善，与交易对象及其改善程度无关。但是，一旦产业集中和集聚程度大幅度提高，关联产业和关联企业的利益、竞争对手的相对收益必然成为协调合作行动的重要决定因素，博弈的经济和时间成本将大幅度上升，甚至无法达成合作协议。在这种情况下，超脱于企业、行业以及地方利益的公共部门，有可能更迅速、更有效地用集中决策来克服帕累托效率无法自动实现、局部最优与全局最优不一致的困境。

因此，在集中决策特别重要的领域，如果历史发展中还没有产生足够大的非公有制企业，在满足上述条件的前提下，公有制企业甚至公共部门的集中决策有可能带来社会资源配置的显著改善。特别是在涉及私人逐利行为与全局资源配置效率不一致的领域，公共部门的集中决策可以克服私人特定资源配置效率甚至地区资源配置效率与全社会资源配置效率不一致的困境（钟甫宁，2021）。

二、提高统一大市场的资源配置效率需要集中决策

建设全国统一大市场的目标是发挥市场配置资源的基础性作用，提高资源配置效率。无论是完善市场制度还是打破地方保护和市场分割，其目标都是在竞争的基础上在微观和宏观两个层面提高资源利用和配置效率。市场是交易场所，市场制度是交易规则，市场机制所实现的资源利用和配置效率不

仅取决于交易制度和自身的基础设施，还取决于所交换的商品和资源及其交换途径；甚至具体交换方式也部分取决于进行交换的商品和资源的性质，以及它们的交换途径。因此，提高资源配置效率不应仅局限于完善市场自身，还应延伸到对产品和技术的创新（交易对象）、生产和流通基础设施（生产地点、生产和流通联结方式）的完善，包括信息技术的发展。在产业集中和产业集聚高度发展的现阶段，研发创新和基础设施建设越来越多地体现出集中决策的特征。

对建立完善统一的农产品市场来说，研发和基础设施领域的集中决策更加重要。新产品、新技术的收益难以充分得到内部化，大型基础设施（例如道路和水利设施）的使用不具有排他性，两者都具有不同程度的公共产品性质。在这两者的供给上，追逐私利的企业投资意愿不足，农户及其联合体既缺乏动机也缺乏能力，因而，在很大程度上依赖公共部门的集中决策。更重要的是，农业生产具有季节性和地域性的本质特点，产品和技术的重大创新往往会带来生产在季节和地域上的变化，从而改变农产品市场的交易对象、交易时间。这不仅要求所涉具体市场改变交易方式和自身的基础设施，也要求改变联结不同市场的基础设施和交易方式。也就是说，先有交易对象（包括时间、地点），然后才有相应的市场（包括交易方式和市场联结方式）以及相应的基础设施。如果交易对象发生重大变化，市场也要做出相应改变。而前述这些都是集中决策的对象。

三、集中决策在建立全国统一大市场中发挥作用的基本条件

如上所述，集中和集聚效应已极大地改变了完全竞争的前提条件，集中决策和分散决策并存、竞争和协作已成为市场经济的常态。两类决策尽管领域有所交叉（竞争），但各有其适应领域，相互的协调合作能最大限度地提高微观和宏观层面的资源配置和利用效率。若涉及不同行业、不同地区大型企业集团的协同行为，公共部门的集中决策可能效率更高：不但能克服既存利益冲突、关联企业的利益冲突、新增利益分配冲突等，而且能解决局部最优和全局最优不一致问题，更有利于提高社会资源配置效率。

集中决策的效率首先取决于决策的目标。市场竞争迫使所有生产者把经济效益放在第一位，从而保证资源配置和利用效率最大化。对小规模的分散决策者来说，经济效益是与生俱来的首要目标；对在市场竞争中脱颖而出成长起来的大型企业、跨国集团（集中决策者）来说，经济效益也是不言而喻的首要目标；对于公共部门来说，把经济效益放在首位需要有富有远见的智慧和政治定力。党的十一届三中全会作出把全党的工作重心转移到社会主义现代化建设上来的战略决策，从根本上改变了公共决策的目标，为中国经济 40 多年来的高速发展奠定了坚实基础，也开创了集中决策和分散决策相结合、相协调的新局面。

公共部门的集中决策应集中关注全局性、前瞻性、跨行业、跨地区的决策领域，特别是涉及公共产品、准公共产品的决策，以及私人部门由于利益冲突而难以协调、局部最优与全局最优不一致的决策。对于农业部门来说，需要公共部门参与集中决策的主要是新品种、新技术、新装备的研发以及与之相适应的农业区划和品种布局。只有确定交易对象，了解其流向和时空特征，才能有针对性地建立和完善农产品全国统一大市场，包括交易制度、交易方式和必需的基础设施（含交通运输设施和储存设备）。

公共部门的集中决策是自身作为市场行为主体之一出于经济效益目标、就自身行为作出的决策，

而不是对其他市场主体下达的无所不包的行政指令。无论集中决策是私人部门还是公共部门做出的，必然构成其他行为主体特别是小规模生产者面临的外部约束条件，从而影响他们的分散决策。但是，这种集中决策不是命令或指令，只构成外部约束条件之一（实际上所有大规模生产者的决策都互相影响，他们都面临同样的约束），每一个小生产者根据面临的全部资源约束独立作出决策。在这种情况下，公共部门的集中决策不会、也不应当妨碍市场竞争的淘汰和激励机制。

党的十一届三中全会召开以来，全党全国的工作重心已经转移到经济建设上来，经济建设的目标也越来越多从总量转向效率、转向高质量增长，发展经济已经成为中国共产党执政为民不可动摇的政治基础。尽管 40 多年来历经种种考验，尽管正在经历百年未有之大变局，尽管面对欧美国家把意识形态凌驾于经济之上的冲击，但仍然可以坚信，中国坚持优先发展经济的战略不会变，市场导向的改革不会变，建设和完善全国统一大市场（包括农产品市场）以提高资源配置和利用效率的目标不会变。正如 2023 年中央经济工作会议所指出的：“在党的统一领导下，团结最广大人民，聚焦经济建设这一中心工作和高质量发展这一首要任务，把中国式现代化宏伟蓝图一步步变成美好现实。”^①

参考文献

- 1.郁义鸿，2005：《产业链类型与产业链效率基准》，《中国工业经济》第 11 期，第 35-42 页。
- 2.张艾莲、潘梦梦、刘柏，2023：《经济结构性潜能视角下城市群与企业供应链效率的实证研究》，《南开经济研究》第 5 期，第 133-150 页。
- 3.钟甫宁，2021：《中国农村脱贫历史性成就的经济学解释》，《农业经济问题》第 5 期，第 4-11 页。

（作者单位：南京农业大学经济管理学院）

多措并举促进农民收入增长

李 实

根据 2023 年底召开的中央经济工作会议和中央农村工作会议的精神，在未来和 2024 年要进一步统筹新型城镇化和乡村全面振兴，增加城乡居民收入，特别要强化农民增收举措，大力推动城乡融合、区域协调发展，促进各类要素双向流动，形成城乡融合发展新格局^②。要实施农民增收促进行动，坚

^①资料来源：《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023 年 12 月 13 日 01 版。

^②资料来源：《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023 年 12 月 13 日 01 版；《中央农村工作会议在京召开 习近平对“三农”工作作出重要指示》，《人民日报》2023 年 12 月 21 日 01 版。下文关于两个会议精神的内容资料来源相同。

持把增加农民收入作为“三农”工作的中心任务^①。

中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。在推进共同富裕的过程中，最大的难题是促进农民收入增长，提高农民收入增长速度，让农民真正过上富裕生活。根据国家统计局相关数据来推算，2021年全国人口中月收入不足500元的约占7%，其中90%的人生活在农村；月收入不足1000元的约占21%，其中80%以上的人生活在农村；月收入不足2000元的约占47%，其中近2/3的人生活在农村。由此可见，提高农民收入既是推进共同富裕的重中之重，更是一项长期而又艰巨的任务。

党的二十大报告要求，到2035年，全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展^①。而实现共同富裕的一个主要表现是中国经济发展水平和居民收入水平要赶上中等发达国家，同时要实现城乡收入差距的明显缩小。这无疑对农民收入增长提出了更高要求。为实现农民收入快速增长，需要采取多重举措，通过改革来推进农村经济和社会制度的全面完善和优化，促进农村经济发展。

具体而言，应该优先考虑推进以下几大举措。

第一，对农村土地制度进行实质性改革。目前，中国农村土地制度已不能完全适应乡村振兴的需要，更难以适应中国式现代化建设的要求。随着农村人口转移到城镇就业、生活，人地之间的关系需做出改变和调整。土地制度改革进展缓慢与以下两方面顾虑有关：一是粮食安全，担心耕地的集中化会影响粮食安全；二是社会稳定，担心土地交易放开后会产生大量失地农民。这种情况在中国历史上曾出现过，特别在过去农业社会中经常发生，然而，在城镇化程度较高和二、三产业成为主导产业的中国当代社会，这种情况是不可能发生的。在现行土地制度下，农民利益难以得到充分体现，收入不能持续提高，参与农业生产经营的积极性受影响，反而会带来粮食安全问题。任何不顾及农民利益的土地制度安排和生产方式都不会带来农业的可持续发展和长期的粮食安全，这是能从计划经济时期得出的一个深刻教训。目前，农村已基本完成了土地确权过程，接下来应该要真正落实农民的土地经营权和交易权，赋予农民更长时期的经营权和更大范围的交易权，让农民真正从土地中获益。在农村土地制度改革中，可以优先考虑从宅基地改革入手，赋予农民宅基地的长期使用权，允许农民自由转让和交易宅基地使用权，扩大转让范围，以增加宅基地市场价值，让农民从宅基地使用权交易中获得更大收益。

第二，消除城乡融合发展的制度性障碍。2023年底召开的中央经济工作会议和中央农村工作会议强调，推动城乡融合，坚持城乡融合发展。城乡融合的一个重要标志是城乡之间各种生产要素自由流动并获得相等要素报酬。同一种生产要素例如劳动力是就业于农村还是在城市是劳动力自由、自主、自愿选择的结果，而且，这种选择不违背“同工同酬”原则，不会对其劳动报酬带来影响。按照这一标准，中国的城乡融合程度仍有待于提高。受户籍制度改革进展缓慢的影响，农村劳动力虽然可以流动到城市就业，但并没有平等的就业机会，有大量流动人口还没有享受到同等的社会保障和福利权利。这无疑限制了农村劳动力的城市就业选择。因而，为了实现劳动要素在城乡之间自由流动，必须保障农村劳动力在城市就业的平等权利。同时，还要消除城市生产要素流向农村所存在的制度障碍，特别

^①习近平，2022：《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，第24页。

是要破解资本和人才下乡中面临的难题。除了进一步推进农村土地制度改革、为农村非农产业发展提供地理空间外，还要完善农村基础设施、提升农村公共服务水平、优化农村的营商环境和社会治理体系，为非农产业发展助力护航。

第三，大力推进城乡基本公共服务均等化。城乡基本公共服务均等化的实质是补齐农村基本公共服务的短板。一方面，按照城市基本公共服务标准，提高农村基本公共服务的质量和水平，要明显提升一些落后农村地区的义务教育质量、卫生医疗服务水平和质量、社会养老服务水平，等等；另一方面，提高城市公共服务的共享程度，让农村居民能在支付相同费用情况下获得城市基本公共服务。也就是说，公共服务的网点虽有区域分布，但是，每一个网点是对所有人开放的，城市居民可以利用农村的公共服务资源，农村居民也可以利用城市的公共服务资源。在大数据时代，这在技术上是可以实现，但这无疑对公共服务资源配置提出了挑战。应优化公共服务资源配置，政府相关财政资金的分配要将人口流动和公共服务需求的变动作为主要依据，实现公共服务资源更加适度配置。

第四，减少农村的非劳动力人口。由于农村人口进城落户困难，农村一度出现了大量留守儿童，而现在农村更严重的人口问题是留守老人。在农村公共服务资源相对不足的情况下，这些留守老人和留守儿童是对农村公共服务有需求的主要人群，但他们却不能获得高质量公共服务。即使加大面向他们的公共服务投入力度，受人群居住分散、距离较远、配套服务设施不健全等因素的影响，公共服务的效率也会大打折扣。因而，一种更加有效的办法是：促进有条件的农村地区的中老年人和儿童移居到城镇，到公共服务网点相对密集的城镇地区生活。可以利用利益激励机制，吸引他们移居城镇。除了使他们进城后能够享有与城市居民同等的市民待遇外，还需要解决他们作为城市外来人口的住房保障问题。如果城市外来人口能够像户籍人口一样，享有获取经济适用房、廉租房、共享产权房等保障房的资格，他们的住房条件会大大改善，这不仅有利于他们稳定地在城市生活和就业，而且可以促进他们把留在农村的子女（留守儿童）和父母（留守老人）接到自己身边共同生活。从这个意义上说，给城市中的外来人口提供住房保障是一项重大举措，具有一举多得的效果。

第五，瞄准农村的相对贫困人口。在2020年中国消除现行贫困标准下的绝对贫困后，解决相对贫困问题变得尤为重要。相对保守地估算，农村的相对贫困发生率约20%，近1亿人处在相对贫困状态。这些相对贫困人口也是农村中最弱势的人群，大多无劳动能力，例如残疾人、孤寡老人、因病致贫人群。按照推进共同富裕的要求，这一人群的收入要有更快增长，才能有助于收入差距的缩小和共享目标的实现。促进相对贫困人口的收入增长是一个巨大挑战。应对这一挑战，需要有一套系统的政策体系，可以考虑将解决绝对贫困、开展精准扶贫中的一些政策措施用来缓解相对贫困：一是提高相对贫困人群的发展能力；二是加大社会保障和社会救助力度，促进他们实现收入的长期持续增长。

（作者单位：浙江大学公共管理学院；
浙江大学共享与发展研究院）

金融助力乡村全面振兴

黄益平

2023 年中央经济工作会议除了强调加大宏观调控力度、巩固和增强经济回升向好态势，还特别提出要统筹新型城镇化和乡村全面振兴，继续实施积极的财政政策和稳健的货币政策，要求引导金融机构加大对科技创新、绿色转型、普惠小微、数字经济等方面的支持力度^①。2023 年中央农村工作会议则明确提出，锚定建设农业强国目标，把推进乡村全面振兴作为新时代新征程“三农”工作的总抓手^②。乡村振兴既是一个经济问题，也是一个社会和政治问题，而且涉及粮食安全、绿色转型、社会和谐等事关国家发展的大事，因而是实现经济高质量发展的一项重大而紧迫的战略任务。

这两个会议所作出的战略部署，赋予了金融部门重要责任。在宏观经济层面，金融部门要以更大的力度支持投资和消费，包括乡村的投资和消费，从而进一步推动经济持续回升。但金融如何才能增强对乡村经济的支持力度、稳定宏观经济，是一个值得思考与探索的问题。在发展质量方面，金融部门要在农村经济升级转型中发挥关键作用，金融服务供给不仅要有利于确保粮食安全，也要致力于提升农民的收入水平，还要促进绿色、可持续生态环境的保护。目前，中国金融部门为乡村经济所提供的服务还有许多改进空间，这一方面缘于“三农”工作的特殊性，另一方面是由于中国的金融体系还不够灵活、有效、稳健。改善“三农”发展重点领域的金融服务将是一项长期任务。

一、服务“三农”的金融政策

金融是现代经济的血脉，乡村振兴离不开金融的支持。但是，金融在服务“三农”方面面临一些天生短板。金融的本质是资金的融通，通过期限、风险和规模的转换实现收益共享和风险分担。金融交易的最大挑战是信息不对称，容易造成交易前的逆向选择——不容易找到合适的交易对手、交易后的道德风险——交易对手不按合同履行。正是因为这个原因，金融服务中存在“二八法则”情况：金融机构服务好 20%最好的客户，就能抓住 80%的市场份额，而服务剩下 80%的客户，则难度大、成本高。而这 80%的客户恰恰是普惠金融服务的主要对象，所以，普惠金融发展难、农村金融服务供给不足的问题长期存在。一方面，“三农”领域的客户数量大、规模小、地理位置分散，金融服务触达难

^①资料来源：《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023 年 12 月 13 日 01 版。

^②资料来源：《中央农村工作会议在京召开 习近平对“三农”工作作出重要指示》，《人民日报》2023 年 12 月 21 日 01 版。

度很大；另一方面，这些客户缺乏完整的财务数据和一定的抵押资产，金融风控难度大。

改革开放以来，中国政府采取了诸多措施来改善“三农”领域的金融服务，包括创办服务乡村的金融机构、创设支农结构性货币政策以及明确涉农贷款的监管要求等。农村信用社、小额信贷公司和村镇银行的引入，缘于以下清晰的动机：走近“三农”领域客户，缓解金融“触达难”，找到金融“风控难”的解决方案。更重要的是，一部分金融机构的风险管理能力比较弱，引发了较大的风险事件。例如，在 21 世纪初农村信用社普遍存在不良贷款比率较高问题，政府与中央银行通过采取补充资本金和提供流动性等措施才稳住了局面。

整体上看，政府实施了以下两方面政策来改善“三农”领域的金融服务：一是结构性的货币政策。自 1999 年起，中央银行向地方法人机构包括农村商业银行、农村合作银行、农村信用社和村镇银行给予支农再贷款支持，引导其扩大涉农信贷投放，降低“三农”领域经济主体的融资成本（王玮等，2005）。对符合要求的贷款，按贷款本金的 100% 予以资金支持，这属于长期性工具。二是行政性的监管要求。例如，原中国银行业监督管理委员会曾明确要求商业银行的涉农贷款增量不低于上年、增速不低于各项贷款平均增速^①。客观地说，这些措施对改善“三农”领域的金融服务发挥了巨大作用，但金融服务供给不足与相关需求较大之间的矛盾并没有从根本上消除。有的措施，例如引入服务“三农”领域的新机构，确实能较有效地解决金融服务可触达的问题，但并没有很好地解决金融风控问题；有的措施，例如结构性货币政策，增加了地方法人机构涉农信贷的资金供给，但客观地说，大部分农村金融机构的主要矛盾不是资金缺乏，而是资产缺乏，实际是没有能力找到风险可控的好客户，在大多数情况下，支农结构性货币政策的效果也不太容易得到直接评估；有的措施，例如行政性的监管要求，确实起到了立竿见影的功效，不过其可持续性还有待观察，银行为了达到监管要求发放涉农信贷，将来如果产生不良贷款，可能需要在政策责任与商业责任之间做出区分。

2023 年 10 月召开的中央金融工作会议提出，“要加快建设金融强国，全面加强金融监管，完善金融体制，优化金融服务，防范化解风险”^②。这些要求都是为了支持中国经济实现高质量发展，同样适用于支持中国乡村实现全面振兴。乡村振兴所需要的金融服务有其特殊性：农户数量庞大、地理分布广泛，既没有完整的财务数据，也缺乏可抵押的资产；农业生产的规模通常比较小，且具有很强的季节性，受自然条件的影响非常大。可见，涉农经济主体是一个非常特殊的普惠金融客户群体。落实中央金融工作会议所提出的“优化金融服务、防范化解风险”，更好地服务“三农”，简单地说，就是要在能管住风险的前提下，面向“三农”领域提供良好的商业可持续的金融服务。

^①参见《关于银行业进一步做好服务实体经济发展工作的指导意见》（银监发〔2015〕25 号），https://www.gov.cn/zhuanti/2016-02/18/content_5042943.htm。

^②资料来源：《中央金融工作会议在北京举行 习近平李强作重要讲话 赵乐际王沪宁蔡奇丁薛祥李希出席》，《人民日报》2023 年 11 月 1 日 01 版。

二、服务“三农”的金融创新

中国金融部门已经形成了一些创新业务与实践，在服务“三农”方面取得了较好成效。一个典型例子是许多中小银行采用的“关系型贷款”模式。其具体的做法是：银行的信贷员长期跟踪、了解社区内的村民、企业家，不但了解他们的经济活动，包括企业经营与农业生产，还了解他们的人品和社会关系。全面了解的目的是判断这些潜在客户的违约风险，而不需要过度依赖财务数据和抵押资产，因为信用风险评估的核心是判断潜在借款人的还款能力与还款意愿。事实证明，这种关系型贷款的风控是比较有效的，其不良贷款的比率通常要低于银行其他类型的贷款。这是因为银行通过建立长期“关系”，部分解决了信息不对称问题，大大缓解了金融“触达难”和“风控难”的问题。“关系型贷款”模式执行得比较好的中小金融机构很少发生大的金融风险，其短板是运营成本比较高，不太容易为“三农”领域提供大规模的金融服务。

另一个典型例子是数字金融，即利用数字技术改善金融产品、流程与模式。数字金融也是 2023 年中央金融工作会议提出的“五篇大文章”之一，是未来改善金融服务值得努力的一个方向。迄今为止，中国最为成功的数字金融业务是移动支付。2004 年底线上支付工具——支付宝上线，2010 年推出移动版，2017 年推出线下二维码收款等。至 2023 年底，不仅两家头部移动支付平台（支付宝和微信支付）的用户均已达到 10 亿左右，支付笔数也已经达到全国支付总数的八成——虽然支付额度还只占总支付的一成。移动支付的普惠金融意义是显而易见的：当下的中国人，无分城乡，只要有一部智能手机，能够连上移动信号，就可以享受同样的支付和其他金融服务。这对于“三农”金融服务的提升是革命性的。有研究表明，乡村的家庭妇女在使用移动支付工具后，其职业选择空间扩大了、收入增长的可能性也提高了（Huang et al., 2020）。究其原因，就在于移动支付与电商、物流一起，将乡村居民与全国市场连接到一起，形成了真正意义上的全国统一大市场。

数字金融还有一项非常成功的业务——大科技信贷，即获得金融牌照的大科技公司利用平台快速、海量、低成本地获客，同时利用客户留在平台上的数字足迹开展信用风险评估，从而极大程度地改善了客户触达和金融风控状况。大科技平台发放信贷的做法最初于 2010 年出现在中国。当然，今天的大科技信贷业务实践是各国数字平台相互学习、不断提升之后逐步形成的，但中国大科技信贷的规模在全球最大。非传统数据和人工智能可以用于信用风险评估，这是数字技术时代的创新。与传统信贷业务相比，无论从服务边界还是从风险管理的角度看，大科技信贷都实现了质的突破。有研究发现，这种新的业务模式特别适合用来服务地理位置偏远、经营规模较小、财务数据缺乏、没有征信记录的“信用白户”（黄益平和邱晗，2021）。2020 年，网商银行推出“大山雀”卫星遥感技术，通过卫星航拍图片确认农业生产情况，对解决农户“贷款难”问题提供了可行的技术路径，为数字信贷业务创新提供了较大空间。

与此同时，传统金融机构特别是商业银行也在非常积极地运用数字技术改善金融服务。当然，金融机构的数字化程度不同：有的只是利用平台处理一些信息收集和通知的任务，有的则几乎将信贷服

务的全部流程搬到了线上。一些地方通过建立金融信息服务平台，分享社保、税收、水电费等数据，支持银行的信贷决策。不过，总体看来，商业银行数字化转型的效果呈现非常明显的“马太效应”，即大银行的效果优于小银行，这可能是因为数字化转型对市场规模、数据资源和技术能力有基本的门槛要求，小银行这些方面的劣势比较突出。也有不少银行与大科技公司展开获客与风控方面的合作，取得了不错的效果。不过，为了防止产生新的金融风险，监管部门对科技公司和商业银行之间的合作模式也提出了新要求。

三、金融如何更好地支持乡村全面振兴

农村经济主体种类很多，业务差异很大，所适用的金融服务方式也不一样，但金融还是有一些共同特质。金融要真正服务好乡村振兴，必须找到解决信息不对称矛盾的有效手段，就是既要解决触达的问题，又要解决风控的问题——不但为“三农”提供高质量的金融服务，还可以控制住金融风险。这里所讨论的金融服务都是基于市场条件的，政策性金融当然也很重要，但最好不要与商业化金融混在一起讨论。例如，特定的农村经济主体具有十分重要的经济、社会甚至政治重要性，但可能由于特别的原因无法承受市场化定价。在这种情况下，可以由官方机构提供政策支持，包括担保、贴息等。

为了改善面向“三农”的商业化金融服务，可以考虑市场化、产业化和数据化3个策略。市场化主要指提供金融服务要遵循市场规律。例如，在鼓励银行发放涉农信贷方面，银行首先得有可靠的风控手段，如果缺乏有效的信用风险评估方法，商业银行要么无法执行政策，要么勉强执行了，可能会造成新的风险。同样，涉农信贷的利率也应该由市场决定，靠行政命令降低贷款利率，银行的资金回报可能无法覆盖贷款风险，相关信贷业务将很难长期持续。中国过去发展普惠金融的政策常常要求同时解决“融资难”和“融资贵”的问题，这一取向也许可以做出适当调整。例如，在鼓励涉农信贷方面，不简单化地做出行政性的要求，而通过诸如共享公共数据等支持银行找到好的风控手段，同时要允许银行开展市场化的风险定价。如果市场价格确实太高，也最好不要行政性地压低贷款利率，而应该采用诸如担保和贴息等政策手段。

产业化是指将小农户、小企业统合到大的产业链、供应链上，从而不但可以帮助小农户、小企业增强市场力量，成为全国统一大市场的一部分，还可能使这些产业链上的主体享受供应链金融服务。产业化本身就是乡村振兴的重要手段，小农经济无法长期支持农村经济发展和农民收入提高，而产业化可以改变这一点，甚至不一定需要将所有的小农户、小企业全部统合到大的产业链上。连接上产业链之后，这些小农户、小企业就不再是分散、不稳定的个体，它们在产业链上的供求关系就可以支持金融机构做风控。供应链金融既可以由金融机构对供应链实行封闭运行，尽量确保不发生违约事件，也可以只是使用潜在借款企业在供应链上的产品供求信息来支持对这些企业开展信用风险评估。

数据化是指记录农村经济主体的经济活动甚至社会活动，并以这些数据支持金融机构的决策活动。到目前为止，最为成功的数据化过程体现在消费互联网领域。除了部分老年人和青少年，绝大部分农

村人口都上过网，包括移动支付、电子商务、短视频、社交媒体等，上过网就必然会留下一些数字足迹，这样就能一步到位地解决“触达难”和“风控难”的问题，这也是部分大科技企业提供消费信贷服务的技术基础。不过，数据化目前主要局限于消费互联网领域，所以，即便是一些开展小微企业贷款业务的平台，所能依赖的主要还是零售逻辑。下一步的重点是要通过供应链、产业链和物联网等渠道连接上各类农村经济主体，包括小农户、新型农业经营主体、农村个体户、农村企业等，从而使更好解决“触达难”“风控难”问题具有较好的技术条件。

中国已全面建成小康社会，实现了第一个百年奋斗目标，现在正向第二个百年奋斗目标进军，乡村全面振兴是建成社会主义现代化强国的重要前提。金融要在乡村全面振兴中发挥关键性作用，但农村经济主体的特点决定了改善支持乡村全面振兴的金融服务的难度非常大，其关键考验在于：一是要能够提供良好的金融服务，二是要能管得住金融风险。这就要求金融政策要在创新与稳定之间实现动态平衡。过去40多年，中国在这方面既有成功经验，也有失败教训。未来应考虑进一步落实市场化、产业化和数据化的策略，持续改善支持乡村振兴的金融服务。

参考文献

- 1.黄益平、邱晗，2021：《大科技信贷：一个新的信用风险管理框架》，《管理世界》第2期，第12-21页。
- 2.王玮、唐文飞、甄东成，2005：《中央银行支农再贷款政策的动态发展研究》，《金融研究》第6期，第164-168页。
- 3.Huang,Y., X. Wang, and X. Wang, 2020, “Mobile Payment in China: Practice and Its Effects”, *Asian Economic Papers*, 19(3): 1-18.

（作者单位：北京大学国家发展研究院）

探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制

杜志雄

2023年中央经济工作会议在部署2024年经济工作重点任务中提出，要毫不放松抓好粮食等重要农产品稳定安全供给，探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制^①。2023年中央农村工作会议进一步强调探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制^②。这是落实习近平总书记关于确保粮食安全一系列重要批示指示的具体体现，也是根据中国粮食产销格局演化提出的重大政策创设。

^①资料来源：《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023年12月13日01版。

^②资料来源：《中央农村工作会议在京召开 习近平对“三农”工作作出重要指示》，《人民日报》2023年12月21日01版。

一、习近平总书记相关重要指示精神

2023年，中国粮食总产量“连续9年保持在1.3万亿斤以上”^①。近年来，中国13个粮食主产区在确保粮食安全任务落实中发挥了重要作用，其粮食产量占全国粮食总产量的比重稳定在75%以上，提供了全国80%以上的商品粮（韩长赋，2013）。但与此同时，保护种粮农民以及粮食主产区地方政府粮食生产积极性的任务也变得越来越重。

为此，习近平总书记多次作出重要指示。早在2013年中央农村工作会议上，他就指出：“粮食生产呈现向主产区集中趋势，有利于发挥各地比较优势。但是，也要看到，粮食生产和调度风险也在集中。……任何省区市，无论耕地多少，都要承担粮食生产责任。……有关部门要拿出点硬约束，让地方特别是粮食主销区切实落实责任。”^②在2020年中央农村工作会议上，他又深刻指出：“我反复强调要办好自己的事，其中很重要的一个任务就是始终立足自身抓好农业生产，以国内稳产保供的确定性来应对外部环境的不确定性。”“地方各级党委和政府要扛起粮食安全政治责任，实行党政同责，‘米袋子’省长要负责，书记也要负责。”^③2021年12月，习近平总书记在重要指示中提出：“保证粮食安全，大家都有责任，党政同责要真正见效。要有合理布局，主产区、主销区、产销平衡区都要保面积、保产量。”^④

习近平总书记既强调粮食安全的重要性以及粮食生产任务和职责由产区与销区共担的必要性，又多次强调保护种粮农民收益和增加对产粮地区财政补偿的任务。特别是在2022年中央农村工作会议上，习近平总书记强调指出：“要出实招健全主产区利益补偿机制，探索产销区多渠道利益补偿办法。既不能让种粮农民在经济上吃亏，也不能让种粮大县在财政上吃亏。”^⑤可以说，明确提出“探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制”，是对“探索产销区多渠道利益补偿办法”的具体落实。

二、探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制的必要性

党和政府历来高度关注对种粮农民利益的保护和粮食主要产区政府财政的支持。从主要举措看，在党的十八大之前，主要实施以中间环节、间接价格补贴为主的粮食宏观调控政策和以生产环节直接补贴为主的中央财政转移支付支持政策。党的十八大以来，则主要以建立和完善利益补偿机制为导向，构建价格、补贴、保险“三位一体”的支持政策体系。2014—2016年，粮食支持价格实施“价补分离”的新机制。2015年，将农业“三项补贴”合并为农业支持保护补贴，做到了“谁种粮，谁受益”。2019

^①资料来源：《来之不易的丰收答卷》，《人民日报》2023年12月12日03版。

^②中共中央文献研究室，2014：《十八大以来重要文献选编》（上），北京：中央文献出版社，第666页。

^③习近平，2022：《坚持把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重 举全党全社会之力推动乡村振兴》，《求是》第7期，第7页、第10页。

^④中共中央党史和文献研究院，2023：《习近平关于国家粮食安全论述摘编》，北京：中央文献出版社，第129页。

^⑤习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第6期，第9页。

年，推行稻谷、小麦、玉米完全成本保险和收入保险试点，稳定种粮农民收益。2016—2019年（历年）和2023年的中央“一号文件”均提出完善和健全主产区利益补偿机制。这一时期，不仅中央农业补贴力度加大，粮食主产区利益补偿机制也不断完善，补偿方式和补偿渠道更加多元化，基本形成了价格、补贴、保险“三位一体”的支持政策框架体系。

不难看出，迄今为止，对种粮农民和粮食主产区的利益补偿主要是中央财政的纵向垂直支持。从目前情况看，这种单一的纵向支持面临不少困难和问题。其突出表现是：

第一，单一的纵向财政支持政策与建设农业强国的内涵要求有差距。习近平总书记指出农业强国的中国特色体现在五个方面，其中的第一点就是依靠自己力量端牢饭碗^①。这就要求建立明确的责任边界、稳定的产销关系和可持续的政策支持体系，以提高人口大国中长期粮食稳产保供能力和风险应对能力。目前，在纵向补偿机制下，中央在支持粮食主产区粮食综合生产能力建设方面投入了大量财政资金，有力地保障了种粮农民收入，缓解了粮食主产区财政困难问题。但是，从多年的实践情况来看，单纯依靠中央财政转移支付无法从根本上解决产粮大省、产粮大县面临的“粮财倒挂”“粮食大省、经济弱省、财政穷省”“高产穷县”等发展困境，难以实现粮食主产区财力、粮食稳产保供能力和主产区农民种粮动力之间的良性循环。

第二，粮食产销区发展不平衡与协调共享的新发展理念要求不匹配。近年来，中央不断强化对粮食主产区政府、种粮农民以及相关主体的扶持，加大对粮油大县、商品粮大省、制种大县、“优质粮食工程”地区等的财政奖励力度，一方面帮助粮食主产区增强粮食综合生产能力，另一方面弥补粮食主产区因生产粮食、保护耕地等带来的发展机会和利益损失。对于粮食主产省份而言，为了保证粮食产量稳定增加，相当一部分财政收入要用于支持农业建设和粮食补贴任务，而粮食产量产能的增加并不能保证满足地方经济社会发展和公共服务能力提升目标实现的要求，也不能完全反映种粮农民和粮食主产区粮食生产的机会成本，粮食主产区长期面临财政负担沉重、公共服务供给不足、经济发展相对缓慢（赵惠敏，2021）、生态环境压力加大等问题。粮食安全的保障责任更多地落在中央政府、粮食主产区政府和种粮农民方面（赵惠敏，2021）。而粮食主销区依靠从粮食主产区调入商品粮来满足其经济社会快速发展所需的口粮需求，还依靠市场优势通过流通和加工获取更高的产业链价值。以行政手段为主的纵向利益补偿机制不能有效反映粮食产销区在粮食生产成本和收益方面的差异，产粮越多，财政补贴压力越大，粮食主产区“两个积极性”面临现实考验（郭雅媛和张青，2023）。

第三，粮食生产分工和利益补偿机制与中长期保障国家粮食安全的目标不一致。国家通过“米袋子”省长负责制、粮食安全党政同责、“耕地红线”等制度有力地保障了粮食播种面积和产量的稳定增加，在主要依靠中央财政转移支付资金进行利益补偿的情况下，粮食主产区的财政困难状况得到一定程度缓解，但难以掩盖粮食产销区利益分配日益失衡问题。粮食主产区要承担化肥、农药等农资生产成本高启的风险，粮食产品却以较低价格由主产区流向主销区，利益分配机制与成本风险分担未能有效统一，粮食主产区农业劳动力老龄化、资源环境约束加剧、自然灾害风险频发、生态环境压力加

^①习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第6期，第6页。

大等现实困境对中长期粮食稳产保供带来不确定性。2021年，中国粮食主产区三大主粮的平均自给率已降为108%（郭雅媛和张青，2023），能稳定调出粮食的主产省份数量也在减少。根据国家统计局最新公布的数据，2023年13个主产区粮食产量合计达54171万吨，占全国粮食总产量的77.9%；7个主销区粮食产量合计2987.4万吨，仅占全国粮食总产量的4.3%（刘慧，2023）。主销区对主产区的粮食调入数量需求进一步扩大。

三、探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制的思考与建议

探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制，要重点做好以下四个方面：

其一，构建中央财政垂直补偿、省际政府横向补偿相结合的利益补偿总体架构。以中长期保障国家粮食安全为目标，一体设计、一体推进全国粮食生产补偿政策体制机制，明确中央和地方、粮食主产区和非主产区、政府和市场等对粮食生产利益补偿的责任关系，构建相互作用、互为补充的政策体系和工作机制。健全中央和地方粮食安全利益补偿共同承担机制，确立中央财政转移支付支持政策“保基本”“促公平”的主体定位，重点发挥“兜底”作用，根据中央财力情况适度增加对粮食主产区的转移支付力度，国家财政支农资金、高标准农田等农业基建投资、政策性银行贷款、农产品加工等支农工业项目、各类农业产业和科技园区、农业现代化示范区、相关重大科技项目等进一步向粮食主产区倾斜（辛岭和蒋和平，2014），以持续提升粮食主产区的内生发展动力。根据市场物价、农资成本上涨情况建立补贴标准动态调整机制，合理弥补种粮农民所增加的农业生产资料成本（辛岭和蒋和平，2014）。以提升效率为导向，推动省际横向利益补偿，对存在粮食产需缺口的省份，由国家按实际受益规模统一制定横向补偿办法、实施细则和补偿标准。补偿标准应兼顾国家粮食安全、区域经济社会发展水平和生态价值实现等维度，根据实际贡献度对粮食主产区进行利益补偿。

其二，建立粮食产销区粮食供需联动与利益联结机制。解决粮食主产区和主销区利益倒挂、粮食主产区利益流失等不利于长期保障粮食安全的问题，强化主销区利益补偿责任和“反哺”义务，加快建立产销区粮食供需联动与利益联结和补偿机制。第一，构建粮食产销区粮食供需与利益共享共同体。粮食主产区依靠稳定地调出粮食换取发展资源，粮食主销区依靠调入粮食获得稳定的发展环境和率先发展机会并反哺主产区。第二，建立公平合理的产销区利益补偿机制。按照各省域常住人口数量和人均粮食占有量标准确定粮食主销区和产销平衡区的粮食缺口，以此确定各地粮食生产责任和利益补偿责任，按照“多调多补、少调少补、不调不补”原则，根据调入粮食量对主产区进行利益补偿。第三，“输血+造血”双措并举，推动产销区双方利益补偿机制实效化。一方面，主销区直接进行资源交换，通过提供资金支持反哺主产区，出台支持政策引导主销区企业利用资金、技术优势支持主产区粮食生产、仓储、加工、营销等供应链建设，推动粮食规模化、产业化、融合化发展，提升产业附加值，形成产销区优势资源互补、粮食稳定供应、共享发展红利的粮食产销合作新格局；另一方面，通过“省—省”“地—地”双向对口支援方式，帮助粮食主产区进行农田水利基础设施建设、新型农业经营主体培育、重点交通道路修建和产业项目帮扶等（蔡保忠和曾福生，2015），提高主产区的发展“造血”能力。

其三，创新省际横向利益补偿的政策工具和路径。建立产销区省际利益补偿机制，要更加注重发挥市场机制，运用市场化手段发挥产销区比较优势，通过促进要素资源在全国范围畅通流动，提高产销双方资源配置效率和利益补偿效率。为此，要在深入研究、统筹谋划基础上，审慎稳妥地探索和运用具有可操作性的省际横向利益补偿政策工具。例如：建立“口粮产能指标”全国统一市场，开展口粮产能交易；在严格保护耕地数量和质量前提下，构建农地跨区域交易体系；设立由中央统筹用于粮食主产区高标准农田建设、农业基础设施投资、种粮新型经营主体培育、农业社会化服务体系建设等领域的产销区省际横向利益补偿基金。

其四，探索建立粮食产销区省际横向利益补偿保障体系。强化省际横向利益补偿的治理体系和治理能力现代化建设，构建更高层次、更高质量、更高效率的省域粮食安全保障体系。推动在即将施行的《中华人民共和国粮食安全保障法》第二十八条中增加完善粮食产销区横向利益补偿等相关内容，从法律层面确保利益补偿制度化、常态化。将省际粮食产销合作、利益补偿同粮食产业高质量发展统筹推进，加强粮食供需和利益补偿的精准性，以市场需求为导向，改“先产后销”为“以销定产”，同步推进主销区消费转型升级和主产区产业转型升级。将省际横向利益补偿与区域一体化发展战略相结合，统筹京津冀协同发展、长江经济带发展、黄河流域生态保护和高质量发展、粤港澳大湾区建设等国家重大区域协调发展战略，将粮食供需合作与基础设施互联互通、生态环境共同保护、公共服务共享共用等一体化考虑实施。

参考文献

- 1.蔡保忠、曾福生，2015：《粮食生产对经济发展的影响及利益补偿途径分析——基于我国13个粮食主产区2002—2012年数据的实证研究》，《粮食科技与经济》第2期，第16-19页。
- 2.郭雅媛、张青：2023：《粮食主产区利益补偿机制创新研究——基于粮食安全问题的战略思考》，《开放导报》第3期，第88-95页。
- 3.韩长赋，2013：《稳固农业基础 确保粮食安全——深入学习贯彻习近平同志关于农业问题的重要论述》，《人民日报》12月29日05版。
- 4.刘慧，2023：《探索粮食产销区省际横向补偿》，《经济日报》12月21日05版。
- 5.辛岭、蒋和平，2014：《粮食主产区支持政策的现状与对策》，《宏观经济管理》第1期，第39-41页。
- 6.赵惠敏，2021：《新时期粮食主产区利益补偿机制研究》，《社会科学战线》第12期，第55-55页。

（作者单位：中国社会科学院农村发展研究所）

（责任编辑：陈秋红）

数字技术促进农业农村发展： 机遇、挑战和推进思路*

黄季焜^{1,2} 苏岚岚^{2,3} 王悦²

摘要：理论上，数字技术在农业农村发展各领域都有潜在的重要作用，但相关实际进展与成效如何以及未来如何推进还缺乏系统的研究。本文的研究目的是厘清数字技术促进农业农村发展的机遇、面临的挑战和发展经验，探索未来发展思路和相关推进措施。分析表明：各级政府、农业企业、互联网企业和金融机构都高度重视以数字技术促进农业农村发展，并积极开展试点示范与应用；推进智慧农业和数字乡村建设需分清当前、近期和中长期各应用场景的发展路线图，否则事倍功半；许多应用场景面临需求导向、顶层设计、技术创新、成本收益、数字鸿沟和农民受益等诸多挑战。基于以上分析，本文总结了智慧农业与数字乡村发展的必要条件和充分条件，并提出数字技术促进农业农村发展的思路和政策启示。

关键词：农业农村发展 数字技术 智慧农业 数字乡村 数字鸿沟

中图分类号：F323；F49 **文献标识码：**A

一、引言

数字技术已对经济和社会发展产生了重要影响，但农业农村的数字化发展落后于工业服务业和城市。从全球看，2021年参与测算的全球47个经济体的第二产业和第三产业数字经济增加值占本产业增加值比例分别为24.3%和45.3%，而第一产业数字经济增加值仅占8.6%^①。从国内看，作为全球第二大数字经济体，虽然中国数字经济规模由2018年的31.3万亿元增加到2022年的50.2万亿元，但第

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“乡村振兴进程中的农村经济转型的路径与规律研究”（编号：71934003）和亚洲开发银行技术援助项目“利用数字技术促进中国农业农村转型和对亚洲其他发展中国家的借鉴”（编号：KSTA 6993-PRC S183927）的资助。感谢易红梅、胡雯、赵佳佳和张航宇等在山东、江苏和浙江等省开展智慧农业与数字乡村案例调查中所做的工作。

^①资料来源：《中国数字经济发展研究报告（2023年）》，<http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/P020230427572038320317.pdf#page=16&zoom=100>。

一产业数字经济渗透率仅为 10.5%，明显低于第二产业（24.0%）和第三产业（44.7%）^①。因为工业和服务业主要集中于人口密集的城市，农业主要分布于广阔的农村，数字乡村的发展也必然落后于数字城市。

虽然农业农村的数字化相对落后，但数字技术对农业农村发展的潜在作用已引起政府和业界的高度重视和积极探索。过去十多年，中国政府先后出台了加快数字技术在农业农村领域的应用进程的一系列发展规划和支持政策；农业企业、互联网企业和金融机构等市场主体也积极探索数字技术在农业农村发展中的应用。在国家一系列政策推动和社会资本的积极参与下，数字技术开始加快嵌入农业农村发展各领域。

数字技术对农业农村发展的多重影响也引起许多学者的关注。一是学者们对数字技术在农业农村发展单一领域和整体框架中的作用展开了有益探讨。部分研究基于逻辑推理和案例分析，分别从农业产业发展、农村劳动力就业、乡村治理、公共服务、人居环境等不同方面探究了数字技术的作用逻辑（韩旭东等，2023；徐旭初等，2023；陈伟雄等，2023；齐秀琳和江求川，2023）。少量学者从农业农村发展的整体视角阐释了数字技术的作用逻辑。例如：基于政策文本的扎根理论研究指出，数字技术可从模式变革、业态创新、流程再造、空间重塑等方面嵌构农业农村发展（吴文旭和吴业苗，2022）。基于逻辑分析的研究指出，数字技术应用使数据要素、数字产品与服务、数字化思维加速嵌入农民生产生活，推动农业产业多元化与集约化、农民技能提升与生活质量改善、农村治理智慧高效（张蕴萍和栾菁，2022）。相关作用路径还体现在降低组织与信息壁垒、优化要素流通渠道、降低交易成本、提高资源使用效率（秦秋霞等，2021）。二是越来越多学者针对数字技术促进农业农村发展面临的挑战展开探讨。虽然数字技术在农业农村中的应用不断增加，但区域和群体数字鸿沟弥合、新型数字基础设施建设、智慧农业发展、乡村治理数字化等方面仍是主要短板（曾亿武等，2021；Huang et al., 2022；王亚华和李星光，2022；朱红根和陈晖，2023）。

上述研究多从逻辑或个案等角度探讨数字技术促进农业农村发展的作用，但数字技术在农业农村不同领域的实际应用与成效如何、未来如何推进等问题，尚需从实践应用的进展、发展经验、面临的挑战和原因分析中探寻答案。本文的研究目的是厘清数字技术促进农业农村发展的机遇、面临的挑战和发展经验，探索未来发展思路和相关促进措施。在梳理相关文献和政策过程中，笔者注意到数字农业、精准农业、智慧农业、数字农村和数字乡村等数字农业农村领域相关表述被用于不同的文章和文件中；为了便于分类讨论和保持前后一致性，本文将数字农业农村分为智慧农业和数字乡村两大类。

二、数字技术促进农业农村发展面临的主要机遇

基于农业农村数字化的全局视角，本文重点关注数字技术潜在作用带来的创新机遇、政府重视和支持带来的政策机遇、企业布局 and 探索带来的市场机遇。数字技术对农业农村发展具有很多潜在作用，

^①资料来源：《中国数字经济发展研究报告（2023 年）》，<http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/P020230427572038320317.pdf>。

这为加快数字技术创新与应用提供前提。但相关作用能否得到充分发挥有赖于政府一系列政策支持和各市场主体的积极参与。随着以大数据、人工智能、区块链等为代表的新兴数字技术加快迭代升级，政府和社会各界对采用数字技术尤其是前沿数字技术促进农业农村发展都充满期待并积极探索与推进，使智慧农业和数字乡村发展迎来了重要的机遇。具体而言，政府接续出台一系列规划和支持政策，指明了数字农业农村发展的方向与路径，为引导财政、金融、科技、人力等资源向数字农业农村领域集中提供了重要的政策机遇；农业企业、互联网企业、金融机构等市场主体发挥各自在产业基础、资金与技术等方面的比较优势，积极布局智慧农业和数字乡村领域，发挥重要的示范和带动作用，为数字农业农村发展营造了良好的市场机遇。

（一）创新机遇

数字技术所具有的潜在作用为加快智慧农业与数字乡村发展提供了重要创新机遇。一是数字技术在农业生产、加工、销售、流通等领域的应用与推广有助于农业全产业链数字化智慧化转型（易法敏和古飞婷，2023）。采用数字技术不仅能促进农业精准化生产和智能化监测管理，搭建精准化购销平台、助力农村消费，而且有助于加速农村产业融合和新业态发展（夏显力等，2019；黄季焜，2021；韩旭东等，2023）；数字技术应用还可通过产生规模经济效应、范围经济效应、聚合经济效应和分工经济效应，重塑农业生产体系、产业体系和经营体系，赋能农业高质量发展（罗千峰等，2022）。二是多样化数字技术的创新与应用也有助于加快数字乡村建设进程。既有研究指出，数字技术的嵌入有助于改进基层民主建设、推动基层组织高效运转、改善公共项目管理，促进基层治理与公共服务效率提升和效益改善（Twizeyimana and Andersson, 2019；Banerjee et al., 2020；沈费伟和袁欢，2020；Dal Bó et al., 2021）。一些研究还指出，数字技术应用有助于乡村人居环境整治和生态环境保护（陈伟雄等，2023）、促进文化教育事业发展和乡风文明建设（刘天元和王志章，2021）。

（二）政策机遇

中央和地方政府高度重视数字农业农村发展，并积极出台战略规划、行动指南和实施方案。本文梳理了国家层面数字农业农村发展有关的主要文件和内容，如表1所示。

表1 国家层面数字农业农村发展有关的主要文件和内容

| 年份 | 文件名称 | 与数字农业农村相关的主要内容 |
|-------|----------------------------------|--|
| 2012年 | 《关于加快推进农业科技创新持续增强农产品供给保障能力的若干意见》 | 突出农业科技创新重点，加快推进前沿技术研究，在信息技术、先进制造技术、精准农业技术等方面取得一批重大自主创新成果 |
| 2013年 | 《关于加快发展现代农业进一步增强农村发展活力的若干意见》 | 强化农业物质技术装备，加强农业科技创新能力条件建设和知识产权保护，继续实施种业发展等重点科技专项 |
| 2014年 | 《关于全面深化农村改革加快推进农业现代化的若干意见》 | 推进农业科技创新，建设以农业物联网和精准装备为重点的农业全程信息化和机械化技术体系 |
| 2015年 | 《关于加大改革创新力度加快农业现代化建设的若干意见》 | 加快农业科技创新，在生物育种、智能农业、农机装备、生态环保等领域取得重大突破 |

表 1（续）

| | | |
|--------|--------------------------------------|---|
| 2016 年 | 《关于落实发展新理念加快农业现代化实现全面小康目标的若干意见》 | 大力推进“互联网+”现代农业，大力发展智慧气象和农业遥感技术应用 |
| 2017 年 | 《关于深入推进农业供给侧结构性改革加快培育农业农村发展新动能的若干意见》 | 加强农业科技研发，实施智慧农业工程，推进农业物联网试验示范和农业装备智能化，发展智慧气象 |
| 2018 年 | 《关于实施乡村振兴战略的意见》 | 大力发展数字农业，实施智慧农业林业水利工程，推进物联网试验示范和遥感技术应用 |
| 2019 年 | 《关于坚持农业农村优先发展做好“三农”工作的若干意见》 | 实施农业关键核心技术攻关行动，推动生物种业、重型农机、智慧农业、绿色投入品等领域自主创新 |
| 2019 年 | 《数字乡村发展战略纲要》 | 夯实数字农业基础、推进农业数字化转型、推动农业装备智能化、优化农业科技信息服务、提升乡村生态保护信息化水平、加强信息资源整合共享与利用等 |
| 2020 年 | 《关于抓好“三农”领域重点工作确保如期实现全面小康的意见》 | 建设农业农村大数据中心，加快物联网、大数据、区块链、人工智能、第五代移动通信网络、智慧气象等现代信息技术在农业领域的应用 |
| 2020 年 | 《数字农业农村发展规划（2019—2025 年）》 | 构建基础数据资源体系，加快生产经营数字化改造，推进管理服务数字化转型，强化关键技术装备创新，加强重大工程建设，强化数据采集管理，强化科技人才支撑等 |
| 2021 年 | 《关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》 | 实施数字乡村建设发展工程。发展智慧农业，建立农业农村大数据体系，推动新一代信息技术与农业生产经营深度融合。加强乡村公共服务、社会治理数字化智能化建设 |
| 2022 年 | 《数字乡村发展行动计划（2022—2025 年）》 | 开展数字基础设施升级、智慧农业创新发展、新业态新模式发展、数字治理能力提升、乡村网络文化振兴、智慧绿色乡村打造、公共服务效能提升、网络帮扶拓展深化八大行动 |
| 2022 年 | 《关于做好 2022 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》 | 推进智慧农业发展，加强农民数字素养与技能培训，推动“互联网+政务服务”向乡村延伸覆盖，加快推动数字乡村标准化建设。实施“数商兴农”和“快递进村”工程 |
| 2023 年 | 《关于做好 2023 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》 | 深入实施数字乡村发展行动，推动数字化应用场景研发推广。加快农业农村大数据应用，推进智慧农业发展 |
| 2023 年 | 《2023 年数字乡村发展工作要点》 | 夯实乡村数字化发展基础、强化粮食安全数字化保障、提升网络帮扶成色成效、因地制宜发展智慧农业、创新发展乡村数字文化等十个方面重点任务 |

资料来源：《中共中央、国务院印发〈关于加快推进农业科技创新持续增强农产品供给保障能力的若干意见〉（全文）》，http://www.moa.gov.cn/ztzl/yhwj/zywj/201202/t20120215_2481552.htm；《中共中央国务院关于加大改革创新力度加快农业现代化建设的若干意见（全文）》，http://www.moa.gov.cn/ztzl/yhwj/2015/zywj/201502/t20150202_4378754.htm；《数字乡村发展行动计划（2022—2025 年）》，http://www.cac.gov.cn/2022-01/25/c_1644713315749608.htm；《2023 年数字乡村发展工作要点》，http://www.cac.gov.cn/2023-04/13/c_1683027266610431.htm；其他政策文件参见中国政府网（<https://www.gov.cn>）。

2012年以来，历年中央“一号文件”都在加强农业科技创新方面推出数字乡村建设相关工程和政策，不断强调推进精准农业技术创新、智能农机装备研发、农业物联网技术以及遥感技术应用等智慧农业的发展。相关发展规划也将数字技术应用场景从农业生产拓展到农村更广泛的领域，相关政策设计也越来越重视数字乡村的发展。2019年以来，《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）》《数字乡村标准体系建设指南》等政策文件相继出台，至2025年数字农业农村发展的目标和任务逐渐明确，并对体制机制保障等提出了要求。以中央政策文件为依据，许多地方政府也积极出台契合各自发展需求的数字乡村发展总体规划和具体方案。

基于前期的实践积累，政府明确了数字农业农村发展的阶段性目标和重点任务。2022年的《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》中提出了包括数字基础设施升级、智慧农业创新发展、数字治理能力提升等在内的八大行动，强调发挥新一代信息技术创新引领作用，推动制度、机制、模式和技术创新，充分发挥农民主体作用，并提出在2025年数字乡村发展取得重要进展的行动目标。《2023年数字乡村发展工作要点》中提出了包括夯实乡村数字化发展基础、强化粮食安全数字化保障、因地制宜发展智慧农业等十个方面的重点任务，强调数字技术为保障国家粮食安全和巩固拓展脱贫攻坚成果提供更加有力支撑，稳步提高乡村治理数字化水平，持续提升农民数字素养与技能。基于对政策文件内容的分析可知，数字农业农村发展的系列规划统筹考虑了新型农业经营主体与小农户共性和差异化的发展需求，重视推动不同类型农业经营主体共享数字技术应用的红利。

虽然过去十多年中央出台了一系列促进数字农业农村发展的政策，但如何有效推进也一直在摸索之中。为此，政府在全国各地开展了智慧农业和数字乡村的试点工作，试点从早期聚焦单一领域探索逐步转向整体推进。例如：政府自2013年以来在9个省（区、市）开展了农业物联网区域试验^①；2014年国家启动了“电子商务进农村综合示范”工作，截至2022年7月，累计支持1489个县建设了超过2600个县级电子商务公共服务中心和物流配送中心^②；2017年起，围绕重要农产品全产业链大数据建设，13个试点县（市、区）共建设了近100个数字农业试点项目^③；2020年国家又启动了“互联网+”农产品出村进城工程试点，覆盖了110个特色农产品优势县^④；2020年国家还公布了首批117个数字

^①资料来源：《【互联网赋能乡村振兴】智慧农业：打造科技服务三农新样本》，http://www.cac.gov.cn/2018-11/22/c_1123749622.htm。

^②资料来源：《中国数字乡村发展报告（2022年）》，<https://www.gov.cn/xinwen/2023-03/01/5743969/files/5807a90751b1448ba977f02c7a80b14c.pdf>。

^③资料来源：《对十三届全国人大四次会议第3830号建议的答复》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/XZQYJ/202107/t20210715_6371962.htm。

^④资料来源：《农业农村部办公厅关于公布“互联网+”农产品出村进城工程试点县名单的通知》，http://www.moa.gov.cn/nybg/2020/202009/202012/t20201202_6357426.htm。

乡村试点县（市、区）名单^①；2021—2023年全国大部分省份积极响应，探索开展省级数字乡村试点实践。在推进各项试点过程中，国家持续强调加快农业农村基础数据资源体系建设。

为推进试点工作顺利开展，政府不断加大对数字农业农村发展的财政投入。以无人机购置补贴为例，2017年开始，全国有6个省份自主开展无人机补贴试点，主要面向农业生产经营组织给予专项采购补贴^②；2021年，无人机植保补贴进入国家农机购置补贴目录，从国家层面激励市场主体入局数字乡村建设成为重要的政策取向。统计数据显示，2020年全国县域农业农村信息化财政投入341.4亿元，县均财政投入1292.3万元，分别比2019年增长87.5%和65.3%；分区域看，2020年东部地区、中部地区和西部地区县均农业农村信息化财政投入均实现较快增长，分别比2019年增长40.0%、36.3%和86.9%^③。2023年，农业农村部联合财政部启动实施面向农户和各类农业经营主体的现代设施农业建设贷款贴息试点。

（三）市场机遇

农业企业和互联网企业等市场主体积极探索智慧农业发展。聚焦农业大数据平台服务、农产品电商、无人机植保、智能农机驾驶、智能化大棚、精细化养殖、数字金融等具体应用场景，相关企业依托自身资本与技术优势，积极抢占农业农村的数字产业市场。统计数据显示，2020年全国县域农业农村信息化建设的社会资本投入达809.0亿元（为当年财政投入的2.4倍），县均社会资本投入3062.3万元，分别比2019年增长69.1%和49.1%^④。以阿里、京东、腾讯等为代表的互联网企业纷纷布局智慧农业领域。例如：阿里云以大数据、云计算和人工智能技术为支撑，在养猪行业探索场景化实用性AI产品体系；京东尝试“无人农场”发展模式，利用物联网传感器实现智能化农业生产管理决策，并探索农产品质量安全的可追溯系统；腾讯探究人工智能种植技术方案，通过算法优化作物生长环境并实时调控，为参与试点的蔬菜种植户提供智能化远程大棚管理服务。中粮、大北农、北大荒、新希望等农业龙头企业积极推进业务数字化转型，发挥数字技术在降低企业交易成本、提高经营效率、优化内容创造、促进产业融合、提高企业综合效益等方面的作用，激发新型农业经营主体参与智慧农业试点的能动性。此外，中国中化、中联重科、碧桂园等非农企业也积极进军智慧农业领域。

企业也在乡村治理和公共服务等领域积极探索数字乡村发展。在政府政策支持和引导下，企业积极参与或承担政府支持的数字乡村平台、数字政府、数字社会与文化、数字基层治理系统等数字乡村建设项目。一是互联网企业与电信运营商为数字乡村专项和综合服务平台建设提供重要的技术支撑。

^①资料来源：《国家数字乡村试点地区名单公布》，http://www.cac.gov.cn/2020-10/23/c_1605022250461079.htm。

^②资料来源：《农业部办公厅财政部办公厅中国民用航空局综合司关于开展农机购置补贴引导植保无人飞机规范应用试点工作的通知》，http://www.njhs.moa.gov.cn/tzggjzcjd/201711/t20171102_6314837.htm。

^③本文全国县域农业农村信息化财政投入和社会资本投入数据来自《2020全国县域数字农业农村发展水平评价报告》（http://www.agri.cn/V20/ztzl_1/sznync/lbfg/202011/P020201127365950018551.pdf）和《2021全国县域农业农村信息化发展水平评价报告》（http://www.agri.cn/V20/ztzl_1/sznync/gzdt/202112/P020211220309351243712.pdf），相关指标值由笔者计算得到。

例如，互联网企业与政府合作开发了浙江省的“浙政钉”和“浙里办”、浙江省德清县的“我德清”、浙江省临安区的“乡村e治理”等App，并在实践中得到广泛应用^①。广东省清远市连樟村联合华为以5G、一体化杆站、机器视觉等新基建技术应用为基础，将乡村安防、水文与环保监测等所需的基础设施共享；以该建设模式为样板，全市已完成85个乡镇（街道）和1078个行政村（居委会）“数字乡村”智慧平台建设^②。二是各类金融机构以金融服务平台为基础，积极打造数字乡村综合服务平台。例如：中国建设银行集合全流程线上贷款、政务、缴费、社交等功能，搭建了以“金融服务+智慧村务+便民服务+电子商务”为主要内容的“裕农通”乡村振兴综合服务平台，在为乡村公共服务提供数字化便利条件的同时，积累银行数字化贷款决策所需的用户信用信息；截至2022年末，“裕农通”App已在全国27个省（区、市）的分行上线特色功能模块，虽然注册用户只有512万户、累计发放贷款不到200亿元，但该平台的推广应用着实促进了农村金融服务下沉^③。中国农业银行开发了“三资”管理平台，整合了产权交易、乡村治理、金融服务等多种功能，试图在为农村集体产权制度改革和乡村治理等提供服务的同时，获取对信贷有用的“三资”信息；截至2022年末，“三资”管理平台已在全国1488个县（市、区）上线，覆盖14.8万个行政村^④。各类社会资本主体积极参与数字乡村服务平台建设，助力构建多元主体共建共治共享的乡村治理格局，为新型农业经营主体和小农户便捷、高效、平等地参与乡村治理与公共服务提供重要的技术与平台支撑。

尽管政府和企业智慧农业和数字乡村领域开展了大量试点与探索，为数字技术提供了很好的发展机遇，但多数试点项目还难以转向示范推广。投资是必要的，创新的思路和有效的措施更为重要。为此，本文将系统总结中国在推进智慧农业与数字乡村发展过程中的主要应用场景、实践成效和面临的主要挑战，并在此基础上，提出适合中国国情农情的数字技术促进农业农村发展的新思路。

三、数字技术在农业农村的主要应用场景与进展

基于课题组在国家和省级数字乡村与智慧农业试点地区对一些数字技术应用场景的实地调查，综合比较了农业生产、农产品流通、农业金融服务等全产业链各环节和乡村治理与公共服务等乡村发展领域的数字技术应用进展情况，统筹考虑当前农户层面数字技术应用覆盖率和未来推广难易程度，笔

^①资料来源：《德清县2021年度乡村振兴工作进展情况》，<http://www.deqing.gov.cn/hzgov/front/s134/zfxgk/xczx/xczxgzjz/20211215/i3092990.html>；《杭州临安：“e治理”打造智慧社区 助力基层治理》，http://m.xinhuanet.com/2020-12/24/c_1126902438_3.htm。

^②资料来源：《清远市工业和信息化局关于市政协八届会议第20220189号提案答复的函》，http://www.gdqy.gov.cn/qygxj/gkmlpt/content/1/1614/post_1614694.html#116。

^③资料来源：《中国建设银行：以新金融实践回应乡村振兴之问》，https://szb.farmer.com.cn/2023/20230304/20230304_001/20230304_001_5.htm。

^④资料来源：《2022社会责任报告（环境、社会及治理报告）》，http://www.sse.com.cn/disclosure/listedinfo/announcement/c/new/2023-03-31/601288_20230331_XFY5.pdf。

者将数字技术促进农业农村发展的应用场景分成三类，即目前发展较快的、近期有望发展较快的和中长期有较大发展潜力的应用场景，并对未来加快农业生产领域数字技术应用场景的包容性发展提出拓展性思考。在具体案例的选取与讨论中，笔者围绕国家和地方政府重点关注、社会资本积极推广的数字技术应用示范项目，兼顾覆盖面、典型性、学理逻辑以及数据可支撑性，提高案例分析的有效性与论证深度。需说明的是，关于政府部门、科研机构、金融保险机构等主体在农业测产、灾情监测、土地确权登记等监管、治理与服务领域直接应用数字技术的场景并不在本文的讨论范畴内。

（一）目前发展较快的应用场景

1.农产品电商。这是数字技术在农业农村领域应用和发展最快的场景。统计数据显示，农村网络零售额从2016年的8945.4亿元增长到2022年的21700亿元，占2022年全国网上零售额的16%；2022年全国农产品网络零售额为5313.8亿元，增长为2016年的3.3倍^①。淘宝村是农民和农村其他经营主体参与电商最集中的村庄，全国淘宝村数量从2009年的3个增加到2022年的7780个，已覆盖全国28个省（区、市）和180个市（地区）^②。

2.农产品交易数字化。这是数字技术在农产品市场流通领域应用最广的场景。笔者以山东省寿光市近期发展的村头蔬菜交易市场为案例，来说明为什么农产品交易数字化在农村市场能发挥作用。村头蔬菜市场的交易程序是：农户将蔬菜卖给村头市场经营主体或代办人员，记下销售数量和当天价格；代办人员再卖给来自外地的批发商等蔬菜收购商。农户在蔬菜收获季节需高频采摘销售，如果每天结账，就销售数量少、工作量大，因此每隔一段时间结一次账。不管出于何种原因，任何一方在销售数量、价格或销售时间等方面出现人工记账错误等问题，必然会导致纠纷。云洋物联公司捕捉到了村头蔬菜交易市场出现的这种纠纷问题，创新推出“掌上秤”蔬菜交易终端系统，将一卡通、显示屏、智能过磅系统、手机App等设备相结合，实时采集交易蔬菜品种、数量、价格、出货流向、回款状态等信息，实现对蔬菜交易、记账、结算等环节的数字化管理。代办人员和农户通过手机App随时可了解以上所有交易信息，不但消除了交易过程中的大多数纠纷问题，而且明显节省了人工交易称重、记账和核对的时间，大幅降低市场交易成本。同时，政府部门也可及时掌握农产品交易信息。加上投入成本不高，该系统在村头蔬菜交易市场得到快速推广采用。

3.无人机植保。这是数字技术在大田生产环节应用与发展最快的场景。2015—2022年中国植保无人机保有量从2324架增长至16万架，植保无人机作业面积从1152.8万亩次增长至14亿亩次^③。无人

^①资料来源：《2022年我国农产品网络零售增势较好》，https://www.gov.cn/xinwen/2023-01/30/content_5739182.htm；《中国电子商务报告2016》，https://dzswgf.mofcom.gov.cn/news_attachments/20191111024831161.pdf。

^②资料来源：《阿里研究院：2022年淘宝村数量达到7780个，新增757个》，<http://jnec.jnbusiness.jinan.gov.cn/content-28-46823-1.html>。

^③资料来源：《我国大田种植信息化率超过21.8% 多措并举推进智慧农业发展》，<https://news.cctv.com/2022/12/27/ARTImCTBa9eC7EG6Wt5OcXNw221227.shtml>；《我国植保无人机保有数量今年将首次超过日本》，<https://mil.huanqiu.com/article/9CaKmJU6y>。

机植保对象由大田粮食作物向经济作物延伸。基于在山东省潍坊市开展的智慧农业发展现况分层随机抽样调查（以下简称“山东潍坊调查”），笔者发现：截至 2022 年底，在种植粮食、生姜和大葱的农户中，使用无人机植保服务的比例已分别达到了 42%、62%和 71%。无人机植保服务能得到规模经营主体和小农户的积极采用，是因为它解决了常规植保打药影响农民身体健康和投入较多人工的问题，同时避免了常规植保社会化服务中的信任缺失，并减少了监工时间。

4. 乡村治理与服务数字化。从总体上看，乡村治理与服务数字化发展快于智慧农业的发展。有别于工业生产，农业生产种植的农作物和养殖的动物都是有生命的，数字技术在农业生产中的推广应用受农业生产周期和资源环境条件等因素的制约较大。与智慧农业领域数字技术的作用对象不同，乡村治理与服务领域数字技术作用的主要是党群教育培训、垃圾分类、信息综合服务、村务管理、民主监督等受自然资源、复杂环境条件、生长周期约束较小的治理内容，因而推广难度相对较小、技术包容性更强。随着数字技术在乡村治理与公共服务领域得到较快的应用，乡村治理和服务的效能也得以明显改善。数字乡村发展的应用场景比比皆是，各地都有很多报道，诸如“数字乡村一张图”、“智慧三农”服务、乡村“三资”管理平台、乡村垃圾智能分类系统，等等。毫无疑问，数字乡村的许多应用场景有效地促进了新型农业经营主体和小农户的乡村治理参与、提高了乡村治理能力和当地村民的幸福感，但也要看到，许多数字乡村建设项目需要大量的资金投入，个别“面子工程”式的数字乡村应用场景等问题也应得到政府和社会的关注。

（二）近期有望得到较快发展的应用场景

1. 适用的农业物联网部分技术。感知层和传输层的部分农业物联网技术已开始得到一些农民的采用，近期可能会有较快推广应用的潜力。农业物联网技术在农业生产不同领域应用程度的差异很大，只有那些能够解决实际问题、成本合适且成熟度较高的技术，才能在实践中得到应用和推广。例如，笔者在山东潍坊调查发现，2022 年大棚蔬菜生产中已经有 20%的种植户采用了物联网传感器、9%的种植户采用了智能放风机，这些农户大都能够通过手机终端实现数据动态监测和实时控制。在物联网传感器应用上，除了部分农户是因为政府或企业提供免费设备而采用外，大部分农户是自己购买设备。在访谈中，受访农户表示，物联网传感器能对大棚生产环境进行及时监测。在智能放风机应用方面，使用智能放风机的农户反映，它确实能使他们在生产过程中及时、有效地调控大棚温度和湿度，增产、节时、省力等效益超过设备的投入成本，预期未来几年智能放风机将在适合安装该设备的大棚得到较快的推广应用。但调查也发现，能采用部分农业物联网技术的农户，基本上是数字素养与技能水平较高且具有一定经营规模的一小部分农民，这意味着，未来提高包括新型农业经营主体和小农户在内的农民数字素养与技能水平相当重要。

2. 部分人工智能技术。部分人工智能技术在设施农业企业得到应用，但需很大的资本投入。采用人工智能对农作物、畜禽和鱼虾等生长情况和环境数据进行建模分析，能够为精细化种植和精准养殖提供指导，但前提是掌握各种农作物和动物的生长规律，这是技术发展面临的瓶颈。笔者对各地人工智能技术应用项目的调查表明，能够达到盈亏平衡点的试点企业寥寥无几，但在生产过程的个别环节倒是有应用较好的场景案例。例如，苏州市吴江区国家现代农业产业园内的一家智慧园艺企业，在市、

县两级财政支持下，引入包括智能补苗机器人、滚筒式自动播种流水线和智能环控系统等在内的全套智能设备，智能化设备投资占总投资额的一半以上，提高了产能和种苗成活率，并大幅减少了雇佣人员和节省了人工成本（但也减少了农村劳动力非农就业的机会）。该应用场景在投入机制上做了地方政府先建后补、成效评估和补贴资格评定等方面有益的探索，激励企业立足自身需求引进技术，也保障了财政资金效能的充分发挥。上述应用场景在许多经济发展水平较高的地区不难找到类似案例。

（三）中长期有较大发展潜力的应用场景

1. 农业物联网技术。截至 2022 年，全国累计创建 9 个农业物联网示范省份、建设 100 个数字农业试点项目，征集推介了 426 项农业物联网应用案例和模式，涉及大田种植、设施园艺、畜禽养殖和水产养殖等领域^①。尽管农业物联网设备的使用量不断增长、应用范围日益拓展，但大部分是应用在技术研发和试点示范等项目，许多应用场景从技术研发到试点示范，再到生产上的推广应用，还任重道远。基于 2022—2023 年对山东省潍坊市 575 个大棚蔬菜种植户的追踪调查，虽然笔者没有看到那些高端前沿的农业物联网技术从试点示范转向市场推广应用，但还是发现有些简单的却有较大发展潜力的物联网技术开始被采用。例如，虽然 2022 年农户采用智能水肥一体化机、智能打药机和大棚智能卷帘控制器的比例分别只有 2.3%、2.4%和 0.5%，但到 2023 年 5 月笔者回访农户的时候，农户采用上述物联网技术的比例已分别提高到 2.8%、3.7%和 1%。如果这些技术能更加成熟、价格更加便宜，就有可能在生产上得到更多农民的采用。

2. 人工智能技术。政府和企业对人工智能在未来农业发展中的作用都寄予厚望，但人工智能使用成本高且还不太适合当前以至未来相当长一段时间的国情和市场需求，较大范围地推广人工智能还为时尚早。适用于大棚蔬菜种植等领域的人工智能技术装备有国外引进的，也有国内生产的，但基本上都处在农业科技园区试验探索阶段，同时，人工智能技术的推广在投资回报率和耗能等方面也面临巨大挑战。智能农机的研发与试点应用进程不断加快，但大多数应用尚处于试验或示范阶段，或作为未来农业现代化发展模式的探索。在国家补贴、北斗卫星组网、无人农场示范项目等政策支持下，农机自动驾驶的需求也持续增长。例如，截至 2021 年，全国累计安装北斗农业高精自动驾驶系统 10 万台（套），耕种收作业农机安装北斗定位终端超过 50 万台，分别占当年全国拖拉机总拥有量的 0.5%和 2.3%（分别相当于全国大中型拖拉机的 2.1%和 10.4%）^②。在水产养殖、经济作物种植等领域，智能农机的应用也在“耕—种—管—收”等环节开展试点，在一定程度上减少了水产投饵、鱼病防治等方面的人工投入。但适用于不同作物耕种收等不同环节的智能农机装备技术尚不成熟，资金投入较大、财政依赖性较高，实际经济效益尚不清晰，短期内很难从试验示范走向推广应用。

^①资料来源：《收获 2.67 亿亩，进度过两成 全国秋粮丰收在望》，http://paper.people.com.cn/rmrb/html/2022-09/25/nw.D110000renmrb_20220925_3-01.htm。

^②资料来源：《总产值超四千亿！“北斗”全面融入生产生活》，https://politics.gmw.cn/2021-09/23/content_35182385.htm；《非凡十年——2013 年以来我国农业机械化发展成就综述》，<http://www.cama.org.cn/secondPage/getDetails/43/1960>。

3.农产品溯源区块链技术。从理论上讲，区块链技术在解决农产品流通过程中的信息不对称问题、改进农产品质量安全管理、增进消费者信任等方面会发挥重要作用。但笔者在浙江、山东和安徽分别开展的区块链在茶叶、韭菜和酥梨溯源中的应用场景调查发现，实践与理论还存在很大的差距。对区块链在茶叶和酥梨溯源应用案例的研究表明，区块链在生产各环节溯源的成本高、难度大，加上缺乏健全的增值分配机制，以及消费者缺少对溯源产品的充分信任，使得茶叶和酥梨的生产者缺乏技术采纳积极性，充分发挥区块链技术作用和实际的推广应用还面临诸多挑战。对韭菜溯源应用案例的调查发现，这不是真正意义上利用区块链技术，因为该案例从生产到销售都只是由一个公司经营。如果没有充分结合农业生产与农产品特征（例如农产品的身份识别和实际价值等）、严格的约束监督制度、良好的声誉激励机制、透明的公众投诉渠道以取得消费者对食品质量安全的信任，有效地利用区块链技术实现农产品质量安全追溯是极其艰难的。

4.农村数字金融。近年来，银行等金融机构和地方政府合作，积极探索以物联网、区块链、卫星遥感等数字技术促进农村金融产品与服务创新。例如：福建省龙岩市武平县金融机构和林业部门共同创建了林业金融区块链融资服务平台，整合了不动产登记、林权评估、金融、担保与征信共5家机构的信息，对接撮合农信社、村镇银行等10家金融机构供给58种金融专属产品^①，为林农提供多样化贷款选择；山东恒丰银行利用卫星遥感技术推出“好粮快贷”服务大田种植，应用物联网和区块链技术创新“恒丰好牛快贷”产品支持肉牛养殖^②；一些农业保险公司探索将数字技术应用到农业保险的精准承保、快速定损、精准理赔、业务监管和风险预测等环节^③，以期提升农业保险服务能力和综合管理效率。全国很多地方在农村数字金融领域都有类似的探索与实践，但数字技术促进农村金融创新发展还面临因数据和机构壁垒而难以获得农村家庭信用信息数据的困境。

（四）拓展性思考

由前述分析可知，数字技术尤其是前沿数字技术在中国农业生产领域的应用仍然较为滞后。事实上，即使在美国这样以大农场为主要农业经营主体的国家，智慧农业得到较快发展的主要应用场景多数还是在社会化服务，农场直接购买与采用智慧农业设备还是有限的^④。对于以大国小农为基本国情的中国，未来推进智慧农业的发展更应厘清不同应用场景和不同智慧农业技术的市场需求与发展潜力，更要大力推进多样化数字技术在农业生产领域的创新性应用，更要重视社会化服务在智慧农业技术推广中的作用，更加关注小农户如何在与现代农业有机衔接中利用智慧农业技术获得更多收益。

^①资料来源：《山林披绿 林下生金》，http://paper.people.com.cn/rmrb/html/2023-03/17/nw.D110000renmrb_20230317_1-13.htm。

^②资料来源：《恒丰银行“好牛快贷”荣获“2022年度山东省乡村振兴特别奉献奖”》，https://www.sdba.org.cn/article/show_7_8463.html。

^③资料来源：《保险数字化为农业赋能》，http://paper.ce.cn/pc/content/202307/21/content_277778.html。

^④美国普渡大学 Erickson and Widmar（2015）开展的智慧农业经销商调查结果显示，经销商向客户提供比例较高的智慧农业技术服务主要是自动驾驶（83%）、农业社会化服务（82%）、基于GPS的喷药控制（74%）、GPS导航和卫星或航空影像（51%）等场景，而遥感、无人机和叶绿素传感器等方面经销商服务提供比例分别只有20%、16%和6%。

四、数字技术促进农业农村发展面临的主要挑战

基于对智慧农业与数字乡村建设中数字技术主要应用场景与进展的分析，遵循数字技术促进农业农村发展“起始阶段—扩散阶段—引致效果”的逻辑主线，综合考虑起始阶段农业农村发展催生的数字技术需求、数字技术供给与发展规划，扩散阶段数字技术成熟度、应用的成本收益，以及效果层面数字技术应用存在的区域与群体差异、福利影响等可知，数字农业农村发展在需求导向、顶层设计、技术创新、成本收益、数字鸿沟和农民受益等方面还面临诸多挑战。

（一）需求导向

部分数字技术的供给与农业农村发展的实际需求不匹配。这从目前发展较快的四个应用场景的共性和发展较慢的（包括近期有望较快发展和中长期有较大发展潜力）其他应用场景存在的问题两个方面可以得到印证。例如，农业物联网技术和人工智能技术等许多数字技术应用场景的试点示范项目还难以满足一段时间内农业农村发展的实际需求，也难以解决农民在农业生产与农产品流通过程中和参与乡村基层治理过程中的实际问题。笔者在对江苏省苏州市吴江区浦江源太湖蟹生态养殖示范园中的一家养殖企业的调查中发现，该企业投资不少的养殖数字化项目，涉及水质监测、智能测氧、气象监测和无人机饲料投放等设备；但据养殖户反映，只有水质监测设备和成本较低的智能测氧设备（2万～3万元/台）对农民生产有用，而成本高达每台20万元的气象监测设备对生产的指导作用不大。

（二）顶层设计

1. 大数据平台建设。基于对智慧农业与数字乡村试点地区的调查发现，虽然许多农业农村大数据平台建设具有前瞻性，但其服务对象、服务需求、有效数据、数据更新、数据产权、运营维护、体制机制等都尚不明确。同时，一些地方在大数据平台建设方面，各级各部门各自为战、耗资巨大，缺乏上下级和部门间的统筹协调工作机制，导致信息孤岛和重复建设。但笔者的调查也发现，在不同层级和不同部门间的统筹协调等顶层设计方面，浙江省德清县和临安区做了很好的试点和探索^①，为其他地区破解大数据平台建设困境提供了有益借鉴。

2. 技术路径。笔者调查的智慧农业与数字乡村试点项目的技术提供者几乎都是数字技术科技企业或实施项目机构下属的数字科技部门，多以发展数字工业与数字服务业的思路，采取“数字+农业”的技术路径（以数字技术创新供给、标准化应用驱动农业全产业链转型，以改进农业生产经营管理服务方式）。然而，农业是有生命的产业，任何农作物和养殖动物都是有生命的，生产受到当地资源和气

^①浙江省德清县和临安区的主要做法包括：①顶层设计定框架，“1+N”模式满足个性化需求。“1”是实施“1612”数字化标准体系架构，即一体化智能化公共数据平台，六大系统整合（党建统领整体智治、数字政府、数字经济、数字社会、数字文化和数字法治），一体化基层治理系统，两个体系（理论体系和制度规范体系）。“N”是在“1”的标准化下加上N个满足县域个性化的需求。例如，德清县和临安区分别建设了“浙里未来乡村在线”系统和“天目云农”系统。②公共资金资助的模块组件资源共享，节本增效。③简化集成应用，为使用者减负。④以“三农”发展需求为导向设计数字应用，夯实数字技术与实体产业的深度融合。⑤大数据局牵头，促进数据共享和保障数据安全。

候等自然因素的影响，农业生产要因地制宜、因时制宜、不误农时，这与制造业和服务业生产截然不同，农业只能采用“农业+数字”的技术路径（即以不同地区、不同产业链环节、不同细分领域农业发展内生需求驱动数字技术创新性供给与差异化应用，以提高农业生产经营与管理服务质效）。笔者在山东潍坊调查也发现，智能放风机、智能打药机等能够被部分农民采用，就是因为这些智慧农业设备是基于蔬菜生长规律和农民生产面临的实际问题，采用“蔬菜+数字”技术路线而设计的。

（三）技术创新

不少智慧农业和数字乡村应用场景还缺乏较成熟的技术和大数据支撑。例如，政府和企业探索的许多数字农业农村试点示范项目，包括笔者调查的设施农业物联网技术、大棚人工智能技术、农产品质量安全溯源区块链技术、数字金融科技等数字技术应用场景相关的项目，要么缺乏较成熟的技术，要么缺乏大数据的支撑，结果必然事倍功半。技术支撑条件的重要性显而易见，但缺乏大数据支撑的问题在物联网和数字金融发展领域尤为突出。例如，农村数字金融业务尤其是数字信贷规模不大和农民参与度不高的重要问题就在于金融机构缺乏能判断农户信用的有效数据。

（四）成本收益

不少农业物联网技术、人工智能技术和区块链技术等数字技术的投资成本较高，一般农民与其他生产者都难以承受。数字农业农村试点示范项目往往由农业企业实施，但投资大加上短期效益低，企业即使得到财政补贴，也常常难以达到投资的盈亏平衡点，技术采用的成本效益问题成为示范推广的主要限制因素。财政直接投资和奖补是现有智慧农业和数字乡村试点项目投入的主要来源，社会资本和普通农户参与程度低，致使部分试点项目的可持续性和可推广性面临挑战。山东省潍坊市某红芽姜种植户投入 100 多万元引入整套农业物联网设备，虽然对大棚红芽姜生长环境监测、温湿度智能控制、设备远程操作产生积极作用，但即便算上政府补贴部分，投资回收期也要在 4 年以上。此外，只有少数数字素养与技能较高的农民能够在试点项目支持下采用较先进的物联网设备；农民数字素养水平偏低增加数字技术采用成本，使得现阶段部分数字技术难以得到大范围的推广应用。

（五）数字鸿沟

区域间的数字鸿沟是数字技术在助力农业农村发展过程中面临的重要挑战。《县域数字乡村指数（2020）研究报告》表明，县域数字乡村发展的区域差异大，而且呈现数字鸿沟与经济鸿沟的空间交叠现象^①。例如，2020 年，东部地区、中部地区、西部地区和东北地区县域数字乡村指数均值分别为 68、61、48 和 46，县域数字乡村发展的东西差异明显。东部地区、中部地区、西部地区和东北地区 2019 年入围县域数字乡村发展百强县的县域占比分别为 77%、19%、4%和 0%，2020 年分别为 80%、16%、4%和 0%（见表 2）。分省看，2020 年县域数字乡村发展百强县有 32 个在浙江，其他百强县较多的省份依次是河北（19 个）、福建（14 个）、广东（9 个）和江苏（8 个），剩余 23 个省份的百强县加起来只有 18 个。县域数字乡村发展排名前 300 县的分布也证实了数字乡村发展的区域鸿沟问

^①资料来源：《县域数字乡村指数（2020）研究报告》，<http://www.ccap.pku.edu.cn/nrdi/docs/2022-05/20220530144658673576.pdf>。

题。更重要的是，数字鸿沟和经济鸿沟的空间交叠，加剧了缩小数字鸿沟任务的艰巨性。

表 2 县域数字乡村发展前 100 县和前 300 县的分布 单位：%

| 地区 | 前 100 县占比 | | 前 300 县占比 | |
|------|-----------|--------|-----------|--------|
| | 2019 年 | 2020 年 | 2019 年 | 2020 年 |
| 东部地区 | 77 | 80 | 57 | 57 |
| 中部地区 | 19 | 16 | 37 | 38 |
| 西部地区 | 4 | 4 | 6 | 5 |
| 东北地区 | 0 | 0 | 0 | 0 |

农户间的数字鸿沟使缩小农村居民间的收入差距面临一定的挑战。例如，课题组对 10 省^①13570 户农户的追踪调查数据表明（见表 3），2015—2019 年户主年龄在 16~30 岁的受访农户使用互联网的比例从 82%增加到 89%，而户主年龄在 60 岁以上的受访农户使用互联网的比例从 38%增加到 71%；户主受教育程度和家庭经营耕地面积与使用互联网的比例都存在明显的正相关。此外，虽然已有研究表明农户能够通过线上销售农产品获得更高价格和更多收入（Li et al., 2021），但能够在线上销售农产品的农户一般也是数字素养较高、收入相对较高、经营能力相对较强的农户。

表 3 不同特征农户主要信息沟通技术的使用比例 单位：%

| 分组依据 | 组别 | 电脑 | | 互联网 | | 智能手机 | |
|--------------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | 2015 年 | 2019 年 | 2015 年 | 2019 年 | 2015 年 | 2019 年 |
| 年龄 | 16~30 岁 | 47 | 44 | 82 | 89 | 89 | 98 |
| | 31~45 岁 | 38 | 43 | 71 | 96 | 85 | 97 |
| | 46~60 岁 | 33 | 39 | 60 | 94 | 51 | 77 |
| | 60 岁以上 | 16 | 21 | 38 | 71 | 14 | 25 |
| 受教育程度 | 小学及以下 | 20 | 24 | 47 | 75 | 39 | 48 |
| | 初中 | 32 | 35 | 60 | 89 | 73 | 82 |
| | 高中及以上 | 43 | 47 | 64 | 93 | 85 | 94 |
| 家庭经营 耕地面积 | 0.3 公顷及以下 | 27 | 31 | 57 | 84 | 63 | 71 |
| | 0.3~1 公顷 | 26 | 30 | 49 | 80 | 60 | 68 |
| | 1 公顷以上 | 45 | 38 | 58 | 90 | 66 | 78 |
| 观测值数 | | 13570 | 13570 | 13570 | 13570 | 45933 | 45933 |

注：电脑和互联网统计的是家庭层面的使用比例，以户主年龄、户主受教育程度为分组依据；智能手机统计的是全体家庭成员个体层面的使用比例，以每位家庭成员年龄、受教育程度为分组依据。

（六）农民受益

政府期待数字技术助力农民增收致富，但农民在生产与销售农产品等领域的获利有限。除了无人机植保等应用场景，由于各种原因，过去十多年的许多数字农业农村试点示范和推广项目还难以渗透到一般农户，承担试点示范项目的主体多是农业企业、平台公司或研发企业。农产品电商技术是

^①10 省包括浙江省、湖北省、广东省、陕西省、四川省、江西省、辽宁省、河北省、河南省和山东省。

发展相对较快、技术较为成熟的，然而，广大农民和乡村干部也因缺乏较高的数字素养与技能而未能
在农业生产经营活动中广泛采用该技术。即便是采用该技术的农民，从中受益也非常有限。例如，课
题组在 2022 年对 8 省^①固定观测点农户的分层随机抽样调查表明，直接在线上销售农产品的农民还不
到 1%，销售量仅占其家庭农产品销售总量的 0.3%，且 90%是通过微信朋友圈销售，他们多来自中高
收入水平和户主受教育程度较高的家庭。虽然部分农民也销售农产品给电商经营户或平台企业，但价
格同销售给当地的批发商或小商贩没有明显差异。此外，虽然全国淘宝村数量 2022 年已增加至 7780
个，但占行政村数量的比例也仅略高于 1%，而销售农产品的淘宝村占比更低。国家《数字农业农村
发展规划（2019—2025 年）》^②提出，农产品网络零售额占农产品总交易额比例要从 9.8%提高到 15%^③，
但笔者认为，如果按现在趋势发展下去，到 2025 年农户从农产品电商发展 15%的“大饼”中分享到 2
个百分点就不错了。为此，2022 年中央“一号文件”首次提出乡村建设要为民而建、要实施“数商兴
农”工程^④；但是，要真正实现“兴农”，任务还相当艰巨。

五、数字技术促进农业农村发展的必要条件和充分条件

基于以上对数字技术促进农业农村发展的各类案例分析、发展面临的主要挑战与部分应用场景取
得的发展经验，笔者认为，智慧农业和数字乡村发展不但要具备必要条件，而且要具备充分条件。

（一）必要条件

数字技术在农业农村得到应用与发展的必要的基本条件是要有完善的农村信息通信基础设施。中
国互联网络信息中心统计数据显示，中国农村互联网普及率从 2012 年的 23.7%增长到 2022 年的
61.9%^④；课题组在 2022 年对 8 省固定观测点农户的分层随机抽样调查表明，虽然各地的信息通信基
础设施在质量和深度渗透等方面有较大差异，但从广度上看，99.9%的受访村庄实现了 4G 网络覆盖。
第三部分讨论的农产品电商、农产品交易数字化和无人机植保等发展较快的数字技术应用场景，都离
不开当地农村较好的信息通信基础设施条件。

（二）充分条件

首先，数字技术的应用要满足应用主体的实际需求或解决他们面临的实际问题。例如，农产品电
商不但使消费者有更多样的选择和更个性化的消费，而且对贸易商（有更多的买家、卖家或更多渠道

^①8 省包括浙江省、湖北省、广东省、陕西省、四川省、江西省、辽宁省和河北省。

^②参见《农业农村部 中央网络安全和信息化委员会办公室关于印发〈数字农业农村发展规划（2019—2025 年）〉的通
知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-01/20/content_5470944.htm。

^③参见《中共中央 国务院关于做好 2022 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，[https://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/
content_5675035.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/content_5675035.htm)。

^④资料来源：《第 51 次中国互联网络发展状况统计报告》，[https://www.cnnic.net.cn/NMediaFile/2023/0322/MAIN1679457
6367190GBA2HA1KQ.pdf](https://www.cnnic.net.cn/NMediaFile/2023/0322/MAIN16794576367190GBA2HA1KQ.pdf)；《第 31 次中国互联网络发展状况统计报告》，[http://www.cac.gov.cn/files/pdf/hlwjtjb/hlwlfzzk
dctjbg031.pdf](http://www.cac.gov.cn/files/pdf/hlwjtjb/hlwlfzzk
dctjbg031.pdf)。

等）、平台与新业态企业（扩大企业业务范围）和投资商（平台经济与新业态发展的新投资机会）都有很大的吸引力（邱子迅和周亚虹，2021）。农产品交易数字化既方便卖方，也方便买方。山东省寿光市村头蔬菜市场交易数字化系统地解决了以往频繁发生的纠纷问题，受到当地菜农、村头市场代办人员、外地收购商和地方政府的欢迎。农作物无人机植保应用得到快速发展，主要归功于其应用满足了农民避免人工施用农药中毒和节约劳动力投入的需求，促进了无人机产业的发展，扩展了农村社会化服务主体的业务范围，也吸引了当地农药销售商积极参与提供无人机植保服务。这既稳定或扩大了农药销售商的农药销售量，又增加了他们的植保服务新业务。不少数字乡村应用场景能在许多地方得到推广应用，也是因为它们既帮助地方基层政府和村委会等解决了一些实际问题，又帮助广大村民解决了不少以前难以解决或需要更多时间解决的问题。前面讨论的近期有望得到较快发展和只有中长期才有较大发展潜力的许多应用场景案例，也从另一个角度说明，部分数字技术还不具备广泛推广与应用的充分条件。例如，许多物联网技术和人工智能技术虽然在理论上可行，但在实践中还难以解决农民生产中面临的实际问题；实地调查中，据农民反映，他们卖的酥梨不存在销售问题，在区块链技术不能为他们带来优质优价情况下，他们没有采纳区块链技术的积极性。

其次，数字技术的应用要起到节本增效或收益大于成本的效果。这是任何新技术能被广泛采用的主要原因，数字技术也不例外。例如，农产品电商既可以节省消费者购买食物的时间和促进消费者支付更公平竞争的价格，也使贸易商节省中间环节成本、平台企业通过生鲜农产品销售带动更多标准品销售并拥有不断升值的大数据。山东省寿光市村头蔬菜市场交易数字化不但降低了交易纠纷发生的可能性和处理成本，而且大幅节省了各方的记账和交易时间。农业无人机的植保效果与常规的人工植保效果相当，但前者成本明显低于后者（包括节省农药、劳动时间或雇人打药的监管时间等）。数字乡村发展提高了乡村治理的能力，使广大村民在处理日常事务方面节省了时间、提高了效率。但是，不少物联网技术难以被农民采用的主要原因之一也是成本过高，投资回报率低；人工智能技术需要很高的财政补贴也说明其应用的成本效益还难以达到市场化运作条件；区块链技术在农产品质量安全溯源中的身份识别成本高，同时也难以在市场上获得较高溢价，推广应用难度很大。

再次，数字技术的应用要有较成熟的技术做支撑。农产品电商和农产品交易数字化技术是农业农村领域数字技术应用场景中现有的最成熟的技术。中国农作物无人机作业的技术走在国际前沿，无人机作业的功能已开始从植保向播种、施肥、检测等领域扩展。乡村治理和公共服务的内容、方式、渠道、流程、管理等系统的数字化技术及其应用也已相当成熟，并得到了不断完善与发展。相反，中国在农业领域试点应用的许多物联网技术、人工智能技术和区块链技术要走向市场，在技术研发和技术成熟度方面离大规模推广还存在很大差距；探索数字金融发展的金融机构没有广大农民的信用大数据作为技术支撑，难以扩展农村数字金融业务。

最后，数字技术的应用要么易于采用、要么具有与之相适应的较高数字素养的农民和其他应用者。虽然电商业务也需要一定人力资本，但多数中青年甚至部分年龄较大的农村居民经过适度培训基本能够通过手机等常用的信息通信设备开展电商活动；农产品交易数字化对应用者的使用条件要求更低，几乎能被所有智能手机的使用者采用；无人机植保作业通过社会化服务实施，对购买无人机植保服务

的农民没有任何技术使用的要求。然而，物联网技术、人工智能技术、区块链技术、数字金融技术与以上技术不同，在技术采用上都需要使用者有较高的人力资本尤其是数字素养与技能水平。

六、发展思路、政策启示和研究展望

（一）发展思路

第一，要科学制定智慧农业和数字乡村的发展路线图。要根据数字农业农村发展的必要条件（完善的信息通信基础设施等）和充分条件（满足市场需求、节本增效、技术成熟、采用能力等）的具备状况，厘清不同地区在不同阶段（目前、近期和中长期）的智慧农业和数字乡村的发展路线图。

第二，要坚持快速、包容、永续和惠民的发展原则。只有创造好必要条件和充分条件，按制定的路线图实施，才能达到事半功倍的效果和实现快速发展；只有关注区域和群体鸿沟，才能促进包容的发展，在这方面，要特别关注欠发达地区和缺乏良好数字素养的农民；只有充分发挥政府职能与社会资本的作用，灵活运用财政杠杆和市场机制，激发各类市场主体共建共治共享的活力，才能实现永续发展；只有通过体制机制创新，提升农民数字素养与技能，才能真正落实为民而建、为民而兴的要求，确保数字农业农村建设为民而建的初衷。

第三，要制定适合国情和农情的数字乡村发展技术路径。要充分考虑农业特有属性，采用“农业+数字”的内生需求驱动的智慧农业发展技术路径；只有契合农业生产属性（例如，农业是有生命的生产过程）并能满足实际需求的数字技术创新，才能得以推广和应用。要充分考虑大国小农国情和农情，制定不同技术采用的推广方式（例如，社会化服务、农户直接采用等），才能让更多农民在生产生活更广泛的领域主动拥抱数字技术。

第四，要关注智慧农业和数字乡村发展的关键问题。要特别重视各种应用场景在需求导向、顶层设计、技术创新、成本收益、数字鸿沟和农民受益等方面面临的挑战。为应对这些挑战，要完善体制机制保障，加强智慧农业和数字乡村发展质量的考核评价，厘清发展优势与短板。深入总结前期试点积累的初步经验，加大先进案例与模式的宣传推广，及时规避数字乡村建设中的资源浪费、“面子工程”等问题。

（二）政策启示

第一，建立数字农业农村发展的管理体制保障。智慧农业和数字乡村发展涉及多部门和多领域，建议建立由农业农村部、国家互联网信息办公室、国家发展改革委、财政部、科技部、教育部、工业和信息化部、人力资源社会保障部等相关机构组成的跨部委联席会议领导小组；在农业农村部设立日常管理办公室，负责发展规划、部门协调、体系建设和政策支持等工作。在省级、地市级和县级建立类似的跨部门领导与管理机构。

第二，健全充分发挥政府职能和市场作用的运行机制。做好国家级、省级、地市级和县级农业农村大数据平台建设的制度设计，要明确需求导向、数据标准、数据整合、安全与监测、共享机制、动态维护与开发应用等方面问题。建立财政、社会资本等多元化的投入体系；通过税收和金融等优惠政策，探索农业企业和互联网企业等主体投资智慧农业与数字乡村建设的激励机制；基于智慧农业和数

字乡村的发展路线图，对目前发展较快、近期有望较快发展和中长期发展潜力较大的三类应用场景，在财政、金融、科技与人才等方面给予差异化的政策支持。构建智慧农业和数字乡村发展的评价指标体系，建立数字农业农村发展的考核机制。

第三，着力解决数字鸿沟、发展不平衡和农民难以受益等方面问题。政府在资金、技术与人才等方面对欠发达地区加大支持力度的同时，应通过税收和金融等优惠政策，促进企业投资欠发达地区的数字化发展；把让广大农民从农产品供应链增值中受益作为政府支持智慧农业项目的实施条件，将农民受益程度作为项目实施效果评估的主要考核指标之一；在加快推进“数商兴农”和“快递进村”工程的同时，需特别关注广大中老年农民、低收入农户等弱势群体的数字素养与技能提升，使数字农业农村发展的红利惠及更多农民群体。

第四，加强智慧农业和数字乡村建设的技术研发和完善技术应用支撑条件。探索构建多学科交叉融合的数字技术创新体系，提升研发能力与应用水平；围绕粮食等重要农产品供给、种植业与养殖业发展转型，尤其是设施农业生产各环节需要数字技术解决的实际问题，以及农产品销售、加工与服务全产业链各环节对数字技术的需求，并结合数字农业农村发展的必要条件和充分条件，有针对性地加大相应的研发投入，提高数字技术主要应用场景的技术成熟度和节本增效的效果，分阶段分类推进数字技术应用从试验示范走向推广应用。

（三）研究展望

随着数字技术促进农业农村发展的实践不断深入，在智慧农业和数字乡村发展领域还有许多待研究问题，主要包括但不限于：第一，研究在农业农村发展领域数字技术采用与扩散的主要特征和差异，探索智慧农业和数字乡村各类主要应用场景发展的一般规律。第二，系统探究数字技术在近期、中期与长期能够解决农民等生产者在生产过程中、农产品全产业链各环节，以及农村居民与基层干部在乡村治理、公共服务等领域面对的实际问题，为有序实施智慧农业和数字乡村发展路线图提供有效的技术支撑。第三，基于各地开展的各种试点示范项目和实际应用场景案例的分析，总结智慧农业和数字乡村各类应用场景发展的经验和面临的主要问题。第四，对已经在实践中得到较多应用的技术，深入开展其影响的实证研究。这些研究包括但不限于数字技术的应用对生产投入产出和收益、农作物品种和农业生产结构、市场供应链、营销价格、农产品质量安全追溯、满足个性化需求、农村劳动力就业、发展和公平、政府公共服务、农村治理、生态环境等的影响。第五，对未来有望在实践中得到应用的技术，开展随机干预试验，分析技术的需求状况、技术采用的主要决定因素和采用技术后可能产生的主要影响。

参考文献

- 1.陈伟雄、李宝银、杨婷，2023：《数字技术赋能生态文明建设：理论基础、作用机理与实现路径》，《当代经济研究》第9期，第99-109页。
- 2.黄季焜，2021：《以数字技术引领农业农村创新发展》，《农村工作通讯》第5期，第44-46页。

- 3.韩旭东、刘闯、刘合光, 2023: 《农业全链条数字化助推乡村产业转型的理论逻辑与实践路径》, 《改革》第3期, 第121-132页。
- 4.刘天元、王志章, 2021: 《稀缺、数字赋权与农村文化生活新秩序——基于农民热衷观看短视频的田野调查》, 《中国农村观察》第3期, 第114-127页。
- 5.罗千峰、赵奇锋、张利庠, 2022: 《数字技术赋能农业高质量发展的理论框架、增效机制与实现路径》, 《当代经济管理》第7期, 第49-56页。
- 6.齐秀琳、江求川, 2023: 《数字经济与农民工就业: 促进还是挤出? ——来自“宽带中国”政策试点的证据》, 《中国农村观察》第1期, 第59-77页。
- 7.秦秋霞、郭红东、曾亿武, 2021: 《乡村振兴中的数字赋能及实现途径》, 《江苏大学学报(社会科学版)》第5期, 第22-33页。
- 8.邱子迅、周亚虹, 2021: 《电子商务对农村家庭增收作用的机制分析——基于需求与供给有效对接的微观检验》, 《中国农村经济》第4期, 第36-52页。
- 9.沈费伟、袁欢, 2020: 《大数据时代的数字乡村治理: 实践逻辑与优化策略》, 《农业经济问题》第10期, 第80-88页。
- 10.王亚华、李星光, 2022: 《数字技术赋能乡村治理的制度分析与理论启示》, 《中国农村经济》第8期, 第132-144页。
- 11.吴文旭、吴业苗, 2022: 《数字乡村建设如何促进乡村振兴——基于政策法律文本的扎根理论研究》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第69-92页。
- 12.夏显力、陈哲、张慧利、赵敏娟, 2019: 《农业高质量发展: 数字赋能与实现路径》, 《中国农村经济》第12期, 第2-15页。
- 13.徐旭初、朱梅婕、吴彬, 2023: 《互动、信任与整合: 乡村基层数字治理的实践机制——杭州市湫湖村案例研究》, 《中国农村观察》第2期, 第16-33页。
- 14.易法敏、古飞婷, 2023: 《本地平台商业模式创新、制度逻辑转换与农业数字化转型》, 《中国农村观察》第5期, 第2-23页。
- 15.曾亿武、宋逸香、林夏珍、傅昌鑫, 2021: 《中国数字乡村建设若干问题刍议》, 《中国农村经济》第4期, 第21-35页。
- 16.张蕴萍、栾菁, 2022: 《数字经济赋能乡村振兴: 理论机制、制约因素与推进路径》, 《改革》第5期, 第79-89页。
- 17.朱红根、陈晖, 2023: 《中国数字乡村发展的水平测度、时空演变及推进路径》, 《农业经济问题》第3期, 第21-33页。
- 18.Banerjee, A., E. Duflo, C. Imbert, S. Mathew, and R. Pande, 2020, “E-Governance, Accountability, and Leakage in Public Programs: Experimental Evidence from a Financial Management Reform in India”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 12(4): 39-72.
- 19.Dal Bó, E., F. Finan, N. Y. Li, and L. Schechter, 2021, “Information Technology and Government Decentralization: Experimental Evidence from Paraguay”, *Econometrica*, 89(2): 677-701.

20.Erickson, B., and D. A. Widmar, 2015, “Precision Agricultural Services Dealership Survey Results”, <https://agribusINESS.purdue.edu/wp-content/uploads/2019/08/2015-crop-life-purdue-precision-dealer-survey.pdf>.

21.Huang, J., L. Su, Q. Huang, and X. Liu, 2022, “Facilitating Inclusive ICT Application and E-Commerce Development in Rural China”, *Agricultural Economics*, 53(6): 938-952.

22.Li, X., H. Guo, S. Jin, W. Ma, and Y. Zeng, 2021, “Do Farmers Gain Internet Dividends from E-Commerce Adoption? Evidence from China”, *Food Policy*, 101(3), <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102024>.

23.Twizeyimana, J. D., and A. Andersson, 2019, “The Public Value of E-Government—A Literature Review”, *Government Information Quarterly*, 36(2): 167-178.

（作者单位：¹ 北京大学现代农业研究院；

² 北京大学现代农学院中国农业政策研究中心；

³ 中国社会科学院农村发展研究所）

（责任编辑：柳 荻）

Digital Technologies Facilitate Agricultural and Rural Development: Opportunities, Challenges, and Future Directions

HUANG Jikun SU Lanlan WANG Yue

Abstract: Digital technologies are increasingly expected to accelerate agricultural and rural development, but there is a lack of systematic studies on the progress of digital technologies’ application in agricultural and rural development and how to promote it in the future. The goal of this study is to clarify the opportunities, challenges, and experience for accelerating agricultural and rural development by using digital technologies, and explore feasible pathways for further development. The results show that the central and local governments, agriculture enterprises, internet enterprises, and financial institutions attach great importance to digital technologies to facilitate agricultural and rural development and actively carry out several pilot programs of smart agriculture and digital village. The road map for the development of application scenarios in the present, short-term, and long-term should be clear to facilitate the improvement of smart agriculture and digital village, otherwise it will get half the result with twice the effort. Nowadays, many application scenarios face challenges regarding demand orientation, top-level design, technological innovation, cost and benefit, digital divide, and farmers’ benefit. Based on the analyses above, we summarize the necessary and sufficient conditions for the development of smart agriculture and digital village and put forward the further directions and policy enlightenment.

Keywords: Agricultural and Rural Development; Digital Technologies; Smart Agriculture; Digital Village; Digital Divide

超越“地域性”：数字技术驱动乡村脱域治理*

——基于“陇南乡村大数据系统”的实证考察

范 飞¹ 谢治菊²

摘要：社会主义现代化进程的持续推进和流动社会的发展，既可以推动超地域因素的发展，也会冲击传统乡村的治理模式。长期占据主导地位的“地域性治理”模式，难以充分回应流动带来的乡村治理主体缺位、治理方式失灵、治理空间流动、治理客体脱嵌等问题，需要寻求新的乡村治理模式。本文对“陇南乡村大数据系统”的案例分析发现：作为一种“脱域式”技术，数字技术可以通过驱动多元治理主体的“虚拟在场”、拓展乡村治理场域和驱动乡村“三治”融合等方式，突破乡村物理世界与虚拟世界的界限，促进诸多“缺场”治理要素在虚拟空间的回流，突破“地域性”约束，从而驱动乡村“脱域治理”模式的形成。乡村“脱域治理”形成的内在逻辑在于主体建构、空间再造和资源共治的互动耦合，具体表现在数字技术赋能多元融合参与、驱动乡村新场域秩序重构、促进乡村治理要素的整合三个方面。“脱域治理”既是对乡村传统的“地域性治理”模式对流动性挑战回应不足的一种反思，也给未来乡村治理提供了重要的政策启示。

关键词：脱域治理 流动性 地域性治理 数字乡村 共同体

中图分类号：D422.6；F49 **文献标识码：**A

一、引言

基层治理是国家治理的基石。习近平指出：“郡县治，天下安。”^①乡村是国家最基本的治理单元，乡村治理水平事关乡村治理能力现代化的整体水平与质量，提高乡村治理水平是实现国家治理体系和治理能力现代化的重点和难点。随着改革开放和社会主义现代化进程的持续推进，乡村人口、资本、信息等逐渐脱离原有的时空范围而不断向外流动，乡村社会从传统意义上的稳定、封闭状态走向开放和流动（谢小芹，2019）。实践表明，日益增加的流动性正在改变乡村社会的基础，传统乡村的

*本文是国家社会科学基金重大项目“防止规模性返贫的监测机制与帮扶路径研究”（编号：22&ZD192）的阶段性成果。

本文通讯作者：谢治菊。

^①习近平，2017：《在会见全国优秀县委书记时的讲话》，《求是》第17期，第3-4页。

生活模式、社会结构、乡村文化和信仰体系等也发生了一定程度的结构性变化，乡村治理面临主体缺乏、社会网络松弛、原子化和行政化色彩浓重等问题。由于治理体制的不完善，在乡村发展短时间内难以实现治理主体、治理资源、治理规则等治理要素的回流的情况下，依靠“地域性”特征所实施的传统“地域性治理”模式，无法有效应对流动性带来的系列治理困境，乡村治理迫切需要转型。

面对由流动引起的乡村社会结构的巨大变革，有必要借助数字技术的赋能作用，打破物理空间的束缚，促进诸多“缺场”治理要素在数字乡村场域的回流，推动乡村治理的数字化转型。为此，国家积极推动数字下乡，出台了一系列与数字乡村建设相关的政策文件，引导和助力数字技术与乡村治理的深度融合。2018年9月，《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》指出，要实施数字乡村战略^①；2019年5月，《数字乡村发展战略纲要》指出，要“充分发挥网络、数据、技术和知识等新要素的作用”，推进“乡村治理能力现代化”^②；2020年7月，《关于开展国家数字乡村试点工作的通知》指出，要“促进信息化与乡村治理深度融合，补齐乡村治理的信息化短板，提升乡村治理智能化、精细化、专业化水平”^③；2022年1月，《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》指出，要“着力提高乡村数字化治理效能”，充分“发挥信息化对乡村振兴的驱动引领作用”^④；2023年中央“一号文件”指出，完善“信息化支撑的基层治理平台”，推动“数字化应用场景研发推广”工作^⑤。上述政策文件体现了国家对数字技术助力乡村治理转型的高度重视，数字乡村建设已然成为推进国家治理体系和治理能力现代化的重要突破口。

流动性已成为地理学、社会学、人类学等学科领域的重要研究议题（孙九霞等，2016），已有学者对数字技术在流动社会情境下的作用进行了探讨。研究表明，流动性冲破了乡村的固定边界，打破了稳定的系统结构（贺芒和范飞，2023），动摇了权力和权威赖以生存的基础（张康之，2019），使乡村面临社会流动带来的安全、治安、群体抵触等问题（向玉琼，2021）。同时，构成乡村系统的各要素及其流动，逐渐消解了地域性文化、历史、地理的意义（卡斯特，2001），地域性的封闭治理在自我管理和自我服务中的效能面临较大挑战（吴越菲，2019a）。面对具有高度复杂性和不确定性的流动的乡村，数字技术的“脱域式”赋能（闵学勤，2020）可以将流动性和开放性传递到社会治理结构中（向玉琼，2022），重新塑造联结生活、生产和社会关系的数字空间（丁波，2022），使个体突破

^①参见《中共中央 国务院印发〈乡村振兴战略规划（2018—2022年）〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2018-09/26/content_5325534.htm。

^②参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈数字乡村发展战略纲要〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2019-05/16/content_5392269.htm。

^③参见《中央网信办等七部门联合印发〈关于开展国家数字乡村试点工作的通知〉》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-07/18/content_5528067.htm。

^④参见《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》，http://www.cac.gov.cn/2022-01/25/c_1644713315749608.htm。

^⑤参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm。

地域性的时空阻隔，在虚拟的乡村公共空间得以增权赋能（郑永年，2014），在身体“缺场”条件下实现跨时空的虚拟“共同在场”（吴振其和郭诚诚，2023），促进个体话语权与行动权的充分表达（胡卫卫等，2019），从而提升乡村治理的开放性、流动性和包容性。

综上所述，既有研究已关注流动性对乡村结构、权力、地域性和治理困境等的影响，并试图将流动的乡村社会与数字技术相结合以推动治理转型。但是，现有研究大多较为宏观、抽象和分散，缺乏微观、具体和系统的探讨。换言之，现有研究尚未有效回答流动要素冲击封闭乡村后“地域性治理”具体会发生哪些不适应问题，也未系统回答数字技术在微观层面是如何以及为何能够回应流动中的乡村治理困境的。

总体来看，流动性推动了超地域因素的发展（吴越菲，2017），大大增强了乡村社会的开放性和外部依存度，但也冲击了地方空间与自治单元之间的天然匹配性。随着乡村流动性的持续增强，以时间—空间延伸为基础的“脱域治理”实践方案正在形成。同时，强调流动特征、网络特征的数字技术与强调时空的重组特征、社会关系的重构特征的“脱域”过程在不断变化和耦合，正逐渐成为回应流动性挑战并超越“地域性治理”局限的一种新治理范式。因此，本文研究以流动中的乡村治理困境为起点，创新性地提出“脱域治理”这一学术命题，以甘肃省陇南市“陇南乡村大数据系统”的运作过程为研究对象，系统阐释乡村“脱域治理”的实践过程及运作逻辑。本文旨在探讨以下问题：在流动性已成为重构乡村治理基础的背景下，数字技术是否可以驱动“脱域治理”模式的形成？“脱域治理”模式是否能有效应对流动引发的治理困境？“脱域治理”是否是对“地域性治理”的一种替代式的治理革新？

二、“脱域治理”：对“地域性治理”的批判与继承

中国的传统村落是一个基于空间互动和血缘、地缘关系所形成的组织或集团的“地域共同体”（田毅鹏，2012）。人在不流动的空间进行农业生产、日常生活和制度安排，形成了“生于斯，死于斯”的熟人社会（费孝通，1985）。在封闭、稳定的社会中，自给自足的乡土社会的人口是不需要流动的，不同地域之间也是相互隔离的。此时，“地域”成为社会治理最基础的单元（吴越菲，2019b）。在这种恒常不变的乡村社会里，“地域性治理”在传统乡村治理中扮演着不可或缺的角色。所谓“地域性治理”，实际上是将“地域”视为城市或乡村治理的中心，在被限定的地域范围内，合理配置相互关联地域的权力、资源、资本、人口以及信息等要素，旨在对一定地域范围内发生的诸现象、诸问题、诸多要素之间的关系进行调整与适配，从而实现对该场域社会结构变动进行总体性把握的过程（田毅鹏，2012）。

不可否认，以“地域”为治理单位的传统乡村社会治理具有一定的时代价值。第一，促进传统村治权力的形成。传统村落是血缘和地缘一体化的社会，社会关系是一种以个人为中心、向外推己及人的同心圆差序结构。不同的社会网络节点形成了父权、族权、绅权和政权等权力要素（徐勇和徐增阳，2003），这些要素在不流动、封闭的乡土社会，共同管制和支配人们的行为。第二，推动乡村秩序的建构。在传统乡村“熟人社会”里，相互交错的等级组织和非正式关联网（杜赞奇，2004）共同推动

了乡村秩序的建构。例如，宗法礼俗、以乡绅为媒介的国家权力的渗透、守望相助的小农经济分别塑造了乡村的社会秩序、村治秩序以及经济秩序，规范了乡村社会的日常运行。第三，维持对乡村资源的汲取。传统村落的地域性特征保证了国家可以更方便地向乡村汲取资源，例如，清朝的里甲（税收）组织体系向乡村征收赋税（萧公权，2017），中华人民共和国成立之初的农业政策保证了国家能够汲取乡村资源从而满足工业发展的需要。正因如此，“地域性治理”在封闭和静止的乡村社会长期占据主导地位。

然而，改革开放以后，市场化、工业化和城市化的发展加速了乡村社会要素的高速流动，打破了传统乡村封闭、稳定的地域界限。地域界限被打破之后，当人们挣脱地域的羁绊时，会不可逆转地流动在非地域化场景中。因而，新的乡村治理模式需要建立在流动的基础上，必须在持续的脱域化进程中不断探索新的方式和构建新的模式（张康之，2016）。“脱域”是吉登斯在《现代性的后果》一书中提出的概念，用以描述现代性时空的重新组合与社会关系的重构过程。在他看来，“脱域”指“社会关系从彼此互动的地域性关联中，从通过对不确定的时间的无限穿越而被重构的关联中‘脱离出来’”（吉登斯，2011）。在流动的乡村社会，乡村生活和乡村社会关系原本是封闭的，在“象征标志”^①和“专家系统”^②两种脱域机制的作用下，乡村的时空网络得以延伸。脱域机制通过对“缺场”的各种其他要素的孕育，日益把空间从地点分离出来。从位置上看，乡村生活和乡村社会关系远离了任何给定的面对面的互动情势（吉登斯，2011），在新的场域建立了新的社会关系。

从学理性与实践层面看，数字技术的全域性、流动性、网络性等特征与“脱域”的时空分离、流动要素、关系重构等特征之间具有天然的耦合性。这主要体现为以下几个方面。首先，数字技术能够助推“象征标志”机制的媒介功能的实现。数字技术的应用可以打破传统村落时间、空间的限制，将村庄的人、事、物维系在数字空间中，打造基于血缘、地缘关系组建的“虚拟型”熟人社会（郭明，2022），便于村民跨时空的信息交流。其次，数字技术可以发挥集聚效应，将由咨询律师、建筑师、医生以及其他专业人士构成的专家系统复制到数字平台上，使这些由技术成就和专业队伍组成的体系以非人格化的方式在数字平台上跨时空延伸，为乡村社会运转提供预期的保障，推动多元主体共同参与，进而重塑乡村治理的时空。最后，数字技术能够驱动乡村治理结构的转型，依托数字技术所形成的虚拟公共空间可以突破现实空间的阻隔，重构乡村治理要素，改变乡村价值观念、权力结构、治理内容、治理方式、治理过程等（王薇等，2021），促进身处异地的村民的协商自治、治理权力的多元化、集体身份认同的构建（丁波，2022），优化乡村治理体系，从而推动物理世界的乡村治理共同体向乡村“脱域”共同体（胡卫卫和卢玥宁，2023）转型。

综上所述，本文提出的“脱域治理”是对“地域性治理”的批判性继承。一方面，它既具有“脱域”的流动性和时空分离的特征，因而是对“地域性治理”的稳定、封闭的特征进行的批判；另一方面，它又是对“地域性治理”的“在场性”特征的继承，能够体现“脱域”的“再嵌入”。具体而言，

^①象征标志指相互交流的媒介，它能将信息传递开来，不必考虑特定场景下处理这些信息的个人或团体的特殊品质。

^②专家系统指由相关技术和专业队伍组成的体系。

“脱域治理”指流动中的治理主体借助数字技术在虚拟空间实现跨时空参与乡村事务的治理过程，旨在突破地域性稳定封闭的界限，促进治理主体、治理资源、治理规则等治理要素在新的乡村场域中的回流，从而实现跨时空“共同在场”的治理目标。学者认为，流动背景下的村治一般包含主体、客体、环境（徐勇和徐增阳，2003）、空间（何阳和姜成武，2019）、场域、手段（何阳和高小平，2022）等要素。因此，借鉴前人的观点，本文认为，对“脱域治理”的要素解构可从治理主体、治理方式、治理空间和治理客体角度展开，以回答谁来治理、如何治理、在哪治理以及治理什么问题等。 “脱域治理”的分析框架具体如图1所示。首先，从治理主体看，“脱域治理”的治理主体主要指流动在外的村民，也包括非在地性的政府与其他社会主体。借助数字技术，能够使分散在各个场域的主体在数字平台上重新聚齐，保证“元治理”的主体在身体“缺场”情形下的实时互动。其次，从治理方式看，“脱域治理”需要借助数字技术将自治资源、法治资源和德治资源在数字平台上积聚和重现，重新发挥它们原有的治理价值，以引导乡村治理行为。再次，从治理空间看，数字技术可以将物理乡村空间平移至数字空间，打造网上乡村治理场域，塑造一套新的治理机制，规范治理行为。最后，从治理客体看，利用数字技术的分类和统合功能，能够将乡村治理过程中政府自上而下的统筹和自下而上的民意上传等相关乡村事务整合在大数据平台上，方便治理主体进行跨层级、跨部门、跨时空、跨场域的实时处理。

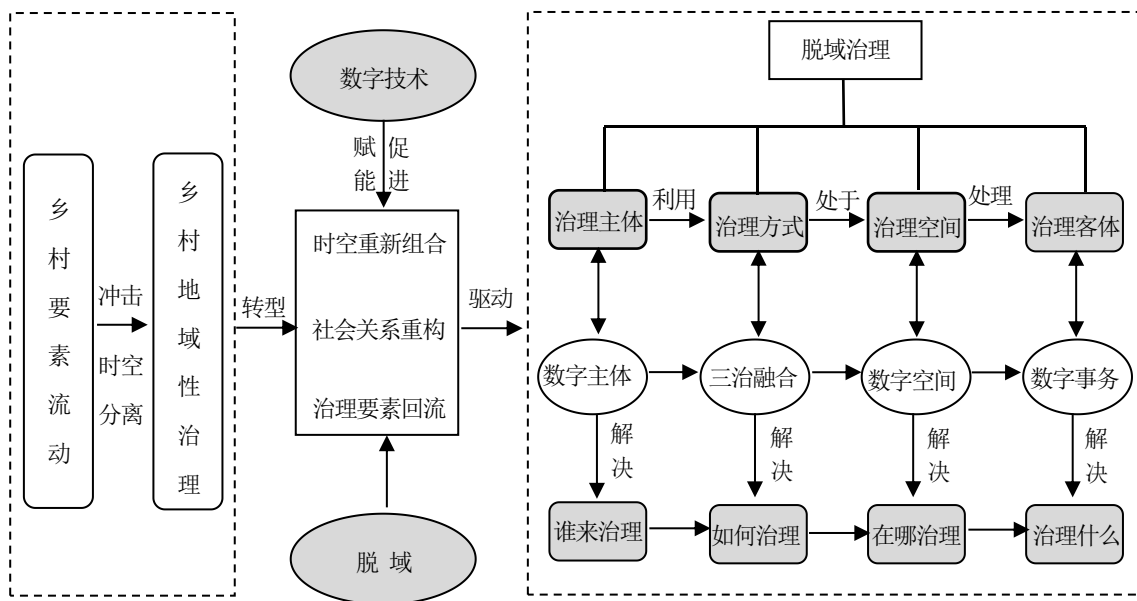


图1 “脱域治理”的分析框架

三、“地域性”约束：流动中的乡村治理困境

改革开放以来，市场经济转型和城市化发展所带来的人口流动，使乡村社会中的诸要素随之向外流动，打破了封闭、稳定的乡村状态，基层社会的关系疏离化、人口空心化、信息碎片化和秩序震荡化现象明显。传统的乡村“地域性治理”模式在应对深度变迁的、流动的乡村社会时渐趋式微，乡村

治理面临治理主体缺位、治理方式失灵、治理空间流动、治理客体脱嵌的困境。

（一）主体缺位：乡村人口“流失”逐渐加剧

中华人民共和国成立以来，乡村治理先后经历了政社合一、乡政村治和“三治”结合的发展阶段，乡村治理也从最初的政治机构主导逐渐转向了多元治理的格局。然而，长期以来的城乡二元经济结构使农村地区人口流失严重。大量乡村人口离开传统的生活环境，使乡村治理主体尤其是其中的精英、青壮年等人才流失严重，乡村社会发展缺少必要的人力资源。通常认为，合理的组织结构应由老中青三代人口组成，以确保组织的持续和长远发展。然而，青壮年人口的过度外流在一定程度上冲击了村民自治。农村“在地性”人口大多是年龄大、文化程度低的个体，高层次人才、专业技术人才占比低，创新创业能力强的致富带头人、见识广的青壮年人才更为短缺。这些现象导致乡村治理主体的储备力量不足和乡村治理主体的缺位。留在农村的大多数是老龄化人口、妇女和儿童，即所谓的“603861部队”。据统计，截至2020年11月1日零时，中国大陆居住在乡村的人口数量为50979万人^①。2020年，全国农民工的数量为28560万人，其中，外出农民工16959万人^②。此外，2020年中国农村空心化率为33.9%（刘爱梅，2021），2016年中国农村空心化率则为23.98%（李玉红和王皓，2020），农村空心化率4年提高了约10个百分点。基于以上分析，可以认为，在流动的乡村社会，由于常居在外的乡村精英、青壮年等主体长期不参与乡村发展实践，乡村的人口结构有所失衡，无法满足传统乡村“地域性治理”对治理主体身体“在场”的要求，乡村治理既缺乏人才支撑也日益失去活力。

（二）方式失灵：乡村“三治”约束效能受人口流动的影响而弱化

治理方式指各种治理主体通过对乡村特定的事务、人的活动进行管理、引导、改造，使乡村治理达到有序状态所采取的各种方法和手段。自中华人民共和国成立以来，中国的乡村治理方式由“政社合一”的政治动员、“乡政村治”的正式权力的非正式运作演变成现今的自治、法治、德治的“三治”结合。“三治”结合是乡村治理的一种主导形式。而在现实的乡村治理场域，由于大量青壮年人口向城市流动，传统乡村治理面临村“两委”监管乏力、村民权利表达渠道缺失、传统习惯规则失效、道德约束疲软以及村庄秩序动荡等问题（王冠群和杜永康，2021），“三治”结合这一治理方式的效能也因此受到影响。具体表现有如下三点：第一，乡村自治的弱化。由于权利表达渠道缺失、距离较远、自顾不暇等原因，常居在外的村民^③无法参与村庄资源使用、村庄规划建设、村民选举等政务、村务。长此以往，容易导致村民政治参与意识的淡薄和村“两委”主导的准行政化，进而弱化乡村的自治属性。第二，乡村法治的弱化。乡村治理是依法治理的薄弱环节，在乡村空心化的背景下，留守的老、妇、幼群体知识水平较低，他们的信息获取能力、对政府的监管能力和权利表达能力都较差，在一定程度上会阻碍法治在乡村社会中的宣传推行和贯彻执行过程。第三，乡村德治的弱化。流动在外的村

^①资料来源：《第七次全国人口普查公报（第七号）》，http://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202105/t20210511_1817202.html。

^②资料来源：《2020年农民工监测调查报告》，http://www.Gov.cn/xinwen/2021-04/30/content_5604232.htm。

^③本文的村民指具有农业户籍的人员，如无特别提及，下文的“村民”均指这一含义。

民由于长期处在城乡二元时空中，村民身体缺场现象日益常态化，彼此之间的交往程度普遍较低，乡村呈现“半熟人社会”甚至“陌生人社会”的特征。因此，基于“熟人社会”塑造的道德秩序、舆论体系、地方性知识等非正式的约束规则不再被村民认同，这使得声誉机制的外部制约和道德认同的自我规制作用大打折扣，从而加剧了乡村德治的弱化趋势。

（三）空间流动：乡村地域性的公共空间逐渐萎缩

乡村人口的不断外流，冲击了传统乡村的封闭空间，使乡村空间的社会结构、权力结构、规则要素和组织关系等发生重构和重组，乡村空间由同质化开始向异质化转向，由以往固定不变的场域向多维度的流动空间转变，这使得治理场景脱域化。脱域化具体表现在以下几个方面：第一，动摇了原本固定、静止、封闭的传统乡村社会的治理场景。在流动的乡村社会中，村民点与点之间的跨时空互动形成了多重网络，这使原本固定不变的地理空间治理单元因多重网络构造的冲击而发生了动态变化，交织的网络状多元化沟通系统逐渐取代了传统的点对点的交流与互动模式，进而使村民日常互动的乡村场景发生了松动。第二，乡村社会空间与地理空间发生背离。流动性解除了乡村人口对特定地理空间和社会位置的依附状态，原本以血缘、地缘等为基础形成的乡村聚集中心，因乡村人口的大量外出而变得分散，依附于地理空间的乡村社会空间关系发生了变化，乡村社会空间逐渐发展成多元联系的分散空间。第三，削弱了乡村的权利空间。乡村内部的公共议题、权利、资源等的分布，因乡村人口流动分散在各处而呈现散点状的空间分布特点，冲击了地域空间与政治单元的匹配性，本地域公民的相关权利由于部分村民处在外部空间而无法得到有效的表达。

（四）客体脱嵌：乡村公共事务逐渐抽象化

乡村治理客体脱嵌指对村庄事务的管理方式从原本依靠熟人关系的治理模式，转变成行政化、指令式的事务处理方式的过程。在传统的乡土中国，乡村是由一张张关系网构成的一个亲密社群的熟人社会，农民集聚在固定不变的乡村场域空间中进行交流与沟通，许多乡村矛盾和纠纷不需要外界的干涉便可自行内化。因此，这一时期村民对乡村事务的管理，与其说是对具体事务的治理，还不如说是对村民之间、村民与集体之间关系的治理。然而，随着各类乡村治理要素向城市的流动，乡村治理客体从由家庭、乡邻、政权组织等构成的网络中脱嵌出来，表现出不同以往的特征：一是乡村事务变得抽象化。由于从乡村流动出去的村民长期远离乡村，村民之间的交往无法像以往一样在日常的频繁联系中形成紧密的关系。这就使得乡村的治理事务本身脱离了具体的人际关系，剥离了乡村社会关系对乡村治理事务的牵扯。因此，乡村治理要素的流动使对乡村公共事务的治理由以往单一的熟人关系内化型治理向复杂多变的多元互动型治理转变，乡村治理客体变得抽象化、碎片化和形式化，仅仅依靠传统熟人关系进行事务管理的方式逐渐失灵。二是对乡村治理客体的处理变得规范化。由于缺乏熟人关系的约束与控制，乡村事务的管理对事不对人的程度较高，村民对乡村事务的管理往往是按章办事。因而，以群众工作和群众动员为主的传统社会关系处理方式的作用逐渐降低，需要更为健全、成熟的治理技术以及程序更加规范的治理方式。

综上所述，围绕乡村人口展开的对乡村事务的管理，已经从过去的以处理熟人关系的人情化为主的方式，逐渐转变为以事务为导向的理性化方式，这就使得传统乡村依靠对关系的处理来管理乡村事

务的方式，无法应对现今抽象化和规范化的治理客体。

四、超越“地域性”：数字技术驱动乡村“脱域治理”的实践路径

2021年12月至2022年2月，为深入了解将“陇南乡村大数据系统”应用于乡村治理领域的价值，笔者分别从省、市、县（区）、村四个层面对“陇南乡村大数据系统”的运作过程进行深入的调研，主要通过集体座谈、实地考察、走村入户以及线上回访等方式开展田野调查和资料收集工作。期间，共访谈甘肃省乡村振兴局主要领导，陇南市乡村振兴局主要领导，陇南市大数据管理局工作人员，陇南市武都区、康县、礼县、文县和两当县的乡村振兴局主要领导，康县左家庄村、康县冯家峡村、礼县郭家村、两当县贺家沟村和文县李子坝村的村干部和村民，深圳市布博卡科技有限公司的工作人员等，共计41人，获得了丰富的研究材料。在资料收集方面，本文遵循“三角验证”的要求，将所收集的材料分为三类。一是访谈资料。笔者收集和整理了在省、市、县（区）、村四个层面使用“陇南乡村大数据系统”的相关人员的访谈文字稿。二是二手数据资料。这里的资料主要包括“陇南乡村大数据系统”运用情况的总结报告、地方政府关于“陇南乡村大数据系统”经验做法的总结材料，数据台账，网上宣传“陇南乡村大数据系统”成效的资料等。三是参与观察资料。笔者实地观摩了“陇南乡村大数据系统”的界面操作过程，全面了解了该系统在微观数据层面交互过程的原理，积累了将数字技术应用于乡村治理的知识。以上资料互相独立，能够起到相互支撑、交叉验证的效果，从而可以提升本文研究结论的可靠性和准确性。

本文研究以“陇南乡村大数据系统”的乡村治理实践为案例，主要有以下两个方面的考虑：一是案例的典型性。一方面，现有的数字乡村治理实践大多在村一级层面展开，而由陇南市政府与深圳市布博卡科技有限公司共同开发的“陇南乡村大数据系统”则是从市级层面展开的数字乡村治理实践，后者更具系统性、整体性和典型性特征。“陇南乡村大数据系统”设置了1个市级门户、9个县（区）级门户、199个乡镇（街道）级门户、3288个村（社区）级门户，以及基层党建专栏、乡村振兴专栏等30多个栏目，覆盖了全市所有的村（社区）。围绕自上而下的政策信息和服务提供、自下而上的社情民意收集、横向贯通的村民自治能力提升“三个维度”，打造政策传播、宣传引导、便民服务、村民自治、群众监督、留住乡愁、服务三农、舆情分析、民意收集9个平台。政府各职能部门能够通过“陇南乡村大数据系统”把基层党建、政策宣传、改善民生、公共服务等职能延伸到陇南市的每个村落和绝大多数家庭，更好地满足在外村民跨时空参与乡村治理的需求。另一方面，该乡村大数据系统因影响力、用户量、数据量较大，于2021年5月入选农业农村部“2021数字农业农村新技术新产品新模式优秀案例”，因而具有一定的典型性。

二是案例的适用性。陇南市的农民占全部人口的一半以上，而且大量村民选择外出务工从而脱离了乡村，人口流动使传统“地域性治理”的功能在弱化。而“陇南乡村大数据系统”的开发与应用，可以打破“地域性”约束，构建一个“村民不在村里在群里”的“网上村庄”，数字技术在乡村“脱域治理”中的核心作用得以确立。这一案例适合用来研究本文的主题。因此，陇南市依托“陇南乡村大数据系统”所开展的乡村治理实践对破解由乡村“地域性”约束所形成的治理困境具有可探索的重

要价值。

“陇南乡村大数据系统”的总体架构如图2所示。

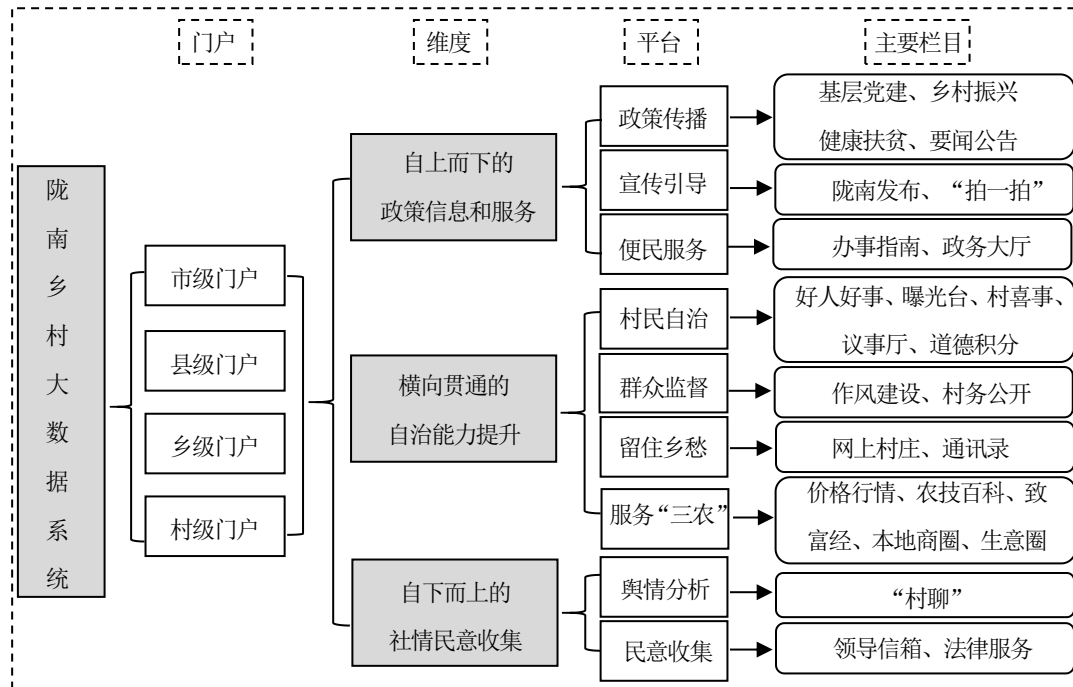


图2 “陇南乡村大数据系统”的总体架构

（一）主体转向：面向数字多元治理主体的“虚拟在场”

数字技术的应用能够打破以往乡村治理的时空限制，使身处不同地域的村民等主体脱离对传统乡村地域性因素的依附，从而推动村民等主体通过数字空间实现在自治事务中的“脱域式虚拟在场”和在乡村社会交往中的情感互动。

1. 数字技术驱动乡村治理多元主体的线上回归。2022年，陇南市的常住人口城镇化率只有38.49%，约2/3的人口是农民^①。而且，大量青壮年农民在东部城市务工，这使他们日常生活的居住地与户籍所在地在地理上产生了分离，从而制约其参与户籍所在地农村治理事务的积极性。针对村民流动在外而出现的“够不着、管不好”等问题，2013年，陇南市政府与深圳市布博卡科技有限公司开始筹划“陇南乡村大数据系统”的开发工作。“陇南乡村大数据系统”于2017年7月正式上线。截至2023年4月，在陇南市的3288个行政村，约有130万用户在该系统上完成认证，累计访客总数达980万，访客包括政府工作人员、社会组织成员、专家（例如律师、医生、建筑师等）以及村民等治理主体。该大数据系统能够打破传统“地域性治理”对村民“身体在场”的要求，将分散在不同时空的原子化治理主体重新聚合到平台上，从而助推政府引领、社会协同、公众参与的乡村治理新模式的形成。对政府而言，“陇南乡村大数据系统”有助于畅通政府与在外村民之间的沟通渠道，让政府可以通过“村

^①资料来源：《2022年陇南市国民经济和社会发展统计公报》，<http://tjj.gansu.gov.cn/tjj/c109457/202304/169828427.shtml>。

聊”群将有关政策和公开的信息、办事指南和相关服务的信息等传递给每家每户。正如左家庄村驻村干部D所说：“建立该系统后，外出务工人员可以通过登录该系统了解村里的日常，认证通过的村民可以通过‘村聊’这个栏目进行日常交流、发布日常动态，使信息联络更加通畅、快捷，由此形成了‘村民不在村里在群里’的新特点。”（访谈资料编码：ZD 20211228^①）对村民而言，该系统能够拉近在外村民与乡村的距离，使在外村民能够通过数字平台实时参与乡村事务，有助于提高村民参与农村治理事务的积极性。正如郭家村村民Y所言：“以前在外务工，距离比较远，回来成本比较高，对村里发生的事情基本上不过问。现在，通过这个乡村大数据系统，我也可以在远方为家乡发展建言献策了。”（访谈资料编码：GY 20211226）

2. 数字技术增强乡村治理主体的情感联结。传统乡土社会的交往规则建立在熟人社会的基础上，而市场化、工业化和城市化的发展推动了乡村人口的大规模流动，瓦解了乡村社会的网络关系，由熟人关系建立起来的乡土规则对乡村信任和互助体系不再发挥作用。具体来说，村民频繁的异地流动割裂了原有的面对面互动的紧密联系，乡村社会的认同感、血缘和地缘关系的牵扯以及村民记忆中的乡愁，均因时空的分离而日渐淡薄，基于固定的乡土场域建立起来的互帮、互助、互惠的情感共同体式微，乡村原有的熟人社会特征逐渐被半熟人、陌生人社会特征取代，从而导致情感共识的弱化。为增强在外村民与本村的情感联结，陇南市借助“陇南乡村大数据系统”的“留住乡愁”平台，“议事厅”“通讯录”等栏目，将流动在外的村民重新拉回乡村公共生活，让原子化的村民在“网上村庄”重新凝聚，促进村民彼此之间的实时沟通与情感联络，从而增强村民对乡土的情感联结。正如贺家沟村村民C所说：“我每天工作时间都比较长，放工后，会通过‘村聊’与村里人聊聊天，了解村子里最近发生的事情。比如，谁家儿子结婚了，在群里都会知道，大家发红包祝福，进一步提升了村子的人情气息。”（访谈资料编码：HC 20211227）此外，“陇南乡村大数据系统”还有助于拉近村民与政府的心理距离。村干部在“陇南乡村大数据系统”的政策传播平台上向村民推送和解读最新的政策信息，让村民可以及时获取相关信息，从而增强群众对政府的情感认同和信任感。正如郭家村村民Y所说：“我通过‘村聊’群了解到将自家庭院改造成产业晾晒场的相关政策。这使我花1500元便能够让‘泥巴院’变成‘水泥院’。”（访谈资料编码：GY 20211228）由此可见，数字技术能够为村民与家乡所在地政府工作人员、村民与村民、村民与村干部之间的交流互动搭建平台，在很大程度上拉近了彼此间的情感距离。

（二）方式转向：数字技术赋能乡村“三治”融合

流动性冲击了传统乡村“三治”的公共权威，使“三治”的约束效能逐渐弱化甚至失效。然而，陇南市搭建的“陇南乡村大数据系统”相当于一个融合了各种专业知识且可信赖的专家系统，能够为村民提供自治、法治、德治的技术性知识指导，使村民信赖的社会关系从具体而现实的物理情境中直

^①按照学术惯例，本文在案例中隐去了访谈对象的实际姓名。访谈资料编码由访谈对象所属地第一个字的首字母、访谈对象的姓氏首字母和访谈时间组成。例如，“ZD 20211228”，代表对左家庄村访谈对象段某的访问，访谈时间为2021年12月28日。下文同。

接脱离出来，通过时空跨越为村民提供预期的知识保障。

1.数字技术有助于夯实乡村自治基础。传统乡村“地域性治理”过程中自治主体身体“在场”的时空要求与乡村人口流动产生的身体“缺场”现象存在矛盾，这使流动在外和长期不参与乡村发展实践的村民在乡村治理过程中不断被边缘化。他们逐步沦为“沉默的大多数”，甚至选择“政治冷漠”。

“陇南乡村大数据系统”为流动在外的村民行使知情权、表达权、参与权等权利提供了渠道与场景，确保了村民对政府政策的知晓、对自身利益诉求的表达、对村级集体事务的参与，提升村民参与乡村治理的意识和能力，促进村民政治参与的话语权的回归，进而夯实乡村自治基础。具体来看，一方面，陇南市全面梳理了与村民自治相关的核心业务，将党务、村务、财务、服务等业务上传到“陇南乡村大数据系统”，村民通过手机便可以快速了解和解决相关的问题。例如，流动在外的村民可以实时在线了解村级选举、低保户评选、物资领取以及村级财务等情况。这有助于激活村民参与村庄事务的主体性。李子坝村村民H说：“我可以通过这个系统，看到村里的新闻公告、村务公开、政策咨询等信息。”（访谈资料编码：LH 20211229）另一方面，陇南市还充分提升村民的参与感，为村民提供向上反馈信息的渠道。例如，村民可以依托“陇南乡村大数据系统”的“拍一拍”“村聊”“议事厅”等栏目，对村里的重大决策、日常小事、人居环境等事宜进行自我商议并向上反馈，从而巩固村民参与村庄公共事务的主体地位。

2.数字技术能够提升乡村法治的保障能力。法治是国家意志的体现，在乡村治理实践中，为保障乡村社会的公平正义，无论是自治、德治、智治抑或是心治，均不得与法律法规和国家政策相抵触，不得逾越国家法律框架（陈荣卓等，2021）。在传统乡村治理过程中，基层政府掌握绝大部分的信息传播通道，相关信息向下传递时可能被筛选和加工，因而，“一事一议”制度常常陷入“有事不议”的实践悖论，村民的知情权和参与权受到限制。数字技术的应用能够打破传统科层制的封闭体系，推动社会组织、村民等主体对政府行为和村民行为进行全程监督，保证乡村基层政府依法行使职权和村民依法依规处理乡村事务，从而提升乡村法治的保障能力。“陇南市乡村大数据系统”的群众监督模块能够为政府和村民提供较为充分的信息沟通渠道。一方面，作为治理主体之一的政府能够利用大数据分析技术，对与监察相关的结构化、半结构化、非结构化数据进行多维分析，将分布式、散点式的碎片化民意汇聚成系统化的动态数据，消除监察主体之间的信息不对称；另一方面，对村民而言，借助大数据的可视化、透明化、可追溯的功能，村民可以及时了解和掌握相关的公共信息，村民的表达权、参与权、知情权和监督权得到保障。例如，村民可以通过“领导信箱”栏目、“法律服务”栏目向上级领导反映、检举和监督身边的腐败现象、党员干部作风不良等问题，“陇南乡村大数据系统”在很大程度上强化了村民对决策权和监督权的行使。正如陇南市委组织部工作人员Z所言：“全市一盘棋，我们可以通过党委书记微信群和系统发布任务，掌握各乡镇、村的最新动态和通报情况，指导乡镇党委把准方向、依法依规办事。”（访谈资料编码：LZ 20211230）

3.数字技术可以提升乡村德治的引领作用。德治是乡村治理体系与治理能力现代化的重要辅助工具，道德滋养村民的内心准则，塑造乡村社会运行的伦理规范，在乡村社会教化中具有重要的引导作用（陈松友和卢亮亮，2020）。对复杂的乡村场域的治理，需要软硬方式的结合，既需要自治和法治

的“硬治理”方式，以维护正式治理机制的权威性，又离不开软性的道德方式来调和乡村的社会关系。陇南市充分发挥德治的引领作用，通过榜样示范、教育、引导、劝说等方式潜移默化地更新村民的治理理念，推动形成文明乡风、良好家风、淳朴民风。一方面，通过开展“榜样标杆示范”宣传活动，推动思想道德建设。“陇南乡村大数据系统”设置“好人好事”栏目，用以向外宣传本村道德模范、身边好人等先进典型，通过榜样带动和相互对照，推动文明乡风的形成。另一方面，通过正向和负向激励方式的结合营造和谐的氛围。该系统设置的“道德积分”栏目能够将琐碎、繁多、复杂的乡村事务化解为标准化的积分指标，让乡村事务变得容易操作，从而调动村民参与乡村治理的主动性、积极性和创造性。例如，村民可以在系统中通过信息发布、评论、投票、调查等方式获得相应的积分，凭着积分可以在该系统中的商城兑换商品。此外，“陇南乡村大数据系统”设置的“曝光台”栏目，有助于村民对不良行为进行曝光和批评，以道德谴责和社会舆论遏制村民陋习。

4.数字技术助推“三治”融合。在高度流动的现代社会，乡村社会发生了重大变迁。面对自治主体缺位、道德规范影响式微、法治意识淡薄等境况，“三治”融合成为乡村治理的必然选择（钟海和任育瑶，2020）。陇南市最初在探索“三治”融合这一乡村治理模式的过程中，曾出现重“三治”轻“融合”的现象，具体表现为自治、法治、德治的归口管理部门各负其责，自成体系。例如，民政部门、司法部门、宣传部门分别主抓自治、法治、德治工作，各项工作分类推进，缺乏整体协同性，从而出现了治理主体互动失灵、条块管理分割、不同部门各行其是、信息碎片化、服务断裂等弊端，大大影响了乡村治理的效能。为破解上述难题，陇南市借助“陇南乡村大数据系统”这个平台，搭建了一个虚拟型协调整合的“统筹机构”。该机构是资源下沉的枢纽和中转站，能够将“三治”融合的运用具象化为“政策传播、宣传引导、便民服务、舆情分析、民意收集、村民自治、群众监督、留住乡愁、服务‘三农’”9个模块。各职能部门通过该乡村大数据系统可以整合9个模块的资源和服务，完成对碎片化信息的整合，协同推进“三治”。总体而言，政府可以通过该系统统筹协调自治、法治、德治的整体关系，充分发挥政府、社会组织、村民等治理主体在乡村治理中的协同作用，共同构建一种“以夯实自治为基础，以法治威慑的硬约束为保障，以德治教化的软约束为引领”的立体格局，推动乡村由碎片化治理向整体性治理转变。

（三）空间转向：数字技术拓展乡村治理场域

数字技术能够将传统的村民自治所依托的现实物理空间延伸到由互联网技术搭建的虚拟空间中，为村民的自我教育、自我管理和自我服务提供信息交流的媒介，从而推动乡村政治空间和社会生活空间的拓展与转向。

1.数字技术拓展了乡村政治空间。空间是村民权利得以有效表达的前提和基础。乡村政治空间是村民能够依法行使自己的政治权利、参与乡村事务的管理、维护自身权利的场所。在现实的乡村生活中，大多数基层民众受到观念与制度的影响，对改变宏大的国家结构和法律缺乏兴趣（斯科特，2007）。而且，部分村民常年流动在外，对参与政治漠不关心。长此以往，村民能够表达的权益空间被压缩。为拓宽政治空间，政府通过“陇南乡村大数据系统”，能够将各个职能部门采集的碎片化数据和信息汇集起来，推动政府、村民等主体的信息交互和共享，保证村民对数据的合理使用和对政府行为的有

效监督。对村民而言，该系统收集端所收集的信息经过平台向公众解码和公开，进而转化为公开信息。村民可以通过公开信息获得政治参与和权力监督所需的充分信息，村民所获得的这些信息在村民参与乡村治理的情景中转变为个体权利与个体知识，从而赋予村民更多的政治话语表达和权利实践空间（谢治菊和范飞，2020）。例如，冯家峡村村民 F 说：“我们直接可以在系统上操作，对于一些做得不好的地方，可以在系统上表示不满，现在政府的服务态度好太多了。”（访谈资料编码：FF 20220102）对政府而言，政府工作人员可以利用大数据分析技术，对复杂的海量数据进行分析、处理和计算，并将特定的权力、知识应用到相关场景中，进而将权力关进数据的“铁笼”。一旦发现权力越界行为，便可实现精准问责。可见，在这个虚拟网络空间中，乡村事务在平台上经历了权力痕迹公开、民众政治参与、部门合作共享的过程，这既可以使公共权力被有效地制约和监督，又有助于拓展村民利益表达的政治空间。

2. 数字技术拓展了乡村社会生活空间。在乡村社会，山坡田野、桥头巷口、乡间泥路等都是村民日常活动和情感交流的公共空间。这些空间既是满足村民日常生活、生产需求的生存空间，也是令村民心生敬畏的信仰空间，还是规范乡村社会秩序的道德空间，具有鲜明的内生性与自发性特征（管其平，2021）。然而，由于乡村人口大量向外流动，“生于斯，长于斯”的乡村社会的恒常性状态被打破，现有的乡村生活空间面临被压缩、瓦解甚至消灭的可能，原有的乡村人情味、礼俗秩序等也受到一定程度的冲击。为重塑原本的乡村社会生活空间场景，陇南市利用“陇南乡村大数据系统”打造“网上村庄”这一栏目，将与村民相关的场景上传至系统，使人、建筑物和职能部门成为网络上的一个个节点，共同构成网上村庄的“肉体”，进而实现乡村物理空间的虚拟呈现。在这个虚拟的乡村社会生活空间中，常居在外或者本地的村民均可以进行信息交流和情感联络。这有助于推动村民的虚拟“共同在场”和“公共交往”，增强村民对乡村的认同感和归属感。例如，在外务工的村民，可以通过“陇南乡村大数据系统”的“通讯录”栏目，随时与同村村民电话联系，大大增强了彼此的情感交往力度。正如贺家沟村村民 L 所说：“要是遇到队里^①哪家有困难，我们在‘村聊’说一下情况，无论在外打工还是在家里的，多少都会捐点钱。我觉得这个‘村聊’拉近了大家的距离。”（访谈资料编码：HL 20211230）

（四）客体转向：面向乡村治理体系的数字事务整合

社会主义现代化进程中，乡村地区“人地分离”现象明显，这使自上而下的政府统筹和自下而上的民意传递两条路径在乡村治理结构的末端出现断裂，乡村治理面临行政体制条块分割、乡村事务分散等困境（熊万胜和刘炳辉，2020）。为将碎片化的乡村事务进行有机整合，陇南市政府与深圳市布博卡科技有限公司共同开发的“陇南乡村大数据系统”可以涵盖市、县、镇、村多级移动互联网应用的子系统。通过这一系统，各职能部门能够实行多级部门联动和数据的纵横融合，促进信息的快速上传下达，从而全面提升政府办事效率、简化民众办事流程。“陇南乡村大数据系统”能够有效地将散乱的乡村事务进行快速整合，在市政府的引领带动下，推动各级政府组织打破信息壁垒，主动将本部门的政务数据纳入“陇南乡村大数据系统”，具体过程如下：一是高位推动数据系统建设。陇南市从市

^①当地方言，含义等同于“村里”。

级层面开始推动该大数据系统的数据库建设工作，将全市人口基础信息数据库、法人单位基础数据库、信用数据库等基础数据库作为乡村大数据系统的基础数据，使全市各级政府可以通过乡村大数据工具包创建市级、县级、镇级的区域性门户，逐步形成地方区域农村移动互联网应用的中心和连接的枢纽，保证完整数据的实时调用。二是促进平台的融合。陇南市通过该系统，将中共陇南市委政法委员会、陇南市委统战部、陇南市民族宗教事务委员会、陇南市卫生局、陇南市教育局等职能部门平台与村级门户融合起来，整合党政部门各类平台，以党建引领平台作为整合各职能部门平台的主要耦合点，推动国家权力透过这个耦合点向基层纵向延伸渗透。总而言之，“陇南乡村大数据系统”有机整合了乡村治理的各项事务，能够突破治理主体的身份限制和“地域性”的时空约束，使线下政府办公、村民服务的相关业务均集中在数字空间，完成了物理空间的乡村事务线上办理的全覆盖，实现各职能部门的业务、事项和流程的全覆盖。

五、主体、空间、资源：数字技术驱动乡村“脱域治理”的运作逻辑

新的乡村治理观，要立足“流动性”的秩序观，要以流动、开放、多中心和共享为原则，借助数字技术的“脱域式”赋能，建立规范人与人之间关系的规则，充分发挥村民跨时空自我管理的功能。借助数字技术构建新的乡村虚拟空间，乡村治理主体可以突破物理空间的“地域性”限制，推动原本外流的乡村治理要素在新的时空场域的回流，使治理主体在身体“缺场”情形下还能够有效运用乡村资源对乡村事务进行治理，从而形成以“流动导向”为基础的“脱域治理”。“脱域治理”的基础是乡村治理主体，主体建构旨在形成多元治理主体“虚拟共场”的治理格局；“脱域治理”的保障是空间，空间再造旨在形成维持治理主体行动的秩序；“脱域治理”的核心是资源，资源共治旨在推动乡村各项治理要素的整合。本文根据三者之间的互动关系，从主体建构、空间再造和资源共治三个层面深入阐释数字技术驱动乡村“脱域治理”的运作逻辑。

（一）主体建构：数字技术赋能多元融合参与

乡村“脱域治理”效能有效发挥的关键在于治理主体的互联、互通、互信。数字技术的嵌入有助于打破传统乡村“地域性治理”的时间和空间壁垒，驱动乡村治理主体由“生物人”向“数字公民”转变，突破物理时空对身体“在场”的限制，从而实现治理主体的跨时空融合参与。

1. 数字技术推动乡村治理主体的身份转型。数字公民是现实世界的社会组织、村民等主体利用算法在数字空间建构的身份虚拟主体，它既是生命实体的数据表征和符号，又是治理主体在物理世界中的权、责、利关系在数字空间同步拓展的重要体现。为满足乡村治理场景的现实需求，乡村治理主体需要实现“生物人”向“数字公民”的转变，这个过程不是简单的数字代码的身份转型，而是要满足身份认同和主体认同条件，要求已建构的身份在数字空间直接行使主体权利、承担主体责任和义务的行为具有合法性。数字技术推动乡村治理主体的数字化身份转型要经历身份认同和主体认同两个阶段。一是身份认同。现实世界的社会组织、村民等主体的身份经过数字化重塑转变为数字公民后，其网络行为的责任可以由数字主体所代表的生命实体来承担（徐强，2022）。一言以蔽之，生命实体只有进行身份识别后，才能获得在乡村数字空间的通行证，才能够自由参与乡村治理。例如，陇南市的所有

治理主体均要在“陇南乡村大数据系统”上注册并验证村民身份，之后才能在系统上顺利地进行正常的业务办理和操作。二是主体认同。现实世界的社会组织、村民等主体经过身份认同后，为避免治理主体“只注册不参与”的情况，还需要进行数字公民的主体认同，即政府要通过“陇南乡村大数据系统”明确数字公民的权、责、利，为他们增权赋能，激活其参与乡村治理的主体性。例如，该乡村大数据系统在顶层设计时就已经明确了政府、社会、市场等主体的权责利边界。此外，数据的透明和共享，也能够使数字公民掌握实时信息，从而提升其参与乡村治理的能力。

2. 数字技术强化乡村治理主体的公共信任。乡村人口的大规模流动，冲击了传统乡村社会因地缘、血缘等建立起来的信任机制。而数字技术的应用，可以通过信任转移，将由流动引发的面对面交流优势的缺失、视觉信任印象的缺失在虚拟空间补回来，保证村民和村民之间在信息、情感和行动等方面的互动，从而维持原有的熟人信任社会。具体而言，“陇南乡村大数据系统”主要通过技术信任机制、村民人际信任机制和政治合法性信任机制三种机制来强化乡村治理主体的公共信任的，具体体现在以下方面。

第一，技术信任机制。“陇南乡村大数据系统”是由陇南市政府与深圳市布博卡科技有限公司联合开发的，这能够保证软硬件基础设施的完整性、平台操作的易用性与感知性、数学算法的可靠性等技术安全，使村民信任虚拟空间的安全性，不必担心隐私被侵犯、信息泄露等风险。因而，村民可以放心地参与到网上村庄的各项事务中。第二，村民人际信任机制。“陇南乡村大数据系统”所构建的分布式的数字化社会网络，可以吸纳大量熟识的村民，在外的村民可以通过该系统看到彼此发布的信息，由此形成“区块链式”的共识机制，确保数据信息的真实性，进而提高彼此之间人际交流的信任程度。第三，政治合法性信任机制。该机制来自民众对政府政治合法性的信任。具体来说，“陇南乡村大数据系统”的开发与推广都是政府自上而下推动的，基于政府的背书，村民和其他治理主体均认同该系统的合法性，信任该系统的安全度、公共事务响应度和信息公开度。

3. 数字技术提升乡村治理主体的治理能力。通过数字技术搭建的信息共享管理平台，打通了政府、社会、市场以及村民之间的沟通桥梁，将乡村原本分散在各地的政府部门、社会主体、个人在虚拟空间进行重聚。借助“陇南乡村大数据系统”，多个治理主体可以找到触及他们痛点和与自身利益密切相关的具体事项。在这个虚拟公共空间中，社会组织、村民等主体可以围绕乡村发展、公共利益等公共事务进行讨论，提升他们参与乡村治理的意识。而且，“陇南乡村大数据系统”将原本碎片化、条块化的事务进行高度整合，增强多元主体参与乡村治理的能力。对政府而言，作为治理主体的政府可以利用大数据分析技术对复杂的海量数据进行分析、处理和计算，准确识别村民、社会组织的行为特征和活动规律等轨迹数据，追踪、预判乡村治理过程中的“堵点”“痛点”“难点”，通过多部门协同、可视化指挥、智慧化分析以及闭环式管理，为群众提供精准的公共服务，为各类乡村治理主体的决策提供支撑。对其他治理主体而言，大数据提升了他们获取信息和资源的能力，有助于打通线上与线下、城镇与乡土、专家与平民之间的联系，推动治理重心的下移、资源的下沉和权力的下放，促进扁平化治理体系的构建，从而破除传统治理中的管理迟滞与资源限制的困境。同时，大数据的开放性、透明性和可追溯性，有助于保障村民等多元主体的选举权、知情权、参与权和监督权等民主权利的自

由表达，有效防止自治和行政化之间的执行空间被不断压缩，提升治理主体的政治话语权和参与乡村治理的能力。

（二）空间再造：数字技术驱动乡村新场域秩序重构

福柯曾提出：“空间是任何公共生活形式的基础，空间是任何权力运作的基础。”（福柯，1997）空间既包含社会行动，也会塑造社会行动。面对多元治理主体身体缺场导致的“地域性治理”的困境，乡村治理主体可以借助数字技术再造虚拟的乡村治理空间，促进制度规则的产生和巩固，以此规范和约束各治理主体的行为，重构乡村场域的秩序，从而实现跨地域、跨层级、跨时空的乡村“脱域治理”。

1. 数字技术助推空间治理的规则化。规则既为治理主体的行动划定了框架，也为其行动提供了依据。将规则的构成要素嵌入数字空间，能够重新规定组织要素之间的关系，进而推动治理空间产生新的行为规范。在现实的乡村社会，乡村治理主体往往受法律、乡规民约、积分制等正式、非正式制度的规制。而在虚拟空间中，代码已然成为一种新形态的制度——技术即制度（张茂元，2020）。由于代码在网络空间具有一定的规制能力，人们的种种行为均会受到组成网络空间的代码的约束。在乡村虚拟空间这一场域，代码也具有同样的约束作用。代码在乡村虚拟空间的规制能力具体表现是：政府在设计、研发和修改“陇南乡村大数据系统”时，该系统就已经包含了乡村治理过程的流程安排。具体来说，“陇南乡村大数据系统”规定了政府工作人员、村民、企业家、社会组织人员的权限，界定了他们之间的互动关系。简言之，乡村数字空间的运作程序在现实世界获得合法性后，经数字系统的代码编译后呈现出来。乡村社会的运作过程也遵循代码规定的路径，从而可以重新规定网上村庄运行的方式和过程。对应到现实世界，代码规定的路径相当于现实中指导和约束人们社会活动行为的法律制度条例。

2. 数字技术助推空间治理的标准化。“陇南乡村大数据系统”通过设计者提供的菜单和选项，能够迫使用户执行该系统设计者预设的路线，使乡村相关业务的处理流程变得标准化。具体来说，当线下社会组织人员、村民等主体点击“陇南乡村大数据系统”的相应业务时，该系统便可以自动执行相应业务的程序，进而激活系统上的业务功能。换言之，“陇南乡村大数据系统”宛如一个“黑盒子”，指令一经上传，代码就会自动发生作用，该系统全程以非人格化的方式进行业务的处理与结果输出，减少现实世界中人为操作带来的执行偏差。准确地说，自动执行是技术发挥制度规制功能的一种有效途径。它用前端可视化页面的转换与界面的结果显示，告诉操作用户什么样的操作会得到什么样的结果，每一步都是透明的。如此一来，现实乡村治理工程中可能存在的“黑箱操作”或者“乱作为”在代码的刚性约束下大都不会发生。例如，在“陇南乡村大数据系统”中，在村民从注册、登录、查询信息到发表个人见解的多个阶段，界面随着用户的点击不断切换，整个过程均是遵循系统事前设置的路径而进行的，不会因个人的喜好而改变。因此，“陇南乡村大数据系统”塑造的乡村“虚拟空间”具有较强的规制化和标准化特征。

（三）资源共治：数字技术促进乡村治理要素的整合

乡村治理资源（例如人力、信息、资本等要素）的向外流动，使传统乡村的政治结构、经济结构和社会结构均发生了深刻的变革，推动乡村治理资源由关注对传统“地域性”本土资源的利用，逐渐

转向对新时期“脱域性”跨时空资源的整合。在这个“网上村庄”，乡村治理主体利用数字技术的“脱域式”赋能功能，可以激活人力资源、促进资源要素的共享，推动乡村治理过程中各类资源和要素的互动与整合，实现乡村资源在虚拟空间的共治。

1.数字技术激发人力资源的活力。通过参与机制和中介机制，数字技术可以将身体长期“缺场”的乡村多元治理主体重新带回数字空间，使各级党组织、政府、社会、市场和村民等各类主体能够在网络空间重新汇聚起来，倒逼政府各职能部门积极回应各类治理主体的内在需求，激发人力资源的活力，从而实现以行动有序促进治理有效的目的。“陇南乡村大数据系统”主要通过参与机制和中介机制两种机制来激发人力资源的活力。一是参与机制。政府可以利用“陇南乡村大数据系统”的拓展功能，通过各种方式将与乡村治理相关的各类主体汇聚到平台上来，使他们能够有参与乡村事务治理的机会。具体来说，为使“陇南乡村大数据系统”能够被乡村治理主体感知、接受和使用，政府在投入使用该系统时经历了以下三个步骤。首先，政府工作人员通过走村入户的宣传方式，向各个辖区的村民展示该系统的易操作性和适用性，使村民能够感知到这个系统的存在，进而吸引村民注册和加入，推动村内与村外、家庭与家庭的数据连通，从而完成第一步的数据集成工作。其次，“陇南乡村大数据系统”打造了既可以满足企业需要的“企业开办”“工程建设项目审批”“纳税服务”等服务的网上窗口，又可以满足村民等主体需要的“医疗保险”“劳动就业”“宅基地管理”“涉农补贴”等服务的网上窗口。这些网上窗口有助于提升各类主体办理业务的便捷程度，让各类主体能够接受并且长期使用该系统，通过这种方式不断培养他们使用系统办理日常业务的习惯。最后，利用“陇南乡村大数据系统”上的商城积分兑换商品的功能，鼓励乡村治理主体积极参与对乡村事务的管理，激发治理主体的活力。

二是中介机制。政府通过“陇南乡村大数据系统”的中介机制，可以搭建多元主体互动的桥梁。具体而言，作为现实主体与网络主体、网络主体与网络主体之间互动的纽带和平台，“陇南乡村大数据系统”能够使各个主体可以在这个平台上交流与互动，进而推动不同治理主体之间的即时交流和信息反馈，促进多元共治局面的形成。

2.数字技术促进资源要素的整合与共享。数字技术能够将政策宣传、基层党建、民生改善等职能联结在一个大数据平台上，将乡村治理过程中分散化、分段式和碎片化的组织结构转变为事务流和数据流相融合的整体性治理结构，使政府的各个职能部门能够进行实时互动、跨界融合和数据共享，打破部门壁垒和数据壁垒，促进资源的整合与共享。

具体来说，陇南市政府借助“陇南乡村大数据系统”的数据整合功能，可以将条块分割的信息、散乱的村务等进行数据分类与集聚融合，从而推动各类乡村治理资源的共享与整合，具体过程如下。

一是以大数据技术的集成功能整合碎片化资源。“陇南乡村大数据系统”聚焦乡村治理任务，政府可以通过“模块化”的方式，整合各职能部门、人力、组织要素等资源，通过纵向的跨层级整合与横向的跨部门贯通，不断进行资源的合理配置和治理结构的优化，打破条块分割的信息壁垒，避免原有的治理结构封闭、治理主体分散、信息碎片化等现象。例如，政府可以通过“陇南乡村大数据系统”，点击“政策传播”平台上相应栏目的窗口，以此完成政府基层党建、乡村振兴、医疗卫生、政策咨询

等自上而下的政策信息和服务的落实工作。

二是通过大数据促进治理资源的共享。政府、村民、社会组织等多元主体可以利用该乡村大数据系统的算法模型、分类系统和分布式应用等功能，对日常上传的各类资料、数据等进行精细化处理、系统化分类和可视化显示，既能够促进“非在地”治理主体对治理资源的利用与共享，也可以促进上下级政府之间、同级政府的部门与部门之间、政府与村民之间的资源共享。

六、结论与讨论

中国的传统村落是一个以自给自足的生产方式和由血缘、地缘等构成的相对封闭的社会关系网络为基本特征的乡村社会，村民固守自己的田地和家园，乡村人口是不流动的。随着中国社会的快速变迁，虽然人口不流动的现象有所缓解，但是，在改革开放以前，中国乡村的人口仍受到户籍制度、统购统销等制度的制约，农村居民与城市居民均被限制在各自的生活场域，村落被锁定在特定的、封闭和静止的时空范围内，乡村人口的流动是极为有限的。在这种人口不流动的封闭乡村，以稳定为导向的“地域性治理”模式对维系静态乡村的正常运转仍然具有得天独厚的优势。此时，“地域性治理”模式维持着乡村的资源分配、权力规制和秩序塑造之间的有序互动，保证了乡村治理主体的自我管理和建设。随着改革开放和社会主义现代化进程的加快，乡村中的人、物、信息、资本等不断向城市流动，传统乡村静止的、稳定的“地域性治理”模式无法有效应对流动所带来的系列治理困境。因而，需要找到不同以往的治理模式，以充分适应“流动性转向”的乡村社会。由数字技术所赋能的“脱域治理”正是基于“流动性”情境所产生的新治理模式。乡村“脱域治理”模式将乡村已脱离的社会关系在数字空间中进行重新联结，弥补原本治理场域中流程、资源等的“不在场”缺陷，推动乡村治理主体、客体、方式等超越时空界限的互动，突破传统乡村治理模式以“地域”为单位所造成的物理空间对治理效果的限制，实现乡村的“脱域治理”与不断变化的流动要素之间的匹配和适应，从而帮助解决乡村因流动而引发的治理困境。

流动性背景下乡村治理的转型是推进国家治理体系和治理能力现代化的重大课题。基于以上分析，本文研究的政策启示有以下四点：

第一，应积极构建数字乡村治理共同体。在乡村，流动已成为常态。应主动构建数字乡村背景下的“脱域共同体”，突破人、地、物时空分离对乡村“在场”治理的束缚，促进共同体内各要素在虚拟空间中的回归，驱动治理主体多元化、治理资源共治化和治理利益共享化，助推乡村治理过程中政府、社会和市场的共同在场，进而推动共建共治共享的“数字治理共同体”的构建，实现乡村治理的现代化转型。

第二，应增加乡村治理事务的应用场景。在现有的乡村数字治理实践中，并非所有的乡村事务均可复制到数字平台上。因此，应根据乡村资源禀赋和治理需求，分层、分类打造数字应用场景，增加乡村事务在线化的类型，推动乡村各领域的数字治理。

第三，应建构多元主体数字化参与的合法性。应尽快实施与数字参与相适应的规章制度，界定数字空间中各主体的权、责、利，确保流动在外的村民等主体在身体“缺场”情形下参与本村事务的合

法性和有效性，从而充分保障村民的知情权、参与权、表达权和监督权。

第四，应重视对村民信息分化风险的预案化防范。不同年龄、性别、受教育程度的村民掌握数字技术的能力有所不同，这会限制信息能力较弱的村民（例如老年人）自由表达话语的权利，引发乡村非均衡化参与的信息分化风险，致使政府和乡村社会应有的公平和道德关怀缺失。因此，应尽快构建相应的村民数字素养的培训机制和多层次支持体系，以此缩小各类群体的信息分化程度。

参考文献

- 1.陈荣卓、李梦兰、马豪豪，2021：《国家治理视角下的村规民约：现代转型与发展进路——基于“2019年全国优秀村规民约”的案例分析》，《中国农村观察》第5期，第23-36页。
- 2.陈松友、卢亮亮，2020：《自治、法治与德治：中国乡村治理体系的内在逻辑与实践指向》，《行政论坛》第1期，第17-23页。
- 3.丁波，2022：《数字治理：数字乡村下村庄治理新模式》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第2期，第9-15页。
- 4.杜赞奇，2004：《文化、权力与国家：1900—1942年的华北农村》，王福明译，南京：江苏人民出版社，第33-34页。
- 5.费孝通，1985：《乡土中国》，北京：三联书店，第101页。
- 6.福柯，1997：《权力的眼睛：福柯访谈录》，严锋译，上海：上海人民出版社，第152页。
- 7.管其平，2021：《空间治理：过渡型社区治理的“空间转向”》，《内蒙古社会科学》第6期，第30-37页。
- 8.郭明，2022：《虚拟型熟人社会：一个新乡村社会形态》，《探索与争鸣》第2期，第95-105页。
- 9.何阳、高小平，2022：《迈向技术型自治：数字乡村中村民自治空间转向的社会建构》，《内蒙古社会科学》第6期，第155-162页。
- 10.何阳、娄成武，2019：《流动治理：技术创新条件下的治理变革》，《深圳大学学报（人文社会科学版）》第6期，第110-117页。
- 11.贺芒、范飞，2023：《脱域与回归：流动村民参与乡村振兴的困境与路径》，《湖北民族大学学报（哲学社会科学版）》第2期，第83-93页。
- 12.胡卫卫、卢玥宁，2023：《数字乡村治理共同体的生成机理与运作逻辑研究——基于“中国大棚第一村”数字乡村建设的实证考察》，《公共管理学报》第1期，第133-143页。
- 13.胡卫卫、辛璁怡、于水，2019：《技术赋权下的乡村公共能量场：情景、风险与建构》，《电子政务》第10期，第117-124页。
- 14.吉登斯，2011：《现代性的后果》，田禾译，南京：译林出版社，第16页、第18页、第24页。
- 15.卡斯特，2001：《网络社会的崛起》，夏铸九、王志弘等译，北京：社会科学文献出版社，第465页。
- 16.李玉红、王皓，2020：《中国人口空心村与实心村空间分布——来自第三次农业普查行政村抽样的证据》，《中国农村经济》第4期，第124-144页。
- 17.刘爱梅，2021：《农村空心化对乡村建设的制约与化解思路》，《东岳论丛》第11期，第92-100页。

18. 闵学勤, 2020: 《激活与赋能: 从乡村治理走向乡村振兴》, 《江苏行政学院学报》第6期, 第45-52页。
19. 斯科特, 2007: 《弱者的武器》, 郑广怀、张敏、何江穗译, 南京: 译林出版社, 前言第2页。
20. 孙九霞、周尚意、王宁、朱竑、周大明、甄峰、刘行健、杨晶晶、陈敬复、杨茜好, 2016: 《跨学科聚焦的新领域: 流动的时间、空间与社会》, 《地理研究》第10期, 第1801-1818页。
21. 田毅鹏, 2012: 《地域社会学: 何以可能? 何以可为? ——以战后日本城乡“过密—过疏”问题研究为中心》, 《社会学研究》第5期, 第184-203页。
22. 王冠群、杜永康, 2021: 《技术赋能下“三治融合”乡村治理体系构建——基于苏北F县的个案研究》, 《社会科学研究》第5期, 第124-133页。
23. 王薇、戴姣、李祥, 2021: 《数据赋能与系统构建: 推进数字乡村治理研究》, 《世界农业》第6期, 第14-22页。
24. 吴越菲, 2017: 《地域性治理还是流动性治理? 城市社会治理的论争及其超越》, 《华东师范大学学报(哲学社会科学版)》第6期, 第51-60页、第170页。
25. 吴越菲, 2019a: 《重建关系性的“乡村”: 实体主义乡村发展观的关系转向及其实践脉络》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第28-36页、第157页。
26. 吴越菲, 2019b: 《迈向流动性治理: 新地域空间的理论重构及其行动策略》, 《学术月刊》第2期, 第86-95页。
27. 吴振其、郭诚诚, 2023: 《从高音喇叭到低声微信群: 乡村公共性再生产与社会治理转型——基于一个华北村庄的田野调查》, 《中国农村观察》第2期, 第34-52页。
28. 向玉琼, 2021: 《走向网络治理: 流动性背景下的乡村治理变革》, 《学习论坛》第2期, 第79-87页。
29. 向玉琼, 2022: 《流动社会中数字治理的优势、风险与完善》, 《探索》第2期, 第153-163页。
30. 萧公权, 2017: 《中国乡村——19世纪的帝国控制》, 张皓、张升译, 北京: 九州出版社, 第35页。
31. 谢小芹, 2019: 《“脱域性治理”: 迈向经验解释的乡村治理新范式》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第63-73页。
32. 谢治菊、范飞, 2020: 《大数据驱动民生监察的价值、逻辑与图景——以“T县民生监察大数据平台”为例》, 《中国行政管理》第12期, 第125-131页。
33. 熊万胜、刘炳辉, 2020: 《乡村振兴视野下的中国乡村治理传统及其转型》, 《社会科学》第9期, 第85-94页。
34. 徐强, 2022: 《拟像抑或真实: 数字主体的身份确认》, 《南京师大学报(社会科学版)》第1期, 第152-160页。
35. 徐勇、徐增阳, 2003: 《流动中的乡村治理》, 北京: 中国社会科学出版社, 第64-69页。
36. 张康之, 2016: 《地域、领域与领域融合——探讨人类社会治理的历史背景问题》, 《新疆师范大学学报(哲学社会科学版)》第4期, 第1-10页。
37. 张康之, 2019: 《论流动性提出的社会治理变革要求》, 《西北大学学报(哲学社会科学版)》第3期, 第23-32页。
38. 张茂元, 2020: 《数字技术形塑制度的机制与路径》, 《湖南师范大学社会科学学报》第6期, 第1-10页。
39. 郑永年, 2014: 《技术赋权: 中国的互联网、国家与社会》, 邱道隆译, 北京: 东方出版社, 第15页。

40.钟海、任育瑶，2020：《“三治融合”乡村治理体系研究回顾与展望》，《西安财经大学学报》第4期，第53-63页。

（作者单位：¹重庆大学公共管理学院；

²广州大学公共管理学院）

（责任编辑：马太超）

Beyond “Regionality”: Digital Technology Drives Rural Delocalization Governance: An Empirical Investigation Based on “Longnan Rural Big Data System”

FAN Fei XIE Zhiju

Abstract: The continuous advancement of the socialist modernization process and the arrival of a mobile society could not only promote the development of supra-regional factors, but also impact on the governance mode of traditional villages. The problems brought by mobility, such as the absence of rural governance subjects, the failure of governance methods, the fluctuation of governance space, and the de-embedding of governance objects, are adequately addressed by the “regional governance”, a long-time dominant governance mode in the villages, and thus a new village governance mode is needed. This paper analyzes the case of “Longnan rural big data system” and finds that: as a kind of “delocalization”, digital technologies can drive the “virtual presence” of multiple governance subjects, expanding the domain of rural governance and driving the integration of the “three governance” in the countryside. It breaks up the boundaries between the physical and the virtual worlds in the countryside, promotes the return of many governance elements in the virtual space, removes the “regionality” constraints, and thus leads to the formation of rural “delocalization governance” mode. The internal logic of the formation of rural “delocalization governance” lies in the interactive coupling of subject construction, spatial reengineering, and resource co-governance, which are specifically manifested in the three aspects of digital technologies enabling pluralistic integration and participation, driving the reconstruction of the order of the new rural field, and facilitating the integration of the elements of rural governance. The “delocalization governance” is not only a reflection on the insufficient response to the traditional “regional governance” mode to the challenges of mobility in the countryside, but also provides important policy insights for the future of rural governance.

Keywords: Delocalization Governance; Mobility; Regional Governance; Digital Village; Community

数字基础设施建设对农产品市场分割的影响*

——基于“宽带中国”战略试点的准自然实验

付阳奇 朱玉春

摘要：本文将“宽带中国”战略试点视为一项准自然实验，基于2010—2021年中国168个城市的面板数据，运用多时点双重差分模型分析数字基础设施建设对农产品市场分割的影响及其异质性特征。研究发现：在样本期内，数字基础设施建设加剧了农产品市场分割，相对于非试点城市，试点城市的农产品市场分割指数提高了约0.111。在经过一系列模型有效性检验和稳健性检验后，该结论依然成立。异质性分析表明：数字基础设施建设对农产品市场分割的影响在信息搜寻成本、物流发展水平、数字鸿沟和市场集中度方面均存在异质性特征，数字基础设施建设对农产品市场的分割效应主要集中在信息搜寻成本较低、初期物流发展水平较高、数字鸿沟较大以及初期市场集中度较低的地区。据此，本文提出，要建立健全的市场监测体系、促进数字基础设施建设均衡发展、推动物流产业数字化转型、实施广泛的数字教育和培训计划、强化对市场垄断行为的监管力度。

关键词：数字基础设施建设 市场分割 农产品 双重差分模型

中图分类号：F323.7 **文献标识码：**A

一、引言

近年来，国内外经济社会形势发生深刻变革，新冠疫情冲击、地缘政治冲突、贸易保护主义抬头等现象加剧，对中国对外贸易和跨国投资的经济格局产生了较大冲击。在此背景下，以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局应运而生，旨在以国内超大规模的市场潜力和内需优势创造新的经济增长点，引领中国经济向更高层次、更高质量发展。中央层面在2023年中央经济工作会议、中央全面深化改革委员会第二十三次会议、第十四届全国人民代表大会第一次会议等会议多次强调要加快建设全国统一大市场，并连续出台《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》《建设高标准市场体系行动方案》《中共中央国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》等

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“我国西部农业市场培育与开放研究”（编号：71933005）和国家社会科学基金重大项目“统筹推进县域城乡融合发展的理论框架与实践路径研究”（编号：22&ZD113）的支持。本文通讯作者：朱玉春。

政策文件，强调打通制约经济循环的关键堵点，促进商品要素资源在更大范围内畅通流动。作为农业大国和人口大国，中国农产品市场消费需求巨大，且具有很高的成长潜力。据农业农村部对农产品进出口的统计数据，2022 年中国农产品进口总额为 2379.2 亿美元，同比增长 7.43%^①。可以说，推进地区间农产品市场一体化协调发展，充分发挥农产品市场消费需求的规模优势，对于畅通国内经济大循环具有重要意义，也是带动农村经济增长、实现乡村振兴的必由之路。

然而，受历史原因、地理环境和地方管理措施等因素影响，中国各地的农产品市场仍在一定程度上呈分割局面。陈宇峰和叶志鹏（2014）基于省级面板数据研究发现，国内农产品市场分割指数呈周期性波动，但并未表现出明显的下降趋势。黄新飞等（2014）利用农产品的周度价格数据进行研究，发现即使在一体化程度较高的长三角地区，各省份的农产品零售市场之间依然存在明显的市场分割。黄桂琴等（2018）、侯晓康等（2022）的相关研究也支持了农产品市场分割的观点。长期来看，农产品市场分割不利于要素、资源、商品跨区域流动，影响农产品供需平衡与市场价格稳定，导致国内超大的市场规模优势难以转为实际的竞争优势。当前，学界关于农产品市场分割原因的研究并不充分，但结合商品市场的相关研究来看，造成市场分割的原因主要分为制度性因素与摩擦性因素两个方面（刘志彪和孔令池，2021）。前者主要是地方政府出于经济追赶、干部晋升等目的，采取重复认证、歧视性收费等措施，人为构筑交易壁垒阻挠外地产品进入本地市场。后者则主要是空间距离、运输成本、信息传递等自然因素。既有研究大多从政策执行、转移支付、政府竞争等角度探讨制度性因素对市场分割的影响，并强调减少地方政府对经济的直接干预，促使政府职能由生产型向服务型转变是打破市场分割局面的重要途径（邓明，2014；杜宇等，2020）。然而，近期研究发现，2001—2015 年中国省际商品市场分割中，制度性分割仅贡献了 9.07%，剩余超过 90% 的分割来自摩擦性因素（马草原等，2021）。鉴于农产品自身的易腐性、地域性、易损性（黄祖辉和刘东英，2005），社会结构变迁下农产品供需割裂（赵连阁等，2021），以及农产品流通渠道和流通组织发展滞后（陈宇峰和叶志鹏，2014），摩擦性因素对农产品市场分割的影响将更加突出。因此，消除地理障碍、产销沟通等摩擦性因素的影响将是打破农产品市场分割的关键所在。

部分研究强调了交通基础设施、信息技术等外在因素在缓解农产品市场摩擦性分割中的积极作用（刘刚和谢贵勇，2019；张昊等，2022），但关于数字基础设施建设影响农产品市场分割的针对性分析并不充分。随着信息技术与实体经济的快速融合，数字基础设施建设助力“万物万联”，在加速信息传播、跨越地理时空等方面展现了独特优势，为打破区域性限制、引领经济增长提供了新机会与新动能。国务院也先后印发了《“十四五”数字经济发展规划》《国务院关于加强数字政府建设的指导意见》等文件，明确提出将数字基础设施广泛融入生产生活，充分释放数字化发展红利。在此背景下，科学评估数字基础设施建设对农产品市场的影响意义重大。然而，现有关于数字基础设施建设对市场分割影响的研究并未得到一致结论：部分研究肯定了数字化建设在降低交易成本、提升流通效率、优化营商环境等方面的积极作用，认为其有利于推进市场整合（Yushkova, 2014；汪阳昕和黄漫宇，2023）；

^①资料来源：农业农村部官网（<http://zdscxx.moa.gov.cn:8080/nyb/pc/index.jsp>）。

部分研究则认为地区间数字鸿沟、电子平台垄断、消费偏好等因素会使数字化发展对市场整合产生反作用，不利于统一大市场的形成（谢莉娟等，2018；柳思维等，2022；Vasudevan，2022）。数字基础设施建设对市场分割的实践效果究竟如何仍有待检验。此外，现有研究多集中在省级层面，将农产品与工业品作为整体对市场分割程度进行衡量。然而，农产品具有与工业品截然不同的产品特质和市场结构，进行整体评估难免产生估计偏误。

基于此，本文围绕数字基础设施建设与农产品市场分割这一主题，详细阐释数字基础设施建设对农产品市场分割的双重影响。本文关注的核心问题为：现阶段，数字基础设施建设究竟是加剧了农产品市场分割，还是缓解了农产品市场分割？在不同的现实情境下，数字基础设施建设对农产品市场分割的影响有何差异化表现？在因果识别策略上，本文利用数字基础设施建设的外生政策冲击，将“宽带中国”战略视为一项准自然实验，利用2010—2021年中国168个城市的面板数据并采用渐进双重差分模型进行检验。“宽带中国”战略是针对中国宽带网络存在的基础设施定位不明确、区域和城乡发展不平衡、应用服务不丰富、技术原创能力不足、发展环境不完善等问题而提出的，旨在加强战略引导和系统部署，推动宽带基础设施快速健康发展。国务院于2013年发布了《“宽带中国”战略及实施方案》，明确提出：到2013年底，城乡无线宽带网络覆盖水平明显提升，无线局域网基本实现城市重要公共区域热点覆盖；到2015年，3G网络基本覆盖城乡，LTE实现规模商用，无线局域网全面实现公共区域热点覆盖，互联网服务提供商接入带宽和质量满足业务发展需求；到2020年，基本建成覆盖城乡、服务便捷、高速畅通、技术先进的宽带网络基础设施，宽带应用服务水平 and 应用能力大幅提升^①。为落实该方案，工业和信息化部联合国家发展和改革委员会分别于2014年、2015年和2016年遴选出三批“宽带中国”示范城市（城市群），加快提升其宽带发展水平，并示范和引领其他类似地区。数字基础设施是为支持数字化发展而建设的一系列物理设施、虚拟系统等资源，其本质是基于宽带网络基础设施进行的优化升级和应用拓展。结合“宽带中国”战略的任务、数字基础设施建设的本质以及二者关系来看，“宽带中国”战略将推进示范城市的数字基础设施建设实现质的飞跃，为分析数字基础设施建设对农产品市场分割的影响提供了良好的准自然实验情境。

二、理论分析

数字基础设施是指支持数字经济和数字化社会发展所必需的物理设施和虚拟系统，包括：①以5G或6G等新一代通信网络为代表的网络基础设施；②以大数据中心、云计算、物联网服务平台等为代表的信息服务基础设施；③以智能计算中心等为代表的科技创新支撑类基础设施；④支撑关键行业信息化应用的重要信息基础设施（徐向梅，2022）。作为一种社会先行资本投资，数字基础设施建设提供了经济和社会发展所需的计算、存储、数据传输和智能化服务能力，对生产生活产生了不容忽视的影响。虽然目前直接探讨数字基础设施建设和农产品市场分割影响的研究并不充分，但结合互联网、

^①参见《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2013-08/16/content_5060.htm。

数字经济作用的相关研究来看，数字基础设施建设具有缓解农产品市场分割的潜力，也存在诸多现实因素干扰其实践效果，造成加剧农产品市场分割的局面。值得注意的是，无论是缓解市场分割还是加剧市场分割，数字基础设施建设对农产品市场的单向作用都会受到另一方向作用的调节或约束，其程度由具体的情境所决定。

（一）数字基础设施建设缓解农产品市场分割

农产品市场涉及大量的农户和分散的买家，供需双方分布在不同的地理位置，难以就价格、交付时间、合同履行执行等信息达成有效沟通，在交易过程中到处存在着信息不对称等“摩擦力”。此外，农产品贸易受天气变化、质量标准、价格波动等风险因素的影响较大，各市场主体往往采取多方联系、充分比较、谨慎交易的策略规避风险，对信息流通提出了更高的要求。在自身信息搜寻成本较低的地区，各方更容易获取和共享信息，信息流通问题对农产品市场的影响并不明显。然而，在自身信息搜寻成本较高的地区，信息流通对于缓解农产品市场分割变得至关重要。数字基础设施建设强化了信息传输能力，有利于降低市场参与者的信息搜寻成本，为提升区域间农产品市场的联系紧密程度提供了基础条件。其一，数字基础设施建设加速了市场信息的聚合和“跨时空”传播，削弱了行政边界等摩擦性因素发挥的作用，使供求双方之间的地理位置在很大程度上变得无关紧要（Gorodnichenko and Talavera, 2017）。诸如 5G 网络、卫星互联网等网络基础设施的完善，不仅为偏远地区的小农生产者提供了远程参与市场的机会，拓展了农产品流通的市场边界，还可以使需求方接触到更加海量的供给信息，扩大了其寻找交易对象时的选择范围（Orlov, 2011）。其二，交易数字平台、数据中心等信息服务基础设施不仅可以使需求方根据自身要求对农产品供需信息进行精准筛选，提高其寻找交易对象时的匹配效率（Kuhn and Mansour, 2014），还可以帮助需求方检索交易对象的声誉、产品质量、履约记录等信息，使其在更大程度上避免与产品质量差、履约能力不足的对象交易（施炳展和李建桐, 2020），进而降低了区域贸易中交易双方信息不对称的程度。因此，与信息搜寻成本较低的地区相比，数字基础设施建设将在信息搜寻成本更高的地区有可能表现出更为明显的缓解农产品市场分割的效果。

长尾经济理论认为，更具特点和个性化的小众产品的市场需求虽然销量不高，但这些产品所占的市场份额在总体上匹敌甚至超过了热门产品的市场份额。只要跨区域供给的存储、销售、流通成本足够低，消费就不再集中在少数热门产品上。然而，农产品生产季节性与需求全年性的冲突、存储与运输中保持新鲜度的要求都决定了农产品跨区域供给的高昂成本。特别是对于那些具有独特品质、口味、营养价值的特色农产品而言，往往地域特色鲜明，对于农产品跨区域供应更具依赖性。在自身物流发展水平较高的地区，农产品跨区域供给的成本较低，产品流通问题对农产品市场的影响并不明显。然而，在自身物流发展水平较低的地区，农产品跨区域供给能力对于缓解市场分割变得至关重要。数字基础设施建设改善了物流配送网络的效率与可靠性，提供了提升农产品跨区域供给能力的机会。其一，交易数字平台的迅速发展使物流产业的管理目标逐渐由成本最小化转变为满足客户快速交付的市场需求（刘艳桃, 2019），新一代通信、大数据等数字基础设施的完善不仅更加高效地连接了生产者和消费者，为特色农产品提供了广阔的销售机会和精准的销售对象，还提高了物流产业的智能化水平，降低资源浪费和运营成本，确保农产品可以更加迅速和精确地送达，满足不同地区的消费需求。其二，

云计算中心、物联网服务平台等信息服务基础设施的集成应用可以对农产品的来源、仓储、配送等各环节进行实时追踪（汪旭晖和张其林，2016），提高供应链的透明度、可追溯性与精细化管理水平，进而促进农产品的跨区域供给。因此，与物流发展水平较高的地区相比，数字基础设施建设将在物流发展水平较低的地区有可能表现出更为明显的缓解农产品市场分割的效果。

（二）数字基础设施建设加剧农产品市场分割

数字基础设施建设发挥作用需要一定的基础条件（例如网络普及率、网络使用能力和数字素养等），而各地区间存在的数字鸿沟现象可能导致不平等的市场准入。其一，数字基础设施建设并非各地区同时推进，存在明显的先后次序和不均衡发展现象。经济发展较快的地区可能会更早地投资于数字基础设施建设，使当地的农产品市场参与者从中获益，而发展滞后地区的市场主体则难以享受数字红利，在市场中处于竞争劣势，加剧市场准入的不平等。其二，信息沟理论认为，新传播技术的采用所带来的利益对每一个社会成员来说并不是均等的。现有信息水准较高或获取信息能力较强的人，能够比信息水准较低或获取信息能力较弱的人获得更多的信息。作为农产品市场的主要供给主体，小农生产者自身受教育水平、知识技能等人力资本比较匮乏，对信息获取、评估和利用的能力在很大程度上居于弱势地位，这可能导致他们无法及时获取和利用关键的市场信息（熊雪等，2023），无法做出明智的商业决策，进而限制了其市场竞争力。其三，大数据中心、物联网服务平台等数字基础设施的应用要求使用者投资购买设备、软件系统、技术人员服务以及其他配套设备，与市场中的大规模经营主体或中介机构相比，一些小规模的农产品生产者可能无力承担相关成本以及满足相关技术要求，这将导致他们错失进入大市场的机会。因此，与数字鸿沟较小的地区相比，数字基础设施建设将在数字鸿沟较大的地区有可能表现出更为明显的加剧农产品市场分割的效果。

数字基础设施建设在理论上有助于消除地理和行政边界，推动农产品市场向完全竞争的统一大市场发展。然而，数字基础设施建设也可能强化市场集中度，引发新的垄断风险，进而加剧农产品市场分割。其一，大数据中心、互联网企业应用服务平台等数字基础设施的完善为大规模市场参与者提供了更多的竞争优势，加之大型在线交易平台出于质量控制、品牌声誉等考量也更倾向于吸引大规模的农产品供应商和卖家（柳思维等，2022），这可能导致市场上的少数头部企业主导市场，而小规模农产品生产者限于注册要求、交易规则和评级机制等，可能难以进入市场。其二，面对竞争激烈的市场环境，农产品生产者需要通过差异化来最大化自身的产品价值。那些拥有丰富资源的市场参与者通常能够利用大数据中心、云计算中心等数字基础设施，识别消费者对农产品的偏好和需求价格弹性，进而采取不同的定价策略，实现对不同消费者的价格歧视（Chevalier and Kashyap, 2019; 孙震等, 2021）。例如，常见的“大数据杀熟”现象就是市场主体利用数字技术对不同消费者进行价格歧视的一种表现。然而，对于农户等小规模农产品供给者来说，要利用数字基础设施实现精准定价可能是一项挑战。因此，市场主导者可以利用其市场地位，通过定价策略、产品选择限制等手段损害小农生产者的利益，导致他们处于市场劣势地位，无法充分参与市场，进而加剧农产品市场分割。其三，对于大规模的品牌农产品供应商而言，为避免不同渠道之间的冲突，往往建立销售分区制度来控制产品的销售范围和渠道（谢莉娟，2015）。数字基础设施建设为此提供了更强大的工具，进而加剧了农产品市场分割。

借助大数据中心等设施, 供应商可以根据不同地区的市场需求和消费能力定价, 实施价格差异化分销策略。同时, 利用物联网服务平台等设施, 供应商能更精细地监控和控制农产品的销售范围。因此, 自身市场集中度的不同将在数字基础设施对农产品市场分割的影响效果中扮演关键角色。相较于市场集中度较高的地区, 数字基础设施建设在市场集中度较低的地区将发挥更大的强化作用, 有可能表现出更为明显的加剧农产品市场分割的效果。

综上所述, 数字基础设施建设对农产品市场存在缓解市场分割和加剧市场分割的双重影响, 且数字基础设施建设对农产品市场分割的影响会因信息搜寻成本、物流发展水平、数字鸿沟、市场集中度等现实情境的不同而存在差异。基于此, 本文在分析数字基础设施建设对农产品市场分割影响的基础上, 进一步从数字基础设施建设缓解和加剧农产品市场分割两个角度阐释其不同情境下对农产品市场分割的差异化影响。

三、模型设定、变量选取与数据说明

(一) 计量模型

如前所述, 本文将“宽带中国”战略视为一项准自然实验, 采用渐进双重差分模型分析数字基础设施建设对农产品市场分割的影响, 具体模型设置如下:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \alpha_2 X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中: y_{it} 为被解释变量, 表示城市 i 在年度 t 的农产品市场分割程度; did_{it} 为核心自变量, 表示城市 i 在年度 t 的政策实施状态, 若城市 i 已入选“宽带中国”示范城市, 则取值为 1, 否则为 0; 系数 α_1 为本文的关注重点, 揭示了处理组与对照组间农产品市场分割差异在“宽带中国”战略实施前后的变化; X_{it} 为控制变量集; α_2 为控制变量的待估计系数; α_0 为常数项; v_i 为个体固定效应; u_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

(二) 变量选取

1. 因变量: 农产品市场分割指数。市场分割是一个从空间角度对市场结构和运行状态进行描述的概念(余开亮, 2020), 与市场整合一体两面, 市场分割程度越低, 市场整合程度就越高。当前学界关于市场分割的定量测度方法主要包括生产法(范剑勇, 2004)、贸易流量法(Hayakawa, 2017)、相关分析与回归分析法(吴承明, 1996)、协整分析法(Engle and Granger, 1987)和相关价格法(桂琦寒等, 2006)等。其中, 由于价格数据的易获取性、对市场供需关系变动的高灵敏性等优势, 以“冰川成本”“一价定律”为理论基础的相关价格法逐渐成为测度市场分割的主流方法。鉴于此, 本文采用相关价格法, 利用相对价格的一阶差分形式对农产品市场分割指数进行测算, 计算公式如下:

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k / P_{jt}^k) - \ln(P_{it-1}^k / P_{jt-1}^k) = \ln(P_{it}^k / P_{it-1}^k) - \ln(P_{jt}^k / P_{jt-1}^k) \quad (2)$$

(2) 式中: ΔQ_{ijt}^k 表示城市 i 和城市 j 在年度 t 的第 k 类产品间的价格差异, P_{it}^k 和 P_{jt}^k 分别表示城市 i 和城市 j 在年度 t 的第 k 类产品的消费价格指数。首先, 计算农产品相对价格差异的绝对值

$|\Delta Q_{ijt}^k|$ ，以消除由于地理位置顺序变化引起的符号方向变化^①。其次，对其进行去均值处理，以消除产品异质性导致的偏差。即假定区域间价格变动 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 由产品异质性引起的价格变动 (α^k) 和市场环境引起的价格变动 (ε_{ijt}^k) 两部分组成， $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 为给定年度 t 和产品种类 k ，城市 i 和城市 j 之间相对价格差异的绝对值 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 的平均值。令 $q_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - \overline{|\Delta Q_{ijt}^k|} = (\alpha^k - \overline{\alpha^k}) + (\varepsilon_{ijt}^k - \overline{\varepsilon_{ijt}^k}) = \varepsilon_{ijt}^k - \overline{\varepsilon_{ijt}^k}$ ^②，则 q_{ijt}^k 仅与地域间市场环境相关。最后，将城市 i 和城市 j 之间的相对价格差异的方差 $Var(q_{ijt}^k)$ 基于城市进行合并，即得到各城市的农产品市场分割指数。该指数的值越大，代表农产品市场分割程度越大；反之，则越小。

2.核心自变量：“宽带中国”战略。本文依据工业和信息化部联合国家发展和改革委员会分别于2014年、2015年和2016年遴选出的三批“宽带中国”示范城市（城市群）名单构建政策虚拟变量来衡量数字基础设施建设，即 did_{it} 。变量 did_{it} 取值为1，表示城市 i 在年度 t 已入选“宽带中国”示范城市（城市群）名单；取值为0，表示城市 i 在年度 t 未入选“宽带中国”示范城市（城市群）名单。

3.控制变量。参照已有研究（全世文等，2015；Xu et al., 2022），本文选取以下控制变量。一是政府干预程度。政府干预是地方政府通过行政、法律等手段，对资源配置进行调控，为市场的稳定运行提供支持保障的过程，反映地方政府对市场的保护能力。本文采用地方一般公共预算支出与地区生产总值的比值衡量政府干预程度。二是经济密度。经济因素是驱动市场整合的主导因素，经济发展水平越高的地区，居民的消费购买能力和对市场主体的吸引力越强，就越有利于拓宽市场边界。本文以地区生产总值与行政区域面积的比值表征该指标。三是交通发展水平。完善的交通基础设施有利于降低地区间的交易成本、增强区域间贸易联系，在缓解摩擦性市场分割中扮演着重要角色。本文以城市道路面积与行政区域面积的比值衡量该指标。四是人力资本水平。人力资本水平提升会加速劳动力向高技术产业集中，导致优质劳动力远离农业生产，进而影响当地的农产品供给与市场份额。本文采用普通高等学校在校学生数与地区年末总人口的比值衡量人力资本水平。五是技术差距。技术水平的提高有利于提升生产的效率、数量与质量，有利于地区扩大市场份额，进而影响其市场分割程度。本文采用劳均生产总值与其余各市均值的比值衡量该指标，其中的劳均生产总值由地区生产总值除以城镇单位年末就业人员数计算得到。

（三）数据说明

本文选取中国168个地级市和直辖市2010—2021年的面板数据为考察样本。在测算农产品市场

^① i 地与 j 地的位置顺序变化将引起价格差异的符号反向变化，即 $\Delta Q_{ijt}^k = -\Delta Q_{jit}^k$ ，但 ΔQ_{ijt}^k 与 ΔQ_{jit}^k 在数据特征上是等效的，均揭示了同等的价格波动幅度，本文统一取绝对值以避免后续计算从 ΔQ_{ijt}^k 与 ΔQ_{jit}^k 中识别到不同的数据特征。当然，取绝对值可能导致一些计量问题，比如取绝对值要求价格变动的作用是一样的。按本文逻辑，价差衡量的是地区间的套利空间，只要两地间的套利空间是下降的，就可以认为两地间的市场分割程度是下降的。也就是说，无论 i 地比 j 地的价格更便宜还是更昂贵，价格变化的“边际作用”是一样的。因此，在本文理论逻辑下，取绝对值是可行的操作。

^② 产品的异质性不随时间和城市变化，故有： $\alpha^k - \overline{\alpha^k} = 0$ 。

分割指数时，本文使用的是分类别农产品的居民消费价格指数，原始数据取自各省份的统计年鉴（2011—2022 年，历年），部分缺失值使用市级统计年鉴进行补充。由于数据颗粒度较细且不同地区的统计标准存在差异，为兼顾尽可能包含较多农产品类别以及不过多损失城市样本量的要求，本文共选取数据相对完整的 6 类农产品，具体包括：粮食、油脂、菜、肉禽制品、水产品和蛋。由于统计年鉴在 2015—2021 年将畜肉和禽肉进行分类统计，为保持数据的连贯性，本文对其作均值处理，得到肉禽消费价格总指数。对于个别缺失值，本文以插值法进行填补，数据缺失严重的地区则进行剔除。最终，本文收集得到年份—城市—农产品三维（12×168×6）面板数据。测算政府干预程度所用到的地方一般公共预算支出和地区生产总值数据、测算交通发展水平指标所用到的城市道路面积数据、测算人力资本水平所用到的普通高等学校在校学生数和地区年末总人口均来源于《中国城市统计年鉴》（2011—2022 年，历年）。测算技术差距所用到的城镇单位年末就业人员数来源于《中国城市统计年鉴》（2011—2020 年，历年）和各市统计年鉴（2021—2022 年，历年）。

各变量基本含义及描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

| 变量名称 | 变量含义 | 最大值 | 最小值 | 均值 | 标准差 |
|-----------|-----------------------------|--------|----------|--------|----------|
| 农产品市场分割指数 | 根据前文介绍的相关价格法测算得到 | 6.86 | 0.11 | 0.33 | 0.39 |
| “宽带中国”战略 | 是否入选“宽带中国”示范城市（城市群）：是=1；否=0 | 1 | 0 | 0.26 | 0.44 |
| 政府干预程度 | 地方一般公共预算支出与地区生产总值的比值（%） | 5.20 | 1.54E-04 | 1.46 | 0.05 |
| 经济密度 | 地区生产总值与行政区域面积的比值（亿元/平方千米） | 13.85 | 2.50E-06 | 0.38 | 0.80 |
| 交通发展水平 | 城市道路面积与行政区域面积的比值（%） | 7.39 | 3.78E-03 | 0.37 | 7.35E-03 |
| 人力资本水平 | 普通高等学校在校学生数与地区年末总人口的比值（%） | 13.98 | 0.02 | 2.56 | 0.03 |
| 技术差距 | 劳均生产总值与其余各市均值的比值（%） | 511.33 | 6.07 | 100.04 | 0.41 |

注：为避免变量取值过小导致回归系数过大，在后续回归中，本文将政府干预程度与人力资本水平分别放大 1000 倍和 100 倍。

四、回归结果分析

（一）基准回归分析

表 2 报告了“宽带中国”战略影响农产品市场分割的具体回归结果。其中，表 2（1）列是未加入控制变量且未控制城市、时间固定效应的估计结果，（2）列是未加入控制变量但控制了城市、时间固定效应的估计结果，（3）列是加入控制变量且控制了城市、时间固定效应的估计结果。表 2 的回归结果显示，无论是否加入控制变量和城市、时间固定效应，解释变量“宽带中国”战略的回归系数均显著为正。这表明，“宽带中国”战略的实施显著提升了处理组城市的农产品市场分割水平。具体而言，加入控制变量和城市、时间固定效应后，“宽带中国”战略的系数估计值为 0.111，意味着“宽带中国”战略的实施使试点城市的农产品市场分割指数提高了约 0.111。以上结果印证了数字基础设施建设对农产品市场的分割效应。从实践中看：其一，地区间的数字基础设施建设并不均衡，数字鸿沟加

深导致市场主体在获取信息和市场机会方面的不平等；其二，数字基础设施建设可能导致大型农产品供应商垄断市场，不利于小农户或小型供应商的市场准入；其三，数字基础设施建设虽具有降低信息搜寻成本等潜力，但小农户是中国农产品市场的供给主体，囿于自身数字素养较低，可能难以有效处理和利用市场信息，导致信息过载。

表 2 基准回归结果

| 变量 | 农产品市场分割指数 | | | | | |
|----------------|-----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| | (1) | | (2) | | (3) | |
| | 系数 | 稳健标准误 | 系数 | 稳健标准误 | 系数 | 稳健标准误 |
| “宽带中国”战略 | 0.067*** | 0.024 | 0.108*** | 0.025 | 0.111*** | 0.026 |
| 政府干预程度 | | | | | 0.002 | 0.004 |
| 经济密度 | | | | | -0.010 | 0.007 |
| 交通发展水平 | | | | | -0.855 | 1.714 |
| 人力资本水平 | | | | | 0.017 | 0.011 |
| 技术差距 | | | | | 0.020* | 0.012 |
| 常数项 | 0.311*** | 0.009 | 0.289*** | 0.030 | 0.223*** | 0.051 |
| 城市固定效应 | | | 已控制 | | 已控制 | |
| 时间固定效应 | | | 已控制 | | 已控制 | |
| 样本量 | 2016 | | 2016 | | 2016 | |
| R ² | 0.006 | | 0.526 | | 0.527 | |

注：***、*分别表示 1%、10% 的显著性水平。

(二) 模型有效性检验

1. 平行趋势检验。双重差分模型有效的一个重要前提是，在干预发生前，处理组与对照组的发展趋势应基本一致，满足平行趋势条件。即在实施“宽带中国”战略试点前，各城市的农产品市场分割指数的变化不存在显著差异。为进行平行趋势检验，本文构建如下模型：

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_{m=-5}^7 \theta_m D_{i,t+m} + \lambda_1 X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中： y_{it} 为城市 i 在年度 t 的农产品市场分割指数； $D_{i,t+m}$ 为一系列虚拟变量，若第 i 个城市在 $t+m$ 年实施了“宽带中国”战略，则取值为 1，否则为 0； m 代表“宽带中国”战略试点实施前后的期数，2014—2016 年均有城市实施“宽带中国”战略，因此 m 可以取 $[-5, 7]$ 之间的所有整数^①；

^①对 2014 年入选“宽带中国”示范城市名单的地区进行事件研究时，研究过程可设置为“试点前第 4 年”至“试点后第 7 年”12 个时点变量；对 2015 年入选的城市进行事件研究时，研究过程可设置为“试点前第 5 年”至“试点后第 6 年”12 个时点变量；对 2016 年入选的城市进行事件研究时，研究过程可设置为“试点前第 6 年”至“试点后第 5 年”12 个时点变量。综合而言，事件研究过程可设置为“试点前第 6 年”至“试点后第 7 年”共 14 个时点变量，即 m 可以取 $[-6, 7]$ 之间的所有整数。由于所有 $D_{i,t+m}$ 变量与城市固定效应 v_i 具有较强的共线性，本文剔除“试点前第 6 年”情形下的虚拟变量，因此， m 的取值区间为 $[-5, 7]$ 。

θ_m 表示第 m 年试点城市与未试点城市之间农产品市场分割指数的差异； λ_1 为控制变量的待估计系数； X_{it} 为控制变量集； α_0 为常数项； v_i 为个体固定效应； u_t 为时间固定效应； ε_{it} 为随机误差项。

平行趋势检验结果如图 1 所示。

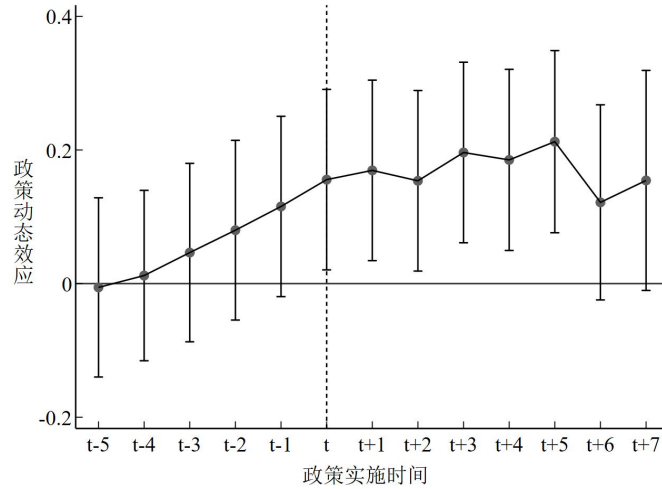


图 1 平行趋势检验

从图 1 可以看到，在试点政策实施前，估计系数 θ_m 均不显著异于 0，表明试点城市与未试点城市之间不存在显著差异，满足平行趋势检验。从试点当期开始到试点后的第 5 年， θ_m 的估计值均在 90% 的置信水平下显著大于 0，表明“宽带中国”战略试点显著提高了农产品市场分割程度，初步支持了本文的基准回归结果。此外， θ_m 的估计值在试点后的第 6 年不再显著异于 0，表明随着时间推移，“宽带中国”战略的市场分割效应逐渐衰减。可能的原因是：第一，随着时间的推移，地区间数字基础设施建设水平的差距逐渐缩小，新一代通信网络、大数据中心等数字基础设施逐渐普及并得到广泛应用，在缓解市场分割方面的积极作用逐渐凸显；第二，随着数字基础设施的应用，数据隐私保护、在线交易监管等政策法规逐渐完善，有助于维护市场的竞争性，弱化了数字基础设施的市场分割效应。

2. 时间安慰剂检验。为排除试点城市与未试点城市之间的市场分割差异是由时间变化导致的，本文将“宽带中国”战略试点的时间分别提前 2 年、提前 3 年、延后 2 年和延后 3 年，构建虚假的战略实施时间，并对（1）式重新回归。在延后政策实施时间时，为消除“宽带中国”战略试点的实际影响所带来的干扰，本文将样本时间控制在 2014 年到 2021 年^①。表 3 显示，在改变“宽带中国”战略试点的时间后，“宽带中国”战略的系数估计值均未通过显著性检验，即没有发现试点城市与未试点城市间农产品市场分割的时间趋势存在系统性差异。这也从事实角度证明，确实是“宽带中国”战略的实施加剧了处理组城市的农产品市场分割程度。

^①若使用全样本，将实施时间延后 n 年时，回归得到的核心自变量系数实际上等同于基准回归中“宽带中国”战略在城市实施第 n 年及以后的影响。因此，本文将样本时间控制在试点实施之后，来排除实际政策实施带来的干扰。

表 3 时间安慰剂检验

| 变量 | 农产品市场分割指数 | | | |
|----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 提前 2 年 | 提前 3 年 | 延后 2 年 | 延后 3 年 |
| “宽带中国”战略 | 0.014 (0.095) | 0.024 (0.092) | 0.023 (0.025) | 0.035 (0.024) |
| 常数项 | 0.014 (0.241) | 0.007 (0.234) | 0.016 (0.071) | 0.014 (0.071) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 城市固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 样本量 | 2016 | 2016 | 1344 | 1344 |
| R ² | 0.194 | 0.194 | 0.704 | 0.704 |

注：①括号内为稳健标准误；②控制变量同表 2，估计结果略。

3.城市安慰剂检验。为避免基准回归结果受到不可观测的遗漏变量的影响，借鉴 Cai et al. (2016) 的做法，本文通过随机分配来替换处理组城市进行安慰剂检验。本文在样本城市中随机抽取 74 个城市作为虚假的试点城市，其余城市作为未试点城市^①，对（1）式重新估计。在此基础上，将上述过程重复 400 次，得到 400 个回归系数及其对应的 p 值，具体分布如图 2 所示。结果表明，绝大多数的虚假回归系数均不显著，且远离基准回归中的真实估计值。这表明，基准回归中的系数估计值在安慰剂检验中属于小概率事件，不太可能是偶然得到的。这一结果排除了基准回归中的估计结果受到不可观测因素干扰的可能性。

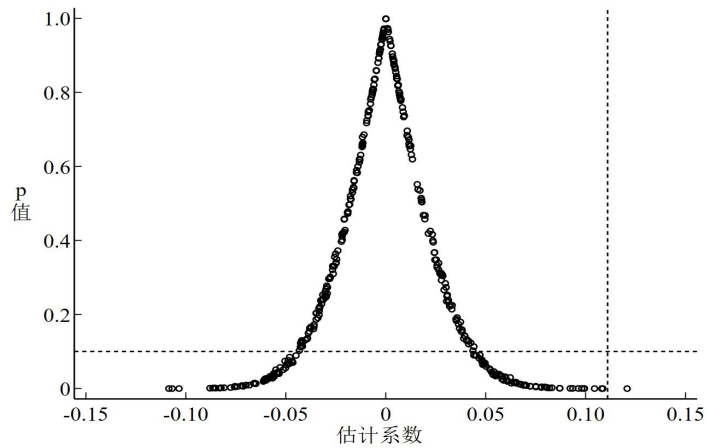


图 2 城市安慰剂检验

4.细化政策影响时点。本文将“宽带中国”战略视为一项准自然实验的设定逻辑为：被纳入“宽带中国”示范城市名单的城市为处理组，其余城市自动归为对照组。从政策表面来看，该设定逻辑满足准自然实验假设，但从发展实际来看，中国的数字基础设施建设是从地方试点向全国整体推进的，

^①样本城市中共包括 74 个试点城市，为保持数量一致，安慰剂检验中也抽取 74 个城市。

后期更是被内涵更丰富的数字经济概念所覆盖。也就是说，在试点后的近年内，基本符合准自然实验假设，但在试点年之后某年，可能所有的城市都属于处理组，没有城市作为对照组，违背了准自然实验假设。对此，本文进一步将政策影响时点细化，着重分析“宽带中国”战略对处理组在实施当年、实施后第1年和实施后第2年的影响，具体模型设置如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{i0} + \beta_2 D_{i1} + \beta_3 D_{i2} + \beta_4 D_{i,3-t} + \beta_5 X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中： D_{i0} 为试点实施当年的虚拟变量； D_{i1} 为试点实施后第1年的虚拟变量； D_{i2} 为试点实施后第2年的虚拟变量； $D_{i,3-t}$ 为试点实施后第3年及以后的虚拟变量； X_{it} 为控制变量集； $\beta_1 \sim \beta_4$ 为不同政策影响时点的待估计参数； β_5 为控制变量的待估计参数； β_0 为常数项； v_i 为个体固定效应； u_t 为时间固定效应； ε_{it} 为随机误差项。表4显示，“宽带中国”战略实施当年、实施后第1年和实施后第2年的系数估计值均为正，且统计显著。也就是说，在更严格的时间区间内，数字基础设施建设对农产品市场分割仍然具有显著的正向影响，基准回归结果稳健。

表4 细化政策影响时点的检验结果

| 变量 | 农产品市场分割指数 | |
|----------------|-----------|-------|
| | 系数 | 稳健标准误 |
| 实施当年 | 0.091** | 0.037 |
| 实施后第1年 | 0.108*** | 0.040 |
| 实施后第2年 | 0.095*** | 0.029 |
| 实施后第3年及以后 | 0.127*** | 0.032 |
| 常数项 | 0.223*** | 0.051 |
| 控制变量 | 已控制 | |
| 城市固定效应 | 已控制 | |
| 时间固定效应 | 已控制 | |
| 样本量 | 2016 | |
| R ² | 0.527 | |

注：①***、**分别表示1%、5%的显著性水平；②控制变量同表2，估计结果略。

(三) 稳健性检验

1. 剔除直辖市。与其他城市相比，直辖市在经济发展、政策制定、市场竞争能力、基础设施建设等方面均具有一定的特殊性。为更准确地评估数字基础设施建设对农产品市场分割的一般影响，使结果更具解释力和普适性，本文剔除了北京、天津、重庆和上海四个直辖市的样本后，对(1)式重新估计。表5(1)列显示，在剔除直辖市的样本后，“宽带中国”战略的回归系数依然显著为正，表明数字基础设施建设加剧了农产品市场分割，基准回归结果稳健。

2. 基于PSM-DID方法的检验。入选“宽带中国”试点战略的城市可能自身的数字基础设施建设原本就比非试点城市完善，为修正样本可能存在的选择偏差问题，本文利用PSM-DID方法进一步检验基准回归结果的稳健性。具体而言，本文以控制变量作为匹配变量，利用Logit模型测算倾向匹配得分，并采用最近邻匹配(1:1匹配)的方法匹配样本城市，然后利用匹配后的样本进行回归。表5(2)

列显示,“宽带中国”战略的回归系数显著为正,说明在利用PSM模型更精准地匹配样本后,数字基础设施建设对农产品市场分割仍然具有显著的正向影响,进一步支持了基准回归结果的稳健性。

3.排除其他政策与事件的干扰。除“宽带中国”战略试点外,样本观测期内可能存在其他影响农产品市场分割的政策或事件。通过收集和梳理文件,本文发现创建国家现代农业产业园、创建国家电子商务示范城市和“四好农村路”试点政策可能在样本期内影响农产品市场分割。国家现代农业产业园吸引农产品生产、加工、流通等相关产业入驻,不仅以先进的生产技术和管理模式提高了农产品的供应效率,还会形成市场集聚效应,促进农产品的市场交易活动。电子商务示范城市通常具有先进的数字技术支持,有助于扩大农产品市场的覆盖范围,满足更多消费者的需求。“四好农村路”试点政策有利于改善农村地区的交通基础设施,增加农产品的销售渠道、销售范围和市场机会。鉴于此,本文通过在回归中加入这三项政策的虚拟变量来控制其对基准回归结果的干扰。对于创建国家现代农业产业园项目,如果城市内当年有园区属于国家现代农业产业园,则该政策的虚拟变量在当年及以后的年份中赋值为1,否则为0;对于创建国家电子商务示范城市项目,如果城市当年为国家电子商务示范城市,则该政策的虚拟变量在当年及以后的年份中赋值为1,否则为0;对于“四好农村路”试点政策,如果城市内当年有县域属于“四好农村路”示范县,则该政策的虚拟变量在当年及以后的年份中赋值为1,否则为0。此外,2020年新冠疫情暴发使农产品的流通和贸易受到阻碍,还可能导致消费者需求发生变化,对农产品市场的结构和分割状况存在不容忽视的影响。为控制该事件的干扰,本文剔除了2020—2021年受到新冠疫情影响的样本。表5(3)列显示,在控制创建国家现代农业产业园、创建国家电子商务示范城市、“四好农村路”试点政策以及新冠疫情冲击的干扰后,“宽带中国”战略的估计系数依然显著为正。这表明,样本观测期内其他政策与事件对基准回归结果的干扰有限,进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表5 稳健性检验结果

| 变量 | 农产品市场分割指数 | | | | | |
|----------------|-----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| | (1) | | (2) | | (3) | |
| | 系数 | 稳健标准误 | 系数 | 稳健标准误 | 系数 | 稳健标准误 |
| “宽带中国”战略 | 0.113*** | 0.027 | 0.111*** | 0.027 | 0.102*** | 0.026 |
| 国家现代农业产业园 | | | | | -0.025 | 0.036 |
| “四好农村路”试点 | | | | | 0.095** | 0.040 |
| 国家电子商务示范城市 | | | | | 0.014 | 0.019 |
| 常数项 | 0.242*** | 0.062 | 0.242*** | 0.051 | 0.315*** | 0.046 |
| 控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 城市固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 时间固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 样本量 | 1968 | | 1980 | | 1680 | |
| R ² | 0.525 | | 0.529 | | 0.465 | |

注:①***、**分别表示1%、5%的显著性水平;②控制变量同表2,估计结果略。

（四）异质性分析

上述回归结果较为全面地揭示了数字基础设施建设对农产品市场分割的影响，本部分将进一步分析数字基础设施建设在信息搜寻成本、物流发展水平、数字鸿沟、市场集中度不同情境下对农产品市场分割的异质性影响。

1. 信息搜寻成本。限于数据，由于难以找到合适的指标代理信息搜寻成本，本文参照徐现祥等（2015）的研究，选取各地区的方言分化指数间接反映信息搜寻成本^①，并据此划分样本进行分组回归，以分析数字基础设施在不同信息搜寻成本情境下对农产品市场分割的异质性影响。方言的多样性代表语言环境的差异性与复杂性，较高的多样性水平导致不同群体之间的信息沟通面临障碍，增加了市场主体的信息搜寻成本（Chiswick and Miller, 2010）。此外，作为文化的表现形式，方言代表着不同的地域文化和价值观，是身份认同的重要维度。从现实看，人们更愿意与具有共同文化、规范和社会结构的人交往。社会互动方面的文献也强调，处在方言多样性水平较高的地区会强化讲同种语言群体内的身份认同，降低对讲不同语言的陌生人的信任水平（黄玖立和刘畅，2017）。因此，地区的方言多样性水平越高，越不利于信息交换与收集。

参照已有研究（尹志超等，2021；Shamdasani, 2021），本文采用与中位数比较的方法对样本进行划分，若地区的方言分化指数高于样本中位数，则将其定义为信息搜寻成本较高的地区，否则定义为信息搜寻成本较低的地区^②。表6（1）列显示，在信息搜寻成本较高的子样本中，“宽带中国”战略的回归系数并不显著；（2）列显示，在信息搜寻成本较低的子样本中，“宽带中国”战略的回归系数显著为正。综合两组回归结果，数字基础设施建设对农产品市场的分割效应主要集中在信息搜寻成本较低子样本中。可能的解释是：与信息搜寻成本较低的地区相比，数字基础设施建设降低信息搜寻成本的优势在信息搜寻成本较高的地区更加凸显，这种作用的增强相对抵消了数字基础设施建设对农产品市场的分割效应，进而不再表现出显著的影响。

2. 物流发展水平。如前所述，数字基础设施建设可能会推动物流产业发展，使农产品可以在更大范围内高效流通。在初期物流发展水平不同的地区，数字基础设施建设将对农产品市场分割表现不同的影响效果。为分析该异质性影响，本文选取样本观测初期（2010年）交通运输、仓储和邮政业从业人员数占地区总人口的比重间接反映地区的物流发展水平，并据此划分样本进行分组回归。尽管中国物流产业的界定与统计数据尚不完整，但交通运输、仓储和邮政业是物流产业的主体部分（于丽英等，2018）。交通运输、仓储和邮政业从业人员比重代表了地区物流产业的人力投入，可以间接反映物流

^①该指数根据《汉语方言大词典》（1999年版）中报告的中国县级或县级以上观测单元的汉语方言系属简表，直接度量城市属地本身的方言多样性，从而在指标度量上把人口因素分离出来，排除了人口流动对方言多样性的潜在影响。

^②本文的主要目标是强调不同特征下的结果差异，以进一步强化因果关系论证。因此，本文选择采用基于数据分布的相对划分方法，以便比较不同特征样本之间的差异。中位数反映了数据的中心趋势，不易受样本极端值的干扰，且对于偏态分布数据，中位数更能反映数据的真实情况。本文采用与中位数比较的方法进行样本划分符合研究的目标和问题。

服务的需求量和供应链的活跃程度，更多的从业人员意味着更多的物流业务，物流产业的发展水平和繁荣程度也就更高。

同样地，本文采用与中位数比较的方法对样本进行划分：若地区的交通运输、仓储和邮政业从业人员比重高于样本中位数，则将其定义为初期物流发展水平较高的地区；反之，则定义为物流发展水平较低的地区。表6（3）列显示，在初期物流发展水平较高的子样本中，“宽带中国”战略的回归系数显著为正；（4）列显示，在初期物流发展水平较低的子样本中，“宽带中国”战略的回归系数并不显著。综合两组回归结果，数字基础设施建设对农产品市场的分割效应主要集中在初期物流发展水平较高的子样本中。可能的原因是：与初期物流发展水平较高的地区相比，数字基础设施建设使那些自身物流发展水平较差的地区得到更大幅度的提升，物流发展水平的提升相对抵消了数字基础设施建设对农产品市场的分割效应，进而使其不再表现出显著影响。

表6 不同信息搜寻成本和物流发展水平情境下数字基础设施建设对农产品市场分割影响的估计结果

| 变量 | 信息搜寻成本 | | 物流发展水平 | |
|----------------|------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | 成本高 (1) | 成本低 (2) | 水平高 (3) | 水平低 (4) |
| “宽带中国”战略 | 0.037 (0.027) | 0.202*** (0.055) | 0.115*** (0.035) | 0.373 (0.233) |
| 常数项 | 0.167 (0.123) | 0.341*** (0.053) | 0.261*** (0.044) | 0.831** (0.421) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 城市固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 样本量 | 912 | 912 | 1020 | 996 |
| R ² | 0.491 | 0.557 | 0.619 | 0.191 |

注：①***、**分别表示1%、5%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表2，估计结果略。

3. 数字鸿沟。根据前文分析，地区间存在的数字鸿沟现象可能导致不平等的市场准入，使数字基础设施建设在实践中反作用于市场一体化进程。为检验数字基础设施建设在不同的数字鸿沟情境下对农产品市场分割的异质性影响，本文选取样本观测初期（2010年）各城市的互联网普及率反映地区间的数字鸿沟^①，据此划分样本并进行分组回归。作为数字技术的典型代表，互联网的普及率直观地反映了数字化机会的均等性，较高的互联网普及率意味着更多的人可以享受数字基础设施建设带来的便利和机会，而较低的互联网普及率则表明一些地区可能在获取信息、经济机会等方面相对滞后，从而体现了数字鸿沟的存在。

^①本文以城市国际互联网接入户数占城市总户数的比例进行衡量。其中，城市总户数利用《中国2010年人口普查资料》中各省份平均家庭户规模的数据，以城市总人口除以平均家庭户规模估算得到。

同样地,本文采用与中位数比较的方法对样本进行划分,若地区的互联网普及率高于样本中位数,则将其定义为初期数字鸿沟较小的地区,否则定义为初期数字鸿沟较大的地区。表7(1)列显示,在初期数字鸿沟较大的子样本中,“宽带中国”战略的回归系数显著为正;(2)列显示,在初期数字鸿沟较小的子样本中,“宽带中国”战略的回归系数在统计上并不显著。综合两组回归结果,数字基础设施建设对农产品市场的分割效应主要集中在初期数字鸿沟较大的子样本中。可能的解释是:当数字鸿沟差距较小时,市场准入的不平等程度较低,数字基础设施建设的农产品市场分割效应将被弱化;当数字鸿沟较大时,市场主体面临更严重的市场准入不平等,这在一定程度上抵消了数字基础设施建设在缓解农产品市场分割方面的积极作用,从而表现出更明显的分割效应。

4.市场集中度。如前文所述,在市场集中度不同的地区,数字基础设施建设将对农产品市场分割表现出不同的影响效果。为验证该异质性,本文构建样本观测初期(2010年)市场集中度的虚拟变量,并据此划分样本进行分组回归。市场集中度是指市场中主要供应商或交易市场的数量和份额,当少数几家公司控制了市场的大部分份额时,它们可以通过价格控制、市场准入限制等手段限制竞争,从而形成垄断或寡头的市场结构。在这种情况下,竞争对手面临较高的进入壁垒和竞争压力,市场集中度较高。因此,本文将《中国商品交易市场统计年鉴2011》统计的2010年中国的前20家农产品综合交易市场、前20家粮油交易市场、前20家蔬菜交易市场、前20家肉禽蛋交易市场、前20家水产品交易市场、前20家干鲜果品交易市场和前20家其他农产品交易市场与样本城市进行匹配。本文对市场集中度进行如下赋值:如果样本城市中存在名单中的交易市场,则将其定义为市场集中度较高的地区,变量赋值为1;否则定义为市场集中度较低的地区,变量赋值为0^①。

表7(3)列显示,在市场集中度较高的子样本中,“宽带中国”战略的回归系数不显著;(4)列显示,在市场集中度较低子样本中,“宽带中国”战略的回归系数显著为正。综合两组回归结果,数字基础设施建设对农产品市场的分割效应主要集中在初期市场集中度较低子样本中。可能的解释是:与市场集中度较高的地区相比,数字基础设施建设导致那些市场集中度较低的地区得到更大幅度的增加,市场集中度的大幅提升在一定程度上抵消了数字基础设施建设在缓解农产品市场分割方面的积极作用,从而表现出更明显的分割效应。

表7 不同数字鸿沟和市场集中度情境下数字基础设施建设对农产品市场分割影响的估计结果

| 变量 | 数字鸿沟 | | 市场集中度 | |
|----------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| | 差距大 (1) | 差距小 (2) | 高 (3) | 低 (4) |
| “宽带中国”战略 | 0.240*** (0.068) | 0.261 (0.165) | 0.016 (0.019) | 0.156*** (0.039) |
| 常数项 | 0.314*** (0.063) | -0.200 (0.447) | 0.291*** (0.044) | 0.335*** (0.061) |

^①尽管没有精确的电子商务平台数据,但可以观察到电子商务市场的发展通常以企业的实体门店为依托,并在销售额等方面有所体现。虽然以线下市场进行分析存在一定的局限性,但它仍可以相对客观地间接反映市场集中度。

表 7（续）

| | | | | |
|----------------|-------|-------|-------|-------|
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 城市固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 样本量 | 984 | 1032 | 612 | 1392 |
| R ² | 0.556 | 0.185 | 0.806 | 0.489 |

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表 2，估计结果略。

五、结论与启示

本文基于 2010—2021 年中国 168 个城市的面板数据，视“宽带中国”战略试点为准自然实验，运用多时点双重差分模型分析了数字基础设施建设对农产品市场分割的影响及异质性特征，得到如下主要结论。

第一，在样本期内，数字基础设施建设加剧了农产品市场分割，相对于非试点城市，“宽带中国”战略试点城市的农产品市场分割指数提高了约 0.111。在经过平行趋势检验、时间安慰剂检验、城市安慰剂检验、细化政策影响时点等模型有效性检验和剔除直辖市、使用 PSM-DID 方法、排除其他政策与事件干扰等稳健性检验后，数字基础设施建设加剧农产品市场分割的结论依然成立。

第二，数字基础设施建设对农产品市场分割的影响在信息搜寻成本、物流发展水平、数字鸿沟以及市场集中度方面均存在重要的异质性特征。具体而言，数字基础设施建设对农产品市场的分割效应主要集中在信息搜寻成本较低的地区，对信息搜寻成本较高的地区无显著影响；数字基础设施建设对农产品市场的分割效应主要集中在初期物流发展水平较高的地区，对初期物流发展水平较低的地区无显著影响；数字基础设施建设对农产品市场的分割效应主要集中在数字鸿沟较大的地区，对数字鸿沟较小的地区无显著影响；数字基础设施建设对农产品市场的分割效应主要集中在初期市场集中度较低的地区，对初期市场集中度较高的地区无显著影响。

基于上述结论，本文得出如下政策启示。第一，在推进数字基础设施建设的进程中，要高度重视其在实践中对农产品市场一体化进程的反作用，建立健全的市场监测体系，及时发现和解决可能出现的市场分割加剧问题。第二，加大对数字基础设施建设的资金投入，扩大数字基建的覆盖率、连通率，提供良好的网络连接和信息技术支持。同时，要注重数字基础设施建设的均衡发展，特别是在农村和偏远地区，可以通过设立专项基金、提供贷款支持等方式确保资金的有效利用。第三，以购置补贴、技术培训、税收激励等方式鼓励物流公司和供应链管理者投资数字化建设，制定农产品物流数字化标准和规范，促进供应链的可视化和协同化，提升农产品跨区域供给能力。第四，要进一步加强低学历和低数字素养等弱势群体的数字教育，特别是面向农村和偏远地区的小农生产者，有针对性地实施数字基础知识、数字设备使用、数字农业技术等培训计划，积极引导其利用数字基础设施提高生产效率和参与市场，以减少数字鸿沟。第五，政府应强化对市场垄断行为的监管力度，制定价格监测、市场准入条件、数据隐私保护、数据公平共享等有效的监管制度和公平竞争政策，鼓励多样化的市场主

体参与，防止市场主导者滥用市场优势地位形成垄断或寡头，确保市场竞争的多样性和公平性。

参考文献

- 1.陈宇峰、叶志鹏，2014：《区域行政壁垒、基础设施与农产品流通市场分割——基于相对价格法的分析》，《国际贸易问题》第6期，第99-111页。
- 2.邓明，2014：《中国地区间市场分割的策略互动研究》，《中国工业经济》第2期，第18-30页。
- 3.杜宇、吴传清、邓明亮，2020：《政府竞争、市场分割与长江经济带绿色发展效率研究》，《中国软科学》第12期，第84-93页。
- 4.范剑勇，2004：《市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势——兼谈对地区差距的影响》，《中国社会科学》第6期，第39-51页。
- 5.桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊，2006：《中国国内商品市场趋于分割还是整合：基于相对价格法的分析》，《世界经济》第2期，第20-30页。
- 6.侯晓康、张强强、刘天军，2022：《双循环新发展格局下农产品市场整合关系异质性研究：新结构经济学视角》，《商业经济与管理》第6期，第5-19页。
- 7.黄桂琴、赵连阁、王学渊，2018：《城市偏向、市场分割与农产品流通产业增长区域差异》，《商业经济与管理》第2期，第24-36页。
- 8.黄玖立、刘畅，2017：《方言与社会信任》，《财经研究》第7期，第83-94页。
- 9.黄新飞、陈珊珊、李腾，2014：《价格差异、市场分割与边界效应——基于长三角15个城市的实证研究》，《经济研究》第1期，第18-32页。
- 10.黄祖辉、刘东英，2005：《我国农产品物流体系建设与制度分析》，《农业经济问题》第4期，第49-53页。
- 11.刘刚、谢贵勇，2019：《交通基础设施、流通组织规模与农产品流通市场分割》，《北京工商大学学报（社会科学版）》第3期，第28-40页。
- 12.刘艳桃，2019：《“互联网+流通”背景下的流通效率提升研究》，《商业经济研究》第8期，第13-16页。
- 13.刘志彪、孔令池，2021：《从分割走向整合：推进国内统一大市场建设的阻力与对策》，《中国工业经济》第8期，第20-36页。
- 14.柳思维、陈薇、唐红涛，2022：《电子商务发展与国内统一市场：整合还是分割——基于双边随机前沿模型》，《湖南大学学报（社会科学版）》第4期，第56-67页。
- 15.马草原、李廷瑞、孙思洋，2021：《中国地区之间的市场分割——基于“自然实验”的实证研究》，《经济学（季刊）》第3期，第931-950页。
- 16.全世文、曾寅初、毛学峰，2015：《运输成本可以解释空间市场整合中的交易成本吗？——来自中国小麦和玉米市场的证据》，《中国农村观察》第1期，第15-29页。
- 17.施炳展、李建桐，2020：《互联网是否促进了分工：来自中国制造业企业的证据》，《管理世界》第4期，第130-149页。

- 18.孙震、刘健平、刘涛雄, 2021:《跨平台竞争与平台市场分割——基于中国线上市场价格离散的证据》,《中国工业经济》第6期,第118-136页。
- 19.汪旭晖、张其林, 2016:《基于物联网的生鲜农产品冷链物流体系构建框架、机理与路径》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期,第31-41页。
- 20.汪阳昕、黄漫宇, 2023:《数字经济促进了中国统一大市场形成吗》,《山西财经大学学报》第1期,第24-39页。
- 21.吴承明, 1996:《利用粮价变动研究清代的市场整合》,《中国经济史研究》第2期,第90-96页。
- 22.谢莉娟, 2015:《互联网时代的流通组织重构——供应链逆向整合视角》,《中国工业经济》第4期,第44-56页。
- 23.谢莉娟、严玉珊、张昊, 2018:《互联网与国内区域市场整合:促进还是阻碍?——基于空间计量的实证检验》,《产业经济评论(山东大学)》第4期,第19-45页。
- 24.熊雪、聂凤英、朱海波, 2023:《西部脱贫地区小农户如何有效对接农产品电商市场——基于有限能力视角的重庆市秀山县案例分析》,《中国农村经济》第4期,第68-89页。
- 25.徐现祥、刘毓芸、肖泽凯, 2015:《方言与经济增长》,《经济学报》第2期,第1-32页。
- 26.徐向梅, 2022:《优化升级数字基础设施》,《经济日报》11月14日11版。
- 27.尹志超、刘泰星、严雨, 2021:《劳动力流动能否缓解农户流动性约束——基于社会网络视角的实证分析》,《中国农村经济》第7期,第65-83页。
- 28.于丽英、施明康、李婧, 2018:《基于 DEA-Malmquist 指数模型的长江经济带物流效率及因素分解》,《商业经济与管理》第4期,第16-25页。
- 29.余开亮, 2020:《市场整合研究方法的演进及其在经济史研究中的应用》,《上海经济研究》第11期,第104-112页。
- 30.张昊、王振霞、李勇坚, 2022:《统一市场、信息技术与农产品价格——基于新冠肺炎疫情冲击的实证分析》,《当代财经》第2期,第3-15页。
- 31.赵连阁、黄桂琴、王学渊, 2021:《劳动力市场分割、要素配置效率与农产品流通产业增长——一个有调节的中介效应检验》,《农业技术经济》第3期,第4-19页。
- 32.Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu, 2016, "Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China", *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 73-85.
- 33.Chevalier, J. A., and A. K. Kashyap, 2019, "Best Prices: Price Discrimination and Consumer Substitution", *American Economic Journal - Economic Policy*, 11(1): 126-159.
- 34.Chiswick, B. R., and P. W. Miller, 2010, "Occupational Language Requirements and the Value of English in the US Labor Market", *Journal of Population Economics*, 23(1): 353-372.
- 35.Engle, R. F., and C. W. J. Granger, 1987, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- 36.Gorodnichenko, Y., and O. Talavera, 2017, "Price Setting in Online Markets: Basic Facts, International Comparisons, and Cross-Border Integration", *American Economic Review*, 107(1): 249-282.
- 37.Hayakawa, K., 2017, "Domestic and International Border Effects: The Cases of China and Japan", *China Economic Review*, Vol. 43: 118-126.

- 38.Kuhn, P., and H. Mansour, 2014, “Is Internet Job Search Still Ineffective?”, *The Economic Journal*, 124(581): 1213-1233.
- 39.Orlov, E., 2011, “How Does the Internet Influence Price Dispersion? Evidence from the Airline Industry”, *The Journal of Industrial Economics*, 59(1): 21-37.
- 40.Shamdasani, Y., 2021, “Rural Road Infrastructure & Agricultural Production: Evidence from India”, *Journal of Development Economics*, Vol. 152, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2021.102686>.
- 41.Vasudevan, R., 2022, “Digital Platforms: Monopoly Capital Through a Classical-marxian Lens”, *Cambridge Journal of Economics*, 46(6): 1269-1288.
- 42.Xu, F., Q. Liu, X. D. Zheng, L. Q. Cao, and M. Yang, 2022, “Research on the Impact of China’s High-speed Rail Opening on Enterprise Market Power: Based on the Perspective of Market Segmentation”, *Transport Policy*, Vol. 128: 121-137.
- 43.Yushkova, E., 2014, “Impact of ICT on Trade in Different Technology Groups: Analysis and Implications”, *International Economics and Economic Policy*, 11(1): 165-177.

（作者单位：西北农林科技大学经济管理学院）

（责任编辑：黄 易）

The Impact of Digital Infrastructure Construction on Agricultural Product Market Segmentation: A Quasi-Natural Experiment Based on the “Broadband China” Strategic Pilot Program

FU Yangqi ZHU Yuchun

Abstract: This study considers the “Broadband China” strategic pilot program as a quasi-natural experiment and employs a panel data set of 168 Chinese cities from 2010 to 2021. It applies a Time-varying Difference-in-Differences model to analyze the impact of digital infrastructure construction on agricultural product market segmentation and its heterogeneity. The study finds that digital infrastructure construction intensifies the segmentation of agricultural product market. Compared with non-pilot cities, the segmentation index of agricultural product market in pilot cities approximately increases by 0.111. After a series of model validity and robustness tests, the conclusion still holds. Heterogeneity analysis indicates that the impact of digital infrastructure construction on the segmentation of agricultural markets exhibits heterogeneous characteristics regarding factors such as information search costs, logistics development levels, digital divide, and market concentration levels. The segmentation effect of digital infrastructure construction on agricultural market segmentation is primarily concentrated in regions with lower information search costs, higher initial levels of logistics development, more significant digital divide, and lower initial levels of market concentration. Based on these findings, this study has the following policy implications: it is supposed to establish a sound market monitoring system, promote the balanced development of digital infrastructure construction, facilitate the digital transformation of the logistics industry, implement extensive digital education and training programs, and strengthen the regulatory efforts against market monopolistic behaviors.

Keywords: Digital Infrastructure Construction; Market Segmentation; Agricultural Products; Difference-in-Differences Model

城乡交通一体化建设的农民增收效应*

牛耕¹ 向雪风¹ 周洋²

摘要：推动城乡融合发展是促进农村居民增收、实现乡村振兴和共同富裕的重要举措。本文利用2010—2020年中国县域面板数据，基于2017年城乡交通一体化示范县创建单位的评选，采用双重差分法研究城乡交通一体化发展对农村居民收入的影响，并对其影响机制进行考察。研究发现：城乡交通一体化示范县创建能够显著促进农村居民的增收，使农村居民收入增长了5.65%；机制检验表明，农业劳动力转移、生产技术下乡、农业劳动生产率提升和县域消费市场扩张是城乡交通一体化建设促进农村居民增收的重要机制；异质性分析表明，城乡交通一体化建设对农村居民的增收效应随县域居民平均受教育水平和劳动年龄人口占比的提高而增强，但是，较高的人口抚养负担和文盲率会削弱这种增收效应；进一步分析发现，城乡交通一体化建设对城镇居民同样存在增收效应，并且会对城乡收入差距产生先扩大后缩小的影响；此外，短期内城乡交通一体化建设对农村居民收入的影响主要表现为“本地效应”，空间溢出效应并不明显。本文研究以交通基础设施和农村居民收入为例，为城乡融合发展如何促进乡村振兴提供了有力的经验证据。

关键词：城乡交通一体化 要素流动 市场扩张 农民增收 乡村振兴

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

县域是实现城乡融合的重要载体与关键支撑（王邹和孙久文，2023）。以县域为单元推动城乡融合发展是破除城乡二元结构、畅通城乡要素自由流动渠道、促进农村居民增收、加快农业农村现代化、实现乡村振兴与共同富裕的重要内容。生活富裕是乡村振兴的根本，生活富裕的实现得益于精准扶贫政策和乡村振兴战略的持续推进，中国农村居民的收入水平与生活条件均得到了显著改善。据统计，中国农村居民人均可支配收入从2013年的9429.6元增长到2021年的18930.9元，增长了100.8%。此外，2013年至2021年，农村居民人均工资性收入从3652.5元增长到7958.1元，增长了117.9%；经营净收入从3934.9元增长到6566.2元，增长了66.9%；转移净收入从1647.5元增长到3937.2元，增长了139%，财产净收入从194.7元增长到469.4元，增长了141.1%。并且，农村居民人均消费支出也

*本文通讯作者：周洋。

从 7485.2 元增长到 15915.6 元^①。

党的二十大报告指出，全面推进乡村振兴，要“坚持城乡融合发展，畅通城乡要素流动”^②。然而，当前中国城乡要素流动不顺畅、公共资源配置不合理等问题依然十分突出。为了逐步破除阻碍城乡要素自由流动与融合发展的壁垒，党的十八大以来，政府部门不断加大支持乡村基础设施建设的力度，将加快城乡基础设施一体化作为推动城乡融合和实施乡村振兴战略的重要举措。交通运输是推动社会经济发展的基础性和先导性产业，是实现要素跨区域流动的桥梁，既在全面推进乡村振兴战略的过程中扮演着重要角色，也在促进共同富裕方面发挥着先导和枢纽作用。

2016 年 10 月 25 日，交通运输部、国家发展改革委等部门联合发布了《关于稳步推进城乡交通运输一体化提升公共服务水平的指导意见》（以下简称《指导意见》）。《指导意见》指出，到 2020 年，中国要实现城乡交通运输服务体系基本建立，城乡交通基础设施网络结构优化并有效衔接，公共服务水平显著提升以及基本形成城乡交通运输一体化格局的发展目标^③。同年 10 月 27 日，交通运输部办公厅进一步印发了《交通运输部办公厅关于开展城乡交通运输一体化建设工程有关事项的通知》。这一文件指出：“城乡交通运输发展仍不平衡，公共服务水平不高，特别是农村交通运输基础设施条件、运输服务网络、服务质量和安全监管能力比较薄弱，成为综合交通运输体系发展中的短板，迫切需要加快推进城乡交通运输一体化，着力提高服务质量和水平，引领和支撑城乡经济协调发展，让人民群众共享交通运输改革发展成果。”^④为此，交通运输部于 2016 年底以试点县域先行先试的方式，逐步开展城乡交通一体化示范县创建工作，全国各级交通运输部门对入选创建单位的试点县域给予资金、项目等支持，着力加快推进示范县创建单位城乡交通运输基础设施一体化、客运服务一体化、货运物流服务一体化建设。2021 年，交通运输部完成了第一批城乡交通一体化示范县的创建验收工作。从试点的主要内容来看，试点单位在城乡交通运输基础设施一体化、客运服务一体化、货运物流服务一体化建设等方面均取得了显著成效。在这一背景下，本文将入选城乡交通一体化示范县创建单位作为一项外生冲击，并从城乡要素流动和市场扩张两个角度探究城乡交通一体化建设对农村居民收入的影响及其作用机制。

与本文所关注问题密切相关的文献主要体现在交通基础设施建设和城乡一体化发展两个方面。在对交通基础设施建设的相关研究中，已有文献集中在高铁和高速公路两方面，重点关注交通基础设施

^①2013 年数据来自《中国统计年鉴 2015》，2021 年数据来自《中国统计年鉴 2022》。

^②习近平，2022：《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，第 31 页。

^③参见《交通运输部 国家发展改革委 公安部 财政部 国土资源部 住房城乡建设部 农业部 商务部 供销合作总社 国家邮政局 国务院扶贫办关于稳步推进城乡交通运输一体化提升公共服务水平的指导意见》，https://xxgk.mot.gov.cn/2020/jigou/ysfws/202006/t20200623_3315321.html。

^④参见《交通运输部办公厅关于开展城乡交通运输一体化建设工程有关事项的通知》，https://xxgk.mot.gov.cn/2020/jigou/ysfws/202006/t20200623_3315320.html。

优化产生的运输成本降低和市场可达性提高两种经济效应。研究发现：交通基础设施建设会对农村剩余劳动力转移（叶兴庆，2016；张军等，2021）、农业机械化转型（滕兆岳和李涵，2020）、农业生产率提升（李涵等，2020）以及居民增收和贫困治理（Donaldson，2018；张亦然，2021）等产生正向影响。在对城乡一体化发展的有关研究中，大量研究人员把城乡一体化作为研究背景，也有部分学者从不同视角关注对城乡一体化水平的测度。例如，唐菡俏和阮成武（2023）从机会获取、过程投入和结果质量3个角度测度城乡义务教育一体化水平，张合林和都永慧（2019）则从经济增长、社会发展、文化教育和生态环境等多个角度测度了中国综合的城乡一体化水平。此外，还有一部分学者重点关注城乡一体化带来的社会经济影响。例如，有研究认为，推动城乡一体化能够有效缓解农村空心化问题（郭德海，2017），但是，吴昌南和张云（2017）的研究表明，由于城市对生产要素存在虹吸效应，城乡一体化发展也可能会带来城乡收入差距扩大的不利影响。交通运输是国民经济发展的基础性和先导性产业，蒋海兵和韦胜（2020）的研究认为，城乡交通一体化建设能够显著提高农村地区医疗卫生公共服务的可达性，从而有利于实现城乡医疗卫生公共服务的均等化。因此，李玲玲和赵光辉（2021）认为，城乡交通一体化建设是畅通城乡要素流动、加快城乡融合发展、实现乡村振兴的重要方向。

虽然许多学者已经讨论了交通基础设施建设的经济效应，但是，本文认为，既有研究可能还存在一些不足。一方面，既有关于交通基础设施的研究大多集中在高铁和高速公路等方面。无论是对高铁还是对高速公路的研究，均强调城市间的连接以及跨区域的要素流动。然而，在积极推动城乡融合发展的背景下，城市与农村的衔接与要素流动在已有的研究中并未得到足够的重视。另一方面，既有关于城乡交通基础设施一体化发展与城乡要素流动的研究仍主要停留在理论层面，城乡交通基础设施一体化对农村居民收入和乡村振兴的影响及其作用机制还未得到充分的研究。近年来，中国农村地区的交通基础设施正在逐步完善，农村道路建设目标已经由“村村通”转向“户户通”，农村交通基础设施建设的重点由完善交通基础设施布局转向加快城乡交通的有效衔接，货运物流建设也实现了县、乡、村多级客运和货运物流综合交通运输服务体系的构建。在积极推动城乡融合发展和乡村振兴的背景下，对城乡交通一体化建设如何影响农村居民收入问题的探索具有较高的必要性和重要的实践意义，既有助于厘清城乡一体化发展促进乡村振兴的内在机理，也能够为政府部门制定和评估相关政策提供参考。

有鉴于此，本文基于2010—2020年中国县域面板数据，将2017年交通运输部对城乡交通一体化示范县创建单位的评选作为一项准自然实验，探究城乡交通一体化建设对农村居民收入的影响及其作用机制，并进一步讨论城乡交通一体化建设对城乡收入差距的影响。本文研究的边际贡献可能体现在以下三个方面：第一，以往国内外学者对交通基础设施的研究主要集中在铁路、高速公路等方面，关于城乡交通一体化建设经济影响的研究在已有文献中相对较少。与已有交通基础设施方面的研究不同，本文重点讨论城乡交通一体化建设对农村居民收入的影响，这种影响不仅包括传统交通基础设施条件改善的增收效应，还包括城乡客运、物流等一体化水平提升的增收效应。此外，本文还从空间溢出效应的角度进一步对城乡交通一体化与铁路、高速公路的增收效应进行了区别。第二，现有关于城乡融合发展的文献大多关注土地和户籍等制度因素，本文从城乡交通一体化畅通城乡要素流动的视角出发，既为理解城乡融合发展促进农民增收的逻辑机理提供了新的实证经验，也为推进乡村振兴和扩大内需

的可行路径提供了政策启示。第三，已有关于城乡一体化建设的研究主要停留在理论层面，关于城乡一体化建设如何促进农民增收和助力乡村振兴仍缺乏实质性的证据，本文使用双重差分法量化评估了城乡交通一体化示范县创建政策对农民收入的增长效应，为相关政策的推进和优化提供了经验支撑。

二、理论分析与研究假说

城乡交通一体化强调将城市和农村的交通系统整合起来，形成一个统一的、高效的交通网络，通过促进城乡交通基础设施、客运服务和货运物流的一体化，实现城乡间的便捷互联，使人员、货物、信息和资金在城乡间的流动更加畅通，促进城乡间要素的互联互通和互动。城乡交通一体化建设的主要任务有两方面：其一，加快完善县域内交通基础设施建设，并将建设计划的重点放在农村地区，推动农村交通基础设施建设水平向城镇靠近；其二，将城市和农村交通系统整合起来，通过开通城乡公交线路以及建设城乡物流节点等方式，加快城乡客运服务、货运物流的高效衔接，促进其一体化发展。因此，城乡交通一体化建设对农村居民收入的影响可能来自县域内交通基础设施完善以及城乡一体化水平提升两个方面。

本文的理论分析框架如图 1 所示。

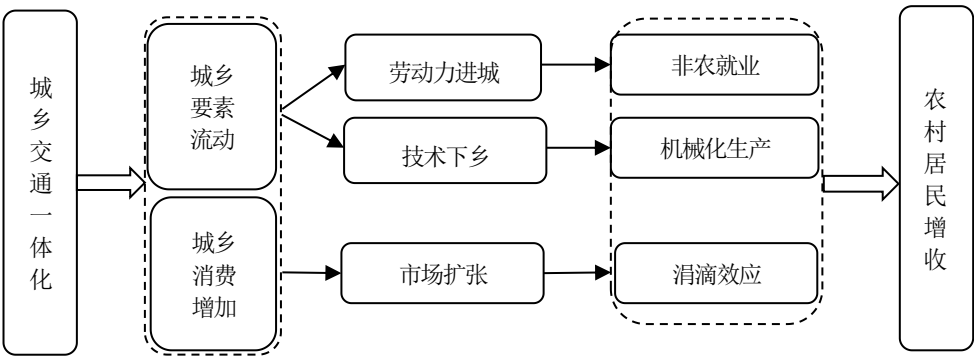


图 1 理论分析框架

（一）基础设施、要素流动与农民增收

1.交通基础设施改善、农业劳动力转移与农民增收。加快农村剩余劳动力向城镇的转移，提高其参与非农就业的概率以及非农就业收入在家庭总收入中的占比是促进农村居民增收的重要途径（郁建兴和高翔，2009），交通基础设施的建设与改善对农业劳动力向非农部门的转移至关重要。城乡交通一体化建设的侧重点在于乡村交通基础设施的完善以及城市与乡村交通基础设施的有机衔接，强调县域内部交通运输的一体化建设。一方面，城乡交通基础设施的优化能够提高县域内的市场可达性，大幅度提升城乡间的人员通勤效率，有助于降低农村劳动力的流动成本，促进农业劳动力向城镇的转移和参与非农就业。特别是在平台经济和零工经济快速发展的背景下，城镇中存在大量外卖员、快递员等灵活就业的工作岗位（齐秀琳和江求川，2023），城乡客运一体化建设（例如城乡公交线路的开通）能够大幅度降低农村劳动力短期流动的成本，促进其参与非农就业。另一方面，交通基础设施建设可以扩大投资，带动当地非农产业的发展，创造大量的非农就业机会，进而吸引农业劳动力转移至当地

非农部门就业，发挥交通基础设施的“本地效应”（李斌等，2019）。随着大量农业劳动力向非农就业部门转移，留守农村的劳动力规模逐渐降低，人均可耕种的土地面积也会相应增加。因此，城乡交通一体化建设带来的农业劳动力转移不仅能够直接增加农村居民的非农就业收入，还有助于扩大留守农村劳动力的农业经营规模，提高其农业经营收入。

2. 交通基础设施改善、生产技术下乡与农民增收。除了加快农业剩余劳动力向非农部门的转移外，提高农业生产效率也是城乡交通一体化建设促进农村居民收入增长的重要路径。乡村道路的改善能够降低县域内城镇向农村地区进行货物运输和技术扩散的成本，有助于将城市中先进的生产设备和生产技术以更低的成本引进到农村地区，从而提高农业生产的机械化水平。一方面，新技术和新经验的融入能够降低农业生产成本，提高农业生产效率，增加农产品产出，进而促进农村居民农业经营收入的增加（Takeshima et al., 2013）；另一方面，机械化的农业生产方式有助于对农产品进行深加工，提高农产品的附加值，进而增加农村居民的额外收入。

（二）城乡交通一体化、市场扩张与农民增收

社会消费是拉动地区经济增长的“三驾马车”之一，中国社会财富的积累不仅依赖供给侧要素组合效率的提高，还取决于需求端市场规模的扩张，扩大内需成为促进国内大循环和地区经济增长的有效措施。过去，在城乡市场割裂对立的背景下，中国长期存在资金、劳动力等生产要素从农村到城市的单向流动格局（李实，2021），较高的运输成本和交易成本导致城镇消费品难以下乡，乡村农产品特别是储存困难的农产品难以进城，城乡消费市场存在较强的隔离，从而抑制了社会消费规模的扩大。国家统计局数据显示，截至2022年，中国城镇居民消费支出与GDP的比值为23.12%，而农村居民消费支出仅占GDP的6.75%^①。因此，广大农村成了中国经济发展的沃土，释放农村消费潜力才是拉动内需的关键（梁雯和张伟，2016）。

加快建设城乡公交网络是城乡客运服务一体化建设的重点内容，城乡公交线路的开通能够大幅度缩短农村居民到城市的通勤时间，提高农村居民短期进城消费的便利性，进而降低其进城的交通成本。而且，城乡公交线路的开通有助于改善产品流通环境，扩大农产品市场的交易半径和进入机会（颜培霞，2021）。这有助于拓宽农产品的销售渠道，让那些在城乡市场割裂条件下滞销的农产品能够转化成为农村居民的经济来源，在直接增加农村居民收入的同时还能够扩大社会的消费规模。而城乡货运物流一体化建设可以提高建制村物流服务的覆盖率，加快构建以县、乡、村为节点的多级物流网络体系，从而实现快递的村村送达，包裹的入村、入户。随着农村物流体系的逐步完善，城市与农村间商品流动的阻碍不断减少，城镇商品和服务下乡的运输成本不断降低，农村居民网络购物的便利性则不

^①资料来源：《中华人民共和国2022年国民经济和社会发展统计公报》，https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230228_1919011.html?eqid=a7c5ef9d0004e81e00000003642bdfd1。公报数据显示，2022年，国内生产总值为1210207亿元，城镇常住人口为92071万人，城镇居民人均消费支出为30391元，乡村常住人口为49104万人，农村居民人均消费支出为16632元。笔者通过（常住人口数×人均消费）/国内生产总值这一公式，计算得到城镇居民消费总支出和农村居民消费总支出占国内生产总值的比例分别为23.12%和6.75%。

断提高，这在降低农村家庭消费的交易成本的同时，还能够提高农村消费的多样性，推动农村居民消费水平向城镇居民靠近，进而促进农村家庭消费的增长，释放农村的消费潜力。不仅如此，在农村电商、直播电商快速发展的新背景下，城乡货运物流一体化建设还有助于偏远地区的农产品实现跨区域流通，为城镇居民提供更多的农产品购买选择，增加城镇居民的消费支出，进而促进社会消费的增加。社会消费规模的扩张能够驱动县域经济的持续增长（张勋等，2018），通过“涓滴效应”增加更多的社会就业以及完善城乡公共服务供给，进而实现农村居民的增收。

基于以上分析，本文提出研究假说 H1。

H1：城乡交通一体化能够通过促进农业劳动力转移、生产技术下乡以及县域消费市场扩张促进农村居民增收。

三、数据来源、变量设定与实证策略

（一）数据来源

本文的数据来源有以下几个方面：首先，城乡交通一体化示范县创建单位名单来自交通运输部官网，历年电子商务进农村综合示范县名单来自商务部官网，休闲农业与乡村旅游示范县名单来自农业农村部官网和文化部官网，历年贫困县摘帽名单来自国家乡村振兴局，革命老区县名单来自中国共产党新闻网的《中国革命老区资料库》；其次，2016 年县域公路里程数据小部分来自各地级市统计年鉴或交通统计年鉴，大部分缺失数据由笔者通过各地级市、各县级政府交通部门官网、国民经济和社会发展统计公报等途径手动收集整理进行补充；再次，县域劳动年龄人口占比、人口抚养比以及平均受教育年限等人口特征数据来自 2010 年全国第六次人口普查发布的《中国 2010 年人口普查分县资料》；最后，其他县级层面的经济发展水平等数据主要来自《中国县域统计年鉴（县市卷）》《中国县（市）社会经济统计年鉴》，笔者通过手动收集省（市、区）、地级市统计年鉴与统计公报数据以及插值法对少量缺失的数据进行补充，对数据缺失较多的样本进行剔除。最终得到全国 1727 个县域 2010—2020 年的面板数据，共计 18997 个观测值。

（二）变量设定

1.被解释变量：农村居民收入。本文采用农村居民人均可支配收入来衡量农村居民的收入水平，并以 2010 年为基期，使用消费者价格指数对收入进行平减，然后再对其进行取对数处理。

2.核心解释变量：城乡交通一体化创建单位。为了推动城乡交通一体化建设，交通运输部在 2017 年评选了 52 个县（区）为第一批全国城乡交通一体化示范县创建单位，通过直接划拨资金以及优先安排项目等方式支持试点单位开展城乡交通一体化建设，并于 2021 年完成了示范县创建的验收工作。从验收结果来看，试点单位在城乡交通基础设施建设、城乡交通运输一体化发展水平以及城乡交通一体化发展环境等方面均取得了显著的成效。因此，本文将入选城乡交通一体化示范县创建单位作为推进城乡交通一体化的代理变量。具体而言，将城乡交通一体化创建单位变量定义为：若某县在 2017 年入选了示范县创建单位，则该变量在 2017 年及以后年份取值为 1，否则取值为 0。通过这种处理，就形成了处理组和对照组以及政策前和政策后的双重差异。

3.其他变量。本文参考王奇等（2021）的研究，控制了县域层面的如下特征：经济发展水平，用县域人均地区生产总值的对数表示；政府财政分权，用县级政府预算收入与政府预算支出的比值表示；金融发展水平，用县域当年金融机构存贷款余额与地区生产总值的比值表示；固定资产投资，用县域当年社会固定资产投资总额与地区生产总值的比值表示；第一产业占比，用县域当年第一产业增加值与地区生产总值的比值表示；常用耕地面积，用县域常用耕地面积的对数表示。在机制检验部分：农林牧渔从业人数，用县域农林牧渔业从业总人数的对数表示；农用机械总动力，用县域农用机械动力总和的对数表示；农业劳动生产率，用县域第一产业增加值与农林牧渔从业人数的比值表示；社会总消费，用县域社会消费品零售总额的对数表示；社会人均消费，用社会消费品零售总额与年末总人口的比值表示。在进一步讨论部分：劳动年龄人口占比，使用县域 15~64 岁人口与县域总人口的比值表示；人口总抚养比，使用县域 14 岁及以下和 65 岁及以上人口总数与县域劳动年龄人口的比值表示；平均受教育年限，使用县域 15 岁及以上人口的平均受教育年限表示；15 岁以上文盲率，使用 15 岁及以上的文盲人数与 15 岁及以上总人数的比值表示；城镇居民收入，使用城镇居民人均可支配收入的对数表示；城乡收入比，使用城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入的比值表示。

主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计结果

| 变量 | 变量含义 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 中位数 |
|-------------|----------------------------------|-------|--------|--------|--------|
| 农村居民收入 | 农村居民人均可支配收入（万元） | 18997 | 1.078 | 0.542 | 0.991 |
| 城乡交通一体化创建单位 | 该县在当年是否属于城乡交通一体化示范县创建单位：是=1，否=0 | 18997 | 0.011 | 0.102 | 0.000 |
| 经济发展水平 | 地区人均生产总值（万元） | 18997 | 4.364 | 13.817 | 2.859 |
| 政府财政分权 | 政府预算收入与政府预算支出的比值（%） | 18997 | 0.302 | 0.224 | 0.238 |
| 金融发展水平 | 金融机构存贷款余额与地区生产总值的比值（%） | 18997 | 1.404 | 0.696 | 1.279 |
| 固定资产投资 | 社会固定资产投资总额与地区生产总值的比值（%） | 18997 | 1.095 | 2.101 | 0.892 |
| 第一产业占比 | 第一产业增加值与地区生产总值的比值（%） | 18997 | 0.204 | 0.115 | 0.190 |
| 常用耕地面积 | 常用耕地面积（万公顷） | 18997 | 5.118 | 6.283 | 3.273 |
| 农林牧渔从业人数 | 农林牧渔业从业人数（万人） | 18997 | 11.387 | 9.091 | 9.208 |
| 农用机械总动力 | 农用机械总动力（万千瓦） | 15358 | 42.701 | 40.848 | 30.000 |
| 农业劳动生产率 | 第一产业增加值与农林牧渔从业人数的比值（万元/人） | 18997 | 2.806 | 6.416 | 1.910 |
| 社会总消费 | 社会消费品零售总额（亿元） | 18997 | 56.041 | 79.429 | 31.230 |
| 社会人均消费 | 社会消费品零售总额与年末总人口的比值（万元/人） | 18997 | 1.122 | 1.429 | 0.831 |
| 劳动年龄人口占比 | 县域 15~64 岁人口与总人口的比值（%） | 18315 | 72.419 | 4.513 | 72.770 |
| 人口总抚养比 | 14 岁及以下和 65 岁及以上总人数与劳动年龄人口的比值（%） | 18315 | 0.386 | 0.089 | 0.374 |
| 平均受教育年限 | 县域 15 岁及以上人口的平均受教育年限（年） | 18315 | 8.173 | 1.024 | 8.360 |
| 15 岁以上文盲率 | 县域 15 岁及以上文盲人数与 15 岁及以上总人数的比值（%） | 18315 | 7.177 | 7.307 | 4.910 |
| 城镇居民收入 | 城镇居民人均可支配收入（万元） | 18997 | 2.302 | 0.863 | 2.204 |

表 1 (续)

| | | | | | |
|-------|---------------------------|-------|-------|-------|-------|
| 城乡收入比 | 城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入之比 | 18997 | 2.417 | 0.960 | 2.237 |
|-------|---------------------------|-------|-------|-------|-------|

注：为了使描述性统计有意义，表中农村居民收入、经济发展水平、常用耕地面积、农林牧渔从业人数、农用机械总动力、社会总消费和城镇居民收入变量均是对其原值进行的描述性统计，在后文回归中则对以上变量进行取对数处理。

(三) 识别策略

为了研究城乡交通一体化建设对农村居民收入的影响，本文将入选第一批国家级城乡交通一体化示范县创建单位作为准自然实验，采用双重差分法（DID）来识别试点政策的冲击对农村居民收入的影响。基准回归模型构建如下：

$$\ln(income_{it}) = \alpha_1 + \beta_1 DID_{it} + \gamma_{1n} X_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中： $\ln(income_{it})$ 为农村居民人均可支配收入的对数； i 和 t 分别表示县域和年份； DID_{it} 为核心解释变量城乡交通一体化创建单位； β_1 为试点政策的估计系数，是本文重点关注的估计结果，表示城乡交通一体化示范县创建对农村居民收入的影响程度； X_{it} 为表示县域 i 的其他特征的控制变量，包括经济发展水平、政府财政分权、金融发展水平等变量； γ_{1n} 为各控制变量的估计系数； δ_t 为年份固定效应，控制了全国层面的宏观冲击； μ_i 为县域固定效应，控制了县域层面不随时间变化的特征； α_1 和 ε_{it} 分别为截距项和随机误差项。

(1) 式初步估计了试点单位与非试点单位在示范县创建前后农村居民收入增长的差异。但是，试点单位的评选可能还与县域自身某些特定的特征有关。这意味着，是否能够被评选为城乡交通一体化示范县创建单位可能存在非随机性。例如，交通运输部要求申请单位必须具备良好的交通基础设施基础，并且在第二批和第三批城乡交通一体化示范县创建试点单位的评选中增加了优先向革命老区县倾斜的要求。如果潜在的选择“标准”也会影响农村居民收入，那么，基准回归模型（1）中估计得到的农村居民收入增长的差异很有可能是由这些选择偏误导致的。为了缓解这种潜在试点单位选择的不随机造成的估计偏误，本文参考宋弘等（2019）和王奇等（2021）的研究方法，在（1）式的基础上进一步控制潜在试点选择变量与年份变量的交互项以及试点选择变量与试点前后时间虚拟变量的交互项。具体模型设定如下：

$$\ln(income_{it}) = \alpha_2 + \beta_2 DID_{it} + S \times f(t_1) + \gamma_{2n} X_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： S 为潜在的试点选择变量，包括试点政策实施前是否属于革命老区县以及试点前（2016 年）各县（区）的单位面积公路里程数； t_1 为时间变量， $f(t_1)$ 为时间函数，包括年份变量和试点政策前后的时间虚拟变量； β_2 和 γ_{2n} 分别为城乡交通一体化变量和控制变量的回归系数。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表 2 汇报了城乡交通一体化示范县创建对农村居民收入影响的基准回归结果。(1) 列的结果表明，

在控制县域和年份固定效应但是未控制县域层面其他特征变量的情况下，城乡交通一体化创建单位变量显著且回归系数符号为正，表明城乡交通一体化建设能够显著促进农民增收。在（2）列对县域层面其他特征变量进行控制后，核心解释变量仍然显著且回归系数符号为正。为了避免试点单位选择的非随机性对研究结论产生的干扰，（3）列进一步对潜在的试点选择标准进行了控制，结果表明，核心解释变量在 1% 的显著性水平意义上显著，估计系数的具体数值为 0.0565。

表 2 城乡交通一体化与农民增收：基准回归结果

| 变量 | 农村居民收入 | | | | | |
|----------------|-----------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | (1) | | (2) | | (3) | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 城乡交通一体化创建单位 | 0.0632*** | 0.0162 | 0.0589*** | 0.0162 | 0.0565*** | 0.0157 |
| 经济发展水平 | | | 0.0465*** | 0.0061 | 0.0418*** | 0.0061 |
| 政府财政分权 | | | -0.0222** | 0.0110 | -0.0270** | 0.0110 |
| 金融发展水平 | | | 0.0220*** | 0.0058 | 0.0190*** | 0.0059 |
| 固定资产投资 | | | 0.0107*** | 0.0036 | 0.0143*** | 0.0037 |
| 第一产业占比 | | | -0.1708*** | 0.0415 | -0.1379*** | 0.0424 |
| 常用耕地面积 | | | -0.0338** | 0.0157 | -0.0122 | 0.0176 |
| 试点选择变量×时间函数 | | | | | 已控制 | |
| 县域固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 年份固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 观测值数 | 18997 | | 18997 | | 18997 | |
| R ² | 0.9291 | | 0.9297 | | 0.9347 | |

注：①试点选择标准包括是否属于革命老区县以及试点前县域公路基础设施建设两方面。②***和**分别表示 1%和 5% 的显著性水平。③标准误为聚类到县域一年份层面的稳健标准误。④时间函数包括年份变量和试点前后时间虚拟变量。

本文基准回归结果表明：在考虑县域其他特征和潜在试点选择标准的情况下，城乡交通一体化示范县创建能使创建县农村居民收入提高 5.65%，城乡交通一体化建设对农村居民而言具有明显的增收效果。在经济含义方面，城乡交通一体化示范县创建单位在实施试点政策之前，农村居民收入的均值为 10159 元，因此，本文的估计表明，城乡交通一体化示范县创建能为农村居民年均创收大约 574 元。

（二）平行趋势检验

双重差分法有效的前提是需要满足平行趋势假定，即在没有进行城乡交通一体化示范县创建的情况下，处理组和对照组县域的农村居民收入应该不存在显著的差异或者应该保持相同的变化趋势。参考 Li et al. (2016) 的研究，本文使用事件分析法来检验前文的农村居民收入是否满足平行趋势假定。相应的模型设定如下：

$$\ln(income_{it}) = \alpha_3 + \sum_{k=0}^4 \eta_k A_k + \sum_{k=1}^6 \phi_k B_k + S \times f(t_1) + \gamma_{3n} X_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中: B_k 和 A_k 分别代表城乡交通一体化示范县创建开始前第 k 年和创建后第 k 年的虚拟变量, 其估计系数 ϕ_k 和 η_k 分别表示城乡交通一体化示范县创建开始前第 k 年和创建后第 k 年, 创建县与非创建县农村居民收入的差异; γ_{3n} 为控制变量的估计系数, 其余变量的含义与基准模型 (2) 相同。平行趋势检验结果如图 2 所示。

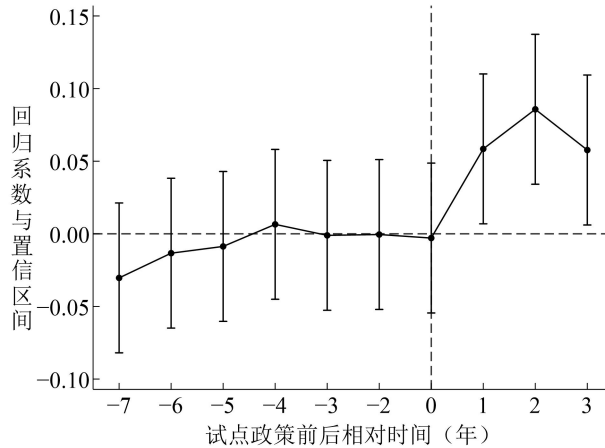


图2 平行趋势检验结果

注: 平行趋势检验图以试点政策实施前一年为基准期, 在 90% 的置信区间下进行绘制。

如图 2 所示, 在城乡交通一体化示范县创建之前, 城乡交通一体化创建单位变量均不显著, 表明城乡交通一体化示范县创建前处理组和对照组的农村居民收入不存在显著差异, 平行趋势检验通过。而从创建后第 2 年开始, 城乡交通一体化创建单位变量显著, 且估计系数为正, 表明城乡交通一体化示范县创建能够促进农村居民增收。

(三) 稳健性检验

1. 子样本回归。第一, 剔除直辖市。考虑到直辖市的县域行政级别比地级市县域高, 在城乡交通一体化示范县创建单位评定中前者可能拥有更大的话语权从而影响评选结果, 故本文通过将直辖市样本剔除进行稳健性检验。表 3 (1) 列是剔除直辖市样本后的估计结果, 可以发现, 城乡交通一体化创建单位变量仍然显著且估计系数为正。第二, 剔除未通过考核的创建县。2017 年, 全国共有 52 个县域入选城乡交通一体化示范县创建单位, 但是, 在 2021 年仅有 41 个创建单位通过考核。本文通过剔除未通过考核的创建单位来进行稳健性检验。表 3 (2) 列报告了剔除未通过考核单位后的回归结果, 结果表明, 核心解释变量仍然显著且估计系数为正。第三, 剔除没有试点单位的地级市。考虑到第一批城乡交通一体化示范县创建单位只有 52 个, 可能存在由自变量的变异性不足而导致得出伪结论的可能性。为了缓解这种担心, 本文进一步将研究样本限制在辖区内有试点单位的地级市中, 并重新进行估计, 相关估计结果见表 3 (3) 列。可以发现, 核心解释变量仍然是显著的, 而且其估计系数为正。各种子样本回归的结果均表明, 城乡交通一体化建设能够促进农村居民增收的结论是稳健的。

表 3

城乡交通一体化与农民增收：稳健性检验

| 变量 | 农村居民收入 | | | | | |
|----------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 剔除直辖市 | 剔除考核 未通过县 | 剔除无试 点地级市 | 城市一年份 固定效应 | PSM-DID | 排除其他 政策干扰 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 城乡交通一体化创建单位 | 0.0564*** (0.0157) | 0.0363** (0.0172) | 0.0338** (0.0156) | 0.0399*** (0.0137) | 0.0360** (0.0176) | 0.0503*** (0.0156) |
| 国家级贫困县 | | | | | | 0.0837*** (0.0066) |
| 电子商务进农村 | | | | | | 0.0478*** (0.0067) |
| 农旅融合示范县 | | | | | | 0.0447*** (0.0071) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 试点选择变量×时间函数 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 18865 | 18909 | 2948 | 18997 | 1716 | 18997 |
| R ² | 0.9346 | 0.9347 | 0.9300 | 0.9493 | 0.9387 | 0.9359 |

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为聚类到县域一年份层面的稳健标准误。③时间函数包括年份变量和试点前后时间虚拟变量。

2.控制城市一年份固定效应。随时间和城市而变动的因素可能会对农村居民收入产生影响，进而干扰本文的研究结论，因此，本文在（2）式的基础上，进一步控制了城市和年份的交互固定效应。这一方法可以排除所有在城市和年度间变化的因素对本文估计结果的影响。表 3（4）列报告了相应的估计结果，可以发现，核心解释变量仍然显著，而且其估计系数为正，说明上文的估计结果是稳健的。

3.倾向得分匹配—双重差分法。城乡交通一体化创建县和非创建县可能存在系统性差异，从而使处理组和对照组不具有可比性。本文使用倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）缓解这种系统性偏差对估计结果的可能影响。首先，将城乡交通一体化示范县创建单位评选前县域的经济发展水平、单位面积公路里程数以及农村居民收入平均增长率等变量作为匹配指标，通过 Logit 模型估计每个县域入围城乡交通一体化示范县创建单位的概率。其次，根据倾向得分的情况，借助核匹配方法为处理组匹配在各方面特征与其相似的对照组。最后，用匹配后的样本重新进行估计^①。采用 PSM-DID 方法的回归结果如表 3（5）列所示，结果表明，匹配后城乡交通一体化创建单位变量仍然显著且估计系数为正，再次证明了基准回归结果的稳健性。

^①本文按照 1:3 的比例为处理组重新匹配对照组。倾向得分匹配（PSM）的平衡性检验结果显示，匹配后各协变量的偏差率均降低到 5%以内，表明协变量不存在系统性差异，匹配效果良好。

4.控制其他政策变量。为避免研究期内县域层面其他可能影响农村居民收入的政策对研究结论产生干扰,本文试图对相关政策进行控制。通过政策梳理发现,在研究期内会对农村居民收入与社会消费产生影响的政策主要有扶贫政策(李芳华等,2020)、电子商务进农村综合示范县创建(王奇等,2022)以及全国休闲农业与乡村旅游示范县创建政策(黄祖辉等,2022),本文对以上政策的干扰依次进行了排除。由于扶贫政策主要向贫困县倾斜,因此,本文将是否属于国家级贫困县作为扶贫政策的代理变量。由于在研究期内国家级贫困县逐步实现了摘帽,因此,在设定国家级贫困县变量时,本文将非贫困县的该变量赋值为0,表示扶贫政策并未向该县倾斜;如果贫困县在某年完成了摘帽,就意味着此后的年份扶贫政策不再向该县倾斜,故本文将当年及以后年份的国家级贫困县变量赋值为0,而贫困县在摘帽前,则将国家级贫困县变量赋值为1。本文中的“电子商务进农村”和“农旅融合示范县”为政策虚拟变量,分别代表是否被选为电子商务进农村综合示范县和是否被选为休闲农业与乡村旅游示范县。

表3(6)列为控制其他政策影响后的回归结果。在控制其他政策的影响后,城乡交通一体化创建单位变量仍然显著且估计系数为正。这说明,前述城乡交通一体化建设促进农村居民增收的结论是稳健的。而入选休闲农业与乡村旅游示范县、电子商务进农村综合示范县以及享受扶贫政策均会对农村居民收入产生正向影响。

5.安慰剂检验。安慰剂检验在已有文献中通常被用来检验是否存在不可观测的变量或政策,从而对研究结论产生影响。本文参考Li et al.(2016)的研究,通过随机生成政策实施的试点县域来进行安慰剂检验。在(2)式中,城乡交通一体化创建单位的估计系数的表达式由两部分组成:

$$\beta^* = \beta_2 + \rho \times \frac{cov(DID_{it}, \varepsilon_{it} | X_{it})}{var(DID_{it} | X_{it})} \quad (4)$$

(4)式中: β_2 为城乡交通一体化创建单位的无偏估计量, ρ 为相关系数, var 和 cov 分别表示方差和协方差,其他变量含义与(2)式相同。若能够证明 $\rho=0$,则表明 $\beta^*=\beta_2$,即可能存在的遗漏变量不会影响本文估计结果。本文使用安慰剂检验的基本思路如下:理论上,直接证明 $\rho=0$ 或 $\beta^*=\beta_2$ 是比较困难的,因为二者均无法直接被观测到,但是,如果在已知 $\beta_2=0$ 的前提下,能够得到 β^* 也等于0的结论,那么就能间接验证 $\rho=0$ 。因此,需要找到一个伪解释变量来替换核心解释变量,而且,这个伪解释变量要在理论上不会对本文的被解释变量产生影响。

基于上述分析思路,本文采取随机重复抽样的方法,通过随机抽样生成城乡交通一体化示范县创建单位,并按照(2)式重新进行回归。本文对试点单位进行500次随机抽样,进而得到如图3所示的政策效应估计的概率密度图。由于试点县域是随机生成的,因此,在理论上有 $\beta_2=0$ 。图3的结果显示,随机生成后的城乡交通一体化创建单位变量的估计系数集中分布在0附近,近似服从均值为0的正态分布。而且,伪解释变量的估计系数均小于真实的系数估计值(0.0565)。这说明,城乡交通一体化建设对农村居民收入的促进效应并非偶然的观测结果,不可观测的因素不会对本文的研究结论产生非常严重的影响。

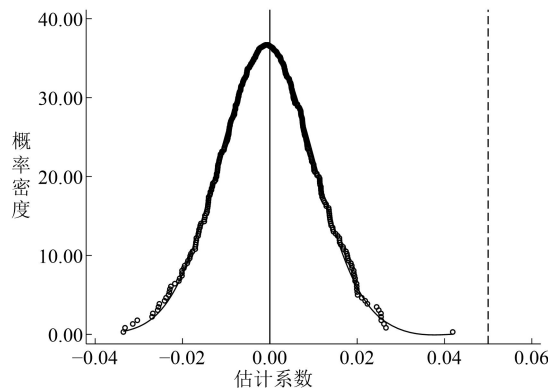


图3 安慰剂检验结果

注：图中虚线为基准回归中核心解释变量的估计系数。

（四）机制检验

1.要素流动。城乡交通一体化建设带来的最直接的效应是乡村交通基础设施的改善，而交通条件的改善能够促进要素在城乡之间的流动。按照本文的理论分析，城乡交通一体化建设对城乡要素流动的促进作用主要体现在两个方面：一方面，促进农业劳动力向非农部门转移；另一方面，促进城市先进的农业生产技术和生产经验向农村地区扩散。

参考张军等（2021）的研究，本文使用农林牧渔从业人员数来衡量农业劳动力总规模，进而讨论农业劳动力的转移情况。表4（1）列的回归结果表明，城乡交通一体化示范县创建使创建县农林牧渔从业人数减少了2.02%，表明城乡交通一体化建设能够显著促进农业劳动力向非农部门的转移。借鉴李谷成等（2018）的研究方法，本文使用农业机械总动力来衡量县域农业机械化生产水平，进而考察城乡交通一体化建设促进农村居民增收的技术下乡机制。表4（2）列结果表明，核心解释变量显著且回归系数为0.0575，说明城乡交通一体化示范县创建使县域内农业机械总动力增加了5.75%，表明城乡交通一体化建设有助于促进机械化农业生产技术的下乡，从而提高农业生产的机械化水平。

表4 城乡交通一体化与农民增收机制检验一：要素流动

| 变量 | (1) 农林牧渔从业人数 | (2) 农用机械总动力 | (3) 农业劳动生产率 |
|----------------|------------------------|----------------------|-----------------------|
| 城乡交通一体化创建单位 | -0.0202*** (0.0057) | 0.0575** (0.0275) | 0.4230*** (0.1056) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 试点选择变量×时间函数 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 18997 | 15358 | 18997 |
| R ² | 0.9778 | 0.9556 | 0.8665 |

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为聚类到县域一年份层面的稳健标准误。③时间函数包括年份变量和试点前后时间虚拟变量。

一方面，在总耕地面积给定的情况下，农业劳动力转移可以提高留守农村的劳动力的平均土地经营规模，增加其农业收入；另一方面，引进先进的农业生产技术有助于提高农业生产效率，进而促进农村居民收入的增长。基于此，本文进一步检验城乡交通一体化建设对农业劳动生产率的影响。参考李涵等（2020）的研究，使用第一产业增加值与农林牧渔从业人数的比值来衡量农业劳动生产率。在表4（3）列的估计结果中，城乡交通一体化创建单位变量在1%的显著性水平意义上显著，且其估计系数为正，表明城乡交通一体化示范县创建显著提高了创建县的农业劳动生产率。

2.市场扩张。城乡交通一体化建设除了通过发挥基础的交通功能来促进要素流动外，还有助于降低城乡二元结构对消费市场的割裂程度，促进消费市场的规模扩张。为了验证以上机制，借鉴雷潇雨和龚六堂（2014）的研究，本文使用社会消费品零售总额来衡量县域消费市场规模，以此进行机制检验。在表5（1）列有关社会人均消费的回归结果中，核心解释变量通过了5%的显著性水平检验，且回归系数为0.1217，表明城乡交通一体化示范县创建能够促进地区人均消费的增加。在（2）列社会总消费的回归结果中，城乡交通一体化创建单位变量的回归系数为0.0511，表明城乡交通一体化示范县创建可以使创建县社会总消费规模扩大5.11%，城乡交通一体化建设有助于实现地区消费市场的规模扩张。消费市场的规模扩张能够通过“涓滴效应”反哺农村，进而促进农村居民收入的增长。

表5 城乡交通一体化与农民增收机制检验二：市场扩张

| 变量 | (1) 社会人均消费 | (2) 社会总消费 |
|----------------|----------------------|-----------------------|
| 城乡交通一体化创建单位 | 0.1217** (0.0584) | 0.0511*** (0.0194) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 |
| 试点选择变量×时间函数 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 18997 | 18997 |
| R ² | 0.6672 | 0.9810 |

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为聚类到县域一年份层面的稳健标准误。③时间函数包括年份变量和试点前后时间虚拟变量。

五、进一步讨论

（一）异质性分析

人口年龄结构与人力资本水平是影响地区就业与经济增长的重要因素。虽然交通基础设施的改善能够为农村剩余劳动力向非农部门转移提供便利，但是，地区较高的人口老龄化程度和较重的抚养负担以及人力资本不足等特征可能会抑制这种促进效应。基于此，本文试图从人口年龄结构和人力资本水平两方面来讨论城乡交通一体化建设对农村居民增收影响的异质性。县域人口年龄结构和人力资本水平数据来源于《中国2010年人口普查分县资料》。由于劳动年龄人口占比、人口总抚养比、平均

受教育年限和 15 岁以上文盲率是不随时间变化的截面数据，单独控制以上变量会被年份固定效应所吸收，因此，表 6 并未控制劳动年龄人口占比、人口总抚养比、平均受教育年限和 15 岁以上文盲率的单独项（王奇等，2021）。

表 6 城乡交通一体化与农民增收：异质性分析

| 变量 | 农村居民收入 | | | | | | | |
|---------------------------|----------|--------|-----------|--------|-----------|--------|-----------|--------|
| | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 城乡交通一体化创建单位 | 0.0356** | 0.0172 | 0.1832*** | 0.0701 | 0.0002 | 0.0156 | 0.0918*** | 0.0341 |
| 城乡交通一体化创建单位× 劳动年龄人口占比 | 0.0319** | 0.0159 | | | | | | |
| 城乡交通一体化创建单位× 人口总抚养比 | | | -0.3780** | 0.1797 | | | | |
| 城乡交通一体化创建单位× 平均受教育年限 | | | | | 0.1071*** | 0.0257 | | |
| 城乡交通一体化创建单位× 15 岁以上文盲率 | | | | | | | -0.0085** | 0.0041 |
| 控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 试点选择变量×时间函数 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 县域固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 年份固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 观测值数 | 18315 | | 18315 | | 18315 | | 18315 | |
| R ² | 0.9349 | | 0.9349 | | 0.9350 | | 0.9349 | |

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②标准误为聚类到县域一年份层面的稳健标准误。③时间函数包括年份变量和试点前后时间虚拟变量。

1.人口年龄结构。劳动年龄人口占比和人口抚养比是衡量地区人口结构的重要指标，本文将劳动年龄人口界定为年龄在 15~64 岁的群体；将人口抚养比定义为少儿抚养比和老年抚养比之和，由 14 岁及以下和 65 岁及以上人口的总和与劳动年龄人口的比值来衡量。在表 6（1）列中，城乡交通一体化创建单位与劳动年龄人口占比的交互项在 5%的显著性水平意义上显著，且其估计系数为正，表明城乡交通一体化建设对农村居民的增收效应随着地区劳动年龄人口占比的提高而不断增强。根据表 6（2）列，城乡交通一体化创建单位与县域人口总抚养比的交互项在 5%的显著性水平意义上显著，其估计系数为负，表明城乡交通一体化建设对农村居民的增收效应会随着人口抚养比的提高而减弱。本文认为，原因有两点：一方面，劳动年龄人口占比高意味着农村可能存在更多的剩余劳动力，城乡交通一体化建设能够促进更多劳动力向非农部门转移，从而提高农村居民的整体收入水平；另一方面，较高的人口抚养比意味着劳动力要承担更多抚养小孩和赡养老人的成本，包括时间成本和资金成本，从而降低农村劳动力向非农部门转移的概率和家庭消费，限制城乡交通一体化建设对农村居民的增收效应。

2.人力资本水平。根据表6（3）列的估计结果，城乡交通一体化创建单位和平均受教育年限的交互项在1%的显著性水平意义上显著，且其估计系数为正，表明城乡交通一体化建设对农村居民收入的促进效应会随着地区人口平均受教育水平的提高而增强。表6（4）列引入了城乡交通一体化创建单位与15岁以上文盲率的交互项，可以发现，交互项在5%的显著性水平意义上显著，其估计系数为负，表明县域文盲率的提高会削弱城乡交通一体化建设对农村居民收入的促进效应。这里异质性分析的结果表明，城乡交通一体化建设对农村居民的增收效应在人力资本水平高的县域更明显。

（二）城乡收入差距

前文研究表明，城乡交通一体化建设能够通过促进城乡要素流动和消费市场扩张对农村居民收入产生正向影响。那么，农村劳动力和资金涌入城市又会对城镇居民的收入和城乡收入差距产生怎样的影响？本文将进一步引入城镇居民收入和城乡居民收入比两个变量，以此来讨论城乡交通一体化建设对城镇居民收入和城乡收入差距的影响。

在表7（1）列有关城镇居民收入的回归结果中，核心解释变量的估计系数为0.0912，而且，该变量在1%的显著性水平意义上显著，表明城乡交通一体化示范县创建使创建县城镇居民的收入增长了9.12%。从增长幅度看，城乡交通一体化建设可能会导致城乡收入差距的扩大。从表7（2）列有关城乡收入差距的回归结果可以发现，核心解释变量显著且其估计系数为正，表明城乡交通一体化建设可能导致城乡收入差距扩大的经济后果确实存在。本文认为，可能的原因有以下两点：一方面，在城乡交通一体化示范县创建初期，交通基础设施建设投入的增加会挤占教育、医疗等有利于缩小城乡收入差距的社会性支出，使得城乡收入差距扩大（张宗益等，2013；李丹和裴育，2019）；另一方面，城乡交通一体化建设促进了城乡之间的要素流动，但是，由于城乡在公共服务和产业结构等方面存在差异，城市依旧存在较强的“虹吸效应”，大量劳动力和资金从农村涌入城市虽然会带来地区市场的扩张，进而通过“涓滴效应”增加农村居民收入，然而，在中国城乡二元结构并未完全消除的情况下，城镇居民显然会受益更多，这也可能导致城乡收入差距的扩大。

不过，随着城乡一体化水平的进一步提高，城市资金、技术和人才下乡的力度将得到加强（罗来军等，2014），城乡二元结构对市场扩张产生的“涓滴效应”的隔离也会被弱化，这可能会促进农村居民收入向城镇居民靠近，使得城乡收入差距缩小。为了验证此猜想，本文参考吴本健等（2022）的研究，在模型中加入城乡交通一体化示范县创建年限^①和年限的平方项来讨论城乡交通一体化建设的长期影响。表7（3）列的结果表明，虽然示范县创建年限变量的估计系数为正，但是创建年限平方项的估计系数为负，表明城乡交通一体化建设对城乡收入差距存在先扩大后缩小的影响，即城乡交通一体化建设在初期会导致城乡收入差距的扩大，但在一定年限后，城乡交通一体化建设则能够在缩小城乡收入差距方面发挥积极作用。

^①参考吴本健等（2022）的研究，将政策执行当年即2017年定为示范县创建第1年，因此，创建年限=创建年份-2016。

表 7 城乡交通一体化与城乡收入差距

| 变量 | 城镇居民收入 | | 城乡收入比 | | | |
|----------------|-----------|--------|-----------|--------|-----------|--------|
| | (1) | | (2) | | (3) | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 城乡交通一体化创建单位 | 0.0912*** | 0.0337 | 0.1100*** | 0.0310 | | |
| 示范县创建年限 | | | | | 0.0959** | 0.0476 |
| 示范县创建年限平方项 | | | | | -0.0179** | 0.0072 |
| 控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 试点选择变量×时间函数 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 县域固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 年份固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 观测值数 | 18997 | | 18997 | | 18997 | |
| R ² | 0.8991 | | 0.8693 | | 0.8693 | |

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②标准误为聚类到县域一年份层面的稳健标准误。③时间函数包括年份变量和试点前后时间虚拟变量。

（三）空间溢出效应

已有研究表明，开通铁路与高速公路不仅会对当地经济增长和居民收入产生显著的正向影响，而且这种影响存在较强的空间溢出效应（张俊，2017）。但是，正如前文理论分析所述，区别于铁路和高速公路等交通基础设施强调的不同城市间的连接，城乡交通一体化建设的主要目的在于缩小城市与农村地区之间交通基础设施水平的差距，强调县域内部的有机融合。在理论上讲，城乡交通一体化建设主要作用于县域内部，在短期内可能不会产生空间溢出效应或者具有较弱的空间溢出效应。本文试图利用空间计量模型来验证以上猜想。在模型的选择上，本文通过 LM 检验、Hausman 检验、LR 和 Wald 检验，最终选择使用双向固定效应的空间杜宾模型（SDM）进行实证检验，具体模型设定如下：

$$\ln(\text{income}_{it}) = \alpha_4 + \lambda_1 DID_{it} + \gamma_{4n} X_{it} + \theta W \ln(\text{income}_{it}) + \lambda_2 WDID_{it} + \gamma_{5n} WX_{it} + \delta_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

（5）式中： W 表示空间权重矩阵，本文分别使用反距离空间权重矩阵（ W_1 ）和邻接空间权重矩阵（ W_2 ）来讨论城乡交通一体化的空间溢出效应； λ_1 和 λ_2 分别表示城乡交通一体化对本地农户产生的增收效应和空间溢出效应的估计值； γ_{4n} 和 γ_{5n} 表示相关控制变量的估计系数； θ 为空间自回归系数； δ_{it} 、 μ_{it} 和 ε_{it} 分别表示年份固定效应、县域固定效应和随机误差项；其他变量含义与模型（2）相同。

表 8 报告了空间溢出效应的检验结果。在（1）列反距离空间权重矩阵的估计中：核心解释变量在 1%的显著性水平意义上显著，而且，该变量的估计系数为正，表明城乡交通一体化示范县创建能够提高本地农村居民的收入水平；反距离空间权重矩阵与城乡交通一体化创建单位的交互项（ $W_1 \times$ 城乡交通一体化创建单位）并未通过显著性检验，表明城乡交通一体化建设不会对其他县域农村居民的收

入产生显著的影响。（2）列进一步考虑城乡交通一体化示范县创建对相邻县域农村居民收入的影响，结果表明：核心解释变量在 1%的显著性水平意义上显著，其估计系数为正；邻接空间权重矩阵与城乡交通一体化创建单位交互项（ $W_2 \times$ 城乡交通一体化创建单位）的估计系数为正，但该变量未通过显著性检验，再次表明城乡交通一体化创建不会对其他县域农村居民的收入产生显著的影响。空间溢出效应的检验结果表明，在研究期内，城乡交通一体化示范县创建对农村居民增收的促进效应主要集中在本地，空间溢出效应并不显著。

表 8 城乡交通一体化创建空间溢出效应检验结果

| 变量 | 农村居民收入 | | | |
|--------------------------|-----------|--------|-----------|--------|
| | (1) | | (2) | |
| | 反距离空间权重矩阵 | | 邻接空间权重矩阵 | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 城乡交通一体化创建单位 | 0.0602*** | 0.0164 | 0.0489*** | 0.0161 |
| $W_1 \times$ 城乡交通一体化创建单位 | -0.0653 | 0.1148 | | |
| $W_2 \times$ 城乡交通一体化创建单位 | | | 0.0349 | 0.0286 |
| 控制变量 | 已控制 | | 已控制 | |
| 试点选择变量 \times 时间函数 | 已控制 | | 已控制 | |
| 县域固定效应 | 已控制 | | 已控制 | |
| 年份固定效应 | 已控制 | | 已控制 | |
| 观测值数 | 17226 | | 17226 | |
| R ² | 0.1136 | | 0.0809 | |

注：①***表示 1%的显著性水平。②标准误为聚类到县域一年份层面的稳健标准误。③时间函数包括年份变量和试点前后时间虚拟变量。

六、结论与政策建议

城乡公共服务一体化建设是推动农村居民共享发展成果、促进城乡融合、实现乡村振兴的重要举措。本文将城乡交通一体化示范县创建作为准自然实验，基于县域面板数据和双重差分模型，探讨了以交通运输为代表的城乡公共服务一体化对农村居民收入的影响。

研究发现：第一，城乡交通一体化示范县创建对农村居民收入具有显著的正向影响，使创建县农村居民收入年均增长 5.65%（约 574 元）；第二，在作用机制方面，城乡交通一体化建设不仅能够通过促进农业劳动力转移、生产技术下乡以及农业劳动生产率提升等方式直接促进农村居民增收，还能够通过促进消费市场规模的扩张产生“涓滴效应”，进而间接促进农村居民增收；第三，异质性分析发现，城乡交通一体化建设对农村居民收入的促进效应随着县域内劳动年龄人口占比和人力资本水平的提高而增强，但是，较高的人口抚养负担和文盲率则会削弱城乡交通一体化对农村居民收入的促进效应；第四，进一步分析表明，城乡交通一体化建设对城镇居民同样存在增收效应，并且会对城乡收

入差距产生先扩大后缩小的影响，虽然在短期内可能会导致城乡收入差距的扩大，但长期来看则有助于缩小城乡收入差距；第五，空间溢出效应检验结果表明，在研究期内城乡交通一体化创建主要发挥的是“本地效应”，空间溢出效应并不明显。在未来，随着有关数据的逐渐完善，相关研究还应该关注城乡交通一体化对农村居民收入结构的影响以及可能带来的长期效应。

基于以上分析，本文研究的政策含义主要有以下三点：

第一，加快城乡道路基础设施、客运服务与货运物流一体化建设，推动城乡交通一体化发展。《城乡交通运输一体化发展研究报告（2021）》数据显示，截至2020年底，中国城乡交通运输一体化发展水平总体得分为88.30分，平均水平为4A等级，仅有46.88%的省（区、市）和47.43%的县域达到了5A等级，仍有约16%的县域城乡交通运输一体化发展水平在3A等级及以下（周一鸣等，2022）。整体来看，虽然近年来中国城乡交通运输一体化发展水平得到了显著提升，但是，部分地区城乡交通发展不平衡、不充分问题仍然十分突出。在以县域为载体推动新型城镇化、畅通城乡要素流动、促进城乡融合与乡村振兴的背景下，作为要素流动的基础载体的交通运输在推动城乡融合和乡村振兴中的作用应该得到足够的重视。各县域应考虑结合自身发展基础和要素禀赋，积极推进城乡交通一体化建设：首先，道路设施优化是推进城乡交通一体化的基础，特别是前期基础设施薄弱的农村地区和偏远山区，其建设重点仍是要继续加大道路设施的建设力度，着力实现自然村100%通硬化路，做好农村道路“建好、管好、护好、运营好”的工作；其次，有条件的县域和乡镇应积极加快城—乡、镇—村客运班线公交化改造，加快形成以县城和重点乡镇为节点、以镇村为终端的城—乡和镇—村多级公交网络，偏远的地区要加快实现建制村通客车，以提高居民出行的便利性，解决群众出行“最后一公里”的问题，推动城乡客运一体化建设；最后，物流体系不完善的县域要以电子商务进农村工程为契机，加快建设村级物流服务点，优化农村物流基础设施配置，构建以县、乡、村为节点的多级物流网络体系，打通商品下乡的“最后一公里”，推进城乡货运物流一体化建设。

第二，在城乡交通一体化建设过程中，要注意平衡和协调城乡发展的关系，积极吸引人才、资金等生产要素入乡。一方面，外出农民工在发达地区长期从事非农工作积累了很多先进的生产技术与经营经验，这些人向乡村回流可以将先进的生产经验带回农村，提升农村地区的人力资本水平。在部分农民工回流的背景下，县级政府应积极做好吸引农民工等人员返乡入乡就业、创业以及回流农民工的安置工作。另一方面，要积极探索发掘具有本地特色的乡村产业，例如休闲农业与乡村旅游，通过促进乡村一二三产业融合发展衍生出新的创业与投资机会，为乡村发展“造血”，吸引更多的资金入乡。

第三，保障不同群体享有公平的受教育权利，提高农村地区人力资本水平。全国第七次人口普查数据显示，截至2020年，中国农村居民受教育水平在初中及以上的人数占农村居民总数的54.11%，而高中及以上人数仅占农村居民总数的13.59%^①。整体来看，中国农村居民平均受教育水平仍然较低，

^①资料来源：《中国人口普查年鉴2020》。数据显示，2020年乡村3岁及以上人口总数为49450万人，其中，初中学历20035万人，高中学历4369万人，大专学历1538万人，本科及以上学历814.9万人。此处的比例由笔者计算得到。

这不仅不利于农业劳动力向非农部门的转移，可能还会带来新的不平等。一方面，政府部门应考虑通过加强对农村劳动力的知识和技能培训来弥补其前期接受正规教育不足的劣势，弱化正规教育不足对农业劳动力转移的负面影响，促进更多的农业劳动力转移到非农部门；另一方面，要着力提高农村地区的办学水平，同时，还要保障进城务工人员子女和农村家庭子代接受正规教育的公平性，降低教育不平等在代际间的传递。

参考文献

- 1.郭德海, 2017: 《以城乡一体化破解农村空心化困局》, 《人民论坛》第14期, 第78-79页。
- 2.黄祖辉、宋文豪、成威松、李夏欣, 2022: 《休闲农业与乡村旅游发展促进农民增收了吗? ——来自准自然实验的证据》, 《经济地理》第5期, 第213-222页。
- 3.蒋海兵、韦胜, 2020: 《城乡交通一体化驱动下江苏农村医疗卫生服务可达性》, 《长江流域资源与环境》第9期, 第1922-1929页。
- 4.雷潇雨、龚六堂, 2014: 《城镇化对于居民消费率的影响: 理论模型与实证分析》, 《经济研究》第6期, 第44-57页。
- 5.李斌、尤笠、李拓, 2019: 《交通基础设施、FDI与农村剩余劳动力转移》, 《首都经济贸易大学学报》第1期, 第69-77页。
- 6.李丹、裴育, 2019: 《城乡公共服务差距对城乡收入差距的影响研究》, 《财经研究》第4期, 第111-123页。
- 7.李芳华、张阳阳、郑新业, 2020: 《精准扶贫政策效果评估——基于贫困人口微观追踪数据》, 《经济研究》第8期, 第171-187页。
- 8.李谷成、李焱阳、周晓时, 2018: 《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》第11期, 第112-127页。
- 9.李涵、滕兆岳、伍骏骞, 2020: 《公路基础设施与农业劳动生产率》, 《产业经济研究》第4期, 第32-44页。
- 10.李玲玲、赵光辉, 2021: 《城乡交通一体化高质量发展的困局及其治理》, 《中国软科学》第7期, 第97-105页。
- 11.李实, 2021: 《共同富裕的目标和实现路径选择》, 《经济研究》第11期, 第4-13页。
- 12.梁雯、张伟, 2016: 《城乡一体化、农村物流与金融对农民收入的影响研究》, 《北京交通大学学报(社会科学版)》第1期, 第98-105页。
- 13.罗来军、罗雨泽、罗涛, 2014: 《中国双向城乡一体体验证性研究——基于北京市怀柔区的调查数据》, 《管理世界》第11期, 第60-69页。
- 14.齐秀琳、江求川, 2023: 《数字经济与农民工就业: 促进还是挤出? ——来自“宽带中国”政策试点的证据》, 《中国农村观察》第1期, 第59-77页。
- 15.宋弘、孙雅洁、陈登科, 2019: 《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》, 《管理世界》第6期, 第95-108页。

- 16.唐菡悄、阮成武, 2023: 《义务教育城乡一体化发展指数建构与实证分析》, 《教育学报》第3期, 第100-112页。
- 17.滕兆岳、李涵, 2020: 《交通运输成本与农业机械化》, 《经济评论》第1期, 第84-95页。
- 18.王奇、牛耕、赵国昌, 2021: 《电子商务发展与乡村振兴: 中国经验》, 《世界经济》第12期, 第55-75页。
- 19.王奇、谢凯、秦芳、牛耕, 2022: 《市场可达性与农村家庭消费——来自“快递下乡”工程的证据》, 《中国农村经济》第12期, 第106-123页。
- 20.王邹、孙久文, 2023: 《以高质量的县城建设推进县域现代化: 事实与路径》, 《中国农村观察》第6期, 第2-23页。
- 21.吴本健、罗玲、王蕾, 2022: 《农信社商业化改革对县域内城乡收入差距的动态影响——基于农信社改制为农商行的准自然实验分析》, 《中国农村经济》第4期, 第83-105页。
- 22.吴昌南、张云, 2017: 《我国城乡一体化缩小了城乡收入差距吗? ——基于省级面板数据的实证研究》, 《江西财经大学学报》第2期, 第85-93页。
- 23.颜培霞, 2021: 《城乡融合视域下特色村经济转型的动力机制》, 《农业经济问题》第5期, 第137-144页。
- 24.叶兴庆, 2016: 《践行共享发展理念的重点难点在农村》, 《中国农村经济》第10期, 第14-18页。
- 25.郁建兴、高翔, 2009: 《农业农村发展中的政府与市场、社会: 一个分析框架》, 《中国社会科学》第6期, 第89-103页。
- 26.张合林、都永慧, 2019: 《我国城乡一体化发展水平测度及影响因素分析》, 《郑州大学学报(哲学社会科学版)》第1期, 第45-49页。
- 27.张军、李睿、于鸿宝, 2021: 《交通设施改善、农业劳动力转移与结构转型》, 《中国农村经济》第6期, 第28-43页。
- 28.张俊, 2017: 《高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1533-1562页。
- 29.张勋、王旭、万广华、孙芳城, 2018: 《交通基础设施促进经济增长的一个综合框架》, 《经济研究》第1期, 第50-64页。
- 30.张亦然, 2021: 《基础设施减贫效应研究——基于农村公路的考察》, 《经济理论与经济管理》第2期, 第28-39页。
- 31.张宗益、李森圣、周靖祥, 2013: 《公共交通基础设施投资挤占效应: 居民收入增长脆弱性视角》, 《中国软科学》第10期, 第68-82页。
- 32.周一鸣、田春林、王显光等, 2022: 《城乡交通运输一体化发展研究报告(2021)》, 北京: 人民交通出版社, 第21-24页。
- 33.Donaldson, D., 2018, "Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure", *American Economic Review*, 108(4-5): 899-934.
- 34.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 18-37.

35. Takeshima, H., A. N. Pratt, and X. Diao, 2013, "Mechanization and Agricultural Technology Evolution, Agricultural Intensification in Sub-Saharan Africa: Typology of Agricultural Mechanization in Nigeria", *American Journal of Agricultural Economics*, 95(5): 1230-1236.

(作者单位: ¹西南财经大学经济与管理研究院;

²武汉大学经济与管理学院)

(责任编辑: 马太超)

The Effect of Increasing Farmers' Income on the Integration of Urban and Rural Transportation

NIU Geng XIANG Xuefeng ZHOU Yang

Abstract: Promoting integrated urban-rural development is an important mean to promote rural residents' income and achieve rural revitalization and common prosperity. This paper investigates the impact of integrated urban-rural transportation development on rural residents' income based on a panel data across China at the county level from 2010 to 2020, and examines its impact mechanism through the effect of being selected as urban-rural transportation integration demonstration counties in 2017, using the Difference-in-Differences method. We find that: the urban-rural transportation integration demonstration counties significantly promote rural residents' income, resulting in a 5.65% increase in rural residents' income. Agricultural labor migration, introduction of production technology to the countryside, agricultural labor productivity improvement, and county consumption market expansion are important mechanisms for urban-rural transportation integration to promote rural residents' income increase. Through heterogeneity analysis, we find that urban-rural transportation integration's promoting effect on rural residents' income enhances with the increase of the average education level and the proportion of working-age population in the county, but higher population dependency burden and illiteracy rate weaken this income promoting effect. Further analysis shows that the income promoting effect of urban-rural transportation integration on urban residents also exists, and it widens at first and then narrows the urban-rural income gap as the integration develops. In addition, the short-term impact of urban-rural transportation integration is mainly on rural residents' income, and its spatial spillover effect is insignificant. This paper takes transportation infrastructure and rural residents' income as examples to provide strong empirical evidence on how urban-rural integration development can promote rural revitalization.

Keywords: Urban-Rural Transportation Integration; Factor Flow; Market Expansion; Farmers' Income Growth; Rural Revitalization

数字金融使用何以影响农户家庭财富*

——基于中西部5省份944户农户调查数据的实证

张 林^{1,2} 曹星梅²

摘要：本文基于中西部5省份944户农户调查数据，实证分析数字金融使用影响农户家庭财富积累和财富不平等的总体效应、传导机制、门槛效应和个体异质性。研究表明：数字金融使用能够显著促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等，家庭创业和非农就业是两个重要的传导机制。数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响存在基于数字素养的双门槛效应和基于金融素养的单门槛效应。进一步研究发现：在不同的财富规模、财富不平等程度、风险偏好、户主受教育水平的农户之间以及脱贫户和非脱贫户之间，数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响都具有显著差异。本文研究的重要启示在于：要充分发挥数字金融使用对农户家庭财富积累的促进作用和对农户家庭财富不平等的缓解作用，需要加快健全具有高度适应性的农村数字普惠金融服务体系，着力优化农村数字金融营商环境，通过差异化的政策不断提高农户数字素养和金融素养。

关键词：数字金融使用 财富积累 财富不平等 数字素养 金融素养

中图分类号：F832.43 **文献标识码：**A

一、引言

中国是一个农业大国，农民农村共同富裕是实现全体人民共同富裕的基本前提和重要组成部分，要实现全体人民共同富裕应当把促进农民农村共同富裕作为重中之重。相关理论研究和实践经验均表明，促进农民农村共同富裕不仅需要促进农民收入持续增长和缩小农民收入差距（孔祥智和谢东东，2022；黄季焜，2022），更需要不断增强农民自我发展动能，提升农户自我“造血”能力（林嵩等，2023），促进农户家庭财富持续积累并不断缓解农户家庭财富不平等。相关数据显示，2018年中国家

*本文研究受到国家社会科学基金项目“农业强国目标下健全农村金融服务体系的机制与路径研究”（编号：23BJY149）、国家社会科学基金重大项目“数字普惠金融支持乡村振兴的政策与实践研究”（编号：22&ZD123）和西南大学创新研究2035先导计划（编号：SWUPilotPlan026）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，当然文责自负。

庭财富规模已经达到 52 万亿元，仅次于美国^①。但是，中国居民家庭财富积累存在显著的“马太效应”，最富有的 1% 人口拥有 30.8% 的财富份额，城镇家庭净财富是农村家庭的 2.28 倍（马鸽和孙群力，2022）。而且，农村内部财富差距较大，农村家庭财富基尼系数从 2013 年的 0.62 上升至 2019 年的 0.69，最低 50% 财富组家庭拥有的财富份额不足 10%，最高 10% 财富组家庭拥有的财富份额接近 60%（董丽霞，2022）。因此，在促进全体人民共同富裕的新时代新征程中，系统研究农户家庭财富积累的促进机制和农户家庭财富不平等的缓解机制迫切且必要。

随着数字要素的快速发展和不断向农村地区延伸，数字金融已经广泛渗透到农民生产生活的各个领域，对农村经济社会发展产生了重要影响。本文研究所采用的调查数据显示，90% 以上的农户拥有数字金融账户并多次使用不同类型的数字金融服务，数字金融服务使用年限超过 7 年的农户占比超过 80%，数字化支付已成为农村生产经营和生活消费的主要支付手段，每周使用数字支付 5 次及以上的农户占比超过 60%。相较于传统金融，数字金融具有低成本、广覆盖和可持续等包容性特征，在提高金融服务覆盖面、深化金融服务使用、降低金融服务门槛和成本、促进金融资源优化配置等方面表现出巨大优势（吴雨等，2021），为促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等提供了新思路。那么，数字金融使用能否促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等？如果能，其中的传导机制又是如何？鉴于现实存在的数字鸿沟问题，数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响是否存在门槛效应和个体差异性？系统研究这些问题既有助于为国家制定数字金融政策提供科学依据，又可以为农户通过数字金融使用实现增收致富提供决策参考，无疑具有重要的现实意义。

目前，国内外相关研究主要集中在以下两个方面。一是关于数字金融发展与家庭金融资产配置关系的研究。部分学者研究发现，数字金融发展可以通过降低家庭参与成本、扩宽信息渠道和改变家庭风险偏好等途径提高家庭参与金融市场的概率（廖婧琳和周利，2020；段军山和邵骄阳，2022；范猛，2023），提升家庭风险金融资产持有比例（汪莉等，2021），进而优化家庭财富管理。在金融素养和智能化素养较高的农户中，数字金融对家庭金融市场参与和风险金融资产配置的影响更明显（周雨晴和何广文，2020）；在数字金融发展水平较高的地区，家庭参与金融市场的概率更大、参与的程度更深，持有风险金融资产的种类也更多（张红伟和何冠霖，2022）。另一部分学者研究发现，数字金融发展可以通过提高居民金融素养、缓解流动性约束、提升家庭对金融信息的关注度等多种途径提高家庭金融资产配置的多样性和有效性，进而促进家庭财富增长（吴雨等，2021；董婧璇等，2022），而且该作用要明显大于传统普惠金融对家庭资产组合有效性的影响（张宁和郑平，2023）。二是关于数字金融发展与家庭财富积累、财富差距关系的研究。有学者研究发现，数字金融使用和互联网使用有助于带来数字红利，进而显著促进农户家庭财富增长、降低城乡财富不平等和农村内部家庭财富差距（吴海涛和秦小迪，2022；刘雪颖，2023）。从作用机制来看，数字金融可以通过提供储蓄和补贴渠道促进农户家庭财富积累（Grossman and Tarazi，2014），或通过促进农户创业、风险金融资产配置、增加收入等多种途径促进农户家庭财富积累，但其作用效应和传导机制在不同类型的农户中存在显著

^①资料来源：《瑞信研究院：2018 年度全球财富报告》，<http://www.199it.com/archives/814160.html>。

异质性（强国令和商城，2022）。另外，数字鸿沟在一定程度上会削弱数字金融对家庭财富的促进作用（周天芸和陈铭翔，2021），也可能会通过降低家庭金融信息获取度、信贷可得性等途径加剧财富不平等（刘倩，2023）。

综合来看，现有文献对数字金融与家庭金融市场参与、家庭金融资产配置、家庭财富差距等问题进行了广泛而深刻的讨论，为本文研究提供了很好的思路借鉴和逻辑起点。但是，鲜有文献专门研究数字金融使用与农户家庭财富的关系问题，尚未揭示数字金融使用促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等的作用机制和个体差异性，也没有关注数字素养和金融素养在数字金融使用影响农户家庭财富积累和财富不平等中的门槛效应。因此，本文试图在理论分析的基础上，利用中西部 5 省份 944 户农户调查数据，实证分析数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响及作用机制，以及基于数字素养和金融素养的门槛效应等问题。

与现有文献相比，本文可能的边际贡献在于三个方面。一是从学理上讨论数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响机理，并实证揭示基于家庭创业和非农就业的两个作用机制，为充分利用数字金融发展契机促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等提供理论支撑。二是考虑到农户在使用数字金融时面临着二级数字鸿沟问题，本文实证研究发现数字金融使用对农户家庭财富积累和家庭财富不平等的影响均存在基于数字素养和金融素养的门槛效应，为全面探究数字金融使用与农户家庭财富的关系提供新证据。三是基于不同农户的禀赋差异特征，进一步检验发现数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响，在不同的财富规模、财富不平等程度、风险偏好和户主受教育水平的农户之间以及脱贫户和非脱贫户之间均存在显著的异质性，这有助于丰富数字金融与家庭财富关系的研究内容，并为制定差异化的政策提供经验证据。

二、理论分析与研究假说

（一）数字金融使用对农户家庭财富的影响

家庭财富是人民走向美好生活的基础，促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等是实现农民农村共同富裕的重要抓手。快速发展的数字金融以其独特的优势对城乡居民家庭金融行为产生了深刻影响，数字金融使用为农户带来了多元化的致富机遇和财富积累通道，逐渐成为促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等的重要手段。第一，农村数字金融发展通过鲑鱼效应带动各类金融机构加快数字金融产品和服务创新，改善了农村金融市场环境（周利等，2020），增加了农村金融服务有效供给，提高了农村金融服务效率和质量，这有助于提高农户参与金融市场的概率和数字金融使用深度，为促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等奠定基础。第二，农村数字金融发展通过便利化的综合信息服务平台为农民提供均等化的信息服务，包括市场资讯、政策风向、就业创业信息、基本金融知识、技能培训等各种信息资源，既助力农户打破“信息孤岛”，减少信息收集成本，又减缓农户信息不对称不充分问题，为农户优化资产配置创造条件。第三，农村数字金融发展可以通过次生效应吸引更多其他优质资源向农村转移和聚集，改善农户生产经营环境，助力农户扩大生产经营规模，同时为农户提供更多投资选择，从而多渠道促进农户家庭资本增值。第四，数字金融所依托

的数字技术具有较强的正外部性,使得数字金融可以克服传统金融的空间地理排斥,突破空间区位对传统金融服务供给的限制(张林和温涛,2022),使得长尾农户可以通过数字工具获得更加便捷、更加普惠的金融服务,不断提高长尾农户的金融可得性,促进长尾农户家庭财富快速积累,最终缓解农户家庭财富不平等。据此,本文提出如下假说。

H1: 数字金融使用可以促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等。

(二) 数字金融使用影响农户家庭财富的传导机制

促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等是一个动态化过程,不仅需要充足的原始资金储备,还有赖于源源不断的资本性收入。家庭创业和非农就业有助于扩宽农户增收渠道,是农户实现财富积累的重要手段,而数字金融发展又为农户创业和非农就业创造了条件。一方面,数字金融具有“覆盖广、成本低、速度快”等优势,不仅可以通过场景、数据、信息来弥补传统普惠金融的短板(张林和温涛,2020),减缓农户创业融资约束和增强农户创业信息可得性,还可以通过带动其他产业融合发展创造更多的创业机会和空间,不断增强农户创业积极性和提高农户创业绩效。同时,成功的创业容易帮助农户进一步聚拢更多的经济资本和社会资本,从而不断扩大生产经营规模,产生规模经济效应和“滚雪球”效应,加速家庭财富积累。另一方面,伴随着数字经济和数字金融的快速发展,多种新业态、新模式、新产业不断涌现,为社会提供了更多的就业岗位,有效促进了农民非农就业(田鸽和张勋,2022),提升了农户家庭非农收入水平。随着家庭收入水平的持续提升,农户有更多的资金进行多元化投资,从而不断优化家庭资产配置和提高家庭投资效益,最终促进农户家庭资产增值和财富积累。而且,数字金融发展对农户创业和农民非农收入增长还有显著的正向空间溢出效应(刘丹等,2019),可以带动周边其他农户创业和非农就业,促进周边中低收入农户以较快的速度实现财富积累,进而缓解农户家庭财富不平等。据此,本文提出如下假说。

H2a: 数字金融使用通过影响家庭创业促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等。

H2b: 数字金融使用通过提高非农就业水平促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等。

(三) 数字金融使用影响农户家庭财富的门槛效应

自2013年8月国务院发布“宽带中国”战略实施方案以后,中国信息网络等基础设施建设不断加快,城乡互联网覆盖率不断提升,数字接入机会逐渐平等化,大多数农村居民也逐步跨越了数字接入鸿沟。但是,农户使用数字金融仍面临着严重的二级数字鸿沟,只有当自身金融素养和数字素养水平跨越相应的门槛值后,农户才能真正有效参与金融市场并获得数字金融红利。首先,在数字经济时代,金融产品数字化和金融服务线上化进程不断加快,农民能否有效使用数字金融在很大程度上受其数字素养的影响。缺乏相应数字设备的农户和数字素养较低的农户,能够获取的数字金融红利相对有限。当跨越数字素养鸿沟以后,农户能够更熟练、更安全地使用数字金融设备,能够更快速、更准确地搜索市场信息,这或能增强农户创业意愿和提高农户创业成功率,或能帮助农户实现理想的非农就业,进而对促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等产生正向迭代效应。其次,金融素养较低的农户不能或不愿参与金融市场,家庭资产结构单一,资产增值渠道少,家庭财富积累速度缓慢。当跨越金融素养鸿沟以后,农户可以更有效、更深度地参与金融市场,更容易获得多元化融资渠道,

制订更加科学合理的理财计划，从而不断提高家庭资产配置的有效性和多样性，加速家庭资产增值和财富积累（Lusardi and Mitchell, 2011; van Rooij et al., 2012）。据此，本文提出如下假说。

H3: 数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响可能存在基于数字素养和金融素养的门槛效应。

数字金融使用影响农户家庭财富积累的作用机理如图 1 所示。

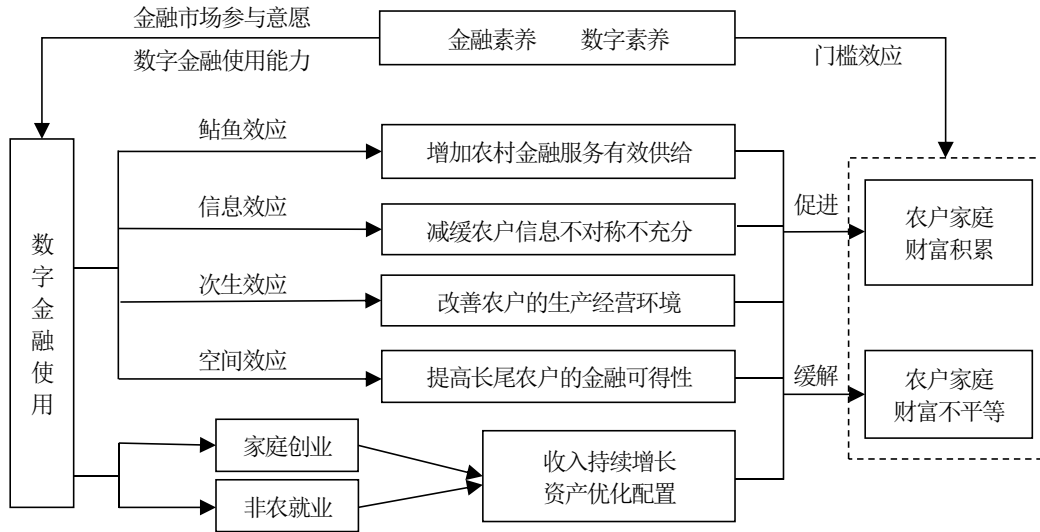


图 1 数字金融使用影响农户家庭财富的作用机理

三、研究设计：数据说明、模型设定与变量选择

（一）数据说明

本文实证研究所采用的数据来源于“新时期中国农村经济与农村金融调查”（China rural economy and rural finance survey in the new era, 简称 CRERFS）数据库。CRERFS2021 是农业农村部政策与改革司委托西南大学乡村振兴与农民增收协同创新团队于 2021 年实施的微观调查项目。根据农业农村部委托项目的要求，同时考虑新冠疫情的影响，调查范围主要集中在重庆、四川、云南、贵州、湖南中西部 5 省份 20 多个县（市、区）149 个行政村。调查采取分层随机抽样的方法，首次，在各省份以人均地区生产总值为标准分别选择 3~4 个经济发展水平高、中、低不同的县（市、区）；其次，考虑不同县（市、区）的地形地貌和地理区位等特征，采用同样的方法在每个县（市、区）内选择 3~4 个乡镇；最后，在各乡镇随机抽取约 30 户受访农户，由调研员询问并记录农户 2020 年的生产经营和数字金融参与情况。本文剔除受访者不是户主或家庭核心成员的少数样本，以保证数据能够真实地反映农户家庭情况，同时剔除净资产小于或等于零的样本和重要控制变量缺失的样本，最终获得有效问卷 944 份。

（二）模型设定

1. 基准回归模型。为了实证检验数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响，本文设

定如下计量模型：

$$\ln Wealth_{ij} = \alpha_1 + \beta_1 DF_{ij} + \gamma_1 Control_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$RD_{ij} = \alpha_2 + \beta_2 DF_{ij} + \gamma_2 Control_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中： $Wealth_{ij}$ 表示第 j 个地区第 i 个农户家庭的财富积累， RD_{ij} 表示第 j 个地区第 i 个农户家庭的财富不平等程度， DF_{ij} 表示第 j 个地区第 i 个农户的数字金融使用情况， $Control_{ij}$ 表示第 j 个地区第 i 个农户的控制变量， α 、 β 、 γ 为待估参数， ε_{ij} 为随机误差项。

2. 机制检验模型。为了检验数字金融使用能否通过家庭创业和非农就业两个机制促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等，本文借鉴 Zhao et al. (2010) 的思路，运用两步回归法进行分析。计量模型设定如下：

$$Entre_{ij} = \alpha_3 + \beta_3 DF_{ij} + \gamma_3 Control_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$$\ln Wealth_{ij} = \alpha_4 + \beta_4 DF_{ij} + \chi_1 Entre_{ij} + \gamma_4 Control_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

$$RD_{ij} = \alpha_5 + \beta_5 DF_{ij} + \chi_2 Entre_{ij} + \gamma_5 Control_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

$$Business_{ij} = \alpha_6 + \beta_6 DF_{ij} + \gamma_6 Control_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

$$\ln Wealth_{ij} = \alpha_7 + \beta_7 DF_{ij} + \delta_1 Business_{ij} + \gamma_7 Control_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

$$RD_{ij} = \alpha_8 + \beta_8 DF_{ij} + \delta_2 Business_{ij} + \gamma_8 Control_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

(3) ~ (8) 式中：机制变量 $Entre$ 和 $Business$ 分别表示农户家庭创业和非农就业， χ 、 δ 为待估参数，其他变量的含义不变。

3. 门槛回归模型。为了检验数字金融使用影响农户家庭财富积累和财富不平等可能存在的门槛效应，本文建立如下门槛回归模型，并采用 Hansen (2000) 的自助法进行检验。

$$\ln Wealth_{ij} = \alpha_9 + \theta_1 DF_{ij} I(qit \leq \varphi) + \theta_2 DF_{ij} I(qit > \varphi) + \gamma_9 Control_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

$$RD_{ij} = \alpha_{10} + \eta_1 DF_{ij} I(qit \leq \varphi) + \eta_2 DF_{ij} I(qit > \varphi) + \gamma_{10} Control_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

(9) 式和 (10) 式中： qit 为门槛变量； φ 表示两个门槛效应检验中的门槛值； $I(\cdot)$ 为示性函数，条件成立则赋值为 1，反之为 0； θ 、 η 为待估参数，其他变量的含义不变。

(三) 变量选择

1. 被解释变量。本文模型的被解释变量为农户家庭财富积累和财富不平等。参考 Morissette and Zhang (2006) 的方法，本文使用家庭净资产（家庭总资产减去总负债）衡量家庭财富积累情况，净资产总额越大，说明家庭财富越多。根据调查问卷设计，本文将家庭总资产分为金融资产和实物资产两大类：金融资产主要包括现金、银行存款、股票、基金、债券、理财等金融产品，根据农户回答的每项金融资产实际金额加总得到家庭金融资产总价值；实物资产主要包括住房、厂房、农用车、商用车、电瓶车、摩托车、拖拉机、脱粒机、收割机、插秧机、播种机等，加总每项资产 2020 年的实际

价值得到农户家庭实物资产总值。家庭总负债根据受访者对“您家现在共有负债多少元？”这一问题的回答直接测度。由于农户家庭财富积累数值为非比值型指标，且数值较大，本文对其进行取对数处理以减少异方差对回归结果的影响。关于农户家庭财富不平等程度，本文采用 Kakwani 指数测算农户家庭财富相对剥夺指数，以 Kakwani 家庭财富相对剥夺指数来衡量农户家庭财富不平等，该指数的值越大，说明农户家庭财富不平等程度越严重。

2.核心解释变量。本文模型的核心解释变量为农户数字金融使用。本文数据显示，农户使用频率较高的数字金融服务主要包括数字支付、数字借贷和数字理财，对数字征信、数字保险等其他金融服务的参与率较低。因此，本文参照何婧和李庆海（2019）、王小华等（2022）等文献的做法，从数字支付、数字借贷和数字理财三个维度来反映农户数字金融使用情况。关于数字支付，调查问题设计为“您是否开通了微信支付、支付宝等电子钱包、手机端网上银行等数字账户？”；关于数字借贷，调查问题设计为“您是否有通过线上方式进行借款（例如在网络借贷平台上借款等）？”；关于数字理财，调查问题设计为“您是否有通过线上方式进行理财（例如在手机 App 上购买理财产品等）？”。以上问题中，若受访者不存在任何数字金融使用行为，则数字金融使用变量赋值为 0；若受访者只存在其中某一项数字金融使用行为，则数字金融使用变量赋值为 1；若受访者存在其中两种或三种数字金融使用行为，则数字金融使用变量分别赋值为 2 和 3。

3.机制变量。本文模型的机制变量包括农户家庭创业和非农就业。根据调查问卷数据，本文将家庭中是否有成员从事个体经营或开办私营企业作为农户家庭创业的衡量指标，若农户回答“是”则家庭创业变量赋值为 1，回答“否”则赋值为 0。同时，本文将农户家庭成员是否离家兼业务工作为非农就业的衡量指标，若农户回答“是”则非农就业变量赋值为 1，回答“否”则赋值为 0。

4.门槛变量。本文模型的门槛变量为农户数字素养和金融素养。农户数字素养是在数字化情景下农民通过数字设备获取、理解和使用数字信息的能力，包括数字通用素养、数字社交素养、数字创造素养和数字安全素养等多个维度（苏岚岚和彭艳玲，2022；王修华和赵亚雄，2022）。关于数字素养评价指标体系，欧盟委员会制定的数字素养框架体系具有领先性和代表性，是很多国家或组织、学者制定数字素养框架的基础，并在全球范围内得到了广泛应用。本文参考欧盟委员会关于数字素养框架 DigComp2.1 的分类标准，以及温涛和刘渊博（2023）等相关文献的指标体系，并充分考虑中国农村数字化的现状和农村居民的基本特征，从数字设备^①、数字通用素养、数字社交素养、数字创造素养、数字安全素养和问题解决素养六个维度构建农户数字素养评价指标体系。农户金融素养是农民利用个人金融知识和技能对金融资源进行有效管理的能力，包括金融知识和金融应用等多个维度（Huston，2010）。本文参考 Calcagno and Monticone（2015）、张欢欢和熊学萍（2017）等文献构建金融素养评

^①尽管数字设备不能直接反映农户数字素养的高低，但数字设备是农户数字行为的基础。本文研究所采用的调查数据显示，仍有不少农户家庭尚未开通宽带和购置电脑。因此，本文参考王修华和赵亚雄（2022）、温涛和刘渊博（2023）的做法，将数字设备纳入综合评价指标体系。同时，本文研究过程中也计算了不包含数字设备维度的农户数字素养水平。比较后发现，是否包括这一维度对本文主要结论没有实质性影响。

价指标体系的方法,并结合受访农户的基本特征,从金融认知、金融应用、金融风险、金融规划、金融分析和风险偏好六个维度构建农户金融素养评价指标体系。农户数字素养和金融素养的评价指标及赋值说明如表1所示。本文参考 Guiso and Jappelli (2008)、单德朋(2019)等文献的思路,采用直接加总每个问题得分的方式测算得到农户数字素养综合指数和金融素养综合指数。

表1 农户数字素养与金融素养评价指标说明

| 指标 | 分指标 | 测试问题 | 选项及赋值 |
|------|--------|---|--|
| 数字素养 | 数字设备 | Q1: 您是否拥有智能手机? | 是=1, 否=0 |
| | | Q2: 您家是否拥有电脑? | 是=1, 否=0 |
| | | Q3: 您家是否开通宽带? | 是=1, 否=0 |
| | 数字通用素养 | Q4: 您是否能够使用智能手机的上网功能? | 是=1, 否=0 |
| | | Q5: 您是否能够独立下载手机 App? | 是=1, 否=0 |
| | | Q6: 您是否会用手机网络浏览、搜索自己想要的数据或信息? | 是=1, 否=0 |
| | | Q7: 您是否会记录、收藏所收集的数据或信息? | 是=1, 否=0 |
| | 数字社交素养 | Q8: 您是否会通过手机 App 进行网络购物? | 是=1, 否=0 |
| | | Q9: 您是否能用手机通讯软件与家人和朋友沟通? | 是=1, 否=0 |
| | 数字创造素养 | Q10: 您是否用手机在网络上发表自己的观点和看法? | 是=1, 否=0 |
| | | Q11: 您是否能运用手机视频软件创作或发表自己的短视频? | 是=1, 否=0 |
| | 数字安全素养 | Q12: 您现在是否能够识别“网络骗局”而避免造成损失? | 是=1, 否=0 |
| | | Q13: 您现在是否能够识别“电信诈骗”而避免造成损失? | 是=1, 否=0 |
| 金融素养 | 金融认知 | Q14: 您是否有运用手机网络查询信息来解决现实中的问题? | 是=1, 否=0 |
| | | Q15: 您是否操作过手机银行 App? | 是=1, 否=0 |
| | 金融应用 | Q16: 您是否在使用与职业相关的手机 App? | 是=1, 否=0 |
| | | Q1: 您了解哪些金融产品? 1 存折 2 银行卡 3 信用卡 4 银行保险或理财产品 5 余额宝等货币基金 6 股票 7 外汇 8 期货 | 了解 7、8 类=3, 了解 5、6 类=2, 了解 3、4 类=1, 了解 1、2 类=0 |
| | 金融风险 | Q2: 假如您在银行存了 100 元, 银行存款年利率是 2%, 一年之后连本带利多少钱? | 等于 102=2, 少于或大于 102=1, 不知道=0 |
| | | Q3: 如果您银行账户的存款年利率为 2%, 通货膨胀率每年是 4%, 那么您一年后用该账户的钱能买多少东西? | 比现在少=3, 和现在一样多=2, 比现在多=1, 不知道=0 |
| | 金融规划 | Q4: 一般情况下, 股票和基金哪个风险更大? | 股票=2, 基金=1, 不知道=0 |
| | | Q5: 您家是否有记账的习惯? | 全部会记=2, 仅记录一部分=1, 不会=0 |
| 金融素养 | 金融规划 | Q6: 您家收入是否会规划分别用于消费、储蓄或投资? | 会=2, 不会=1, 不知道要进行规划=0 |
| | | Q7: 假如在贷款时, 预期未来利率会上调, 您应该选择固定利率贷款, 还是浮动利率贷款? | 固定利率=2, 浮动利率=1, 不知道=0 |
| | 风险偏好 | Q8: 如果您有一笔资金可以用于投资, 您最愿意投资哪种项目 (高风险高回报项目、一般风险一般回报项目、低风险低回报项目 and 不愿承担任何风险)? | 高风险=3, 一般风险=2, 低风险=1, 不愿承担风险=0 |

5.控制变量。结合本文研究所采用的调查数据和已有相关研究文献,同时考虑到户主是家庭主要经营决策者,本文选择的控制变量主要包括户主性别、户主年龄及年龄的平方、户主政治面貌、户主婚姻状况、户主受教育水平等反映户主个体特征的变量,以及家庭社会关系网络、家庭成员健康状况、家庭人口规模、家庭所在地经济发展水平等反映农户特征的变量。

变量的定义如表2所示。

| 表2 | | 变量定义 |
|-------|-----------|--|
| 类型 | 变量 | 变量说明 |
| 被解释变量 | 农户家庭财富积累 | 家庭净资产(元) |
| | 农户家庭财富不平等 | Kakwani 家庭财富相对剥夺指数 |
| 解释变量 | 数字金融使用 | 根据调查数据测算得出 |
| 机制变量 | 家庭创业 | 家庭中是否有成员从事个体经营或开办私营企业:是=1,否=0 |
| | 非农就业 | 家庭中2020年是否有人离家兼业务工:是=1,否=0 |
| 门槛变量 | 数字素养 | 使用得分加总方式测算得到 |
| | 金融素养 | 使用得分加总方式测算得到 |
| 控制变量 | 性别 | 户主性别:男性=1,女性=0 |
| | 年龄 | 户主实际年龄(岁) |
| | 年龄的平方 | 户主年龄的平方 |
| | 政治面貌 | 户主是否为中共党员或民主党派成员:是=1,否=0 |
| | 婚姻状况 | 户主婚姻状况:已婚=1,其他=0 |
| | 受教育水平 | 户主受教育年限:本科及以上=16,大专或高职=15,高中、中专或技校=12,初中=9,小学及以下=6 |
| | 社会关系网络 | 是否有家人或亲戚为公职人员或从事金融行业:是=1,否=0 |
| | 健康水平 | 家庭成员是否有人患大病、慢性病或残疾:是=1,否=0 |
| | 家庭人口规模 | 家庭人口数(人) |
| | 地区经济发展水平 | 农户所在省份2020年人均地区生产总值(亿元) |

(四) 变量描述性统计分析

如果核心解释变量和控制变量之间存在多重共线性,则回归结果的稳定性和准确性存疑,甚至可能得出与实际情况截然相反的错误结论。因此,本文首先进行变量的多重共线性检验,结果显示VIF值为1.46,说明不存在多重共线性问题,变量选择是合理的。所有变量的描述性统计分析结果如表3所示。从表3可知,在全样本中,农户家庭财富积累的均值为290012.135,标准差为463648.884,农户家庭财富不平等的均值为0.658,标准差为0.288,说明中国农户家庭财富存在明显的不平等。数字金融使用的均值为0.944,标准差为0.583,说明不同农户的数字金融使用也存在一定的不平衡。

| 表3 | | 变量描述性统计 | | | | |
|-------------|-----|------------|------------|------------|-------|-----------|
| 变量名称 | 样本量 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| 农户家庭财富积累(元) | 944 | 290012.135 | 290012.135 | 463648.884 | 198 | 6.210E+06 |
| 农户家庭财富不平等 | 944 | 0.658 | 0.760 | 0.288 | 0.000 | 0.999 |

表3 (续)

| | | | | | | |
|--------------|-----|----------|---------|----------|---------|----------|
| 数字金融使用 | 944 | 0.944 | 1 | 0.583 | 0 | 3 |
| 家庭创业 | 944 | 0.215 | 0 | 0.411 | 0 | 1 |
| 非农就业 | 944 | 0.487 | 0 | 0.500 | 0 | 1 |
| 数字素养 | 944 | 10.941 | 12 | 4.170 | 0 | 16 |
| 金融素养 | 944 | 6.463 | 6 | 4.498 | 0 | 18 |
| 性别 | 944 | 0.594 | 1 | 0.491 | 0 | 1 |
| 年龄(岁) | 944 | 48.05 | 49 | 11.30 | 18 | 78 |
| 年龄的平方 | 944 | 2436.468 | 2401 | 1077.532 | 324 | 6084 |
| 政治面貌 | 944 | 0.323 | 0 | 0.468 | 0 | 1 |
| 婚姻状况 | 944 | 0.915 | 1 | 0.279 | 0 | 1 |
| 受教育水平(年) | 944 | 9.915 | 9 | 2.930 | 6 | 16 |
| 社会关系网络 | 944 | 0.554 | 1 | 0.497 | 0 | 1 |
| 健康水平 | 944 | 0.397 | 0 | 0.490 | 0 | 1 |
| 家庭人口规模(人) | 944 | 4.257 | 4 | 1.472 | 1 | 10 |
| 地区经济发展水平(亿元) | 944 | 847.895 | 720.913 | 317.443 | 551.350 | 1839.153 |

注：在下文回归分析中，农户家庭财富积累、年龄的平方和地区经济发展水平均进行取对数处理。

四、数字金融使用影响农户家庭财富积累的实证检验

(一) 基准回归分析

数字金融使用影响农户家庭财富积累和财富不平等的回归结果如表4所示。表4显示，在加入一系列控制变量且控制省份固定效应的情况下，数字金融使用的回归系数分别为0.440和-0.073，且均在1%的水平上通过显著性检验。这说明，数字金融使用有助于促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等。这一结果与农村实际情况基本吻合。数字金融所依托的数字技术具有较强的正外部性，使得数字金融突破了传统金融服务在时间和空间上的限制，而且数字金融的普惠性特征使得农户能够以低成本打破城乡壁垒。因此，数字金融使用有助于提升农户家庭金融资源可得性和市场信息可得性，能够帮助农户缓解融资约束和助力农户利用数字工具对外交流学习。随着数字金融使用程度不断加深，越来越多的农户通过数字工具使用、金融知识积累、农业技术学习等方式不断提升个人技能水平，实现高质量创业就业，进而促进农户家庭财富积累，尤其是促进中低收入农户以较快的速度实现财富积累，进而缓解农户家庭财富不平等。本文假说H1得证。

表4 基准回归结果

| 变量 | 农户家庭财富积累 | | 农户家庭财富不平等 | |
|--------|----------|-------|-----------|-------|
| | 系数 | 稳健标准误 | 系数 | 稳健标准误 |
| 数字金融使用 | 0.440*** | 0.094 | -0.073*** | 0.017 |
| 性别 | 0.184* | 0.105 | -0.035* | 0.018 |
| 年龄 | -0.050* | 0.029 | 0.006 | 0.005 |

表 4 (续)

| | | | | |
|----------------|----------|-------|-----------|-------|
| 年龄的平方 | 1.165* | 0.623 | -0.170 | 0.104 |
| 政治面貌 | -0.018 | 0.121 | 0.007 | 0.022 |
| 婚姻状况 | 0.844*** | 0.208 | -0.122*** | 0.030 |
| 受教育水平 | 0.099*** | 0.023 | -0.019*** | 0.004 |
| 社会关系网络 | 0.292*** | 0.107 | -0.040** | 0.019 |
| 健康水平 | -0.195* | 0.105 | 0.031* | 0.018 |
| 家庭人口规模 | 0.051 | 0.036 | -0.009 | 0.006 |
| 地区经济发展水平 | 0.169 | 1.205 | -0.129 | 0.204 |
| 样本量 | 944 | | 944 | |
| R ² | 0.130 | | 0.120 | |

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②已控制省份固定效应。

(二) 内生性讨论

农户家庭财富积累和家庭财富不平等的影响因素众多，尽管本文基准回归模型中加入了很多控制变量，但仍可能存在遗漏变量问题。同时，数字金融使用与农户家庭财富积累、财富不平等之间也可能存在反向因果关系。为此，本文参考尹志超和张栋浩（2020）的做法，选取“本省份除自己以外其他家庭数字金融使用的平均值”作为工具变量，采用工具变量回归以克服模型内生性问题。基于两阶段最小二乘法的回归结果如表 5 所示。

表 5 工具变量回归结果

| 变量 | 农户家庭财富积累 | | 农户家庭财富不平等 | |
|---------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
| 数字金融使用 | | 0.548*** (0.111) | | -0.093*** (0.020) |
| 本省份除自己以外其他家庭数字金融使用的平均值 | 0.732*** (0.271) | | 0.732*** (0.271) | |
| 控制变量 | | 已控制 | | 已控制 |
| F 统计量 | 7.28 | | 7.28 | |
| Cragg-Donald Wald F 统计量 | | 1441.981 | | 1441.981 |
| Kleibergen-Paak rk LM 统计量 | | 100.005 | | 100.005 |
| 样本量 | 944 | 944 | 944 | 944 |
| R ² | 0.010 | 0.127 | 0.010 | 0.117 |

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内数字是稳健标准误；③控制变量估计结果略。

表 5 显示，第一阶段回归工具变量的系数为 0.732，在 1%的水平上显著，F 统计量为 7.28，说明工具变量与农户数字金融使用显著正相关，工具变量选择符合相关性要求。第二阶段回归数字金融使用的回归系数依然在 1%的水平上显著，说明经过内生性问题处理以后，数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响依然显著，这与基准回归的结果一致。Cragg-Donald Wald F 统计量和

Kleibergen-Paak rk LM 统计量分别为 1441.981 和 100.005,说明工具变量选择合理,不存在弱工具变量问题。比较工具变量回归和基准回归中数字金融使用的回归系数大小可知,工具变量回归中数字金融使用的系数绝对值与基准回归中的系数绝对值相比略有上升。这说明,基准回归由于受到内生性问题影响,低估了数字金融使用对农户家庭财富积累的促进作用和对农户家庭财富不平等的缓解作用。

(三) 稳健性检验

为提高实证研究结果的科学性和可信性,本文做如下稳健性检验。第一,更换计量模型,将基准回归的计量模型替换为 Tobit 模型,回归结果如表 6 (1) 列和 (2) 列所示。第二,对样本进行上下 1% 截尾处理以消除异常值影响,回归结果如表 6 (3) 列和 (4) 列所示。第三,由于本文实证研究的数据为截面数据,无法检验数字金融使用影响农户家庭财富积累和财富不平等可能存在的滞后效应,因此,本文采用中国家庭金融调查数据库 (CHFS2017 和 CHFS2019) 进行稳健性检验,所有变量的设定方法保持不变,回归结果如表 6 (5) 列和 (6) 列所示。第四,更换核心解释变量,利用县级层面的北京大学数字普惠金融使用深度指数替换本文的数字金融使用指数,回归结果如表 6 (7) 列和 (8) 列所示。

从表 6 四种稳健性检验结果看,数字金融使用的回归系数全部通过显著性检验。这表明,本文基准回归结果是稳健可信的,即数字金融使用有助于促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等。

表 6 稳健性检验结果

| 变量 | 更换为 Tobit 模型 | | 样本上下 1%截尾 | | 使用 CHFS 两期数据 | | 更换核心解释变量 | |
|----------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | 家庭财富 积累 | 家庭财富 不平等 | 家庭财富 积累 | 家庭财富 不平等 | 家庭财富 积累 | 家庭财富 不平等 | 家庭财富 积累 | 家庭财富 不平等 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 数字金融使用 | 0.468*** (0.102) | -0.078*** (0.018) | 0.390*** (0.094) | -0.066*** (0.018) | 0.682*** (0.021) | -0.027*** (0.001) | 0.013*** (0.004) | -0.003*** (0.001) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 样本量 | 944 | 944 | 908 | 890 | 11747 | 11747 | 944 | 944 |
| R ² | 0.357 | 0.357 | 0.116 | 0.108 | 0.294 | 0.204 | 0.098 | 0.090 |

注: ①***表示 1%的显著性水平; ②括号内数字是稳健标准误; ③控制变量回归结果略。

另外,虽然前文已经讨论了由遗漏变量、反向因果等可能引起的内生性问题,但使用数字金融的农户往往可能是数字金融素养较高、使用意愿较强的农户,即农户是否使用数字金融是有意识的“自选择”结果。因此,本文将农户是否使用数字金融作为处理变量^①,将基准回归模型中的控制变量作为协变量,采用倾向得分匹配法进行稳健性检验。本文采用最近邻元匹配、半径匹配、核匹配和局部线性回归匹配四种方法,并计算数字金融使用的平均处理效应(ATT),估计结果如表 7 所示。表 7 显示,处理组中平均处理效应(ATT)的回归系数在四种匹配方法下均通过显著性检验,说明控制样本选择偏误后,数字金融使用对农户家庭财富积累的促进作用和对农户家庭财富不平等的缓解作用依然稳健。

^①针对关于数字金融使用的三个问题,只要受访者存在其中一项数字金融行为,则变量赋值为 1,否则赋值为 0。

表 7 基于倾向得分匹配法的稳健性检验结果

| | 最近邻元匹配 | | 半径匹配 | | 核匹配 | | 局部线性回归匹配 | |
|-------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | 家庭财富 积累 | 家庭财富 不平等 | 家庭财富 积累 | 家庭财富 不平等 | 家庭财富 积累 | 家庭财富 不平等 | 家庭财富 积累 | 家庭财富 不平等 |
| ATT | 0.642*** (0.208) | -0.118*** (0.034) | 0.648*** (0.196) | -0.116*** (0.033) | 0.694*** (0.187) | -0.121*** (0.030) | 0.689*** (0.187) | -0.122*** (0.032) |
| 处理组样本 | 763 | 763 | 763 | 763 | 763 | 763 | 763 | 763 |
| 控制组样本 | 181 | 181 | 181 | 181 | 181 | 181 | 181 | 181 |

注：①括号内为使用 bootstrap500 次方法计算得到的标准误；②最近邻元匹配元数为 2，距离为 0.01；③半径匹配半径设定为 0.01；④核匹配和局部线性回归匹配使用默认的核函数和带宽；⑤***表示 1% 的显著性水平。

五、传导机制与门槛效应检验

（一）传导机制检验

表 8 报告了数字金融使用影响农户家庭财富积累和财富不平等的传导机制检验结果。（1）、（4）列为机制检验步骤一的结果，即检验数字金融使用分别对家庭创业和非农就业的影响，结果显示，所有回归中数字金融使用的回归系数都在 1% 的水平上通过显著性检验。这说明，数字金融使用对家庭创业和非农就业均具有促进作用。这一结果与已有文献（何婧和李庆海，2019；刘丹等，2019；张林和温涛，2020；田鸽和张勋，2022）的结论基本一致，与农村实际情况也非常吻合。（2）、（3）、（5）、（6）列为机制检验步骤二的结果，结果显示，数字金融使用、家庭创业和非农就业的回归系数都通过了显著性检验。这说明，家庭创业和非农就业是数字金融使用促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等的重要传导机制。

表 8 基于家庭创业和非农就业的机制检验结果

| 变量 | 家庭创业机制 | | | 非农就业机制 | | |
|----------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| | 家庭创业 (1) | 农户家庭 财富积累 (2) | 农户家庭 财富不平等 (3) | 非农就业 (4) | 农户家庭 财富积累 (5) | 农户家庭 财富不平等 (6) |
| 数字金融使用 | 0.102*** (0.028) | 0.408*** (0.093) | -0.066*** (0.017) | 0.205*** (0.031) | 0.418*** (0.096) | -0.085*** (0.016) |
| 家庭创业 | | 0.590*** (0.126) | -0.116*** (0.023) | | | |
| 非农就业 | | | | | 0.247** (0.104) | -0.042** (0.019) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 样本量 | 944 | 944 | 944 | 944 | 944 | 944 |
| R ² | 0.059 | 0.148 | 0.144 | 0.080 | 0.132 | 0.041 |

表 8 (续)

| | | | | |
|-------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|
| Sobel检验 | 0.060*** (z=2.981) | -0.012*** (z=-3.106) | 0.050** (z=2.217) | -0.009** (z=-2.142) |
| Goodman-1检验 | 0.060*** (z=2.941) | -0.012*** (z=-3.071) | 0.050** (z=2.193) | -0.009** (z=-2.126) |
| Goodman-2检验 | 0.060*** (z=3.022) | -0.012*** (z=-3.143) | 0.050** (z=2.241) | -0.009** (z=-2.158) |
| 中介效应系数 | 0.060*** (z=2.981) | -0.012*** (z=-3.106) | 0.050** (z=2.217) | -0.009** (z=-2.142) |
| 直接效应系数 | 0.408*** (z=4.007) | -0.066*** (z=-3.663) | 0.418*** (z=4.011) | -0.085*** (z=-5.218) |
| 总效应系数 | 0.468*** (z=4.581) | -0.078*** (z=-4.296) | 0.468*** (z=4.581) | -0.094*** (z=-5.939) |
| 中介效应比例 | 0.147 | 0.180 | 0.121 | 0.105 |

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内数字是稳健标准误；③控制变量回归结果略。

另外，已有相关研究表明，Sobel 法的检验力度高于依次检验回归系数法 (MacKinnon et al., 2002)。因此，本文在 Stata 软件中 Sgmediation 命令检验结果下给出 Sobel 检验、Goodman-1 检验和 Goodman-2 检验三种显著性检验结果 (见表 8)。结果显示，两种机制检验结果中上述三种检验均通过显著性检验，说明家庭创业和非农就业在数字金融使用促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等的过程中发挥部分中介效应。家庭创业在数字金融使用促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等中的中介效应比例分别为 14.7%和 18.0%，非农就业在数字金融使用促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等中的中介效应比例分别为 12.1%和 10.5%。本文假说 H2a 和 H2b 得证。

(二) 门槛效应检验

数字鸿沟是影响农户使用数字金融的关键因素，对数字金融使用的财富积累效应具有重要影响。数字鸿沟又可以分为一级鸿沟和二级鸿沟。其中，一级数字鸿沟为“接入沟”，即是否接入互联网；二级数字鸿沟为“使用沟”，即农户是否掌握相关的技能和素养，能否使用数字设备和数字金融。本文研究所采用的调查数据显示，绝大部分农户都拥有智能手机，即已经跨越一级数字鸿沟，但大多数家庭会因为“不熟悉”“不会”“担心风险”等多种原因而慎用数字金融。因此，本文主要探究二级数字鸿沟的影响，并将数字素养和金融素养作为二级数字鸿沟的主要变量，实证分析数字金融使用影响农户家庭财富积累和财富不平等的门槛效应。

根据门槛效应检验结果可知^①，数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响存在基于数字素养的双门槛效应和基于金融素养的单门槛效应。表 9 报告了基于农户数字素养和金融素养的门槛模型估计结果。表 9 (1) 列和 (2) 列的结果显示：当农户数字素养低于第一个门槛值时，数字金

^①囿于篇幅，分别以数字素养、金融素养为门槛变量的门槛效应检验结果和门槛值估计结果可登录本刊网站 (<http://crecrs-zgncjj.ajcass.org/>) 查看本文附录。

融使用的回归系数在两个回归中都未通过显著性检验；当农户数字素养跨越第一个门槛值后，数字金融使用的回归系数分别为 0.485 和 -0.076，均在 1% 的水平上通过显著性检验；当农户数字素养跨越第二个门槛值后，数字金融使用的回归系数分别变为 0.673 和 -0.116，均在 1% 的水平上通过显著性检验。这说明，只有当农户数字素养水平跨越相应的门槛值后，数字金融使用才能促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等，而且该作用效应会随着农户数字素养水平的提高而逐渐增大。表 9（3）列和（4）列的结果显示：当农户金融素养低于门槛值时，数字金融使用的回归系数都未通过显著性检验；当农户金融素养跨越门槛值后，（3）列中数字金融使用的回归系数为 0.505，在 5% 的水平上通过显著性检验，（4）列中数字金融使用的回归系数为 -0.094，在 1% 的水平上通过显著性检验。这说明，只有当农户金融素养水平跨越相应的门槛值以后，数字金融使用才能促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等。上述回归结果表明，数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响确实存在基于数字素养和金融素养的门槛效应，本文假说 H3 得证。

表 9 基于数字素养和金融素养的门槛模型估计结果

| 变量 | (1) 农户家庭 财富积累 | (2) 农户家庭 财富不平等 | 变量 | (3) 农户家庭 财富积累 | (4) 农户家庭 财富不平等 |
|---|---------------------|----------------------|--------------------------------|---------------------|----------------------|
| $DF[I(Digit < \varphi_1)]$ | 0.074 (0.132) | -0.012 (0.023) | $DF[I(Finlit < \varphi_3)]$ | 0.180 (0.141) | -0.030 (0.022) |
| $DF[I(\varphi_1 \leq Digit < \varphi_2)]$ | 0.485*** (0.120) | -0.076*** (0.021) | $DF[I(Finlit \geq \varphi_3)]$ | 0.505** (0.198) | -0.094*** (0.020) |
| $DF[I(Digit \geq \varphi_2)]$ | 0.673*** (0.113) | -0.116*** (0.020) | | | |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 控制变量 | 已控制 | 已控制 |
| 样本量 | 944 | 944 | 样本量 | 944 | 944 |
| R ² | 0.149 | 0.138 | R ² | 0.134 | 0.130 |

注：① DF 表示数字金融使用情况， $Digit$ 表示农户数字素养， $Finlit$ 表示农户金融素养， $I(\cdot)$ 为示性函数， φ 为门槛值；② ***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平；③ 括号内数字是稳健标准误；④ 控制变量回归结果略。

六、进一步讨论：异质性分析

（一）基于家庭财富规模和财富不平等程度的异质性分析

在农户家庭财富积累和财富不平等的不同值域上，数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响可能存在结构上的变动。而前文的基准回归分析没有考虑数字金融使用对整个条件分布财富积累和财富不平等的影响，无法全面刻画数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响，无法验证数字金融使用是否存在“马太效应”。因此，本文进一步采用分位数回归方法来检验数字金融使用对不同财富规模和不同财富不平等程度的农户的影响，回归结果如表 10 所示。

表 10 显示,在不同财富规模的家庭中,数字金融使用对农户家庭财富积累的影响存在差异性:在 0.25 和 0.50 分位点上,数字金融使用的回归系数分别为 0.559 和 0.571,且均在 1%的水平上通过显著性检验;在 0.75 分位点上,数字金融使用的系数为 0.376,在 5%的水平上通过显著性检验;在 0.90 分位点上,数字金融使用的系数不显著。这说明,当家庭财富规模较小时,数字金融使用的促进作用较大,随着家庭财富规模的扩大,数字金融使用的促进作用不断变小。这一结果与强国令和商城(2022)的结论相似。同样地,在不同财富不平等程度的家庭中,数字金融使用对农户家庭财富不平等的影响也存在差异性,在 0.50、0.75 和 0.90 分位点上,数字金融使用的系数通过显著性检验,而在 0.25 分位点上没有通过显著性检验。可能的原因在于:当农户家庭财富规模较小和家庭财富不平等程度较大时,农户家庭财富增长空间大,数字金融因为其独特的比较优势,对家庭财富积累和财富不平等的边际作用更大。随着农户家庭财富规模扩大和财富不平等程度缩小,家庭财富积累渠道逐渐多元化,数字金融使用对农户家庭财富积累的促进作用和对财富不平等的缓解作用都会慢慢减弱。

表 10 基于家庭财富规模和财富不平等程度的异质性检验结果

| 变量 | 农户家庭财富积累 | | | | 农户家庭财富不平等程度 | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|--------------------|------------------|-------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | 0.25 | 0.50 | 0.75 | 0.90 | 0.25 | 0.50 | 0.75 | 0.90 |
| 数字金融使用 | 0.559*** (0.158) | 0.571*** (0.138) | 0.376** (0.157) | 0.179 (0.109) | -0.069 (0.045) | -0.105*** (0.027) | -0.050*** (0.016) | -0.015** (0.008) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 样本量 | 944 | 944 | 944 | 944 | 944 | 944 | 944 | 944 |
| R ² | 0.073 | 0.082 | 0.073 | 0.073 | 0.101 | 0.078 | 0.041 | 0.024 |

注:①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平;②括号内数字是稳健标准误;③控制变量回归结果略。

(二) 基于农户家庭风险偏好的异质性分析

合理的家庭资产配置是农户实现财富积累的先决条件,但农户家庭资产配置与户主的风险偏好高度相关。因此,本文进一步分析数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响在不同风险偏好^①家庭中的异质性,回归结果如表 11 所示。表 11 显示,在(1)~(3)列和(5)~(7)列中,数字金融使用的回归系数都通过显著性检验,说明在不愿承担任何风险、低风险偏好和一般风险偏好的农户中,数字金融使用可以促进家庭财富积累和缓解家庭财富不平等。在(4)列和(8)列中,数字金融使用的回归系数分别为 0.381 和-0.057,但均未通过显著性检验,说明在高风险偏好的农户中,数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响不显著。出现以上结果的可能原因是:大多数农户都是低风险或一般风险偏好家庭,鲜有农户属于高风险偏好家庭,因此,大多数农户都是在自己可承受的风险范围内谨慎地参与金融市场(吴雨等,2021),从而可能易于享受到数字金融红利,进而促进家庭财富积累和缓解家庭财富不平等;少数高风险偏好农户可能会有一些冒险激进的数字金融行为,甚至可能因此遭受一定的经济损失,从而对其所吸收的数字金融红利产生抵消作用。

^①按照表 1 中对风险偏好的测度,本文将农户划分为不愿承担任何风险、低风险偏好、一般风险偏好和高风险偏好四种风险类型。

表 11 基于风险偏好的异质性检验结果

| 变量 | 农户家庭财富积累 | | | | 农户家庭财富不平等 | | | |
|----------------|--------------------|---------------------|--------------------|------------------|---------------------|----------------------|---------------------|-------------------|
| | 不愿承担风险 (1) | 低风险 (2) | 一般风险 (3) | 高风险 (4) | 不愿承担风险 (5) | 低风险 (6) | 一般风险 (7) | 高风险 (8) |
| 数字金融使用 | 0.431** (0.171) | 0.519*** (0.197) | 0.365** (0.181) | 0.381 (0.835) | -0.066** (0.030) | -0.095*** (0.034) | -0.067** (0.034) | -0.057 (0.146) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 样本量 | 405 | 265 | 242 | 32 | 405 | 265 | 242 | 32 |
| R ² | 0.150 | 0.127 | 0.145 | 0.527 | 0.111 | 0.130 | 0.170 | 0.516 |

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内数字是稳健标准误；③控制变量回归结果略。

（三）基于户主受教育水平的异质性分析

对于户主受教育水平不同的农户，其财富积累途径和方式以及对数字金融的接受度和使用频率均存在显著差异，因此，数字金融使用对不同户主受教育水平的农户家庭财富积累和财富不平等的影响可能存在显著差异。本文将全部样本按照户主受教育水平分为低学历、中等学历和高学历三个组，其中，户主受教育水平是初中及以下的为低学历组，户主受教育水平是高中、中专或技校的为中等学历组，户主受教育水平是大专及以上的为高学历组。以低学历组为参照，本文将数字金融使用分别与中等学历和高学历的交互项加入模型，回归结果见表 12。从（1）列和（2）列的结果可知，数字金融使用对中等学历组和高学历组农户家庭财富积累和财富不平等的影响都显著，但数字金融使用与中等学历的交互项的系数为负，数字金融使用与高学历的交互项的系数为正。这说明，数字金融使用会抑制中等学历组农户家庭财富积累，但能促进高学历组农户家庭财富积累。从（4）列和（5）列结果可知，数字金融使用对中等学历组和高学历组农户家庭财富积累和财富不平等的影响都显著，但数字金融使用与中等学历的交互项的系数为正，数字金融使用与高学历的交互项的系数为负，说明数字金融使用可能会扩大中等学历组农户家庭财富不平等，而有助于缓解高学历组农户家庭财富不平等。出现以上结果的可能原因在于：中等学历组农户的数字素养和金融素养较低，家庭资产配置意识和金融风险防范能力较弱，对数字金融实施“自我排斥”，不能有效吸收数字金融红利；而高学历组农户的数字素养和金融素养较高，能够更有效地吸收数字金融红利，从而促进家庭财富积累和缓解家庭财富不平等。

（四）基于脱贫户与非脱贫户的异质性分析

促进脱贫户家庭财富积累和缓解脱贫户家庭财富不平等是巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的底线任务，是实现全体人民共同富裕的重要抓手。但是，大多数脱贫户家庭经济基础薄弱、数字素养和金融素养偏低，能否享受数字金融红利还值得进一步深入探究。本文根据调查问卷中的问题“您家是否曾为建档立卡贫困户”将全样本分为脱贫户和非脱贫户：若受访农户回答“是”，则认为是脱贫户；若农户回答“否”，则认为是非脱贫户。以非脱贫户为参照，本文将数字金融使用与脱贫户的交互项加入模型，回归结果见表 12 中的（3）列和（6）列。结果显示，数字金融使用对脱贫户家庭财富积累和财富不平等的影响都显著，（3）列中数字金融使用与脱贫户的交互项的系数为负，（6）

列中数字金融使用与脱贫户的交互项的系数为正。这说明，数字金融使用可能会抑制脱贫户家庭财富积累，并扩大脱贫户家庭财富不平等，数字金融尚未实现对农村低收入群体“雪中送炭”。出现以上结果的可能原因在于：作为曾经的建档立卡贫困户，脱贫户家庭经济基础薄、金融素养低、家庭财富规划能力弱、数字金融市场参与率低，难以有效享受数字金融红利；而在全面脱贫以后，脱贫户家庭可能会随着收入增长而不断提高消费倾向，减少家庭储蓄，进而影响家庭财富积累。

表 12 基于户主受教育水平和家庭脱贫情况的异质性检验结果

| 变量 | 农户家庭财富积累 | | | 农户家庭财富不平等 | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 数字金融使用 | 0.542*** (0.095) | 0.462*** (0.100) | 0.537*** (0.096) | -0.091*** (0.017) | -0.075*** (0.018) | -0.094*** (0.018) |
| 数字金融使用×中等学历 | -0.244** (0.120) | | | 0.044* (0.024) | | |
| 数字金融使用×高学历 | | 0.181* (0.104) | | | -0.040* (0.021) | |
| 数字金融使用×脱贫户 | | | -0.394** (0.173) | | | 0.086*** (0.027) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 样本量 | 944 | 944 | 944 | 944 | 944 | 944 |
| R ² | 0.122 | 0.121 | 0.117 | 0.112 | 0.113 | 0.105 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内数字是稳健标准误；③控制变量回归结果略。

七、研究结论与政策启示

本文从理论上梳理了数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响及作用机制，然后利用中西部 5 省份 944 户农户的调查数据，实证分析了数字金融使用影响农户家庭财富积累和财富不平等的总体效应、作用机制、门槛效应和个体异质性。研究表明：数字金融使用能够显著促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等，经过一系列内生性讨论和稳健性检验后该结论依然成立。机制分析发现，数字金融使用能够通过家庭创业和非农就业两个机制促进农户家庭财富积累和缓解农户家庭财富不平等。门槛效应检验发现，数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响存在基于数字素养的双门槛效应和基于金融素养的单门槛效应，只有当农户数字素养和金融素养水平跨越相应门槛值以后，数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的作用效应才得以有效发挥。异质性分析发现，在不同的财富规模、财富不平等程度、风险偏好和户主受教育水平的农户之间以及脱贫户和非脱贫户之间，数字金融使用对农户家庭财富积累和财富不平等的影响具有显著的差异性。

基于以上研究结论，本文提出如下政策启示。一是加快健全具有高度适应性的农村数字普惠金融服务体系，充分发挥数字金融使用对农户家庭财富积累的促进效应和对农户家庭财富不平等的缓解效应。稳步推进“宽带乡村”建设项目，为农户使用数字金融创造条件，降低农户数字金融使用成本，

提高数字金融服务效率，满足农户多元化数字金融需求。二是加强农户基础金融知识教育和基本数字技能培训，提升农户金融素养和数字素养，助力农户快速跨越二级数字鸿沟，发挥数字金融使用的创富效应。科学设计农户金融知识和数字技能培训课程体系，开展基础金融知识和数字技能培训，提升农户对数字金融产品和服务的接受度和使用能力，增强农户金融风险识别和防范能力。三是培育农村经济发展新动能，优化农村数字金融营商环境，鼓励农村能人返乡创业和就近非农就业，丰富数字金融使用影响农户家庭财富的传导路径。加快数字乡村建设，促进农村经济数字化转型，完善农户创业就业支持政策体系，推动乡村特色产业和富民产业发展壮大，延伸农业产业链，为农民返乡创业就业创造条件和空间。四是要因人因地制宜制定差异化的数字金融服务政策，激发数字金融使用对农村中低收入群体的创富效应。鼓励数字金融发展水平较高的县域地区对口帮扶数字金融发展落后地区，靶向发力、精准施策，不断增加农户尤其是脱贫户的自我发展能力和动力。

参考文献

- 1.董婧璇、臧旭恒、姚健，2022：《移动支付对居民家庭金融资产配置的影响》，《南开经济研究》第12期，第79-96页。
- 2.董丽霞，2022：《数字普惠金融与中国农村家庭财富差距》，《技术经济》第12期，第111-122页。
- 3.段军山、邵骄阳，2022：《数字普惠金融发展影响家庭资产配置结构了吗》，《南方经济》第4期，第32-49页。
- 4.范猛，2023：《数字金融是否改变了家庭风险态度》，《金融经济研究》第2期，第112-126页。
- 5.何婧、李庆海，2019：《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第1期，第112-126页。
- 6.黄季焜，2022：《加快农村经济转型，促进农民增收和实现共同富裕》，《农业经济问题》第7期，第4-15页。
- 7.孔祥智、谢东东，2022：《缩小差距、城乡融合与共同富裕》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第1期，第12-22页。
- 8.廖婧琳、周利，2020：《数字普惠金融、受教育水平与家庭风险金融资产投资》，《现代经济探讨》第1期，第42-53页。
- 9.林嵩、谷承应、斯晓夫、严雨姗，2023：《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》第3期，第40-58页。
- 10.刘丹、方锐、汤颖梅，2019：《数字普惠金融发展对农民非农收入的空间溢出效应》，《金融经济研究》第3期，第57-66页。
- 11.刘倩，2023：《数字鸿沟与财富不平等》，《消费经济》第4期，第42-56页。
- 12.刘雪颖，2023：《互联网使用对家庭财富积累与分配的影响——基于中国家庭追踪调查（CFPS）面板数据的经验研究》，《陕西师范大学学报（哲学社会科学版）》第4期，第92-104页。
- 13.马鸽、孙群力，2022：《我国城乡家庭财富差距的测度与分解》，《统计与决策》第8期，第129-133页。
- 14.强国令、商城，2022：《数字金融、家庭财富与共同富裕》，《南方经济》第8期，第22-38页。
- 15.单德朋，2019：《金融素养与城市贫困》，《中国工业经济》第4期，第136-154页。

- 16.苏岚岚、彭艳玲, 2022:《农民数字素养、乡村精英身份与乡村数字治理参与》,《农业技术经济》第1期,第34-50页。
- 17.田鸽、张勋, 2022:《数字经济、非农就业与社会分工》,《管理世界》第5期,第72-84页。
- 18.汪莉、马诗淇、叶欣, 2021:《数字普惠金融对我国家庭金融资产配置的影响——基于CHFS数据的实证研究》,《会计与经济研究》第4期,第93-109页。
- 19.王小华、马小珂、何茜, 2022:《数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗》,《中国农村经济》第11期,第21-39页。
- 20.王修华、赵亚雄, 2022:《数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异》,《中国农村经济》第1期,第44-60页。
- 21.温涛、刘渊博, 2023:《数字素养、金融知识与农户数字金融行为响应》,《财经问题研究》第2期,第50-64页。
- 22.吴海涛、秦小迪, 2022:《数字金融、家庭创业与城乡财富不平等》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第6期,第121-132页。
- 23.吴雨、李晓、李洁、周利, 2021:《数字金融发展与家庭金融资产组合有效性》,《管理世界》第7期,第92-104页。
- 24.尹志超、张栋浩, 2020:《金融普惠、家庭贫困及脆弱性》,《经济学(季刊)》第5期,第153-172页。
- 25.张红伟、何冠霖, 2022:《数字普惠金融对家庭风险金融资产配置的影响及机制研究》,《经济体制改革》第2期,第136-143页。
- 26.张欢欢、熊学萍, 2017:《农村居民金融素养测评与影响因素研究——基于湖北、河南两省的调查数据》,《中国农村观察》第3期,第131-144页。
- 27.张林、温涛, 2020:《数字普惠金融发展如何影响居民创业》,《中南财经政法大学学报》第4期,第85-95页。
- 28.张林、温涛, 2022:《数字普惠金融如何影响农村产业融合发展》,《中国农村经济》第7期,第59-80页。
- 29.张宁、郑平, 2023:《普惠金融对家庭金融资产配置有效性的影响研究——基于传统与数字普惠金融的对比》,《宏观经济研究》第1期,第26-41页。
- 30.周利、冯大威、易行健, 2020:《数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”》,《经济学家》第5期,第99-108页。
- 31.周天芸、陈铭翔, 2021:《数字渗透、金融普惠与家庭财富增长》,《财经研究》第7期,第33-47页。
- 32.周雨晴、何广文, 2020:《数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响》,《当代经济科学》第3期,第92-105页。
- 33.Calcagno, R, and C. Monticone, 2015, “Financial Literacy and the Demand for Financial Advice”, *Journal of Banking & Finance*, (50): 363-380.
- 34.Grossman, J., and M. Tarazi, 2014, “Serving Smallholder Farmers: Recent Developments in Digital Finance”, Focus Note 94, Washington, D. C.: CGAP, <https://www.semanticscholar.org/paper/Serving-smallholder-farmers-%3A-recent-developments-Grossman-Tarazi/2b41593cd74cc453b1f1723282d60ea0405836e9>.
- 35.Guiso, L., and T. Jappelli, 2008, “Financial Literacy and Portfolio Diversification”, EIEF Working Paper, <https://www.semanticscholar.org/paper/ac28e1fddea9d9cb8eef595241570ca053fe5e16>.
- 36.Hansen, B. E, 2000, “Sample Splitting and Threshold Estimation”, *Econometrica*, 68(3): 575-603.

- 37.Huston, S. J., 2010, “Measuring Financial Literacy”, *Journal of Consumer Affairs*, 44(2): 296-316.
- 38.Lusardi, A., and O. S. Mitchell, 2011, “Financial Literacy and Retirement Planning in the United States”, *Journal of Pension Economics & Finance*, 10(4): 509-525.
- 39.MacKinnon, D. P, C. M. Lockwood, J. M. Hoffman, S. G. West, and V. Sheets, 2002, “A Comparison of Methods to Test Mediation and Other Intervening Variable Effects”, *Psychological Methods*, 7(1): 83-104.
- 40.Morissette, R., and X. Zhang, 2006, “Revisiting Wealth Inequality”, *Statistic Canada*, 7(12): 5-16.
- 41.van Rooij, M. C. J., A. Lusardi, and R. J. M. Alessie, 2012, “Financial Literacy, Retirement Planning and Household Wealth”, *Economic Journal*, 122(560): 449-478.
- 42.Zhao, X., J. Lynch, G. John, and Q. Chen, 2010, “Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths About Mediation Analysis”, *Journal of Consumer Research*, 37(2): 197-206.

（作者单位：¹ 西南大学普惠金融与农业农村发展研究中心；

² 西南大学经济管理学院）

（责任编辑：黄 易）

How Does Digital Finance Use Affect the Wealth of Rural Households: An Empirical Analysis Based on the Survey Data of 944 Rural Households in Five Provinces in Central and Western China

ZHANG Lin CAO Xingmei

Abstract: Based on the survey data of 944 rural households in five provinces in central and western China, this paper empirically studies the overall effects, transmission mechanisms, threshold effects and individual heterogeneity of digital finance use on the wealth accumulation and wealth inequality of rural households. The results show that during the study period digital finance use can significantly promote the wealth accumulation and alleviate the wealth inequality of rural households, and household entrepreneurship and non-agricultural employment are two important transmission mechanisms. The impacts of digital finance use on the wealth accumulation and wealth inequality of rural households have a double-threshold effect based on digital literacy and a single-threshold effect based on financial literacy. Further analysis shows that the impacts of digital finance use on wealth accumulation and wealth inequality of rural households significantly vary among rural households with different wealth scales, levels of wealth inequality, different risk preferences, and different education levels, as well as between poverty alleviation households and non-poverty alleviation households. The important implication of this paper is that in order to give full play to the role of digital finance in promoting the wealth accumulation and alleviating the wealth inequality of rural households, it is necessary to accelerate the improvement of the highly adaptable rural digital inclusive financial service system, focus on optimizing the rural digital financial business environment, and continuously improve the digital literacy and financial literacy of rural households through differentiated policies.

Keywords: Digital Finance Use; Wealth Accumulation; Wealth Inequality; Digital Literacy; Financial Literacy

财政转移支付与农户生计韧性： “驱动”还是“制约”^{*}

范燕丽^{1,2} 丛树海³

摘要：农民农村共同富裕是实现全体人民共同富裕的难点和重点，提升农户生计韧性水平为平稳实现这一目标提供了新的思路。本文利用2014—2020年中国家庭追踪调查数据，在传统生计可持续框架中纳入心理资本要素构建生计韧性指标。基于该指标，本文从农户生计要素流动和生计策略多样性两个方面探讨财政转移支付影响农户生计韧性的作用机制。研究发现：农户生计韧性水平存在群体、空间和时间上的异质性，2014—2020年，农户生计韧性水平逐年提高，但低保户、中低收入农户、东北地区和西部地区农户的生计韧性水平仍较低；财政转移支付有利于农户生计资本的积累，但这种积累局限于物质资本和自然资本等满足基本生产生活需求的生计资本方面；财政转移支付通过农户生计要素流动和生计策略多样性两条生计活动渠道影响农户生计韧性；基层财政资金的有限性与不同财政资金惠及范围的差异使村级现金补助支出的增加反而会制约农户生计韧性水平的提升。本文研究表明，平稳实现农民农村共同富裕要致力于构建财政转移支付支持低收入群体发展的长效机制，促进财政转移支付在农户生计活动中发挥正向激励效应，同时，也要兼顾基层财政的可持续性。

关键词：财政转移支付 生计韧性 共同富裕 生计资本 生计策略

中图分类号：F328；F812.7 **文献标识码：**A

一、引言

2020年，中国脱贫攻坚取得全面胜利。巩固拓展脱贫攻坚成果并使其与乡村振兴有效衔接，实现城乡共同富裕已成为中国主要的发展目标。然而，在经济发展、公共服务、社会保障等方面，农村地区与城镇仍存在较大差距，这些差距会大大制约农村发展的可持续性。在这一背景下，促进农民农村共同富裕无疑是实现全体人民共同富裕的难点和重点。

^{*}本文研究得到浙江省哲学社会科学重点研究基地浙江财经大学地方财政研究院课题“发展韧性视角下生计策略选择对农民农村共同富裕的作用机制研究”（编号：ILFR202303）的资助。感谢匿名审稿专家的建设性意见，文责自负。

实现农民农村共同富裕的挑战不仅体现在农民持续增收上，更体现在农民抵御外部风险与冲击时的能力上。突发事件会影响农户生计的可持续性，如何应对突发事件的冲击并从冲击中快速恢复是解决问题的关键。韧性是可持续生计的核心组成部分，主要表现为个体或组织应对压力和冲击以及从中恢复的能力。生计韧性既包含对短期改变的应对能力，也包含应对长期冲击时的适应能力（Scoones, 1998）。本文认为，增强农户生计韧性水平与平稳实现农民农村共同富裕的政策导向高度契合。

国内外学者对生计韧性的研究主要涵盖三个方面。一是研究特定群体的生计韧性水平，例如从适应能力和发展能力角度研究社区韧性水平（Berkes and Ross, 2013），从发展韧性视角探讨脆弱性群体的脱贫路径（Dou et al., 2020）等。二是构造生计韧性的理论框架，主要有以下三种构造方法：其一，将生计韧性视为一种潜在能力（Thulstrup, 2015; Quandt, 2018; Quandt et al., 2019; 李志平和吴凡夫, 2020），运用可持续生计等理论测算脆弱性群体的生计韧性水平；其二，认为生计韧性是一种特定的规范条件（Cissé and Barrett, 2018），较高的生计韧性水平意味着某些福利特征（例如收入、消费等）需超过一定的阈值标准，因此，该方法依赖于福利特征的选取和阈值的设定；其三，认为生计韧性是一种恢复均衡状态所需的成本（Brück et al., 2019），较高的生计韧性水平表明个体从外部风险与冲击中恢复的成本较低。三是探究生计韧性的影响因素及作用渠道，例如研究财政转移支付（李志平和吴凡夫, 2020）、数字技能（易法敏, 2021）、生计策略（Li et al., 2022）、精准扶贫政策和低保政策（李晗和陆迁, 2021, 2022）等对生计韧性的影响以及这些因素增强生计韧性的作用机制。

文献梳理发现：一方面，已有文献缺少对农户生计韧性的系统性研究；另一方面，尽管财政转移支付在减贫等方面的政策效应已得到广泛验证，然而，在实现农民农村共同富裕的目标下，财政转移支付对生计资本、生计要素、生计策略等的作用有待进一步探索。本文利用 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年的中国家庭追踪调查（CFPS）数据测算农户生计韧性水平，在此基础上进一步研究财政转移支付对农户生计韧性的影响及其作用机制。本文的研究贡献包括以下三个方面：第一，本文在经典可持续生计框架中引入心理资本因素，构建一个包含金融、物质、自然、人力、社会、心理六种生计资本的生计韧性框架，据此测算并衡量农户的生计韧性水平。对农户生计韧性的探索与平稳实现农民农村共同富裕目标的政策导向契合。第二，基于构建的农户生计韧性指标，本文进一步研究财政转移支付在提升农户生计韧性水平中的作用，同时，结合村级财政资金现状探讨村级财政支出总量及其配置模式、转移支付依赖、收支压力、自有财力等因素对农户生计韧性的影响。第三，本文从生计要素流动、生计策略多样性两个方面探索财政转移支付对农户生计韧性的作用机制，为财政资金继续参与乡村振兴及实现共同富裕提供理论与政策参考。

二、理论分析与研究假说

（一）生计韧性的形成

生计韧性指家庭或个体在不确定性环境中防止生计逆转的能力，生计韧性既强调被动的适应能力，也强调主动的反抗能力（易法敏, 2021）。由于对生计韧性的量化面临诸多困难，研究者通常以比较成熟的生计可持续框架为基础构造家庭或个体的生计韧性指标体系（Quandt et al., 2019; 李志平和吴

凡夫, 2020)。根据生计可持续框架, 生计水平由金融、物质、自然、人力、社会五种生计资本决定, 生计水平的高低体现了家庭或个体的生计可持续性与其生计韧性的强弱 (Erenstein et al., 2010; Quandt, 2018)。此外, 贫困心理陷阱假说认为, 贫困会使个体产生负面情感和压力, 降低个体的认知水平、意志力和自制力, 从而使低收入人群陷入“贫困陷阱” (Haushofer and Fehr, 2014; 解垚和李敏, 2022)。一方面, 低收入群体长期面临预算约束, 较低的家庭收入只能维持基本生计, 而且, 低收入群体长期处于社会底层环境中, 易产生自卑心理或者对未来缺乏信心; 另一方面, 低收入群体的教育水平、技能水平、身体素质相对较差, 对自身能力的怀疑、来自外部的压力等负面情绪易使其缺乏自我发展动力。在中国减贫实践中, “养懒汉”“等靠要”等自我发展动力不足的现象严重制约了农民农村共同富裕目标的实现 (范燕丽等, 2021)。由此可见, 心理资本在提升农户生计韧性水平、促进农村可持续发展中具有重要作用。

生计可持续框架的基本逻辑是, 在由制度、政策以及自然等因素形成的风险性环境中, 家庭持有的核心生计资本^①经过生计策略的选择以及结构和过程调整会形成某种生计结果, 该结果又反作用于生计资本结构。获得较好生计韧性结果的渠道主要有改善脆弱性环境、优化生计资本积累方式、转变结构和过程、调整生计策略等。各级政府和私营部门的结构以及相关的政策、制度和文化是生计可持续发展框架的重要组成部分, 各项政策、制度和文化对脆弱性环境、生计资本和生计策略均会产生影响, 进而影响家庭生计结果。作为支持落后地区发展重要政策措施的财政转移支付, 也会通过影响农户生计资本的积累、生计要素的流动和生计策略多样性, 最终影响其生计结果。

(二) 财政转移支付对生计韧性的直接与间接作用

财政转移支付是政府主动向特定群体提供支持的一种方式, 是中国政府为促进落后地区发展所采用的重要政策措施。财政转移支付对农户生计韧性的影响主要体现在对农户生计资本积累的直接作用以及通过农户生计要素流动和生计策略多样性所产生的间接作用两个方面, 对这两个方面的优化是形成高韧性生计结果的重要环节。

一方面, 财政转移支付的再分配功能对促进农户生计资本积累具有重要作用。首先, 财政转移支付 (特别是带有“益贫”性质的转移支付, 例如针对低保户、五保户、特困户等脆弱性群体的补贴) 有利于缩小收入分配差距 (Kim and Lambert, 2009; Caminada et al., 2012; 郭庆旺等, 2016), 减少农村低收入群体面临的预算约束, 为其增加储蓄、改善生活、购买农业机械设备、购置房屋等提供支持, 从而增加农村低收入群体金融、物质、自然等生计资本的积累。其次, 转移支付有利于农户人力资本的积累, 降低人力资本代际黏性 (范子英, 2020; Parker and Vogl, 2023)。农村低收入群体面临健康水平、医疗水平、教育水平、技能水平等方面的约束, 这些约束严重制约其人力资本的积累。而且, 这些群体的子代往往有更大概率面临人力资本积累困境。提高转移支付水平有利于增加农户对自身及其子代在医疗健康、技能培训、教育等方面的投入, 在一定程度上缓解人力资本积累过程中的约束。最后, 转移支付有利于农户社会资本和心理资本的积累。转移支付的发放需要农户的参与、确认

^①即金融资本、物质资本、自然资本、人力资本和社会资本。

和监督，这会提高农户间以及农户与村干部间的互动。而且，作为政府主动提供支持的一种方式，转移支付能增强农户对政府干部队伍的信任度。此外，经济收入的增加可以满足马斯洛需求层次理论中位于较低层次的基本的生理需求，为农户追求更高层次的尊重需求和自我实现需求提供了基础。基于上述分析，本文提出以下研究假说。

H1：财政转移支付有利于农户的金融、物质、自然、人力、社会、心理等生计资本的积累，从而形成高韧性的生计结果。

另一方面，财政转移支付对农户生计策略的选择具有重要作用，能够影响农户的生计要素流动和生计策略的多样性。土地与劳动力是农户赖以生存的基本生计要素，是实现农村可持续发展的关键。农业劳动力向非农部门转移使农户对农业的依存度下降，这为农户转出土地提供了契机（曹亚和陈浩，2010；许庆和陆钰凤，2018）。因此，转移支付在对劳动力要素产生影响的同时也会对土地要素产生影响，对两种生计要素的影响往往同时存在，相互作用。首先，转移支付促使低效农业劳动力与土地分离。研究表明，农业补贴是推动土地流转的有效途径（吴学兵等，2021），转移支付能够以农业补贴等形式促进土地流转。在2016年开始的农业“三项补贴”改革前，粮食直补、农资综合直补等农业补贴主要以农户承包地面积为基础进行发放，良种补贴在部分地区也以承包面积为依据进行发放（冷博峰等，2021）。也就是说，农户即使自身不经营土地，也能获得相应的农业补贴。有数据表明，约78%的农业补贴由土地转出户获得（黄季焜等，2011）。因此，当经营土地的机会成本较高时，农户倾向于转出土地。在“三项补贴”改革之后，农业补贴在土地流转双方之间分配。但是，由于农村土地供给不足以及农村土地承载的社会保障功能，土地承包方往往拥有较高的市场地位。因此，发放农业补贴可以提高土地流转价格（杨青等，2022），激励农户转出土地，从而实现农业劳动力的转移。其次，财政转移支付能够促使农户参与技能培训。一方面，财政转移支付能够为农户自愿参与技能培训提供经济基础；另一方面，财政转移支付能够以学费补贴、职业技能培训获证奖补等形式激励农户提高技能水平，从而有效实现农业劳动力向非农部门的转移。土地转出与非农就业促使农户进行多样性生计策略探索，例如从农业劳动转向非农劳动，从传统种植业转向农林牧渔多样性农业经营，从雇工、打工转向个体经营等。此外，针对特定农户的财政转移支付（例如低保、救灾款、抚恤金等）构建了底层农户抵御风险与不确定性的主体框架，在直接增加农户收入的同时，既为农户应对各种外部冲击提供了缓冲（刘伟等，2014），也为农户进行多样性的生计策略选择提供了保障。

生计要素流动与生计策略多样性对脆弱性农户生计韧性的塑造主要来自增收效应和稳定效应。一方面，土地转出与劳动力的转移促使脆弱性群体能够通过打工等形式参与非农就业，劳动力从农业部门向非农部门的转移提高了农户的整体收入水平，从而提升其应对风险与冲击的能力；另一方面，农业生产具有不稳定性，在不确定性环境下，自然灾害、物价变动等因素均可能导致农户生计的不稳定，而农户的非农就业和兼业行为能很好地应对生计逆转风险。基于以上分析，本文提出以下研究假说。

H2：财政转移支付有利于激励农户转出土地和参与非农就业，从而提升生计韧性水平。

H3：财政转移支付有利于激励农户进行多样性生计策略探索，从而提升生计韧性水平。

三、研究设计

（一）数据说明

本文所使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心的 CFPS 数据。为使各项生计资本指标具有一致性和完整性，本文以 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年的家庭层面数据为主体构建面板数据集，并与个体层面相关信息进行匹配以补充户主及家庭成员的信息。结合研究主题，本文在数据中仅保留社区性质为村委会的家庭、删除户主未成年的农户样本后，共得到 26003 户农户的信息，其中，2014 年 7911 户，占比 30.42%，2016 年 7184 户，占比 27.63%，2018 年 6425 户，占比 24.71%，2020 年 4483 户，占比 17.24%。此外，在全部的农户样本中，有 58.67% 的农户获得了政府补贴，占比超过一半。2014—2020 年，农户平均生计韧性水平为 0.3937，生计韧性水平最大值为 0.6346，最小值仅为 0.0500，二者差距较大，且最小值与样本农户的平均生计韧性水平也存在很大差距。这一结果表明，农户群体内部存在严重的生计韧性分化。由于在 CFPS 数据中，仅有 2010 年与 2014 年的数据包括村级层面信息，所以本文所使用的村级层面信息均来自 2014 年 CFPS 数据。

（二）变量选取和测量

1. 被解释变量。本文的主要被解释变量为生计韧性。由于生计韧性无法直接观察和测度，所以，本文借鉴 Quandt (2018) 和 Quandt et al. (2019) 提出的家庭生计韧性方法 (household livelihood resilience approach, 简称 HLRA)，运用可持续生计分析框架测度农户的生计韧性水平。此外，中国的扶贫经验显示，“养懒汉”“等靠要”等自我发展动力不足的现象是制约农村可持续发展的重要因素。相关研究也证明了“扶志”在促进农村发展和农民增收中的重要性（解垚和李敏，2022）。心理学界更是认为，心理成长是提升个体发展韧性的关键（于肖楠和张建新，2005）。因此，本文在五类生计资本的基础上进一步引入心理资本，以更全面地刻画农户的生计韧性。指标的选取和测度主要参考 Quandt et al. (2019)、Quandt (2018)、耿亚新等 (2021) 以及李志平和吴凡夫 (2020) 的研究。

农户生计韧性指标体系的具体构建方法详见表 1。

表 1 农户生计韧性指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 指标权重 | 指标含义及计算方式 |
|------|---------|--------|---|
| 金融资本 | 低风险金融资本 | 0.0508 | 家庭现金和存款总额（元） |
| | 高风险金融资本 | 0.0262 | 家庭股票、基金、国债等金融产品总额（元） |
| 物质资本 | 房屋价值 | 0.0516 | 家庭房屋调查当年的市场总价值（万元） |
| | 耐用消费品价值 | 0.0528 | 家庭耐用消费品（例如汽车、电脑、家电等）调查当年的市场总价值（元） |
| | 农业机械价值 | 0.0466 | 家庭农用机械（例如拖拉机、脱粒机、机引农具、抽水机、加工机械等）调查当年的市场总价值（元） |
| 自然资本 | 土地资本 | 0.0605 | 家庭是否经营集体土地（包括耕地、林场、牧场、水塘）：是=1，否=0 |
| | 水资源利用 | 0.0584 | 家庭做饭是否使用自来水、桶装水、纯净水：是=1，否=0 |
| | 能源使用 | 0.0575 | 家庭做饭是否采用煤气、液化气、天然气、电等能源，而非柴草和煤炭：是=1，否=0 |

表 1 (续)

| | | | |
|------|---------|--------|---|
| 人力资本 | 劳动能力 | 0.0591 | 家庭劳动力总数，指家庭中年龄在 18~55 岁的人数 |
| | 文化程度 | 0.0595 | 家庭成员受教育水平的均值：1~8 分别表示文盲（半文盲）、小学、初中、高中（中专、技校、职高）、大专、大学本科、硕士、博士 |
| | 健康状况 | 0.0605 | 家庭成员健康状况的均值：1~5 分别表示不健康、一般、比较健康、很健康、非常健康 |
| 社会资本 | 人情礼支出 | 0.0565 | 家庭人情礼支出（元） |
| | 邻居信任度 | 0.0612 | 家庭成员对邻居信任程度打分的均值：取值范围 0~10，数值越大，表示对邻居的信任程度越高 |
| | 本地干部信任度 | 0.0608 | 家庭成员对本地干部信任程度打分的均值：取值范围 0~10，数值越大，表示对本地干部的信任程度越高 |
| | 组织参与 | 0.0549 | 家庭成员中是否有人是中国共产党党员、民主党派成员、各级人大代表、各级政协委员、工会成员以及其他协会组织成员：是=1，否=0 |
| 心理资本 | 主观社会地位 | 0.0608 | 家庭成员本地社会地位自评均值：取值范围 1~5，数值越大，表示本地社会地位越高 |
| | 生活满意度 | 0.0611 | 家庭成员生活满意度自评均值：取值范围 1~5，数值越大，表示生活满意度越高 |
| | 未来信心 | 0.0612 | 家庭成员对未来信心程度自评均值：取值范围 1~5，数值越大，表示对未来的信心程度越高 |

农户生计韧性是一个包含六项生计资本的综合指标，为了避免由主观确定指标权重造成的偏误，本文借鉴 Li et al. (2022) 和王军等 (2021) 的方法，运用熵值法对各指标进行赋权。同时，在稳健性检验部分，本文还运用等权重法和主成分分析法（principal component analysis，简称 PCA）合成生计韧性指标进行进一步的检验。在使用熵值法之前，需对所有指标进行无量纲化处理，本文已将所有指标调整为正向指标，无量纲化处理方法如（1）式所示：

$$nx_{ijt} = \frac{x_{ijt} - \min\{x_j\}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}} \quad (1)$$

（1）式中： $i=1, 2, \dots, n$ ； $j=1, 2, \dots, m$ ； $t=1, 2, \dots, s$ ； x_{ijt} 为 t 年 i 农户第 j 项指标的值； $\min\{x_j\}$ 和 $\max\{x_j\}$ 分别表示指标 j 在所有年份与个体中的最小值与最大值； nx_{ijt} 为指标的无量纲化结果。

计算 t 年 i 农户第 j 项指标在总体指标中所占比例 sx_{ijt} ，如（2）式所示：

$$sx_{ijt} = \frac{nx_{ijt}}{\sum_{t=1}^s \sum_{i=1}^n nx_{ijt}} \quad (2)$$

接下来，以 s 表示年份，计算指标 j 的信息熵 e_j ：

$$e_j = -k \sum_{t=1}^s \sum_{i=1}^n (sx_{ijt} \times \ln sx_{ijt}) \quad (3)$$

(3) 式中, $k = \frac{1}{\ln(s)}$ 。那么, 信息熵冗余度 d_j 可表示为:

$$d_j = 1 - e_j \quad (4)$$

根据信息熵与冗余度计算指标权重 w_j , 如 (5) 式所示:

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^m d_j} \quad (5)$$

因此, 农户生计韧性 res_{it} 可以表示为:

$$res_{it} = \sum_{j=1}^m (w_j \times sx_{ijt}) \quad (6)$$

res_{it} 的数值越大, 表示农户生计韧性水平越高, 在遇到外部风险冲击时抗击生计逆转的能力越强。反之, res_{it} 数值越小, 表示农户生计韧性水平越低, 抗击生计逆转的能力越弱。

2. 核心解释变量和机制变量。本文的核心解释变量为财政转移支付。为进一步探究财政转移支付如何影响农户生计韧性, 本文进一步构造土地转出、出租土地所得、非农就业、总收入多样性、非农收入多样性、农业生计多样性等机制变量。其中, 土地转出是促进土地与劳动力等生计要素流动的重要原因。而且, 出租土地所得的变化会直接影响农户参与土地转出的意愿。在对总收入多样性与非农

收入多样性的测度方面, 本文参照 Johnny et al. (2017) 的研究构造辛普森指数: $simpson_i = 1 - \sum_{u=1}^v p_{i,u}^2$ 。

其中, i 表示特定农户, u 表示一种收入来源, v 为农户收入来源总数, $p_{i,u}$ 表示 i 农户第 u 种收入在总收入中所占比例。辛普森指数越大, 总收入多样性程度越高。非农收入多样性变量的构造方式与此类似。农业生产的不确定性较强, 从事农林牧渔业多样性经营可有效降低这种不确定性。由于 2014—2020 年的 CFPS 数据仅完整披露了是否从事种植业或林业, 是否从事牲畜水产养殖业的信息, 因此, 农业生计多样性变量的取值为 0~2。0 表示该农户未从事农业活动; 1 表示该农户要么从事种植业或林业, 要么从事牲畜水产养殖业; 2 表示该农户既从事种植业或林业, 又从事牲畜水产养殖业。

3. 控制变量。参考李志平和吴凡夫 (2020)、宋璐和李树茁 (2017) 的研究, 并综合考虑指标的完整性与可获得性, 本文将农业生产、土地征用、家庭消费、家庭规模、风险态度作为农户家庭层面的控制变量。此外, 本文还控制了户主的年龄、性别、受教育水平等个体特征。由于 2014—2020 年的 CFPS 数据仅有 2014 年的数据公开了对应的村级层面信息, 控制村级层面特征会损失大量观测值, 因此, 本文在基准模型中并未引入村级层面的控制变量。不过, 本文采用双向固定效应模型进行估计, 通过加入时间固定效应项和农户个体固定效应项, 控制了不随时间变化和不随个体变化的不可观测因素带来的影响, 估计结果较为可信。为排除村级层面特征对估计结果的可能影响, 本文在稳健性检验

中引入人均村级财政支出、村委会与集镇的距离、村农业劳动力比例、村人均耕地面积等村级层面的控制变量进行估计，模型设定中同时控制时间效应和地区效应。

表2 报告了主要变量的定义及其描述性统计结果。

表2 变量定义及描述性统计结果

| 变量 | 定义 | 平均值 | 标准差 | 观测值数 |
|-----------|--|---------|---------|-------|
| 生计韧性 | 基于表1中农户生计韧性指标体系计算的综合指标 | 0.3937 | 0.0785 | 26003 |
| 财政转移支付 | 家庭获得的各项政府补贴总额（元） | 1031 | 4051 | 25744 |
| 土地转出 | 是否转出土地：是=1，否=0 | 0.1128 | 0.3163 | 26003 |
| 出租土地所得 | 出租土地所得的租金总额（元） | 296 | 1674 | 25982 |
| 非农就业 | 家庭成员是否参与非农就业：是=1，否=0 | 0.7050 | 0.4560 | 25981 |
| 总收入多样性 | 家庭总收入多样性辛普森指数 | 0.2346 | 0.2183 | 24175 |
| 非农收入多样性 | 非农收入多样性辛普森指数 | 0.1405 | 0.1950 | 22432 |
| 农业生计多样性 | 农业生计种类 | 1.0923 | 0.7618 | 24062 |
| 农业生产 | 农业生产总值占家庭总收入的比例（%） | 41.5629 | 1905 | 25599 |
| 土地征用 | 土地是否被征用：是=1，否=0 | 0.0681 | 0.2519 | 25998 |
| 家庭消费 | 家庭消费性支出占家庭总收入的比例（%） | 41.2536 | 1627 | 25262 |
| 家庭规模 | 一起吃饭的家庭人口数（人） | 3 | 1.7140 | 26002 |
| 风险态度 | 低风险资产（现金和存款）总额与高风险资产（股票、基金、国债等金融产品）总额的比值 | 28358 | 92373 | 26003 |
| 户主年龄 | 户主年龄（岁） | 51 | 13.6313 | 25506 |
| 户主性别 | 户主性别：男=1，女=0 | 0.5650 | 0.4958 | 25506 |
| 户主受教育水平 | 户主已取得的最高学历：1~8分别表示文盲（半文盲）、小学、初中、高中（中专、技校、职高）、大专、大学本科、硕士、博士 | 2.4510 | 1.4149 | 25394 |
| 人均村级财政支出 | 村级财政支出/村常住人口数（元/人） | 6448 | 45553 | 369 |
| 村委会与集镇的距离 | 村委会到集镇的距离（千米） | 7.4534 | 32.9888 | 408 |
| 村农业劳动力比例 | 村农业劳动力比例（%） | 45.9553 | 26.3144 | 400 |
| 村人均耕地面积 | 村耕地面积/村常住人口数量（亩/人） | 1.7257 | 1.8660 | 387 |
| 村常住人口数量 | 村常住人口（人） | 3787 | 4468 | 609 |
| 村户籍人口数量 | 村户籍人口（人） | 3404 | 3581 | 596 |

注：①财政转移支付、出租土地所得、人均村级财政支出、村委会到集镇的距离变量在表中呈现的是对原值进行的描述性统计结果，在后文回归中则取对数。②由于许多农户高风险资产总额为0，因此，在计算风险态度时本文将分母（高风险资产总额）加1，以免人为造成过多的异常值。③表中的村级特征变量仅包含社区性质为村委会的村，观测值为社区性质为村委会的村的个数。④为保障估计系数的可解释性，对农业生产、家庭消费、风险态度三个变量在回归中均进行了标准化处理。

（三）回归模型设定

为进一步探讨财政转移支付对农户生计韧性的影响，基于测算所得的农户生计韧性指标，本文构

建如下双向固定效应模型：

$$\ln res_{it} = \alpha + \beta \ln sub_{it} + \gamma controls_{it} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

(7) 式中： $\ln res_{it}$ 表示 t 年 i 农户生计韧性水平的对数值； $\ln sub_{it}$ 表示 t 年 i 农户所获得财政转移支付的对数值； β 为本文重点考察的体现财政转移支付对农户生计韧性影响的回归系数； $controls_{it}$ 为一系列控制变量，包括农业生产、土地征用、家庭消费、家庭规模、风险态度、户主年龄、户主性别、户主受教育水平等变量； θ_i 、 δ_t 分别用于控制个体固定效应与时间固定效应； ε_{it} 为误差项。

在财政转移支付影响农户生计要素流动与生计策略多样性方面，非农就业使农户出现兼业行为和多样性经营行为，这会提升农户获取生计资本的能力。在风险与不确定性环境中，较高的生计资本获取能力能有效预防自身生计的逆转。基于前述理论分析，本文构建以下模型以检验财政转移支付对农户生计要素流动和生计策略多样性的影响：

$$mech_{it} = \alpha + \beta' \ln sub_{it} + \gamma controls_{it} + \theta_i + \delta_t + \mu_{it} \quad (8)$$

(8) 式中： $mech_{it}$ 表示一系列机制变量，包括土地转出、出租土地所得、非农就业、总收入多样性、非农收入多样性、农业生计多样性， β' 表示财政转移支付与各机制变量的回归系数， μ_{it} 为误差项。其余变量与 (7) 式含义相同。

四、生计韧性测算及基准回归结果分析

(一) 生计韧性的测度结果分析

农户生计韧性水平存在群体异质性、空间异质性和时间异质性，图 1 展示了不同分组情形下农户生计韧性水平的累积分布曲线。图 1 (a) 显示，低保户生计韧性水平的累积分布曲线位于非低保户的左上方。同时，低保户的生计韧性水平均值为 0.3609，比非低保户低 8.8%。这说明，无论从整体分布还是均值看，低保户的生计韧性水平均远低于非低保户。这意味着，前者在面对外部冲击时发生生计逆转的可能性更高。由此可见，提升低保户的生计韧性水平是实现农民农村共同富裕的重要抓手。图 1 (b) 为按照收入从低到高四等分划分的农户生计韧性水平累积分布曲线，从左至右依次为最低收入（收入位于 0~25% 区间的群体）、中低收入（收入位于 25%~50% 区间的群体）、中高收入（收入位于 50%~75% 区间的群体）、最高收入（收入位于 75%~100% 区间的群体）。可以发现，随着收入水平的不断提高，农户生计韧性水平的均值也依次增加，这说明农户抵御生计逆转的能力随收入水平的提高而增强。图 1 (c) 为按照地区划分的农户生计韧性水平累积分布曲线，可以发现，无论从整体分布还是均值看，东部、中部、西部和东北地区农户的生计韧性水平依次降低。值得注意的是，东北地区农户生计韧性水平低于西部地区，排名最后。本文认为，可能的原因有两点：一方面，历史、产业、人口、环境等因素使东北地区的整体发展势头不足；另一方面，由于 CFPS 数据中内蒙古自治区、青海省和新疆维吾尔自治区的样本量极少，而且这些地区农户的生计韧性水平较低，这可能会对西部地区的整体结果产生影响。图 1 (d) 为按照时间划分的农户生计韧性水平累积分布曲线，可以发现，

2014年、2016年、2018年和2020年这四年的农户生计韧性水平逐年提高。特别地，在2018年与2020年，农户生计韧性水平提升显著。这意味着，如果从农户生计韧性角度反观农村的可持续发展，那么可以认为，农村发展态势逐年向好。

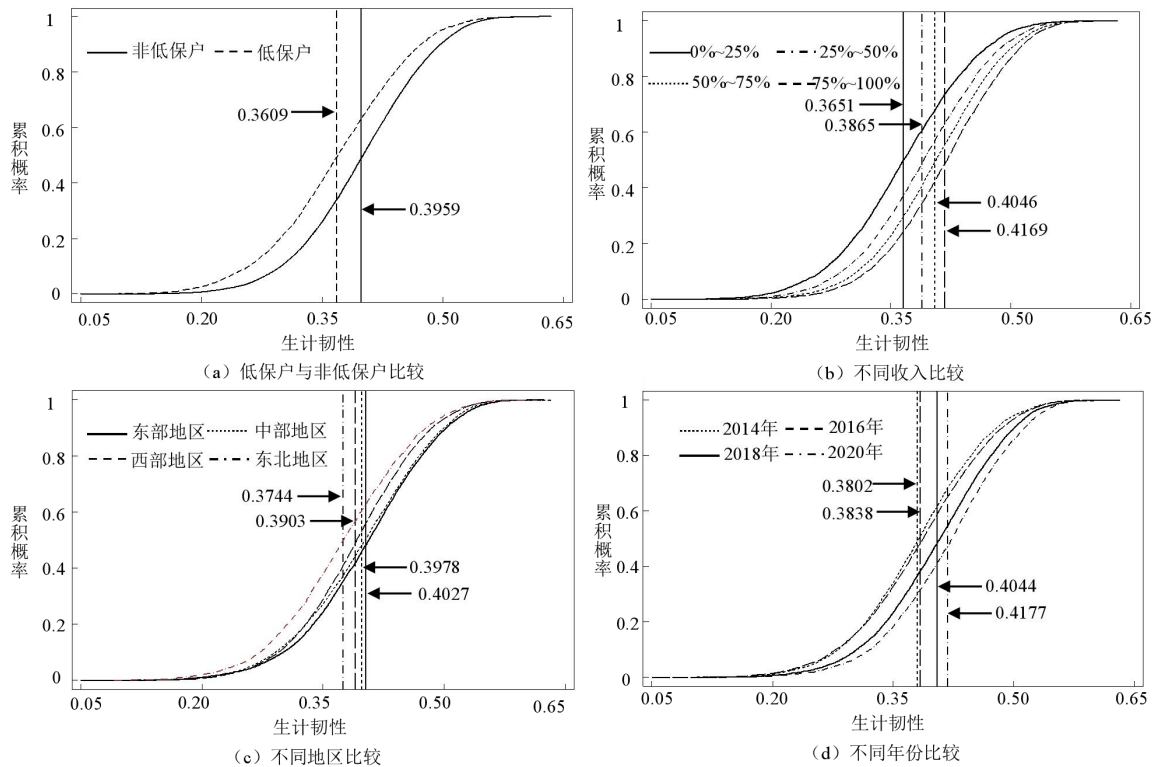


图1 农户生计韧性水平的累积分布曲线

注：垂直竖线表示各分组农户生计韧性水平的均值，图1（c）东、中、西、东北地区参照国家统计局标准进行划分。

（二）转移支付对农户生计韧性的作用

表3展示了财政转移支付对农户生计韧性影响的估计结果。（1）列为未加入任何控制变量的估计结果，（2）列和（3）列分别表示加入家庭层面控制变量和户主层面控制变量后的估计结果，（4）列为控制家庭和户主层面全部控制变量后的估计结果。以上估计结果表明，财政转移支付能够提升农户生计韧性水平。而且，加入控制变量后，财政转移支付的估计系数大小和显著性水平均未发生根本变化。本文的基准回归结果与李志平和吴凡夫（2020）的研究结果基本一致。这进一步说明，生计韧性指标构建方式和估计方式的差异并不会影响基本结论。

表3 财政转移支付对农户生计韧性的影响

| 变量 | 生计韧性 | | | |
|--------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 财政转移支付 | 0.0016*** (0.0005) | 0.0014*** (0.0005) | 0.0016*** (0.0005) | 0.0015*** (0.0005) |

表3（续）

| | | | |
|----------------|--------|-----------------------|-----------------------|
| 农业生产 | | 0.0002 (0.0003) | 0.0002 (0.0003) |
| 土地征用 | | 0.0079 (0.0052) | 0.0060 (0.0052) |
| 家庭消费 | | -0.0018 (0.0013) | -0.0017 (0.0012) |
| 家庭规模 | | 0.0061*** (0.0012) | 0.0064*** (0.0012) |
| 风险态度 | | 0.0034*** (0.0008) | 0.0030*** (0.0007) |
| 户主年龄 | | -0.0004** (0.0002) | -0.0003 (0.0002) |
| 户主性别 | | 0.0010 (0.0033) | 0.0012 (0.0033) |
| 户主受教育水平 | | 0.0105*** (0.0012) | 0.0104*** (0.0013) |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 25748 | 25079 | 25148 |
| R ² | 0.0670 | 0.0699 | 0.0744 |
| | | | 24502 |
| | | | 0.0771 |

注：①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。②括号内为家庭层面聚类稳健标准误。

（三）内生性讨论、稳健性检验及异质性分析

1. 内生性讨论。首先，通过基准回归得到的财政转移支付系数可能由于内生性问题而存在偏误。例如，可能存在同时影响财政转移支付与农户生计韧性的不可观测的因素，生计韧性水平较低的农户更易得到财政转移支付等。因此，本文参考崔景华等（2018）的研究，选取村常住人口数量为工具变量进行两阶段最小二乘估计（2SLS），以处理可能存在的内生性问题。一方面，村常住人口数量和单个农户获得的财政转移支付收入高度相关，村整体获得的转移支付总量有限，常住人口增加使得户均获得的转移支付收入减少，满足工具变量的相关性条件；另一方面，村常住人口数量与单个农户的生计韧性水平并无直接关联，符合工具变量的外生性假定。表 4（1）列报告了第一阶段的估计结果，结果显示，村常住人口数量的估计系数为-0.0002，且在 1%的显著性水平意义上显著，表明村常住人口数量与财政转移支付存在显著负相关关系，即村常住人口增加降低了户均获得的财政转移支付收入。表 4（2）列显示，在第二阶段，核心解释变量的估计系数为 0.0157，且仍在 1%的显著性水平意义上显著，而且，系数估计值的方向和显著性水平均与基准回归结果一致。此外，Cragg-Donald Wald F 统计量的值为 216.30，满足 F 统计量高于 16.38 的阈值的条件，表明不存在弱工具变量问题。此外，Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1%的显著性水平意义上拒绝原假设，说明工具变量有效。中国现阶段

转移支付的测算和分配从以户籍人口数量为基础向以常住人口数量为基础转变，然而，在本文观测期的前期，村户籍人口数量依旧是转移支付测算分配的重要因素。而且，村户籍人口数量被人为操纵的可能性更小，特别是对于农村低收入群体而言，其户籍变动的难度更大。因此，本文还使用村户籍人口数量作为工具变量进行估计，表4（3）列报告了第一阶段的估计结果。结果显示，村户籍人口数量与单个农户获得的财政转移支付收入呈负相关关系。表4（4）列的第二阶段估计结果显示，财政转移支付有利于提升农户的生计韧性水平。同理，Cragg-Donald Wald F 统计量为 66.28，Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1%的显著性水平意义上拒绝原假设，说明不存在弱工具变量问题且工具变量有效。

表 4 两阶段最小二乘估计结果

| 变量 | (1) 第一阶段 | (2) 第二阶段 | (3) 第一阶段 | (4) 第二阶段 |
|----------------|------------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|
| 财政转移支付 | | 0.0157*** (0.0046) | | 0.0137* (0.0080) |
| 工具变量 | -0.0002*** (0.0000) | | -0.0001*** (0.0000) | |
| 家庭控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 户主控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 18113 | 18113 | 18242 | 18242 |
| R ² | 0.1791 | 0.0980 | 0.1720 | 0.1092 |

注：①*和***分别表示 10%和 1%的显著性水平。②括号内为家庭层面聚类稳健标准误。③（1）列和（2）列所用的工具变量为村常住人口数量，（3）列和（4）列所用的工具变量为村户籍人口数量。

2.稳健性检验。第一，本文运用等权重法和主成分分析法重新测算农户生计韧性水平，以排除不同权重和不同测算方法导致的估计结果偏误，相关结果见表5（1）列和（2）列。结果显示，财政转移支付对农户生计韧性的影响依然为正，与基准回归结果一致。第二，本文所采用的财政转移支付变量包含家庭获得的各项政府补贴总额。然而，部分研究认为，养老金系统得到政府的大量补贴，应将养老金也看作财政转移支付的一种形式（Lindert et al., 2006）。基于此，本文构造了包含养老金在内的广义转移支付指标进行重新估计，结果见表5（3）列。结果显示，广义转移支付的估计系数为 0.0016，且在 1%的显著性水平意义上显著，与基准回归结果基本一致。第三，农业补贴是农户获取财政转移支付的重要形式，农业补贴对农业种植规模、土地流转等均会产生影响。受数据可得性的限制，本文运用 2014 年的 CFPS 数据，构建是否获得农业补贴变量（若农户获得农业补贴，则将其赋值为 1；若农户获得其他形式的补贴，则赋值为 0），估计结果如表 5（4）列所示。结果表明，农业补贴对农户生计韧性水平具有显著提升作用。第四，调查样本可能存在异常值，为避免异常值对整体估计结果的影响，本文对核心解释变量与被解释变量进行 5%的缩尾处理，结果如表 5（5）列所示。相关估计结果与基准回归基本一致。第五，本文去除 4 个直辖市的农户样本重新进行估计，结果如表 5（6）列所

示。可以发现，相关估计结果仍与基准回归一致。第六，由于村庄的整体特征可能对农户生计韧性产生影响，为使估计结果更加准确，本文增加了村级层面的控制变量（包括人均村级财政支出、村委会与集镇的距离、村农业劳动力比例、村人均耕地面积），进行稳健性检验，表5（7）列的估计结果与基准回归结果基本一致。综上所述，可以认为，财政转移支付对农户生计韧性存在正向影响，稳健性检验结果同样支持这一结论。

表5 财政转移支付影响农户生计韧性的稳健性检验结果

| 变量 | (1) 等权重法 | (2) 主成分 分析法 | (3) 广义转移 支付 | (4) 农业补贴 | (5) 5%缩尾 | (6) 去除直辖 市样本 | (7) 增加控制 变量 |
|----------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 财政转移支付 | 0.0016** (0.0005) | 0.0045*** (0.0009) | | | 0.0016*** (0.0004) | 0.0014** (0.0005) | 0.0012** (0.0006) |
| 广义转移支付 | | | 0.0016*** (0.0005) | | | | |
| 农业补贴 | | | | 0.0696*** (0.0131) | | | |
| 家庭控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 户主控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 村级控制变量 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 | 已控制 | 未控制 |
| 地区固定效应 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 24430 | 24503 | 24429 | 4836 | 24500 | 23568 | 18911 |
| R ² | 0.0818 | 0.2202 | 0.0769 | 0.2680 | 0.0810 | 0.0771 | 0.0714 |

注：①**和***分别表示5%和1%的显著性水平。②括号内为家庭层面聚类稳健标准误。③（2）列运用主成分分析法测算生计韧性水平时剔除了独特性（uniqueness）大于0.6的二级指标，这些指标包括水资源利用（0.6421）、房屋价值（0.8134）、农业机械价值（0.7166）、组织参与（0.6155）。而且，KMO和Bartlett检验显示，p值显著（p=0.000），KMO值大于0.6（KMO=0.682），说明适合进行主成分分析。经PCA降维后，共生成9个主成分，累计贡献率为81.91%。④本文采用的CFPS数据仅2014年披露了转移支付的具体项目及村级层面的详细数据，故（4）列仅使用2014年数据进行稳健性检验，（7）列增加的村级层面的控制变量均为2014年的值。

3.异质性分析。已有研究表明，财政转移支付是调节收入分配的重要举措，能有效缓解社会不平等现象（解垚，2017）。那么，在农户生计韧性水平的提升过程中，财政转移支付对不同收入的群体的影响是否存在差异？本文将全部农户按照收入从低到高的顺序排列，分别将其分成四组和两组，通过对比财政转移支付对不同收入群体生计韧性的影响，阐释财政转移支付的异质性作用。

表6（1）列的结果显示，财政转移支付对最低收入群体（收入位于0~25%区间的群体）生计韧性水平的提升作用十分明显。（2）列的结果显示，财政转移支付同样会提升中低收入群体（收入位于25%~50%区间的群体）的生计韧性水平，但回归系数的大小和显著性水平均有所下降。（3）列和（4）

列的结果显示，财政转移支付对中高收入群体（收入位于 50%~75%区间的群体）和高收入群体（收入位于 75%~100%区间的群体）生计韧性水平的提升作用不明显。同理，（5）列和（6）列的结果显示，财政转移支付对较低收入群体（收入位于 0~50%区间的群体）生计韧性水平的提升作用是正向的，对较高收入群体（收入位于 50%~100%区间的群体）作用不显著。以上结果表明，财政转移支付对低收入群体生计韧性水平的提升作用较大，验证了财政转移支付在缓解不平等现象中的积极作用。

表 6 财政转移支付影响农户生计韧性的群体异质性

| 变量 | (1) 0~25% | (2) 25%~50% | (3) 50%~75% | (4) 75%~100% | (5) 0~50% | (6) 50%~100% |
|----------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
| 财政转移支付 | 0.0101** (0.0053) | 0.0103* (0.0057) | -0.0066 (0.0062) | -0.0081 (0.0056) | 0.0119*** (0.0034) | -0.0012 (0.0039) |
| 家庭控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 户主控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 4085 | 3498 | 3888 | 2355 | 7583 | 6243 |
| R ² | 0.1155 | 0.0626 | 0.1031 | 0.0450 | 0.1021 | 0.0769 |

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号内为家庭层面聚类稳健标准误。③为比较不同群体获得财政转移支付所产生的边际效应，表中各列回归中仅保留获得转移支付的农户样本。

生计韧性水平存在地区异质性。由于东部、中部、西部和东北地区在经济发展水平、产业结构、社会风俗等方面均存在很大差异，财政转移支付对不同地区农户生计韧性的影响可能存在差异。对这种异质性的分析能够为制定差异化转移支付政策提供依据。由表 7 可见，财政转移支付对增强西部地区农户的生计韧性水平具有明显作用，但对东部、中部和东北地区农户生计韧性水平则无显著作用。这说明，需要加强东部、中部和东北地区的转移支付的政策效应，也间接证明了采取差异化转移支付政策的重要性。

表 7 转移支付影响农户生计韧性的地区异质性

| 变量 | (1) 东部地区 | (2) 中部地区 | (3) 西部地区 | (4) 东北地区 |
|----------------|--------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|
| 财政转移支付 | 0.0014 (0.0008) | 0.0016 (0.0010) | 0.0025*** (0.0009) | 0.0003 (0.0011) |
| 家庭控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 户主控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 7021 | 5997 | 8206 | 3268 |
| R ² | 0.0551 | 0.0978 | 0.0961 | 0.0576 |

注：①***表示 1%的显著性水平。②括号内为家庭层面聚类稳健标准误。

生计资本存在金融、物质、自然、人力、社会、心理六种形式，那么，财政转移支付对不同种类的生计资本的作用是否存在异质性？由表 8 可见，财政转移支付对生计韧性水平的提升作用主要体现在物质资本与自然资本的积累上，即财政转移支付对农户生计资本的提升作用主要体现在其对住房、家具、电器、农业机械等耐用品和机械设备的消费以及对土地、水资源、清洁能源等的消费上，这些物质资本与自然资本的积累满足的通常是农户基本的生产生活需求。此外，财政转移支付对农户社会资本的积累也有一定促进作用，即财政转移支付有利于农户参与社会互动，构筑社会网络（例如邻里关系、与村干部的关系、社团组织关系等）。然而，财政转移支付对更高层次的生计资本（例如金融资本、人力资本、心理资本）的影响在统计上并不显著。产生这一现象的原因在于：一方面，部分生计资本的积累情况无法在短期内得到改善，例如，教育是促进人力资本积累的重要手段，但个体的受教育水平无法在短期内改变；另一方面，生计资本是包含多个维度的综合指标，例如，心理资本由主观社会地位、生活满意度、未来信心三个细分指标构成，财政转移支付对各个细分指标的作用可能不尽相同，因此，财政转移支付的作用在综合指标内部可能会相互抵消，从而使总效应不显著。

表 8 转移支付对不同生计资本积累的异质性影响

| 变量 | (1) 金融资本 | (2) 物质资本 | (3) 自然资本 | (4) 人力资本 | (5) 社会资本 | (6) 心理资本 |
|----------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| 财政转移支付 | 0.0000 (0.0000) | 0.0156*** (0.0034) | 0.0025*** (0.0009) | 0.0000 (0.0002) | 0.0020* (0.0011) | 0.0007 (0.0007) |
| 家庭控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 户主控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 24501 | 24349 | 24215 | 24501 | 24494 | 24443 |
| R ² | 0.3069 | 0.0556 | 0.0571 | 0.1320 | 0.0268 | 0.0861 |

注：①*和***分别表示 10%和 1%的显著性水平。②括号内为家庭层面聚类稳健标准误。

根据传统可持续生计理论，金融、物质、自然、人力、社会五类生计资本的积累对提升生计韧性水平具有重要作用。在此基础上，本文认为，心理成长是提升个体发展韧性的关键，心理资本积累有利于调动农户自我发展的积极性，提升自我发展动力。因而，心理资本在提升农户生计韧性水平、促进农村农民可持续发展中具有重要作用。然而，表 8 的估计结果显示，财政转移支付对农户心理资本积累的影响在统计上不显著。可能的原因是：财政转移支付对心理资本这一指标内部各个维度细分指标的影响存在差异，这些影响相互抵消，从而使总效应不显著。因此，表 9 进一步研究了财政转移支付对心理资本各维度细分指标（包括主观社会地位、生活满意度、未来信心）的影响。表 9（1）列的结果显示，财政转移支付可以提升农户的主观社会地位，原因在于：财政转移支付是政府主动向特定群体提供支持的一种方式，有助于提升农户的获得感以及农户的被重视程度。此外，可以将主观社会地位视为个体对其社会资本的心理认知，根据表 8 的结果，财政转移支付对社会资本积累具有正向作用。因此，财政转移支付可以通过提高社会资本积累而提高农户对其主观社会地位的感知。表 9（2）

列和（3）列显示，财政转移支付对农户生活满意度和未来信心无显著影响。未来，财政转移支付应继续以提升农户生活满意度和未来信心为重要抓手。

| 表 9 转移支付对农户心理资本积累的作用 | | | |
|----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| 变量 | (1) 主观社会地位 | (2) 生活满意度 | (3) 未来信心 |
| 财政转移支付 | 0.0014*** (0.0004) | 0.0006 (0.0005) | 0.0002 (0.0005) |
| 家庭控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 户主控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 24502 | 24502 | 24502 |
| R ² | 0.0735 | 0.0903 | 0.0346 |

注：①***表示 1%的显著性水平。②括号内为家庭层面聚类稳健标准误。③主观社会地位、生活满意度、未来信心三个指标均经过标准化处理，以保障其与生计韧性构建过程中的计算方式一致。

五、机制检验与进一步分析

上述分析表明，农户生计韧性水平存在群体、时间和空间异质性。整体而言，财政转移支付有利于农户生计资本的积累，从而提升农户生计韧性水平。那么，财政转移支付是通过何种方式影响农户各项生计资本积累的？本文从生计要素流动和生计策略多样性两个方面探讨财政转移支付影响农户生计韧性的作用机制。

（一）生计要素流动

土地与劳动力是农户赖以生存的生计要素，推动土地流转、促进农地适度规模经营、解放低效农业劳动力是解决农村发展问题的重要着力点。因此，本文选取土地转出、出租土地所得、非农就业三个指标分析财政转移支付如何通过生计要素流动影响农户生计韧性。

由表 10（1）列可知，财政转移支付对农户的土地转出行为存在正向影响。一方面，财政转移支付能够直接增加农户收入，纾解了困难群体的经济压力和农村老年群体的“照护”成本，为部分劳动力离开土地提供了条件；另一方面，土地承包与实际经营分离的农业补贴形式使得农户即使不经营土地也能获得部分补贴，在放弃外出打工、经营土地的机会成本较大时，农户倾向于转出土地。表 10（2）列表明，财政转移支付对农户出租土地所得存在正向影响。原因在于：农业补贴的获得与土地实际经营的分离提高了土地流转价格（杨青等，2022），即使在“三项补贴”改革之后，农村土地供给不足和农村土地所承载的社会保障功能的存在使土地承包方依旧拥有较高的市场地位，土地流转价格的上升既能够促使农户转出土地，也可以提高农户的出租土地所得。农村土地与劳动力两种生计要素密不可分，由表 10（3）列可知，财政转移支付可以促进非农就业，即财政转移支付能够解放部分农业劳动力，使其参与非农就业。

表 10 财政转移支付对农户生计要素流动的影响

| 变量 | (1) 土地转出 | (2) 出租土地所得 | (3) 非农就业 |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 财政转移支付 | 0.0028*** (0.0008) | 0.0198*** (0.0057) | 0.0052*** (0.0012) |
| 家庭控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 户主控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 24504 | 24492 | 24488 |
| R ² | 0.0128 | 0.0133 | 0.0156 |

注：①***表示 1% 的显著性水平。②括号内为家庭层面聚类稳健标准误。

(二) 生计策略多样性

生计策略多样性使农户在一项生计策略遭受外部风险冲击时仍能抵御生计逆转，因此，多样性的生计策略有利于分散外部冲击带来的风险，从而提升农户生计韧性水平。那么，财政转移支付是否能提升农户生计策略多样性？本文从总收入多样性、非农收入多样性、农业生计多样性角度度量农户生计策略多样性，相关估计结果如表 11 所示。可以发现，财政转移支付对总收入多样性、非农收入多样性和农业生计多样性均具有显著促进作用。由以上分析可得，财政转移支付有助于农户非农就业，形成兼业型农户，从而增加农户总收入多样性。此外，这种总收入多样性来自非农收入多样性与农业生计多样性两个方面。也就是说，财政转移支付一方面可以促进农业就业中农林牧渔业的多样性经营，另一方面能够促进农户在非农领域从事打工、个体工商业等多样性经营。农户总收入多样性、非农收入多样性、农业生计多样性打破了对单一生计形成依赖的不稳定性，提高农户生计的可持续性，进而提高其生计韧性水平。

表 11 财政转移支付对农户生计策略多样性的影响

| 变量 | (1) 总收入多样性 | (2) 非农收入多样性 | (3) 农业生计多样性 |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 财政转移支付 | 0.0054*** (0.0006) | 0.0024*** (0.0006) | 0.0244*** (0.0018) |
| 家庭控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 户主控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 23039 | 21344 | 22671 |
| R ² | 0.0208 | 0.0585 | 0.0694 |

注：①***表示 1% 的显著性水平。②括号内为家庭层面聚类稳健标准误。

为更加直观地说明财政转移支付的作用机制，本文构建了涵盖财政转移支付、生计要素流动、生计策略多样性和生计韧性的结构方程模型^①，并估计相应的系数。如图 2 所示，财政转移支付有利于促进农户生计要素流动与生计策略多样性，而生计要素流动与生计策略多样性对农户生计韧性水平的提升具有显著正向影响。这说明，生计要素流动与生计策略多样性是财政转移支付影响农户生计韧性的重要作用机制。进一步分析生计要素流动中的三个观测变量可以发现，土地转出与出租土地所得对潜变量（生计要素流动）的解释力较好。同理，总收入多样性和非农收入多样性对潜变量（生计策略多样性）的解释力较好。该结果与前述机制分析部分的结果基本一致，更好地验证了财政转移支付对农户生计韧性的作用机制。

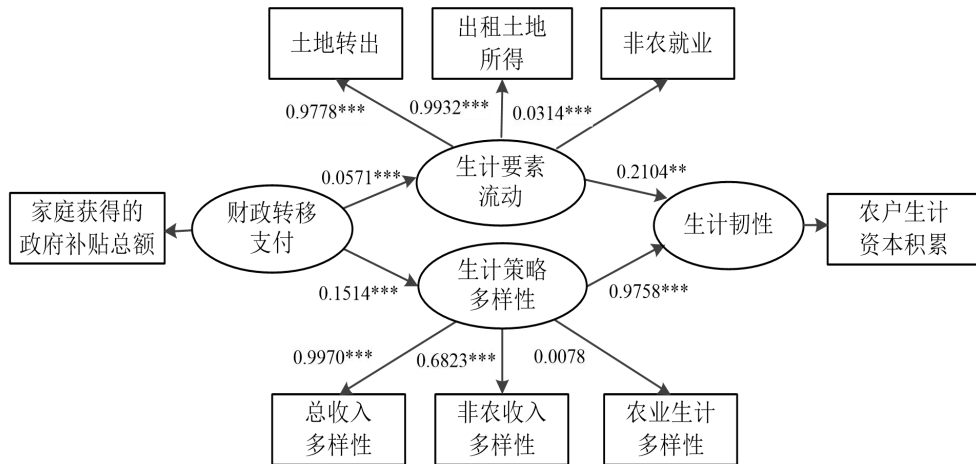


图 2 转移支付作用机制的结构方程模型估计结果

注：①为了保持整体美观度与可读性，图中省略了误差项。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

（三）对村级财政支出的进一步讨论

中国村级财政支出严重依赖上级政府的财政转移支付。2014 年村级财政总收入中上级政府转移支付收入占比达 50.17%，村级财政总支出中上级政府转移支付收入占比达 66.84%^②。因此，村级财政支出总量及其配置模式对农户生计韧性的影响也在一定程度上反映了财政转移支付的作用。此外，从以上论证中可知，个体农户层面获得的财政转移支付的增加对农户生计韧性水平具有显著提升作用。假定财政收支无任何约束，则增加农户所获得的转移支付收入能够显著提升农户的生计韧性水平。然而，村级财政收入的有限性使得一项财政支出的增加必然挤占另一项财政支出的份额。本文构建人均村级现金补助支出、人均村级民生性支出、人均村级生产性支出三个指标衡量村级财政支出配置模式，以进一步探讨村级财政支出配置模式对农户生计韧性的影响。其中，人均村级现金补助支出=ln（村级财

^①结构方程模型是基于变量的协方差矩阵来分析变量之间关系的一种统计方法，该方法适用于分析多个因变量的复杂模型和检验中介模型，在行为学、心理学、社会学、管理学等相关领域研究中应用广泛，是微观研究的重要方法。

^②有必要说明，中国的财政体制中并未设立村一级财政，本文沿用 CFPS 调查问卷中的名称，文中的基层财政均指村级财政。该数据根据 2014 年 CFPS 村居数据计算得到，数据中仅保留了社区性质为村委会的样本。

政支出中直接发给村民的金额/村常住人口数），人均村级民生性支出= \ln （道路、水、电、煤气、上下水等公共服务支出与学校等教育投资支出总和/村常住人口数），人均村级生产性支出= \ln （农业水利等生产投资支出与集体经济投资支出总和/村常住人口数）。

由表 12（1）列可知，人均村级财政支出的增加有利于提升农户生计韧性水平，但不同财政支出项对农户生计韧性的影响存在显著差异。根据表 12（2）列，直接发放给村民的现金补助对农户生计韧性存在显著抑制作用。产生这一现象的原因在于，现金补助支出的增加挤占了民生性支出与生产性支出，而且村级支出中现金补助支出的惠及范围较小。（3）列显示，增加村级民生性支出能显著提升农户生计韧性水平。民生性支出具有普惠性特征，有利于改善村庄整体的公共设施与服务水平，从而提高农户生计韧性水平。（4）列显示，村级生产性支出对农户生计韧性的影响也为正，但在统计意义上不显著。产生这一现象有两方面的原因：一方面，村级财政支出中生产性支出所占份额较小；另一方面，农田水利等生产性支出的受益范围为从事农业生产的农户，对外出打工、参与雇工或从事个体工商业经营的农户则作用有限。

表 12 村级财政支出配置模式对农户生计韧性的影响

| 变量 | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
|----------------|-----------|--------|-----------|--------|-----------|--------|--------|--------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 人均村级财政支出 | 0.0043*** | 0.0010 | | | | | | |
| 人均村级现金补助支出 | | | -0.0032** | 0.0014 | | | | |
| 人均村级民生性支出 | | | | | 0.0034*** | 0.0013 | | |
| 人均村级生产性支出 | | | | | | | 0.0003 | 0.0012 |
| 家庭控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 户主控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 村级控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 时间固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 地区固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 观测值数 | 17735 | | 14432 | | 14468 | | 14455 | |
| R ² | 0.2429 | | 0.2538 | | 0.2543 | | 0.1546 | |

注：①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。②标准误为家庭层面聚类稳健标准误。③村级层面控制了村委会与集镇的距离、村农业劳动力比例、村人均耕地面积。

由于行政村自有财力薄弱，对转移支付的依赖度高，本文构造了村级财政收支缺口、村级转移支付依赖（支出和收入两个角度）、村级自有财力四个指标，用以研究村级财政支出压力对农户生计韧性的影响。其中，村级财政收支缺口= \ln （村级财政支出-村自有收入），村自有收入包括村民缴纳金额、村集体经济收入、土地房屋出租收入、土地征用收入；村级转移支付依赖（支出）= \ln （村转移支付收入/村级财政支出 $\times 100$ ）；村级转移支付依赖（收入）= \ln （村转移支付收入/村级财政收入 $\times 100$ ）；村级自有财力= \ln （村自有收入/村级财政总收入 $\times 100$ ）。如表 13（1）列所示，村级财政收支缺口对农户生计韧性存在显著负向影响。本文的村级财政收支缺口主要指村自有收入无法满足日常支出的缺

口，根据估计结果，这部分缺口越大，农户生计韧性的平均水平越低。表 13（2）列和（3）列的结果显示，村级财政收支对转移支付收入的依赖不利于提升农户生计韧性水平。这说明，开拓村级财源、降低转移支付依赖程度十分必要。（4）列显示，村自有收入占村级财政收入的比例越高，农户生计韧性水平越高，进一步验证了提升村组织自有财力的必要性。

表 13 村组织财政收支压力对农户生计韧性的影响

| 变量 | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
|----------------|------------|--------|-----------|--------|-----------|--------|-----------|--------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 村级财政收支缺口 | -0.0134*** | 0.0033 | | | | | | |
| 村级转移支付依赖（支出） | | | -0.0022 | 0.0018 | | | | |
| 村级转移支付依赖（收入） | | | | | -0.0034** | 0.0018 | | |
| 村级自有财力 | | | | | | | 0.0053*** | 0.0016 |
| 人均村级财政支出 | 0.0235*** | 0.0034 | 0.0109*** | 0.0015 | 0.0106*** | 0.0015 | 0.0107*** | 0.0015 |
| 家庭控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 户主控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 村级控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 时间固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 地区固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 观测值数 | 9997 | | 11449 | | 11449 | | 11437 | |
| R ² | 0.1680 | | 0.1592 | | 0.1595 | | 0.1604 | |

注：①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。②标准误为家庭层面聚类稳健标准误。③观测值数与基准回归相比减少的原因在于村级的财政收支数据存在较多缺失值和异常值。④村级层面的控制变量同表 12。

六、结论与政策建议

本文将心理资本纳入生计可持续框架，测算了农户的生计韧性，基于测算结果研究了财政转移支付对农户生计韧性的影响。此外，本文从生计要素流动和生计策略多样性两个方面探究了财政转移支付影响农户生计韧性的作用机制。在进一步分析中，本文结合中国村级财政对上级政府转移支付的依赖性特征，从优化基层财政资金配置模式和缓解基层财政支出压力的角度探讨兼顾基层财政可持续性的重要性。

本文得出以下研究结论。第一，农户生计韧性水平存在群体异质性、空间异质性和时间异质性。2014—2020 年，农户生计韧性水平逐年提高，2018 年及以后提升幅度较大。这说明，农村发展韧性稳中向好。然而，对低保户、中低收入群体、东北地区和西部地区农户等相对低收入群体而言，其生计韧性水平依旧较低，这些群体在遭受外部冲击时发生生计逆转的风险较高。第二，财政转移支付对农户生计韧性具有明显的提升作用。具体而言，财政转移支付对农户生计资本积累的促进作用主要体现在物质资本与自然资本等满足基本生产生活需求的生计资本层面，对心理资本积累的促进作用主要体现在主观社会地位的提升上。第三，财政转移支付能够促进农户转出土地和参与非农就业，提高农

户生计策略的多样性程度，这种多样性不仅体现在促进农业生计多样性（促使农户从事农林牧渔多样性经营）方面，还体现在促进非农收入多样性（促进农民外出打工、从事个体工商业等多样性非农经营活动）方面，从而分散单一生计来源可能带来的风险。第四，村级财政支出的增加可以显著提升农户生计韧性水平，但不同的村级财政支出配置模式对农户生计韧性的影响具有异质性，民生性支出的受益范围广，对农户生计韧性水平的提升作用非常明显，而现金补助等转移性支出则由于受益范围有限、挤占其他支出类型等问题的存在，反而会制约农户生计韧性水平的提升。此外，提升村组织创造自有财力的能力、降低对转移支付的依赖、缩小财政收支缺口均有利于提升农户生计韧性水平。

根据以上研究结论，为使财政转移支付更好发挥促进农村可持续发展与实现共同富裕的作用，本文提出以下政策建议。

第一，形成财政转移支付继续促进农村低收入群体可持续发展的长效机制。中国的减贫实践表明，财政转移支付是见效速度快且效果显著的减贫措施，在促进地区经济发展、缩小收入分配差距、促进地区基础设施建设等方面均发挥了重要作用。随着中国脱贫攻坚取得全面胜利，现阶段农村发展的重心已转向促进农村低收入群体可持续发展与实现共同富裕。因此，需继续发挥财政转移支付在促进农村低收入群体可持续发展和稳定实现农民农村共同富裕方面的作用，保证财政转移支付金额总体稳定。同时，在关注财政转移支付政策在促进生产与生活等基本生计资本积累方面作用的基础上，应根据农户在教育、医疗、金融、社会、心理等方面的条件实施和完善各项财政转移支付政策，从而形成财政转移支付促进各项生计资本积累、保障低收入群体可持续发展的长效机制。

第二，发挥财政转移支付在农户生计活动中的正向激励效应，将财政转移支付尽可能纳入农户生产经营活动。虽然按人头进行现金补贴的转移支付形式有助于增加农民收入，但“救济式”转移支付所具有的无偿性会使农户缺乏自我发展的激励，容易形成“养懒汉”现象。因此，财政转移支付应在促进低效农业劳动者非农就业、促进农地适度规模经营、鼓励农户兼业行为、提升农户多样性经营等方面发挥激励效应，在促进生计要素流动和生计策略多样性的同时提升农户生计韧性水平，以应对生产生活中的各类外部风险与冲击。

第三，在推进农村基层治理体系改革与创新的同时，要兼顾基层财政的可持续性。村民委员会是农村基层治理主体之一，村级财政在农村建设中发挥着至关重要的作用。然而，一方面，村级财政对上级部门财政转移支付的依赖程度较高；另一方面，现金补助等转移性支出的增加会挤占民生性支出，进而影响村级财政支出在提升农户生计韧性水平中的积极作用。为使财政资金更好发挥提升农户生计韧性水平的作用，必须努力提高基层财政的可持续性。本文认为，提高基层财政的可持续性需“开源”“节流”两手抓。一方面，可以通过盘活村集体资产、兴办村集体企业等途径积极拓展村级财源；另一方面，可以通过优化村级财政资金配置模式，平衡现金补助支出、民生性支出与生产性支出等支出形式，最大限度发挥有限的财政资金在促进农村低收入群体发展和平稳实现共同富裕方面的作用。

参考文献

- 1.曹亚、陈浩, 2010:《劳动力流迁就业、资本逆向输出与农地流转分析》,《中国人口科学》第3期,第35-45页。
- 2.崔景华、李万甫、谢远涛, 2018:《基层财政支出配置模式有利于农户脱贫吗——来自中国农村家庭追踪调查的证据》,《财贸经济》第2期,第21-35页。
- 3.范燕丽、丛树海、郗曼, 2021:《从“争穷保帽”到“主动摘帽”:正向激励与农民持续增收》,《财政研究》第12期,第63-78页。
- 4.范子英, 2020:《财政转移支付与人力资本的代际流动性》,《中国社会科学》第9期,第48-67页。
- 5.耿亚新、刘翔含、饶品样, 2021:《农户生计资本和区域异质性地对生计策略的影响研究——基于中国家庭追踪调查数据的实证分析》,《林业经济》第5期,第17-31页。
- 6.郭庆旺、陈志刚、温新新、吕冰洋, 2016:《中国政府转移性支出的收入再分配效应》,《世界经济》第8期,第50-68页。
- 7.黄季焜、王晓兵、智华勇、黄珠容、Scott Rozelle, 2011:《粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响》,《农业技术经济》第1期,第4-12页。
- 8.冷博峰、李谷成、冯中朝, 2021:《从不种地农民也能领取农业补贴谈起——兼论农业“三项补贴”改革后的补贴发放方式》,《农业经济问题》第5期,第54-65页。
- 9.李晗、陆迁, 2021:《精准扶贫与贫困家庭复原力——基于 CHFS 微观数据的分析》,《中国农村观察》第2期,第28-41页。
- 10.李晗、陆迁, 2022:《无条件现金转移支付与家庭发展韧性——来自中国低保政策的经验证据》,《中国农村经济》第10期,第82-101页。
- 11.李志平、吴凡夫, 2020:《继续增加财政转移性支出可以提高脱贫质量吗——基于生计抗逆力和 CFPS 数据的实证》,《农业经济问题》第11期,第65-76页。
- 12.刘伟、黎洁、李聪、李树茁, 2014:《西部山区项目扶贫的农户收入效应——来自陕西安康的经验证据》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期,第42-51页。
- 13.宋璐、李树茁, 2017:《子女迁移对农村老年家庭生计资本的影响——基于家庭结构的可持续生计分析》,《人口研究》第3期,第65-75页。
- 14.王军、朱杰、罗茜, 2021:《中国数字经济发展水平及演变测度》,《数量经济技术经济研究》第7期,第26-42页。
- 15.吴学兵、尚旭东、何蒲明, 2021:《有偿抑或无偿:政府补贴、农户分化与农地流转租金》,《经济问题》第12期,第59-66页。
- 16.解垚, 2017:《公共转移支付对再分配及贫困的影响研究》,《经济研究》第9期,第103-116页。
- 17.解垚、李敏, 2022:《政府公共转移支付的扶志效应》,《中国人口科学》第1期,第99-112页。
- 18.许庆、陆钰凤, 2018:《非农就业、土地的社会保障功能与农地流转》,《中国人口科学》第5期,第30-41页。
- 19.杨青、彭超、许庆, 2022:《农业“三项补贴”改革促进了农户土地流转吗?》,《中国农村经济》第5期,第89-106页。

- 20.易法敏, 2021: 《数字技能、生计抗逆力与农村可持续减贫》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第1-13页。
- 21.于肖楠、张建新, 2005: 《韧性(resilience)——在压力下复原和成长的心理机制》, 《心理科学进展》第5期, 第658-665页。
- 22.Berkes, F., and H. Ross, 2013, “Community Resilience: Toward an Integrated Approach”, *Society & Natural Resources*, 26(1): 5-20.
- 23.Brück, T., M. d’Errico, and R. Pietrelli, 2019, “The Effects of Violent Conflict on Household Resilience and Food Security: Evidence from the 2014 Gaza Conflict”, *World Development*, Vol. 119: 203-223.
- 24.Caminada, K., K. Goudswaard, and C. Wang, 2012, “Disentangling Income Inequality and the Redistributive Effect of Taxes and Transfers in 20 LIS Countries over Time”, LIS Working Paper 581, https://mpra.ub.uni-muenchen.de/42350/1/MPRA_paper_42350.pdf.
- 25.Cissé, J. D., and C. B. Barrett, 2018, “Estimating Development Resilience: A Conditional Moments-Based Approach”, *Journal of Development Economics*, Vol. 135: 272-284.
- 26.Dou, Y., P. Deadman, M. Berbés-Blázquez, and N. Vogt, 2020, “Pathways Out of Poverty Through the Lens of Development Resilience: An Agent-Based Simulation”, *Ecology and Society*, 25(4), <https://doi.org/10.5751/ES-11842-250403>.
- 27.Erenstein, O., J. Hellin, and P. Chandna, 2010, “Poverty Mapping Based on Livelihood Assets: Ameso-level Application in the Indo-Gangetic Plains, India”, *Applied Geography*, 30(1): 112-125.
- 28.Haushofer, J., and E. Fehr, 2014, “On the Psychology of Poverty”, *Science*, 344(6186): 862-867.
- 29.Johny, J., B. Wichmann, and B. M. Swallow, 2017, “Characterizing Social Networks and Their Effects on Income Diversification in Rural Kerala, India”, *World Development*, Vol. 94: 375-392.
- 30.Kim, K., and P. J. Lambert, 2009, “Redistributive Effect of U. S. Taxes and Public Transfers, 1994-2004”, *Public Finance Review*, 37(1): 3-26.
- 31.Li, E., Q. Deng, and Y. Zhou, 2022, “Livelihood Resilience and the Generative Mechanism of Rural Households out of Poverty: An Empirical Analysis from Lankao County, Henan Province, China”, *Journal of Rural Studies*, Vol. 93: 210-222.
- 32.Lindert, K., E. Skoufias, and J. Shapiro, 2006, “Redistributing Income to the Poor and Rich: Public Transfers in Latin America and the Caribbean”, The World Bank Working Paper 37048, <https://documents1.worldbank.org/curated/en/534671468044934128/pdf/370480En0breve111Redistrib01PUBLIC1.pdf>.
33. Parker, S. W., and T. Vogl, 2023, “Do Conditional Cash Transfers Improve Economic Outcomes in the Next Generation? Evidence from Mexico”, *The Economic Journal*, 133(655): 2775-2806.
- 34.Quandt, A., 2018, “Measuring Livelihood Resilience: The Household Livelihood Resilience Approach (HLRA)”, *World Development*, Vol. 107: 253-263.
- 35.Quandt, A., H. Neufeldt, and J. T. McCabe, 2019, “Building Livelihood Resilience: What Role does Agroforestry Play”, *Climate and Development*, 11(6): 485-500.

36.Scoones, I., 1998, “Sustainable Rural Livelihoods: A Framework for Analysis”, IDS Working Paper 72, https://www.researchgate.net/profile/Ian-Scoones/publication/251873585_Sustainable_Rural_Livelihoods_A_Framework_for_Analysis/links/5561c41808ae6f4dcc94f72b/Sustainable-Rural-Livelihoods-A-Framework-for-Analysis.pdf.

37.Thulstrup, A. W., 2015, “Livelihood Resilience and Adaptive Capacity: Tracing Changes in Household Access to Capital and Central Vietnam”, *World Development*, Vol. 74: 352-362.

（作者单位：¹浙江财经大学财政税务学院；

²浙江财经大学地方财政研究院；

³上海财经大学公共经济与管理学院）

（责任编辑：马太超）

The Effect of Financial Transfer Payment on Rural Livelihood Resilience: Promoting or Restraining

FAN Yanli CONG Shuhai

Abstract: The common prosperity for farmers and rural areas is the difficulty and key point to achieve the common prosperity of all people, and improving the rural livelihood resilience provides new ideas for achieving this goal smoothly. This study uses China Family Panel Studies dataset from 2014 to 2020 to construct a livelihood resilience indicator based on the sustainable livelihood framework combining with psychological capital. Based on this indicator, this study explores the mechanism of financial transfer payment affecting the livelihood resilience of rural households from two aspects: livelihood factor mobility and livelihood strategy diversity. The results show that livelihood resilience is heterogeneous in different entities, regions, and years. From 2014 to 2020, the livelihood resilience of rural households increased year by year, but the livelihood resilience of low-income households, low- and middle-income rural households, and rural households in the northeast and west regions was still low. Financial transfer payment is conducive to the accumulation of livelihood capital of rural households, but this accumulation is still limited by the subsistence capital which meets the basic production and living requirements of rural households, such as material capital and natural capital. Livelihood factor mobility and livelihood strategy diversity are two mechanisms through which financial transfer payment affects livelihood resilience. However, the improvement of village cash subsidy expenditure restricts the improvement of livelihood resilience of rural households due to the nature of limited grassroots financial funds and the different benefit scopes of different financial funds. This study indicates that constructing a long-term dynamic mechanism of financial transfer payment, promoting financial transfer payment to play a positive incentive effect on rural livelihood activities, and taking into account the financial sustainability at the grassroots level are essential to achieve the common prosperity for farmers and rural areas.

Keywords: Financial Transfer Payment; Livelihood Resilience; Common Prosperity; Livelihood Capital; Livelihood Strategy

中国式财政分权与地方政府支出预算执行偏差*

——基于纵向分权与横向竞争的视角

马恩涛¹ 李 鑫² 姜 超¹

摘要：“中国式财政分权”下的两种典型现象——财政纵向失衡和横向政府竞争，是影响地方政府预算行为的深层次原因。本文在理论模型分析的基础上，利用省级和地级市层面的数据，分析了财政纵向失衡和横向政府竞争对地方政府支出预算执行偏差的影响及其作用机制。研究发现：一方面，财政纵向失衡和横向政府竞争会直接降低地方政府支出预算执行偏差，但这一现象背后可能隐藏着“突击花钱”的风险；另一方面，两者会通过影响预算编制的准确性间接加剧地方政府支出预算执行偏差。预算审计能够削弱财政纵向失衡对地方政府支出预算执行偏差的影响，但并未影响横向政府竞争的作用。进一步分析发现，财政纵向失衡和横向政府竞争会降低地方政府全年支出预算执行均衡性。与省级层面相比，财政纵向失衡和横向政府竞争在地级市层面的影响更大。

关键词：中国式财政分权 财政纵向失衡 横向政府竞争 支出预算执行偏差

中图分类号：F812.3 **文献标识码：**A

一、引言

在中国式财政分权体制下，中央政府赋予地方政府一定的税收权利和支出责任，并允许地方政府自主决定其预算支出规模和结构，同时组织本级预算的执行。与西方国家政治与经济高度分权的模式不同，中国中央政府会通过掌握干部人事权形成纵向问责机制，以确保地方政府的行为在中央允许的范围之内。这一行政治理模式极大地调动了地方政府的积极性，被认为是解释中国经济增长奇迹的关键因素（张慧慧等，2022）。然而，在这种独特的分权模式下，央地之间财权、事权和支出责任划分不清滋生出严重的财政纵向失衡现象，中央政府掌握提拔地方政府领导干部的绝对权力则激发了地方政府间的“标尺竞赛”，加剧了地区间的横向政府竞争（储德银和费冒盛，2021）。

*本文是国家社会科学基金一般项目“我国财政风险和金融风险‘反馈循环’及其协同治理研究”（编号：21BJY003）的阶段性研究成果。本文通讯作者：李鑫。

在财政纵向失衡和横向政府竞争的双重压力下，地方政府的预算行为难免会出现偏差。一方面，财政纵向失衡和横向政府竞争会影响支出预算编制的科学性和准确性（吴进进，2018），预算编制不准确往往伴随着频繁的预算调整，加剧预算执行数与既定规划数之间的偏差（陈志刚和吕冰洋，2019）。另一方面，财政纵向失衡和横向政府竞争导致地方政府财政收支矛盾日趋突出，为了缓解这一困境，地方政府在预算执行过程中往往会策略性扩大财政支出规模，虽然会在一定程度上提升预算完成度，但由此导致的年底“突击花钱”等乱象也不容忽视。尽管考虑到政府预算的计划属性，实际执行数与计划数之间存在差异是难以避免的（高培勇，2008），但是差异值长期较高会给政府和社会带来一系列负面影响。支出预算执行偏差不仅会挑战政府预算作为法律的权威性，还会扰乱市场主体对当年经济政策的判断，影响市场正常运行，削弱市场主体经济活力，阻碍地区经济发展（张凯强和陈志刚，2021）。预算约束软化导致的年底“突击花钱”等现象还会造成财政资金的浪费，使地方政府无法提供有效的公共产品和服务，难以满足当地居民的公共需求和偏好（陈志刚，2020），从长期来看不利于经济高质量发展。因此，厘清地方政府支出预算执行偏差的潜在机制，尤其是其背后深层次的财政体制因素，不仅有助于发挥财政的调节作用，促进经济高质量发展，而且对建立现代预算制度乃至现代财政制度具有重要意义。

国内外学者已然意识到支出预算执行偏差这一问题的重要性，并从经济因素（Boyd and Dadayan, 2014; 王华春和刘清杰，2015）、政治因素（Ríos et al., 2018; 吴延兵，2020）和组织因素（Picchio and Santolini, 2020; 赵合云和周全林，2022）三个方面深入探讨其形成机制。然而，由于预算口径的不同，学术界并未就支出预算执行偏差的形成机制形成统一结论，不同的预算口径甚至会导致完全相反的结论。基于调整预算数的政府支出预算执行偏差表现为“少支”的状态（陈志刚，2020; 肖鹏和樊蓉，2021），而以年初预算数为基准衡量的支出预算执行偏差则表现为“超支”的状态（吕冰洋和李岩，2020; 赵合云和周全林，2022）。部分学者发现了这一问题，并尝试利用调整预算数将政府支出预算执行偏差细化为支出预算编制偏差和支出预算执行偏差（以下简称“预算编制偏差”“预算执行偏差”），其中预算编制偏差为调整预算数与年初预算数之间的差异，预算执行偏差为决算数与调整预算数之间的差异。相关研究均从预算监督的角度入手（杨翟婷和王金秀，2020; 李建军和刘媛，2020），忽略了政府预算编制偏差和预算执行偏差背后更深层次的制度性因素。

财政纵向失衡和横向政府竞争作为中国独特的财政分权体制下的两种典型现象，都会影响地方政府的预算执行偏差。既有研究往往只侧重于分析其中一个方面。尽管也有少数文献将二者纳入同一个理论分析框架进行探讨（Eyraud and Lusinyan, 2013; Liddo et al., 2015; 张慧慧等，2022），但这些研究均未关注地方政府的预算行为。首先，以往文献多从经济形势、预测技术以及预算规则等方面探讨地方政府的支出预算执行偏差，鲜有文献关注更深层次的财政体制因素。其次，政府年初预算数与年中调整预算数均属于立法机关审查批准的预算数，导致既有文献对地方政府支出预算执行偏差的界定不统一，不同预算口径下的分析甚至会得到相反的结论。最后，鲜有文献同时探讨财政纵向失衡和横向政府竞争的影响，尤其是在预算管理的相关领域，相关研究截至目前仍处于空白状态。

本文的边际贡献在于以下四个方面：一是由于预算口径不明确，已有文献在衡量政府支出预算执行偏差时很少明确区分预算编制偏差和预算执行偏差，为了弥补这一缺陷，本文利用调整预算数将支出预算执行偏差细分为预算编制偏差和预算执行偏差分别进行研究，并通过构建面板联立方程，将二者放入同一研究框架中进行探讨，丰富了地方政府预算管理方面的研究。二是已有研究多侧重于分析“中国式财政分权”下两种典型现象——财政纵向失衡和横向政府竞争中的一种，鲜有文献将二者纳入同一理论分析框架中进行探讨，本文基于前景理论分析模型，将二者置于同一理论分析框架中进行分析，丰富了中国财政分权模式的理论研究。三是本文将研究视角进一步扩展到预算执行进度领域，利用各地区财政支出的月度执行数据探讨财政纵向失衡和横向政府竞争对支出预算执行均衡性的影响。四是囿于预决算数据的可得性和可靠性，既有关于地方政府支出预算执行偏差的研究多集中于省级层面，本文从地级市层面进一步验证已有结论的准确性，细化了地方政府支出预算执行偏差的研究层级。

二、理论分析及研究假说

（一）财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差的直接影响

政府预算相关决策主体的行为，不仅受利益驱动和受到法律约束，还受到参与主体行为心理因素的影响。Kahneman and Tversky（1979）将心理学和经济学进行融合，提出了以“前景理论”为核心的行为经济学分析框架。考虑到前景理论模型能够充分考虑决策者权衡收益和风险时的心理因素，更加贴近地方政府真实的预算决策过程，本文选择这一模型探讨地方政府在财政纵向失衡和横向政府竞争的双重压力下的预算行为。

1.模型假设。根据现行转移支付制度，中央政府给予地方政府的转移支付的规模会受到以前年度预算执行情况的影响，地方政府未完成年度预算执行目标会影响其未来年度的预算收入。在此背景下，地方政府在预算执行过程中存在两种策略选择：其一是为了不影响未来年度的中央补助资金，会倾向于在不突破预算约束的前提下最大化支出规模；其二是按需支出，将剩余财政资金按《中华人民共和国预算法》（以下简称《预算法》）的规定作结余处理。假设地方政府以追求财政资金使用效率最大化为基本原则，根据按需支出的原则分配财政资金，此时地方政府获得的总体收益为 R_A 。然而，地方政府领导干部是理性经济人，当他们更重视自身晋升利益时，财政压力和横向政府竞争往往会导致其行为更偏向于提升经济绩效而非提高居民生活质量（储德银和费冒盛，2021）。在中国式财政分权的背景下，一方面，转移支付会刺激地方政府扩大财政支出规模，产生“粘蝇纸效应”（吴敏等，2019）；另一方面，地方政府在面临“晋升锦标赛”的压力时有动力通过扩大支出来刺激当地经济发展（周黎安，2004）。因此，本文假设当地方政府放弃财政资金使用效率最大化的原则时，在不突破预算约束的前提下，增加财政支出规模 s 将会给地方政府带来额外的晋升收益 lsR_p 。其中： R_p 为增加一单位财政支出能够获得的晋升收益； l 反映了横向政府竞争激烈程度，横向政府竞争越激烈，地方政府领导干部能够获得的晋升收益越高； s 为额外增加的财政支出规模。

从预算监督的角度来看,为了有效约束地方政府的预算行为,《预算法》规定县级以上政府审计部门依法对预算执行、决算进行审计监督。然而,当前预算审计实践存在众多“屡审屡犯”的问题(陈浩,2021)。审计处罚力度不足以及问责力度弱是导致“屡审屡犯”问题存在的关键。从2011—2018年《中国审计年鉴》的相关数据来看,审计处理处罚资金金额仅占审计查出问题资金金额的10%左右。追责问责机制不够完善导致相关部门和个人难以吸取教训,从而造成财政资金的反复损失与浪费(姜爱华和杨琼,2020)。预算审计是一个概率事件,因此本文假设地方政府会面临“严格审计”“形式审计”两种情况,并且二者出现的概率均为1/2。其中,当面临“严格审计”时,地方政府额外增加单位财政支出不需要付出任何物质成本,但需要付出一定的声誉成本 C_p ,而在“形式审计”下,地方政府不需要付出任何成本,还会在未来年度获得额外的收益 $\nu s C$ 。其中, ν 为地方政府的财政纵向失衡程度, C 为地方政府获得一单位自有财力或发行一单位政府债券需要付出的成本。综上所述,地方政府预算决策的具体过程如图1所示。其中, P_1 为地方政府选择扩大支出的概率。

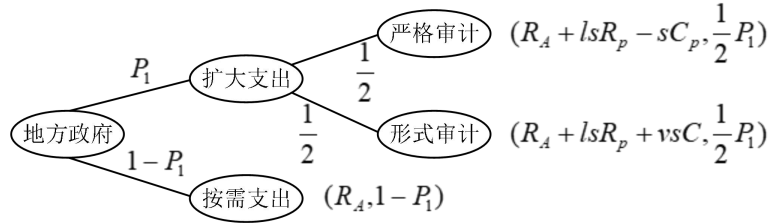


图1 地方政府预算决策过程

根据 Kahneman and Tversky (1979) 提出的前景理论,决策主体对损失和收益的敏感程度并不相同,大多数决策主体往往根据参照点来判定得失情况,参照点的设立和变化会影响决策主体的得失感受,进而影响其决策。地方政府在诸多不确定性下做出预算决策所依据的并不是期望效用值,而是自身对策略的感知价值。假设地方政府的感知价值能够通过前景价值^①进行衡量,其大小由价值函数 $v(\Delta x)$ 和权重函数 $w(p)$ 共同决定:

$$V_i = \sum v(\Delta x_i) \times w(p_i) \quad (1)$$

其中, $w(p_i) = \frac{p_i^\gamma}{(p_i^\gamma + (1+p_i)^\gamma)^{1/\gamma}}$, $v(\Delta x_i) = \begin{cases} (\Delta x_i)^\alpha, \Delta x_i \geq 0 \\ -\lambda(-\Delta x_i)^\beta, \Delta x_i < 0 \end{cases}$ 。 p_i 为决策事件发生的客观概率, $w(p_i)$ 为概率对前景价值的影响; Δx_i 为决策者做出决策后所得收益 x_i 与参照策略收益 x_0 的差值,即 $\Delta x_i = x_i - x_0$, $v(\Delta x_i)$ 为所选策略的主观价值,即收益或损失的大小。 α ($0 < \alpha < 1$)和 β ($0 < \beta < 1$)分别表示决策者获得收益和面临损失时价值幂函数的凹凸程度,代表决策主体对收益和风险的敏感程度。 λ ($\lambda \geq 1$)为损失规避系数。参照策略是决策者确定损失或收益情况的参考,决策者选择参照策略的感知价值为0。

2.模型构建与研究假说提出。根据上述假设,本文将地方政府选择按需支出作为参照策略,得到

^①前景价值为实际决策发生后决策主体获得的实际收益与参照策略所获得收益的差值,即决策主体的“得失感”。

地方政府扩大支出的前景价值 V_i 为:

$$\begin{cases} V_i = (lsR_p - sC_p)^\alpha \times w(\frac{1}{2}P_1) + (lsR_p + vsC)^\alpha \times w(\frac{1}{2}P_1), C_p \leq IR_p \\ V_i = -\lambda(sC_p - lsR_p)^\beta \times w(\frac{1}{2}P_1) + (lsR_p + vsC)^\alpha \times w(\frac{1}{2}P_1), C_p > IR_p \end{cases} \quad (2)$$

为了分析中国式分权体制下财政纵向失衡与横向政府竞争对地方政府预算执行行为的影响, 本文分别对前景价值方程求 v 和 l 的偏导数得到:

当 $C_p \leq IR_p$ 时,

$$\frac{\partial V}{\partial v} = \alpha s C w(\frac{1}{2}P_1) (lsR_p + vsC)^{\alpha-1} > 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial V}{\partial l} = \alpha s R_p w(\frac{1}{2}P_1) [(lsR_p - sC_p)^{\beta-1} + (lsR_p + vsC)^{\alpha-1}] > 0 \quad (4)$$

当 $C_p > IR_p$ 时,

$$\frac{\partial V}{\partial v} = s C w(\frac{1}{2}P_1) \times \alpha (lsR_p + vsC)^{\alpha-1} > 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial V}{\partial l} = \beta s R_p \lambda w(\frac{1}{2}P_1) \times (sC_p - lsR_p)^{\beta-1} + \alpha s R_p (lsR_p + vsC)^{\alpha-1} > 0 \quad (6)$$

(3) 式和 (5) 式意味着当财政纵向失衡程度增加, 即 v 增大时, 地方政府获得的前景价值更大, 财政纵向失衡程度增加会助长地方政府扩大支出规模的意愿。同理, (4) 式和 (6) 式意味着当横向政府竞争加剧, 即 l 增大时, 地方政府会倾向于扩大支出规模。

结合预算实践以及预算执行偏差的定义, 地方政府在不突破预算约束的前提下扩大支出规模能够在一定程度上降低预算执行偏差, 提高最终的预算完成度, 而这一做法的代价是滋生“突击花钱”现象。“突击花钱”是指地方政府违反国家财经纪律, 集中在年末短时期内把预算内的钱花出去, 表现为每年的第四季度, 特别是 12 月份的财政支出占全年财政支出的比重过高 (汪德华和李琼, 2018)。预算审批后上级财政资金下达不及时导致地方政府的预算执行进度缓慢, 政府预算普遍呈现“少支”的状态。然而, 为了完成预算年度内的预算支出任务, 同时确保未来年度上级补助资金不被削减, 绝大多数地方政府倾向于在年底将未分配的财政资金分配下去, 这种年底集中支出的行为极易造成财政资金的低效和无效率使用, 甚至导致地方政府违规花钱 (陈志刚和吕冰洋, 2019; 李建军和刘媛, 2020)。基于此, 本文提出研究假说 H1。

H1: 财政纵向失衡和横向政府竞争会直接降低预算执行偏差, 但这一现象背后可能隐藏着“突击花钱”的风险。

(二) 财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差的间接影响

预算编制是预算周期中的一个重要环节, 能够明确政府在预算年度内的工作方向和范围, 科学的预算规划和预算编制是政府实施战略部署的重要指导。预算编制不够准确会影响后续的预算执行 (陈

志刚和吕冰洋，2019）。因此，在中国式财政分权体制下，财政纵向失衡和横向政府竞争还会通过影响预算编制的准确性来间接影响预算执行偏差。

在中国式财政分权体制下，中央政府虽然赋予地方政府在预算编制上的自主权，允许其自主决定预算支出规模和结构，但是地方政府安排的预算资金主要来源于中央的转移支付，其财政支出行为要接受中央政府的绩效考核，并且绩效考核结果可能会影响地方政府领导干部的晋升。在此背景下，地方政府预算编制的准确性会受到影响：其一，中国转移支付制度尚未完善，制度设计还存在许多不合理之处，导致中央政府的转移支付资金无法在预算周期开始前及时准确地地下达给地方政府，影响地方政府预算编制的完整性和准确性。其二，在“晋升锦标赛”的背景下，相对于“短收”，地方政府更愿意接受“超收”带来的后果，因而往往会在预算编制阶段策略性低估预算收入（高培勇，2008；吴进进，2018）。根据“量入为出”的预算编制原则，低估预算收入势必会影响预算编制的准确性。

在财政纵向失衡和横向政府竞争的双重压力下，地方政府在编制预算时往往会低估年初预算数，并在预算执行过程中进行较大幅度的预算调整，主要表现为追加预算。然而，由于财政资金层层审批以及逐层下达需要耗费不少时间，新增财政资金常常无法及时用于具体项目中，造成项目进程滞后，财政资金长期存在结转结余的情况，影响预算执行效率，从而导致较大的预算执行偏差。基于此，本文提出研究假说 H2。

H2：财政纵向失衡和横向政府竞争会通过影响地方政府预算编制的准确性间接加剧预算执行偏差。

财政纵向失衡和横向政府竞争影响地方政府预算执行偏差的作用机制具体如图 2 所示。

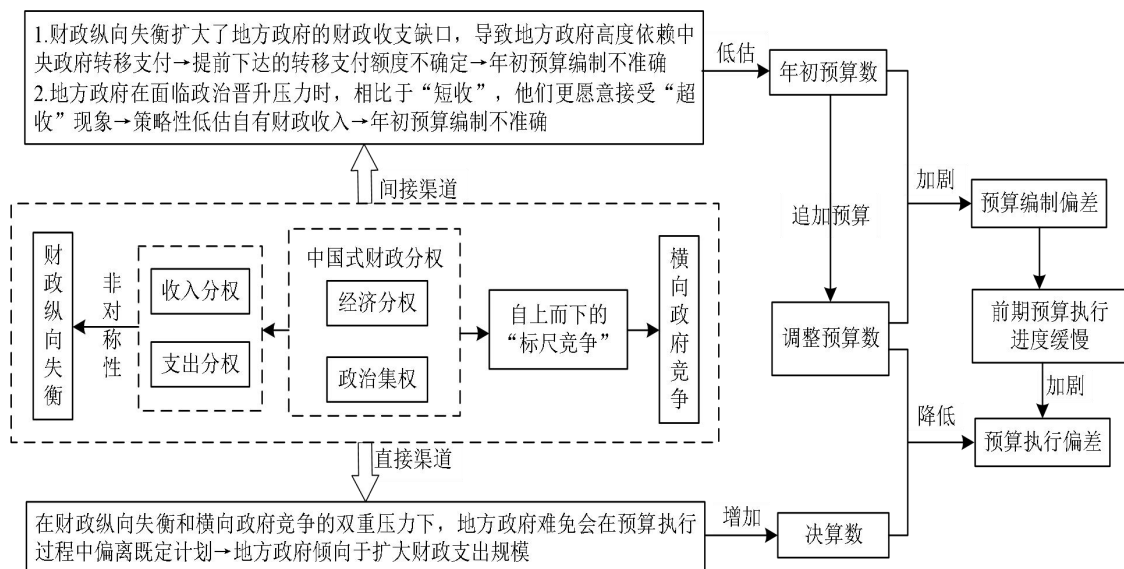


图2 财政纵向失衡和横向政府竞争影响地方政府预算执行偏差的作用机制

（三）预算审计的调节效应

随着财政纵向失衡和横向政府竞争的加剧，地方政府领导干部为实现个人晋升利益最大化，会放弃财政资金使用效率最大化的原则。此时，地方政府不再按需支出，而是加快预算执行进度，在预算

约束范围内追求支出规模最大化。预算执行审计作为国家审计中最重要的一项，能够对财政资金使用合法性及其绩效进行有效监督。在前文理论分析模型中，地方政府扩大支出规模被严格审计后付出的成本仅为固定的声誉成本，对地方政府的物质收益和领导干部的晋升都不会产生影响。在这一假设条件下，无论声誉成本的大小，地方政府在面临严重的财政纵向失衡和横向政府竞争时都会选择扩大支出规模，从而出现不合理甚至不合法的财政支出行为。然而，假设声誉成本与地方政府的物质收益、领导干部的晋升相关联，那么地方政府选择扩大支出策略的前景价值会出现如下变动。

假设地方政府被审计出问题后，中央政府会在未来年度相应削减一定比例的转移支付 θs ，还会降低地方政府领导干部晋升的概率，削减其晋升收益 lR_p ，即 $C_p = lR_p + v\theta C$ ，其中， θ 为罚没比例。此时，地方政府扩大财政支出的前景价值为：

$$V_i = -\lambda(v\theta sC)^\beta \times w\left(\frac{1}{2}P_1\right) + (lsR_p + vsC)^\alpha \times w\left(\frac{1}{2}P_1\right) \quad (7)$$

分别对（7）式求 v 和 l 的偏导数得到：

$$\frac{\partial V}{\partial v} = \alpha sCw\left(\frac{1}{2}P_1\right)(lsR_p + vsC)^{\alpha-1} - \lambda\beta\theta sCw\left(\frac{1}{2}P_1\right)(v\theta sC)^{\beta-1} \quad (8)$$

$$\frac{\partial V}{\partial l} = \alpha sR_p w\left(\frac{1}{2}P_1\right)(lsR_p + vsC)^{\alpha-1} > 0 \quad (9)$$

根据（8）式和（9）式，当审计惩处成本发生变化时，地方政府的选择也与之有所不同。（8）

式意味着地方政府会依据罚没比例 θ 的大小来权衡是否扩大支出：当 $\theta < \left(\frac{\alpha(lsR_p + vsC)^{\alpha-1}}{\lambda\beta(vsC)^{\beta-1}}\right)^{\frac{1}{\beta}}$ 时，

地方政府在面临财政纵向失衡加剧时会选择扩大支出；当 $\theta > \left(\frac{\alpha(lsR_p + vsC)^{\alpha-1}}{\lambda\beta(vsC)^{\beta-1}}\right)^{\frac{1}{\beta}}$ 时，即使面临严重的财政纵向失衡，地方政府也会坚持按需支出的策略。（9）式则意味着即使地方政府面临高额的物质收益损失和领导干部晋升收益损失，横向政府竞争依然会提高地方政府扩大支出的意愿。

基于上述分析，本文提出研究假说 H3。

H3：预算审计力度会削弱财政纵向失衡对预算执行偏差的影响，但不会影响横向政府竞争的作用效果。

三、变量、数据与实证策略

（一）变量的选取

1.被解释变量。本文的被解释变量是预算执行偏差，具体的衡量方式为：

$$\text{预算执行偏差} = \frac{\text{决算数} - \text{调整预算数}}{\text{调整预算数}} \quad (10)$$

需要注意的是，地方政府的决算数通常低于调整预算数，故预算执行偏差为负值。本文在后续的实证分析中对预算执行偏差取绝对值，该值越大，预算执行偏差程度越高，地方政府“少支”越严重。

2.核心解释变量。本文包含3个核心解释变量。一是财政纵向失衡程度。它能够反映各级政府的财力与其承担的支出责任之间的不匹配程度。常见的衡量方式有两种：一是参考 Aldasoro and Seiferling (2014) 的做法，用地方政府支出缺口率来表示；二是借鉴 Eyraud and Lusinyan (2013)、储德银和邵娇 (2018) 的研究，根据中国独特的财政分权体制重新定义财政纵向失衡的衡量方法。第二种方法既涵盖了财政收入分权，又包括了财政支出分权，因此本文借鉴该方法对财政纵向失衡程度进行衡量，该变量数值越大，财政纵向失衡程度越大。具体测度公式为：

$$\text{财政纵向失衡程度} = 1 - \frac{\text{财政收入分权}}{\text{财政支出分权}} \times (1 - \text{地方政府财政自给缺口率}) \quad (11)$$

$$\text{财政收入分权} = \frac{\text{地方政府人均公共预算收入}}{\text{地方政府人均公共预算收入} + \text{全国人均公共预算收入}} \quad (12)$$

$$\text{财政支出分权} = \frac{\text{地方政府人均公共预算支出}}{\text{地方政府人均公共预算支出} + \text{全国人均公共预算支出}} \quad (13)$$

$$\text{财政自给缺口率} = \frac{\text{公共预算支出} - \text{公共预算收入}}{\text{公共预算支出}} \quad (14)$$

二是横向政府竞争程度。理论界测度横向政府竞争程度的方法仍然存在一定争议。考虑到“晋升锦标赛”是目前解释横向政府竞争最有影响力的假说，而经济发展水平是地方政府进行“标尺竞赛”的标准，因此本文借鉴缪小林等 (2017) 的构建方法衡量横向政府竞争程度。具体衡量方法如下：

$$\text{横向政府竞争程度} = \frac{\text{相邻省份最高人均地区生产总值}}{\text{本省份人均地区生产总值}} \times \frac{\text{全国省份最高人均地区生产总值}}{\text{本省份人均地区生产总值}} \quad (15)$$

三是预算编制偏差。预算调整是对年初批准的预算数的合法修正，调整预算数与年初预算数之间的差异反映了年初预算编制的准确性（李建军和刘媛，2020；杨翟婷和王金秀，2020）。本文利用调整预算数与年初预算数之间的差异来衡量预算编制偏差，具体衡量方式为：

$$\text{预算编制偏差} = \frac{\text{调整预算数} - \text{年初预算数}}{\text{年初预算数}} \quad (16)$$

3.调节变量。根据上文的理论分析，调节变量为预算审计力度。本文参照喻开志等 (2020) 的研究，利用审计查出问题资金的规模来衡量预算审计力度，问题资金包括违规资金、损失浪费资金和管理不规范资金。该变量越大，预算审计力度越强。

4.控制变量。结合已有文献（李建军和刘媛，2020；陈志刚，2020），本文考虑以下控制变量：人均地区生产总值，用各省份地区生产总值与年末常住人口数的比值表示；经济增长率，反映地区经济发展情况；《预算法》实施情况，《预算法》于2015年1月1日正式实施，因此2015年以前《预算法》实施情况取值为0，2015年及以后取值为1；人口自然增长率，用当年人口自然增加数与当年

平均人数（期中人数）的比值衡量；人口密度，用年末常住人口数与区域面积的比值衡量；城镇化率，用年末城镇人口占年末常住人口数的百分比衡量；基础设施水平，以各地区每万平方千米公路、铁路总里程数表示；民众监督情况，对“三公”经费使用情况的关注程度能够较为准确地反映当地居民对地方政府预算执行情况的监督力度，故本文利用各地区“三公”经费的百度指数来衡量民众监督水平；市场化水平，用《中国分省份市场化指数报告（2021）》中的市场化总指数表示；经济预测水平，利用实际经济增速与计划经济增长目标之间的差值表示，并取绝对值。表1汇报了计量模型中涉及变量的描述性统计结果。

表1 变量的描述性统计

| 变量类型 | 变量 | 定义 | 均值 | 标准差 | 观测值 |
|--------|-----------|--|-----------|-----------|-----|
| 被解释变量 | 预算执行偏差 | (决算数-调整预算数)/调整预算数, 取绝对值 | 0.073 | 0.045 | 300 |
| 核心解释变量 | 财政纵向失衡程度 | $1 - (\text{财政收入分权} / \text{财政支出分权}) \times (1 - \text{财政自给缺口率})$ | 0.681 | 0.186 | 300 |
| | 横向政府竞争程度 | $(\text{相邻省份最高人均地区生产总值} / \text{本省份人均地区生产总值}) \times (\text{全国省份最高人均地区生产总值} / \text{本省份人均地区生产总值})$ | 4.049 | 2.328 | 300 |
| | 预算编制偏差 | (调整预算数-年初预算数)/年初预算数, 取绝对值 | 0.305 | 0.214 | 300 |
| 调节变量 | 预算审计力度 | 审计查出问题资金的规模（亿元） | 2368.337 | 2505.505 | 240 |
| 控制变量 | 人均地区生产总值 | 地区生产总值（万元）与年末常住人口数（万人）的比值 | 34319.560 | 16778.300 | 300 |
| | 经济增长率 | 地区生产总值的增长速度（%） | 9.068 | 2.820 | 300 |
| | 《预算法》实施情况 | 《预算法》实施年份：2015年及以后=1, 2015年之前=0 | 0.500 | 0.501 | 300 |
| | 人口自然增长率 | 当年人口自然增加数与当年平均人数（期中人数）的比值（‰） | 5.138 | 2.701 | 300 |
| | 人口密度 | 年末常住人口数与区域面积的比值（千万人/万平方千米） | 2.959 | 7.844 | 300 |
| | 城镇化率 | 年末城镇人口占年末常住人口数的百分比 | 64.380 | 74.680 | 300 |
| | 基础设施水平 | 每万平方千米公路、铁路总里程数（万千米） | 0.959 | 0.516 | 300 |
| | 民众监督情况 | “三公”经费的百度指数 | 88.717 | 42.888 | 300 |
| | 市场化水平 | 《中国分省份市场化指数报告》中的市场化总指数 | 6.612 | 1.971 | 300 |
| | 经济预测水平 | 实际经济增速与计划经济增长目标的差值, 取绝对值 | 1.128 | 1.311 | 300 |

注：预算审计力度、人均地区生产总值和人口密度的均值和标准差均为取对数前的数值。

（二）数据来源

本文选取中国30个省份作为研究对象，剔除西藏自治区的原因在于其各项数据严重缺失。数据的时间跨度为2010—2019年，其原因有两个方面：其一，2010年以前各省份的年初预算数缺失严重，

故本文数据没有包含 2010 年以前的相关数据；其二，新型冠状病毒感染疫情属于重大突发公共卫生事件，对地方政府预算支出造成较大影响，故本文数据没有包含 2019 年之后的相关数据。地方政府年初预算数来源于 2011—2020 年各省份年初公开的政府预算报告及相关报表，调整预算数据和决算数据来源于 2011—2020 年的《中国财政年鉴》。审计相关数据来源于 2011—2018 年的《中国审计年鉴》。用于计算预算执行进度的月度财政支出数据来源于 CEIC 数据库。市场化水平指标来源于《中国分省份市场化指数报告（2021）》。其余数据来源于 2011—2020 年的《中国财政年鉴》和各省份统计年鉴。

（三）模型设定

根据上文理论分析，财政纵向失衡和横向政府竞争不仅直接影响预算执行偏差，还会通过影响预算编制的准确性间接影响预算执行偏差，且直接影响和间接影响的作用方向是相反的。考虑到单方程模型不能准确地反映其中复杂的作用机制，本文借鉴储德银和费冒盛（2021）的做法，构建联立方程模型进行分析。这一模型不仅能够有效缓解内生性问题，还可以分解出核心解释变量不同的作用渠道，具体回归策略如（17）式所示：

$$\begin{cases} DEV_bud_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 VFI_{it} + \alpha_2 COMP_{it} + \gamma_1 \cdot Controls_1_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_1_{it} \\ DEV_exe_{it} = \beta_0 + \beta_1 VFI_{it} + \beta_2 COMP_{it} + \beta_3 DEV_bud_{it} + \gamma_2 \cdot Controls_2_{it} \\ \quad + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_2_{it} \end{cases} \quad (17)$$

其中： α_0 、 β_0 表示常数项， i 和 t 分别表示省份和年份； DEV_bud_{it} 和 DEV_exe_{it} 分别表示 i 省份在 t 年的预算编制偏差和预算执行偏差； VFI_{it} 代表 i 省份在 t 年的财政纵向失衡程度， $COMP_{it}$ 表示 i 省份在 t 年的横向政府竞争程度； $Controls_1_{it}$ 和 $Controls_2_{it}$ 为控制变量； γ_1 和 γ_2 为系数矩阵； μ_i 和 λ_t 分别表示省份固定效应和年份固定效应， ε_1_{it} 和 ε_2_{it} 为随机扰动项； α_1 、 α_2 、 β_1 、 β_2 、 β_3 为对应解释变量的系数。

四、实证结果及分析

（一）基准回归结果

为了弱化模型内生性问题的影响和减少系数估计的偏差，本文利用三阶段最小二乘法对（17）式进行估计，回归结果如表 2 所示。其中，方程 1 和方程 2 为基准回归结果，方程 3 和方程 4 为标准化后的回归结果。根据方程 2 和方程 4 的回归结果，财政纵向失衡程度和横向政府竞争程度对预算编制偏差存在显著的正向影响，说明二者都会加剧地方政府的预算编制偏差。方程 1 和方程 3 的回归结果表明：其一，财政纵向失衡和横向政府竞争都对地方政府预算执行偏差存在显著的负向影响，即财政纵向失衡程度越大、横向政府竞争越激烈，地方政府预算的“少支”程度越小，预算执行偏差越低，验证了研究假说 H1 的前半部分；其二，预算编制偏差对预算执行偏差有显著的正向影响，即预算编制的不确定性会加剧预算执行偏差。综合方程 2 和方程 4 的回归结果，研究假说 H2 得证。

表2 财政纵向失衡和横向政府竞争影响预算执行偏差的基准回归结果

| 变量 | 方程1 预算执行偏差 | 方程2 预算编制偏差 | 方程3 预算执行偏差 | 方程4 预算编制偏差 |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 财政纵向失衡程度 | -0.406*** (0.084) | 0.978*** (0.236) | -0.038*** (0.008) | 0.178*** (0.044) |
| 横向政府竞争程度 | -0.011*** (0.003) | 0.033** (0.011) | -0.016*** (0.005) | 0.078*** (0.025) |
| 预算编制偏差 | 0.268*** (0.052) | | 0.020*** (0.002) | |
| 人均地区生产总值 | 0.223*** (0.069) | -0.267 (0.005) | 0.094*** (0.021) | -0.116 (0.113) |
| 经济增长率 | -0.008*** (0.002) | 0.025*** (0.005) | -0.011*** (0.003) | 0.072*** (0.015) |
| 《预算法》实施情况 | -0.057*** (0.027) | 0.026 (0.076) | -0.043*** (0.009) | 0.020 (0.038) |
| 人口自然增长率 | -0.002 (0.002) | | -0.006* (0.004) | |
| 人口密度 | 0.033 (0.068) | | 0.011 (0.034) | |
| 城镇化率 | -0.000** (0.000) | | -0.002* (0.001) | |
| 基础设施水平 | -0.023 (0.020) | | -0.016 (0.010) | |
| 民众监督情况 | -0.000 (0.000) | | -0.002 (0.005) | |
| 市场化水平 | | -0.063*** (0.015) | | -0.127*** (0.031) |
| 经济预测水平 | | 0.012*** (0.005) | | 0.020** (0.008) |
| 常数项 | -2.394*** (0.898) | 3.254 (3.088) | -0.317* (0.187) | 1.128*** (0.304) |
| 观测值 | 300 | 300 | 300 | 300 |
| R ² | 0.710 | 0.811 | 0.862 | 0.811 |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |

注：①括号内为稳健标准误；②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

（二）财政纵向失衡和横向政府竞争影响地方政府预算执行偏差的效应分解

现代经济计量理论认为，面板联立方程模型的优势在于能分离出各变量之间的直接影响和间接影

响。为进一步探讨财政纵向失衡和横向政府竞争对地方政府预算执行偏差的作用渠道与效应大小,本文在表2中标准化回归结果的基础上计算得到财政纵向失衡和横向政府竞争对地方政府预算执行偏差的直接效应和间接效应,具体结果如表3所示。其中,表2方程3中财政纵向失衡程度和横向政府竞争程度的系数即为二者对预算执行偏差的直接效应,间接效应分别为方程3中预算编制偏差的系数与方程4中财政纵向失衡程度和横向政府竞争程度系数的乘积。

表3 财政纵向失衡和横向政府竞争影响预算执行偏差的效应测度结果

| 影响因素 | 效应测度结果 | 作用渠道 | 效应测度 | 效应值 |
|--------|--------|----------------------|---------------------------|--------|
| 财政纵向失衡 | 直接效应 | 财政纵向失衡→预算执行偏差 | β_1 | -0.038 |
| | 间接效应 | 财政纵向失衡→预算编制偏差→预算执行偏差 | $\alpha_1 \times \beta_3$ | 0.004 |
| 横向政府竞争 | 直接效应 | 横向政府竞争→预算执行偏差 | β_2 | -0.016 |
| | 间接效应 | 横向政府竞争→预算编制偏差→预算执行偏差 | $\alpha_2 \times \beta_3$ | 0.002 |
| 预算编制偏差 | 直接效应 | 预算编制偏差→预算执行偏差 | β_3 | 0.020 |

根据表3,财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差的直接影响是负向的。具体而言,财政纵向失衡程度和横向政府竞争程度越大,地方政府财政支出决算数越大,预算“少支”程度越小。其原因在于:财政纵向失衡会提升地方政府对转移支付的依赖程度,而转移支付的“粘蝇纸效应”会加剧地方政府财政支出规模的扩张,从而影响预算执行偏差,这一结论与吕冰洋和李岩(2020)的相关解释一致。同理,地方政府为了在“晋升锦标赛”中获胜,有动力通过扩大支出来刺激当地经济发展(周黎安,2004),这种在不突破预算约束的前提下追求支出规模最大化的行为往往会缩小预算“少支”程度,降低预算执行偏差,这一结果验证了研究假说H1的前半部分。后续针对直接影响的进一步验证部分会详细分析地方政府扩大财政支出规模背后存在的“突击花钱”的风险。

从表3看,财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差的间接影响是正向的。其原因在于:地方政府在面临财政纵向失衡和横向政府竞争的双重压力时,倾向于低估年初预算数,后续按照规定流程追加财政资金时,资金下达时滞往往会带来预算执行进度滞后的问题,从而出现“支出不足”的现象(陈志刚和吕冰洋,2019),加剧预算执行偏差。这一结论进一步验证了研究假说H2。

(三) 财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差直接影响的进一步验证

根据上文理论分析,当面临财政纵向失衡和横向政府竞争的双重压力时,地方政府倾向于在不突破预算约束的情况下最大化支出规模。地方政府的这一策略性行为降低了预算执行偏差,提高了预算完成度,但背后可能隐藏着“突击花钱”的风险。为了验证这一理论分析是否成立,本文在既有文献的基础上,分别从绝对值和相对值的角度构建“突击花钱”现象的代理变量。基于“突击花钱”的定义,既有文献普遍利用第四季度的财政支出占全年财政支出的比重(以下简称“第四季度财政支出占比”)来衡量“突击花钱”现象(汪德华和李琼,2018)。然而,导致第四季度财政支出占比较高的因素很多,因此本文还利用各省份之间的相对值来衡量“突击花钱”现象,变量具体赋值方法为:如果第四季度的预算支出执行进度高于当年全国的平均值,那么该省份在当年存在“突击花钱”现象,变量赋值为1,否则变量赋值为0。

由于执行进度是否高于全国平均值为虚拟变量,取值只有0和1,故本文选择Logit模型进行检验,而第四季度财政支出占比为连续变量,故本文采用固定效应模型进行检验,具体回归结果如表4所示。其中,方程1和方程2分别是被解释变量为第四季度财政支出占比和执行进度是否高于全国平均值的回归结果。根据回归结果,不论采用何种方式衡量“突击花钱”现象,财政纵向失衡和横向政府竞争都对“突击花钱”现象有显著的正向影响,即财政纵向失衡和横向政府竞争都会加剧地方政府“突击花钱”的概率,研究假说H1得以完整验证。

表4 财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差直接影响的进一步验证的估计结果

| 变量 | 方程1 固定效应模型 第四季度财政支出占比 | 方程2 Logit模型 执行进度是否高于全国平均值 |
|----------------|-----------------------------|---------------------------------|
| 财政纵向失衡程度 | 0.121* (0.064) | 10.787* (6.098) |
| 横向政府竞争程度 | 0.012** (0.005) | 0.815*** (0.288) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 300 | 270 |
| R ² | 0.813 | |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 |

注:①括号内为稳健标准误;②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;③控制变量同表2。

(四) 预算审计力度的调节效应

在理论分析中,预算执行审计是否严格是影响地方政府预算行为的关键因素,加强预算执行审计的惩处力度能够有效缓解财政纵向失衡对地方政府财政支出行为的扭曲,但是无法影响横向政府竞争的作用。本文在基准模型的基础上引入财政纵向失衡程度与预算审计力度的交互项(以下简称“交互项”),分析预算审计力度在财政纵向失衡影响预算执行偏差中的调节作用,具体回归结果如表5方程1和方程2所示。需要说明的是,《中国审计年鉴》中各省份审计工作情况的相关数据截至2017年,故本部分所用数据的时间跨度为2010—2017年。根据回归结果,在加入预算审计力度后,财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差的影响与基准回归结果一致。交互项显著,且系数为正,说明预算审计力度能够削弱财政纵向失衡对预算执行偏差的影响。

另外,尽管理论上预算审计力度不会影响横向政府竞争的作用,但为了结论的严谨性,本文将横向政府竞争程度与预算审计力度的交互项也引入模型进行分析,具体结果如表5方程3和方程4所示。根据回归结果,在加入横向政府竞争程度与预算审计力度的交互项后,财政纵向失衡程度和交互项依然显著,但是横向政府竞争程度及其与预算审计力度的交互项均不显著。这就意味着,预算审计力度对横向政府竞争程度影响的调节效应并不成立,研究假说3得以验证。

表 5 预算审计力度调节效应的估计结果

| 变量 | 方程 1 预算执行偏差 | | 方程 2 预算编制偏差 | | 方程 3 预算执行偏差 | | 方程 4 预算编制偏差 | |
|---------------------|----------------|-------|----------------|-------|----------------|-------|----------------|-------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 财政纵向失衡程度 | -0.674*** | 0.214 | 0.683** | 0.268 | -0.790*** | 0.292 | 0.682** | 0.269 |
| 横向政府竞争程度 | -0.009*** | 0.003 | 0.041*** | 0.012 | 0.009 | 0.021 | 0.041*** | 0.012 |
| 预算编制偏差 | 0.223*** | 0.050 | | | 0.223*** | 0.050 | | |
| 预算审计力度 | -0.018** | 0.009 | | | -0.019** | 0.009 | | |
| 财政纵向失衡程度×预算 审计力度 | 0.022* | 0.012 | | | 0.029* | 0.016 | | |
| 横向政府竞争程度×预算 审计力度 | | | | | -0.001 | 0.001 | | |
| 控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 观测值 | 240 | | 240 | | 240 | | 240 | |
| R ² | 0.821 | | 0.843 | | 0.824 | | 0.843 | |
| 省份固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 时间固定效应 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |

注：①标准误为稳健标准误；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 2。

（五）稳健性检验

在经济学研究中，测量误差、遗漏变量和反向因果导致的内生性问题往往会影响估计结果的准确性。首先，在测量误差方面，省级数据量较少，离群值的存在可能会影响回归结果的准确性。为了降低离群值的影响，本文对预算执行偏差和预算编制偏差进行了 1%与 99%水平上的缩尾处理，重新进行回归后得到了与基准回归结果基本一致的结论，具体回归结果如表 6 方程 1 和方程 2 所示。

其次，在遗漏变量方面，影响地方政府预算执行偏差的因素众多，本文难以将全部影响因素纳入同一模型。为了尽可能排除遗漏重要变量的影响，结合中国具体预算实践，本文在模型中纳入更多的控制变量，具体如下所示：

1.控制预算制度改革的影响。中国政府预算制度改革自 2013 年开始步入全面深化阶段，为消除预算制度改革对预算编制偏差和预算执行偏差的影响，本文对 2013—2019 年的子样本进行回归，回归结果见表 6 方程 3 和方程 4，这一结果与基准回归结果基本一致。

2.控制项目支出占比的影响。项目支出需要经过严格的审批，故项目支出易出现预算实际执行进度滞后的问题，随着项目支出比重增加，预算执行进度易出现“前低后高”现象，从而产生“突击花钱”的风险（汪德华和李琼，2018）。为了排除这一因素的影响，本文控制各省份项目支出占比因素。

《中国会计年鉴》中的项目支出数据既包括一般公共预算中的项目，又包括政府性基金中的项目，因此无法直接利用该项目支出数据进行计算。但是，考虑到基本支出主要来自一般公共预算，故本文利用一般公共预算支出数据与《中国会计年鉴》中的基本支出数据之间的差值同一般公共预算支出的比值来衡量各地区项目支出占比。控制项目支出占比后，模型的回归结果与基准回归结果基本一致，具

体如表 6 方程 5 和方程 6 所示。

3.控制上期预算执行偏差的影响。在财政实践中，政府当年的预算是在上年预算完成情况的基础上进行编制的，因此上年预算执行情况会在一定程度上影响本期的预算执行偏差。本文将预算执行偏差的滞后一期加入（17）式，利用系统 GMM 方法重新进行回归，回归结果如表 6 方程 7 所示。回归结果表明，上年预算执行偏差确实会显著影响当期预算执行偏差，在此基础上，财政纵向失衡程度和横向政府竞争程度对预算执行偏差的影响依然显著，并且相关检验均通过。

表 6 财政纵向失衡和横向政府竞争影响预算执行偏差的稳健性检验估计结果一

| 变量 | 缩尾处理 | | 改变时间跨度 | | 控制项目支出占比 | | 控制上期预算 执行偏差 |
|----------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | 方程 1 预算执行 偏差 | 方程 2 预算编制 偏差 | 方程 3 预算执行 偏差 | 方程 4 预算编制 偏差 | 方程 5 预算执行 偏差 | 方程 6 预算编制 偏差 | 方程 7 预算执行 偏差 |
| 财政纵向失衡程度 | -0.393*** (0.076) | 0.944*** (0.205) | -0.313*** (0.074) | 0.885*** (0.220) | -0.399*** (0.070) | 0.970*** (0.236) | -0.235** (0.103) |
| 横向政府竞争程度 | -0.010*** (0.002) | 0.030*** (0.009) | -0.014*** (0.003) | 0.028** (0.013) | -0.009*** (0.002) | 0.033*** (0.011) | -0.006** (0.003) |
| 预算编制偏差 | 0.269*** (0.049) | | 0.201*** (0.058) | | 0.232*** (0.037) | | 0.035** (0.015) |
| 项目支出占比 | | | | | -0.135*** (0.045) | | |
| 预算执行偏差滞后 一期 | | | | | | | 0.734*** (0.084) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 300 | 300 | 210 | 210 | 300 | 300 | 270 |
| R ² | 0.759 | 0.841 | 0.817 | 0.798 | 0.811 | 0.781 | |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| AR（1）检验 p 值 | | | | | | | 0.016 |
| AR（2）检验 p 值 | | | | | | | 0.595 |
| Hansen 检验 p 值 | | | | | | | 0.893 |

注：①括号内为稳健标准误；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③控制变量同表 2。

4.控制地方性法规的影响。《预算法》实施以后，各省份根据自身情况陆续颁布施行《预算审查监督管理条例》（以下简称《条例》），但是具体颁布时间并不固定，而且截至目前仍有部分省份尚未颁布该《条例》。考虑到各省份颁布的《条例》更具有针对性，可能会对该省份的预算行为造成更大的影响，因此，本文将各省份《条例》实施的年份（以下简称“《条例》实施情况”）作为哑变量引入基准模型，《条例》实施之前，《条例》实施情况变量赋值为 0，否则变量赋值为 1。根据表 7 方程 1 和方程 2，在控制了地方性法规因素后，模型的回归结果与基准回归结果基本一致。

5.控制领导干部特征的影响。在预算编制、预算调整和预算执行过程中,地方政府起到至关重要的作用,尤其是省委书记和省长作为地方政府的主管领导干部更是起到决定性作用。Li and Zhou(2005)的研究表明,省级领导干部如果年龄达到64岁及以上,其继续晋升的概率较小,因此,本文将省委书记和省长的年龄是否大于64岁作为虚拟变量(以下简称“省委书记年龄”“省长年龄”)引入基准回归模型。省委书记或省长的年龄如果大于或等于64岁,则两个虚拟变量赋值为0;年龄如果小于64岁,则变量赋值为1。省委书记和省长年年龄数据来源于择城网和中国经济网^①。具体回归结果如表7方程3和方程4所示,模型的回归结果与基准回归结果基本一致。

6.控制预算执行过程中经济政策不确定性的影响。在预算执行过程中,经济政策的不确定性会导致预算执行偏差(陈志刚和吕冰洋,2019)。经济政策制定和预算管理的分离导致在预算编制完成后依然会有新的经济政策出现,新发布的经济政策会影响财政支出规模或结构,导致支出偏离预算安排,造成预算执行偏差。为了排除经济政策不确定性对预算执行偏差的影响,本文将经济政策不确定性^②引入基准回归模型重新进行回归。表7方程5和方程6的回归结果再次证明了基准回归结果的稳健性。

表7 财政纵向失衡和横向政府竞争影响预算执行偏差的稳健性检验估计结果二

| 变量 | 控制地方性法规 | | 控制领导干部特征 | | 控制经济政策不确定性 | |
|----------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 方程1 预算执行 偏差情况 | 方程2 预算编制 偏差情况 | 方程3 预算执行 偏差情况 | 方程4 预算编制 偏差情况 | 方程5 预算执行 偏差情况 | 方程6 预算编制 偏差情况 |
| 财政纵向失衡程度 | -0.394*** (0.087) | 0.977*** (0.236) | -0.408*** (0.088) | 0.978*** (0.236) | -0.406*** (0.084) | 0.978*** (0.236) |
| 横向政府竞争程度 | -0.011*** (0.003) | 0.033*** (0.011) | -0.011*** (0.003) | 0.033*** (0.011) | -0.011*** (0.003) | 0.033*** (0.011) |
| 预算编制偏差 | 0.257*** (0.056) | | 0.268*** (0.054) | | 0.268*** (0.052) | |
| 地方性法规 | 0.005 (0.004) | | | | | |
| 省委书记年龄 | | | 0.002 (0.003) | | | |
| 省长年龄 | | | 0.000 (0.004) | | | |
| 经济政策不确定性 | | | | | 0.003 (0.011) | |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |

^①省委书记和省长任期数据来源于择城网(<https://www.hotelaah.com/liren/index.html>),省委书记和省长年年龄数据来源于中国经济网(<http://district.ce.cn/zt/rwk/index.shtml>)。

^②经济政策不确定性指数数据来源于顾夏铭等(2018)。

表 7（续）

| | | | | | | |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 观测值 | 300 | 300 | 300 | 300 | 300 | 300 |
| R ² | 0.726 | 0.811 | 0.710 | 0.811 | 0.710 | 0.811 |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |

注：①括号内为稳健标准误；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③控制变量同表 2。

笔者对稳健性检验的模型进行标准化回归后计算得到财政纵向失衡和横向政府竞争影响预算执行偏差的直接效应和间接效应，具体效应测度结果见表 8^①。结果表明，二者能够直接和间接影响预算执行偏差，其中，直接效应为负，间接效应为正。稳健性检验结论和效应测度结果与基准回归一致。

表 8 基于稳健性检验的财政纵向失衡和横向政府竞争影响预算执行偏差的效应测度结果

| 变量 | 效应 测度结果 | 缩尾处理 | 改变 时间跨度 | 控制项目 支出占比 | 控制 地方性法规 | 控制领导 干部特征 | 控制经济政 策不确定性 |
|--------------|------------|--------|------------|--------------|-------------|--------------|----------------|
| 财政纵向 失衡程度 | 直接效应 | -0.039 | -0.038 | -0.045 | -0.037 | -0.038 | -0.038 |
| | 间接效应 | 0.004 | 0.003 | 0.004 | 0.003 | 0.004 | 0.004 |
| 横向政府 竞争程度 | 直接效应 | -0.015 | -0.026 | -0.015 | -0.015 | -0.016 | -0.016 |
| | 间接效应 | 0.002 | 0.001 | 0.002 | 0.001 | 0.002 | 0.002 |

最后，虽然财政纵向失衡和横向政府竞争均不会受到地方政府财政支出行为的影响，但制度往往具有延续性，当年的财政支出分权情况往往与上一年的财政支出分权情况具有很强的联系，而从严格意义上讲，上一年的财政支出分权情况不会直接影响政府当年的预算行为。基于以上分析，本文参照乔俊峰等（2023）的做法，分别选取财政纵向失衡程度和横向政府竞争程度的滞后一期作为工具变量，并采用两阶段最小二乘法做进一步检验。表 9 方程 1 和方程 3 为第一阶段的回归结果，工具变量显著，且系数为正，第一阶段的 F 统计量均大于 10，表明内生变量与工具变量之间存在强相关性。Cragg-Donald Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱工具变量识别 F 检验在 10%的统计水平上的临界值，证明不存在弱工具变量问题。Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1%的统计水平上显著，拒绝了工具变量识别不足的原假设，验证了本文工具变量的合理性。方程 2 和方程 4 为第二阶段的回归结果，在充分考虑内生性问题后，本部分的回归结果与基准回归结果基本一致，证明了本文研究结论的稳健性。

表 9 财政纵向失衡和横向政府竞争影响预算执行偏差的稳健性检验估计结果三

| 变量 | 2SLS | | 2SLS | |
|----------|----------|----------------------|----------|----------------------|
| | 方程 1 | 方程 2 | 方程 3 | 方程 4 |
| | 财政纵向失衡程度 | 预算执行偏差 | 横向政府竞争程度 | 预算执行偏差 |
| 财政纵向失衡程度 | | -0.282*** (0.062) | | -0.196*** (0.043) |
| 横向政府竞争程度 | | -0.008*** (0.003) | | -0.011*** (0.003) |

^①标准化回归结果见本刊官网该文附录中的附表 1 和附表 2。

表 9（续）

| | | | |
|---------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 预算编制偏差 | | 0.096*** (0.015) | 0.091*** (0.016) |
| 财政纵向失衡程度滞后一期 | 0.606*** (0.067) | | |
| 横向政府竞争程度滞后一期 | | | 0.774*** (0.062) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 第一阶段 F 值 | 82.98 | | 155.16 |
| Cragg-Donald Wald F 统计量 | | 142.603 | 678.069 |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | | 27.499*** | 30.591*** |
| 观测值 | 270 | 270 | 270 |
| R ² | | 0.723 | 0.727 |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |

注：①括号内为稳健标准误；②***表示 1%的显著性水平；③控制变量同表 2。

（六）异质性检验

1.区域异质性分析。不同地区地方政府追求的绩效目标有所不同，因此在面临财政纵向失衡和横向政府竞争时的财政支出行为会存在差异。基于此，本文进一步分析分区域视角下，财政纵向失衡和横向政府竞争对地方政府预算执行偏差的影响，基于标准化回归结果计算而来的效应测度结果如表 10 所示^①。从财政纵向失衡的角度来看，在东部地区，财政纵向失衡既能够直接降低预算执行偏差，也能够通过影响预算编制偏差间接加剧预算执行偏差。在中部地区和西部地区，财政纵向失衡对预算执行偏差的直接并不显著，但能够通过影响预算编制偏差间接加剧预算执行偏差。从横向政府竞争的角度来看，横向政府竞争对预算执行偏差不存在间接影响，且对预算执行偏差的直接仅影响在西部地区显著。

表 10 区域异质性检验中财政纵向失衡和横向政府竞争影响预算执行偏差的效应测度结果

| 变量 | 效应测度结果 | 东部地区 预算执行偏差 | 中部地区 预算执行偏差 | 西部地区 预算执行偏差 |
|----------|--------|----------------|----------------|----------------|
| 财政纵向失衡程度 | 直接效应 | -0.037 | | |
| | 间接效应 | 0.001 | 0.006 | 0.004 |
| 横向政府竞争程度 | 直接效应 | | | -0.015 |
| | 间接效应 | | | |

^①原始回归结果以及标准化后的回归结果见本刊官网该文附录中的附表 3 和附表 4。

在财政纵向失衡方面,从间接效应来看,随着经济增长和信息技术的发展,政府预算编制水平有所提升。相较于中西部地区,东部地区预算编制的准确性更高(王志刚和杨白冰,2019)。因此,在东部地区,财政纵向失衡通过预算编制行为间接影响预算执行偏差的作用较小。从直接效应来看,转移支付存在较大的“粘蝇纸效应”,而且相比一般性转移支付,专项转移支付的“粘蝇纸效应”更大(刘畅和马光荣,2015)。中国东部地区专项转移支付占比较高,因而财政纵向失衡在东部地区的直接效应更为明显。在横向政府竞争方面,相比西部地区,不管是从预算审计力度还是从公众关注度来看,东中部地区对地方政府预算行为的监督都更严格,东中部地区地方政府在预算执行过程中“突击花钱”的代价更大,因此横向政府竞争的直接效应仅在西部地区显著。

2.分项目异质性。地方政府财政支出主要集中在以下八个预算科目中:一般公共服务、公共安全、教育、社会保障和就业(以下简称“社保就业”)、医疗卫生与计划生育(以下简称“医疗卫生”)、城乡社区事务、农林水事务和交通运输。已有研究普遍认同的观点是生产性支出包括交通运输支出、农林水事务支出,民生性支出包括教育支出、社保就业支出、医疗卫生支出和城乡社区事务支出(杨得前和汪鼎,2021)。为了进一步观察财政纵向失衡和横向政府竞争对不同财政支出科目预算执行偏差的影响,本文分别以一般公共预算支出中的这八类支出的预算执行偏差为被解释变量进行回归^①。

表 11 为根据标准化回归结果计算得到的核心解释变量对各类支出的预算执行偏差的传导路径和效应。第一,在直接效应方面,财政纵向失衡会显著降低一般公共服务支出、社保就业支出、医疗卫生支出、农林水事务支出和交通运输支出的预算执行偏差,但对公共安全支出、教育支出和城乡社区事务支出的预算执行偏差的影响并不显著。横向政府竞争仅对一般公共服务支出、医疗卫生支出和交通运输支出的预算执行偏差产生负向的直接影响,对其他各类支出的预算执行偏差的直接影响不明显。第二,在间接效应方面,财政纵向失衡和横向政府竞争均会通过预算编制偏差影响预算执行偏差,并且这种间接影响都是正向的。不论是从直接影响来看还是从间接影响来看,财政纵向失衡和横向政府竞争对生产性支出的预算执行偏差的影响都相对明显。造成这一现象的原因在于:在财政纵向失衡和横向政府竞争的双重压力下,为了缓解财政收支缺口,地方政府在安排财政支出时往往倾向于能够直接带来经济增长的生产性支出科目,造成公共支出“重经济、轻人力和公共服务”的扭曲(傅勇和张晏,2007)。所以,财政纵向失衡和横向政府竞争对生产性支出的预算执行偏差的影响更显著。

表 11 分项目异质性检验中财政纵向失衡和横向政府竞争影响预算执行偏差的效应测度结果

| 变量 | 效应 测度结果 | 预算执行偏差 | | | | | | | |
|------------|------------|------------|----------|-------|----------|----------|------------|-----------|----------|
| | | 消费性支出 | | 民生性支出 | | | | 生产性支出 | |
| | | 一般公共 服务 | 公共 安全 | 教育 | 社保 就业 | 医疗 卫生 | 城乡社区 事务 | 农林水 事务 | 交通 运输 |
| 财政纵向 失衡 | 直接效应 | -0.016 | | | -0.026 | -0.025 | | -0.046 | -0.046 |
| | 间接效应 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.002 | 0.003 | 0.004 | 0.004 | 0.005 |

^①原始回归结果以及标准化的回归结果见本刊官网该文附录中的附表 5~附表 8。

表 11 (续)

| | | | | | | | | | |
|------|------|--------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|
| 横向政府 | 直接效应 | -0.008 | | | | -0.014 | | | -0.027 |
| 竞争 | 间接效应 | 0.000 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.002 | 0.002 | 0.002 |

注：横向政府竞争影响一般公共服务支出预算执行偏差的间接效应为 0.000462，保留三位小数后为 0.000。

五、进一步分析

(一) 财政纵向失衡、横向政府竞争与支出预算执行均衡性

财政纵向失衡和横向政府竞争会助长地方政府低估年初预算数的意愿，导致地方政府追加预算和支出预算执行进度（以下简称“预算执行进度”）呈现“前低后高”的特征。这不仅会削弱上半年财政政策的积极效应，还会滋生“突击花钱”等乱象，降低财政资金的使用效率，导致财政资金的浪费，从长期看不利于地区经济的高质量发展。基于此，为了细致地分析完整的预算周期内财政纵向失衡和横向政府竞争对支出预算执行均衡性（以下简称“预算执行均衡性”）的影响，本文利用各省份月度预算执行数据计算出各季度的预算执行进度，观察财政纵向失衡和横向政府竞争对不同季度预算执行进度的影响。除此之外，本文还利用月度预算执行数据构建反映全年预算执行均衡性的指标，进一步分析财政纵向失衡和横向政府竞争对全年预算执行均衡性的影响。

按照财政部发布的《地方财政预算执行支出进度考核办法》（财预〔2018〕69号）^①，对地方财政预算执行进度的考核包括各省份一般公共预算支出进度考核、政府性基金预算支出进度考核、盘活一般公共预算结转结余考核、盘活政府性基金预算结转结余考核、盘活部门预算结转结余考核和地方财政运行分析考核。其中，一般公共预算支出进度考核最为重要，权重最高，故本文着重分析一般公共预算支出执行进度。根据各省份一般公共预算月度支出数据，本文分别用 1—3 月、4—6 月、7—9 月、10—12 月的财政支出占全年财政支出的比值表示第一季度至第四季度的预算执行进度。本文借鉴王振宇等（2020）的方法，对各省份 1—4 月、1—5 月、1—6 月、1—7 月、1—8 月、1—9 月、1—10 月、1—11 月的预算执行进度进行平均，得出全年各省份的平均预算执行进度，即为预算执行均衡性。该指标的值越大，预算执行均衡性越高。

表 12 财政纵向失衡和横向政府竞争对分季度预算执行进度和全年预算执行均衡性影响的估计结果

| 变量 | 预算执行进度 | | | | 全年预算执行均衡性 |
|----------|---------------------|----------------------|------------------|--------------------|---------------------|
| | 第一季度 | 第二季度 | 第三季度 | 第四季度 | |
| | 方程 1 | 方程 2 | 方程 3 | 方程 4 | 方程 5 |
| 财政纵向失衡程度 | -0.032 (0.045) | -0.106** (0.051) | 0.016 (0.042) | 0.121* (0.064) | -0.017* (0.010) |
| 横向政府竞争程度 | -0.004** (0.002) | -0.010*** (0.003) | 0.003 (0.002) | 0.012** (0.005) | -0.001** (0.001) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |

^①参见《地方财政预算执行支出进度考核办法》，http://bj.mof.gov.cn/ztd/czysjg/zcfg/202101/t20210126_3649504.htm。

表 12 (续)

| | | | | | |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 观测值 | 300 | 300 | 300 | 300 | 300 |
| R ² | 0.836 | 0.607 | 0.258 | 0.813 | 0.882 |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |

注：①括号内为稳健标准误；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 2。

表 12 方程 1~方程 4 为财政纵向失衡和横向政府竞争对不同季度预算执行进度的影响，方程 5 为二者对全年预算执行均衡性的影响。根据表 12 的回归结果，财政纵向失衡对第二季度和第四季度预算执行进度影响显著，具体表现为减缓第二季度的预算执行进度，但加快第四季度的预算执行进度。横向政府竞争会影响第一、第二、第四季度预算执行进度，具体表现为减缓第一、第二季度预算执行进度，但加快第四季度的预算执行进度。两者对预算执行均衡性均存在显著的负向影响，即财政纵向失衡程度和横向政府竞争程度越大，全年预算执行越不均衡，这与分季度回归得到的结论基本一致。

(二) 地级市层面财政纵向失衡、横向政府竞争与预算执行偏差

前文从省级政府层面探讨了财政纵向失衡和横向政府竞争对地方政府预算执行偏差的影响及其作用机制。省级层面与地级市层面的预算执行情况可能存在差异，故本文进一步利用地级市层面的数据进行分析。地级市层面预算数据根据各地级市公开的政府预算报告及相关报表、政府决算报告及相关报表和政府预算调整方案中的数据整理而来，其他数据来源于《中国城市统计年鉴》。地级市政府预决算公开的力度以及准确性参差不齐，尤其是 2015 年之前的数据缺失严重，因此本文最终选择的时间跨度为 2015—2019 年。根据财政预决算数据的可得性，本文最终整理得到 212 个地级市的非平衡面板数据，并采用基准回归模型进行分析，具体回归结果如表 13 所示。值得注意的是，与省级层面不同，地级市层面的预算编制偏差和预算执行偏差均既有正值也有负值，且正向偏离和负向偏离的解释并不一致，故本文在进行实证分析时并未对这些变量进行取绝对值处理。

首先，从预算编制偏差与预算执行偏差的关系来看，预算编制偏差越大意味着在预算执行过程中需要追加的预算越多，财政资金下达时滞会导致预算执行进度滞后，预算呈现出“少支”的状态。从数值上看，“少支”程度越大，预算执行偏差程度越小，因此，两者应该呈现负相关关系。其次，从财政纵向失衡、横向政府竞争与预算编制偏差的关系来看，根据前文理论分析，财政纵向失衡和横向政府竞争越大，地方政府低估年初预算数的意愿越强，年初预算数越小，预算编制偏差越大，故财政纵向失衡程度和横向政府竞争程度的系数应该为正。最后，从财政纵向失衡、横向政府竞争与预算执行偏差的关系来看，根据前文理论分析，财政纵向失衡和横向政府竞争越大，地方政府扩大财政支出规模的意愿越强，最终决算数越大，预算执行偏差指标的数值会越大，故财政纵向失衡程度和横向政府竞争程度的系数均为正。表 13 方程 1 和方程 2 为基准回归估计结果。其中，方程 1 中财政纵向失衡程度和横向政府竞争程度的系数均为正，而预算编制偏差的系数为负。方程 2 中财政纵向失衡程度和横向政府竞争程度的系数均为正，这与本文预期一致，证明了基于地级市层面数据所得结论与基于省级层面数据所得结论基本一致。需要解释的是，表 2 方程 1 与表 13 方程 1 中核心解释变量的系数

存在符号的差异,这是因为地级市层面的预算执行偏差没有取绝对值,但系数的经济解释与前文一致。

表 13 地级市层面财政纵向失衡和横向政府竞争影响预算执行偏差的估计结果

| 变量 | 基准回归 | | 标准化回归 | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 方程 1 预算执行偏差 | 方程 2 预算编制偏差 | 方程 3 预算执行偏差 | 方程 4 预算编制偏差 |
| 预算编制偏差 | -0.205** (0.082) | | -0.943** (0.376) | |
| 财政纵向失衡程度 | 0.229*** (0.634) | 0.755*** (0.187) | 0.617*** (0.172) | 0.442*** (0.110) |
| 横向政府竞争程度 | 0.003* (0.002) | 0.010* (0.005) | 0.332* (0.188) | 0.248* (0.132) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 485 | 485 | 485 | 485 |
| R ² | 0.695 | 0.817 | 0.695 | 0.817 |
| 省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |

注:①括号内为稳健标准误;②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;③预算编制偏差方程的控制变量包括人均地区生产总值、经济增长率、经济预测水平、人均实际利用外资额;预算执行偏差方程的控制变量包括人均地区生产总值、经济增长率、人口自然增长率、城镇化率、教育水平、人口密度、政府支出规模、基础设施水平、工业化水平;④地级市层面的完整回归结果详见本刊官网该文附录中的附表 9。

表 13 方程 3 和方程 4 为标准化回归估计结果,据此得到财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差的直接影响和间接影响,如表 14 所示^①。其一,财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差的直接影响为正,二者越大,预算实际执行数越大,预算执行偏差程度越大。其二,财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差的间接影响为负,即二者通过预算编制偏差降低了预算执行偏差。低估年初预算数影响预算编制的准确性,年初预算低估程度越大,在预算执行中需要追加的预算越多,安排追加的财政资金需要一定的时间进行审批,导致追加资金无法及时落地,预算呈现出“少支”的现象。“少支”程度越大,预算执行偏差程度越小。同样需要说明的是,表 3 与表 14 中核心解释变量影响效应的符号不一致的原因在于未对地级市层面的预算执行偏差取绝对值,但其经济解释是相同的。

从效应大小来看,财政纵向失衡和横向政府竞争在地级市层面的影响更明显。原因在于:财权上收,事权和支出责任下放,地级市政府面临的财政收支矛盾更加突出,且地级市政府“晋升锦标赛”的压力也更大,故财政纵向失衡和横向政府竞争对地级市政府预算执行偏差的直接影响要高于二者对省级政府预算执行偏差的直接影响。地级市政府预算编制偏差对预算执行偏差的影响更大,导致财政纵向失衡和横向政府竞争的间接效应更大。这是因为,相对于省级政府,财政资金层层下达至地级市政府的链条更长,导致地级市政府预算更容易出现“少支”的现象。

^①为了确保基准回归结果的准确性,本文还做了相关的稳健性检验,具体结果见本刊官网该文附录中的附表 10~附表 13。

表 14 地级市层面财政纵向失衡和横向政府竞争影响预算执行偏差的效应测度结果

| 影响因素 | 效应 测度结果 | 作用渠道 | 效应值 |
|--------|------------|----------------------|--------|
| 财政纵向失衡 | 直接效应 | 财政纵向失衡→预算执行偏差 | 0.617 |
| | 间接效应 | 财政纵向失衡→预算编制偏差→预算执行偏差 | -0.417 |
| 横向政府竞争 | 直接效应 | 横向政府竞争→预算执行偏差 | 0.332 |
| | 间接效应 | 横向政府竞争→预算编制偏差→预算执行偏差 | -0.234 |
| 预算编制偏差 | 直接效应 | 预算编制偏差→预算执行偏差 | -0.943 |

六、结论及政策启示

本文利用 2010—2019 年中国 30 个省份数据，分析了财政纵向失衡和横向政府竞争对地方政府预算执行偏差的影响及其作用机制。研究得到以下结论：第一，在中国式分权体制下，财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差的影响包括直接效应和间接效应。一方面，二者能够直接降低预算执行偏差，但这一现象背后隐藏着“突击花钱”的风险；另一方面，两者对预算执行偏差的间接影响是正向的，主要是通过影响预算编制偏差加剧预算执行偏差。这一结论在经过一系列稳健性检验后仍然是稳健的。第二，预算审计能够削弱财政纵向失衡对预算执行偏差的影响，但不影响横向政府竞争的作用。第三，财政纵向失衡和横向政府竞争对预算执行偏差的影响存在地区和项目异质性。从地区异质性角度看，在东部地区，财政纵向失衡对预算执行偏差既存在直接效应也存在间接效应，而在中部地区和西部地区，财政纵向失衡仅仅通过影响预算编制偏差间接影响预算执行偏差。横向政府竞争对预算执行偏差的影响仅在西部地区显著。从项目异质性的角度看，财政纵向失衡和横向政府竞争对生产性支出预算执行偏差的影响要高于对民生性支出预算执行偏差的影响。第四，本文利用地方政府月度预算执行数据进一步分析财政纵向失衡和横向政府竞争对不同季度地方政府预算行为的影响，研究发现，二者能够显著减慢上半年的预算执行进度，但会加快第四季度预算执行进度，使得预算执行进度呈现“前低后高”的特征，降低了全年预算执行均衡性。第五，基于地级市层面数据进行的分析也得到与基准回归一致的结论，而且与省级层面相比，财政纵向失衡和横向政府竞争在地级市层面的影响更大。

根据理论分析与实证结果，本文提出如下政策启示。

第一，关注财政纵向失衡和横向政府竞争问题是解决地方政府预算执行偏差的关键。首先，地方政府拥有的财权有限、承担的事权过多是地方政府财政纵向失衡的主要原因。因此，要加快政府间财政关系立法工作，从法律的角度明确央地政府间财权、事权与支出责任的关系，严格遵循“谁的事权谁负责决策、支出、管理和监督”的原则，避免支出责任下移。其次，转移支付是缓解财政纵向失衡的重要手段，中央政府要优化转移支付制度，压缩财政资金下达时间，确保中央转移支付能够及时足额地下达至基层政府。这也是解决地方政府预算执行偏差问题的有效方式。最后，在当前经济发展由“量”变“质”的关键阶段，地方政府的绩效考核指标也应该有所改变，要将领导干部的晋升同辖区内民生改善程度、居民需求满意度等方面相联系，推动经济高质量发展。

第二, 加强政府预算管理水平是缓解地方政府预算执行偏差的重要手段。首先, 从预算编制的角度来看: 一是中国在宏观预测技术方面还不够成熟, 根据 GDP 增长率或者以往收支情况进行边际调整的预算编制方法为地方政府策略性预算行为提供了空间和机会, 中国应该借鉴国外先进的预测手段, 构建适合中国宏观经济发展现状的财政预测模型; 二是要继续推进零基预算的编制模式, 打破“增量预算”支出只增不减的格局, 提升预算编制的精准性, 降低支出固化造成的预算执行偏差。其次, 从预算执行的角度来看: 一是要控制地方政府的自由裁量权, 规范财政资金的使用; 二是要关注整个财政年度内不同时间段的预算执行进度, 在强调加快预算执行进度的同时要重视预算执行进度的均衡性, 提升财政资金的使用绩效, 避免“突击花钱”现象, 优化资源配置; 三是要重视各预算科目的预算执行偏差, 不仅要强调总额控制, 还要加强对科目流用现象的关注, 从立法的角度严格约束财政资金在不同科目之间的流动。最后, 从预算监督的角度来看, 要建立财政资金绩效考核机制, 将预算绩效评价结果与预算安排、领导干部的政绩考核挂钩, 根据当期的评价结果决定未来年度预算安排的增减比例, 打破过去“一评了之”的局面。要加大违法违纪的处罚力度, 完善预算执行审计的追责问责机制, 严厉查处违反财经纪律的行为, 防止预算绩效评价功能的弱化和虚化, 实现预算管理的良性循环。

参考文献

1. 陈浩, 2021: 《会诊“屡审屡犯”顽疾 做好常态化“经济体检”》, 《审计研究》第 6 期, 第 22-25 页。
2. 陈志刚, 2020: 《财政支出分权如何影响政府支出预算偏离》, 《经济理论与经济管理》第 11 期, 第 39-54 页。
3. 陈志刚、吕冰洋, 2019: 《中国政府预算偏离: 一个典型的财政现象》, 《财政研究》第 1 期, 第 24-42 页。
4. 储德银、费冒盛, 2021: 《地方政府竞争、支出行为调整与经济高质量发展》, 《江南大学学报(人文社会科学版)》第 5 期, 第 42-57 页。
5. 储德银、邵娇, 2018: 《财政纵向失衡、公共支出结构与经济增长》, 《经济理论与经济管理》第 10 期, 第 30-43 页。
6. 傅勇、张晏, 2007: 《中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价》, 《管理世界》第 3 期, 第 4-12 页。
7. 高培勇, 2008: 《关注预决算偏离度》, 《涉外税务》第 1 期, 第 5-6 页。
8. 顾夏铭、陈勇民、潘士远, 2018: 《经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析》, 《经济研究》第 2 期, 第 109-123 页。
9. 姜爱华、杨琼, 2020: 《部门预算改革以来中国特色预算审计监督变迁与走向》, 《财政研究》第 7 期, 第 53-66 页。
10. 李建军、刘媛, 2020: 《新〈预算法〉能够降低地方政府预决算偏离度吗? ——来自四川省市州的证据》, 《财政研究》第 7 期, 第 39-52 页。
11. 刘畅、马光荣, 2015: 《财政转移支付会产生“粘蝇纸效应”吗? ——来自断点回归的新证据》, 《经济学报》第 1 期, 第 25-46 页。
12. 吕冰洋、李岩, 2020: 《中国省市财政预算偏离的规律与成因》, 《经济与管理评论》第 4 期, 第 92-105 页。
13. 缪小林、王婷、高跃光, 2017: 《转移支付对城乡公共服务差距的影响——不同经济赶超省份的分组比较》, 《经济研究》第 2 期, 第 52-66 页。

14. 乔俊峰、赵晓迪、尹星怡, 2023: 《地方政府竞争、城市蔓延与政府债务扩张》, 《财经论丛》第7期, 第36-45页。
15. 汪德华、李琼, 2018: 《“项目治国”与“突击花钱”》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1427-1452页。
16. 王华春、刘清杰, 2015: 《地区财政预决算偏差与政府效率、经济增长的关系研究》, 《财经论丛》第11期, 第34-42页。
17. 王振宇、司亚伟、寇明风, 2020: 《国库暂付款、支出结构与地方财政预算执行进度》, 《财贸经济》第11期, 第5-19页。
18. 王志刚、杨白冰, 2019: 《财政分权、积极财政政策与预算支出偏离度》, 《宏观经济研究》第8期, 第15-27页。
19. 吴进进, 2018: 《超预算偏好, 项目冲动和部门财政结转结余》, 《中国行政管理》第8期, 第101-106页。
20. 吴敏、刘畅、范子英, 2019: 《转移支付与地方政府支出规模膨胀——基于中国预算制度的一个实证解释》, 《金融研究》第3期, 第74-91页。
21. 吴延兵, 2020: 《中国式政治预算周期》, 《中国经济问题》第6期, 第58-73页。
22. 肖鹏、樊蓉, 2021: 《地方财政透明度对财政预决算偏离度的影响分析》, 《中央财经大学学报》第3期, 第3-14页。
23. 杨得前、汪鼎, 2021: 《财政压力、省以下政府策略选择与财政支出结构》, 《财政研究》第8期, 第47-62页。
24. 杨翟婷、王金秀, 2020: 《国家审计监督、财政透明度与地方预决算偏离》, 《现代经济探讨》第2期, 第33-40页。
25. 喻开志、王小军、张楠楠, 2020: 《国家审计能提升大气污染治理效率吗?》, 《审计研究》第2期, 第43-51页。
26. 张慧慧、胡秋阳、张云, 2022: 《纵向分权和横向竞争: 行政治理模式如何影响地级市城市化与工业化协调发展》, 《财贸经济》第2期, 第112-127页。
27. 张凯强、陈志刚, 2021: 《政府收支、预算偏离与经济稳定》, 《统计与信息论坛》第7期, 第64-75页。
28. 赵合云、周全林, 2022: 《新〈预算法〉、晋升激励与预算执行质量——基于预算偏离与预算执行进度的视角》, 《当代财经》第4期, 第28-38页。
29. 周黎安, 2004: 《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》, 《经济研究》第6期, 第33-40页。
30. Aldasoro, I., and M. M. Seiferling, 2014, “Vertical Fiscal Imbalances and the Accumulation of Government Debt”, SAFE Working Paper No.61, <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/98746/1/790420600.pdf>.
31. Boyd, D. J., and L. Dadayan, 2014, “State Tax Revenue Forecasting Accuracy: Technical Report”, Rockefeller Institute of Government, State University of New York. https://rockinst.org/wp-content/uploads/2018/02/2014-09-30-Revenue_Forecasting_Accuracy.pdf.
32. Eyraud, L., and L. Lusinyan, 2013, “Vertical Fiscal Imbalances and Fiscal Performance in Advanced Economies”, *Journal of Monetary Economics*, 60(5): 571-587.
33. Kahneman, D., and A. Tversky, 1979, “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk”, *Econometrica*, 47(2): 263-292.
34. Li, H., and L. A. Zhou, 2005, “Political Turnover and Economic Performance: the Incentive role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 89(9-10): 1743-1762.

35.Liddo, G. D., E. Longobardi, and F. Porcelli, 2015, “Fiscal Imbalance and Fiscal Performance of Local Governments: Empirical Evidence from Italian Municipalities”, la società italiana di economia Working Paper, <https://www.siecon.org/online/wp-content/uploads/2015/10/Porcelli.pdf>.

36.Picchio, M., and R. Santolini, 2020, “Fiscal Rules and Budget Forecast Errors of Italian Municipalities”, *European Journal of Political Economy*, Vol. 64, 101921.

37.Ríos, A. M., M. D. Guillamón, B. Benito, and F. Bastida, 2018, “The Influence of Transparency on Budget Forecast Deviations in Municipal Governments”, *Journal of Forecasting*, 37(4): 457-474.

（作者单位：¹ 山东财经大学财政税务学院；

² 上海财经大学公共经济与管理学院）

（责任编辑：光 明）

Chinese-Style Fiscal Decentralization and the Deviation in Implementation of Local Government Expenditure Budgets: From the Perspective of Vertical Decentralization and Horizontal Competition

MA Entao LI Xin JIANG Chao

Abstract: The two typical phenomena with the “Chinese-style fiscal decentralization”, namely vertical fiscal imbalance and horizontal government competition, are the deep reasons that affect the budget behavior of local governments. Based on the analysis of the theoretical model, this paper uses the budget and final accounts data of provincial and prefecture-level cities in China to analyze the influence of the unique fiscal decentralization mode on the deviation in implementation of local government expenditure budgets and its mechanism from the perspective of vertical fiscal imbalance and horizontal government competition. The results show that, on the one hand, the vertical fiscal imbalance and horizontal government competition directly reduce the deviation in implementation of local government expenditure budgets, but there may be a risk of “budget flush” behind this phenomenon. On the other hand, they can also indirectly exacerbate the deviation in implementation of local government expenditure budgets by affecting the accuracy of budgeting. Budget audit can weaken the effect of vertical fiscal imbalance on the deviation in implementation of local government expenditure budgets, but it does not affect the role of horizontal government competition. Further analysis shows that the vertical fiscal imbalance and horizontal government competition also reduce the balance of local government expenditure budget implementation throughout the year. Compared with those at the provincial level, the effects of vertical fiscal imbalance and horizontal government competition are greater at the prefecture-level cities.

Keywords: Chinese-style Fiscal Decentralization; Vertical Fiscal Imbalance; Horizontal Government Competition; Expenditure Budget Implementation Deviation

稳定“三农”基本盘，擘画农业强国路

——“农业大省探索中国式农业现代化的理论与实践”

学术研讨会综述

闫迪 褚力其 关付新 张改清

中国式农业现代化是中国式现代化的重要内容，是农业强国必经之路。党的二十大报告对农业现代化进行了总体部署，锚定加快建设农业强国的目标。因此，新时代必须扎实做好“三农”工作，加快农业现代化步伐，稳定农业基本盘。2023年9月16日，由中国农村经济杂志社、河南省农业农村厅、河南财经政法大学主办，河南财经政法大学承办的“农业大省探索中国式农业现代化的理论与实践”学术研讨会在郑州举行。来自中国社会科学院、中国农业大学、西北农林科技大学、沈阳农业大学、吉林农业大学、内蒙古农业大学、浙江农林大学和河南省社会科学院等22家单位的高校教师和科研工作者约50人参加研讨会。参会专家围绕中国式农业现代化的理论和实践问题进行了深入研讨。

中国社会科学院农村发展研究所所长魏后凯、河南财经政法大学校长司林胜、河南省农机农事中心主任张金龙依次做了题为《优化农业强国建设的空间布局》《财经类高校在农业现代化进程中的地位与作用》《河南省在中国农业现代化道路中的探索与反思》的主旨演讲。参会专家学者围绕“农业强国建设布局”“农林经济管理学科建设”“乡村振兴和共同富裕”“农业现代化区域策略”“粮食安全”“科技改变农业”“乡村村落发展”等相关主题做了会议报告。会议报告充分展现了中国农业农村现代化发展的空间、布局、方向、路径等，为巩固农业基础地位、推进乡村振兴、实现农业现代化提出了重要建议。本文从理论探讨、实践探索和实现路径等方面对本次会议内容予以综述。

一、中国式农业现代化的理论探讨

（一）中国式农业现代化的内涵与特征

1. 中国式农业现代化的内涵。习近平总书记指出，新时代“三农”工作必须围绕农业农村现代化这个总目标来推进^①。魏后凯在题为《优化农业强国建设的空间布局》的报告中指出，农业现代化是变传统农业为现代农业的过程，虽然农业生产以农村为依托，但其所涉及的农业产业链、供应链、价

^①习近平，2019：《把乡村振兴战略作为新时代“三农”工作总抓手》，《求是》第11期，第7页。

价值链以及农业教育、研发、服务等活动并非局限于农村，它是涵盖农业及其相关产业领域的现代化。中国农业大学教授张正河做了题为《中国式农业现代化的区域策略》的报告，他表示，中国式农业现代化将以保障粮食安全为根本，在借鉴国外经验的基础上，结合地区发展特征，走出一条具有中国特色的可持续发展道路。山西晋中信息学院常务副校长胡继连在《中国式农业现代化的历史逻辑》中指出，中国式农业现代化是中国特色农业现代化的升级，坚持以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导，坚持中国共产党的领导，既具有国外一般现代化农业强国的共同特征，更有基于中国国情的中国特色。胡继连还描述了每年中央“一号文件”关于实现农业现代化的重要论述，包括：2021年提出的全面推进乡村振兴加快农业农村现代化；2022年提出的推动乡村振兴取得新进展、农业农村现代化迈出新步伐；2023年提出的举全党全社会之力全面推进乡村振兴，加快农业农村现代化。

2. 中国式农业现代化的特征。中国式农业现代化呈现五个方面重要特征：第一，中国式农业现代化是确保国家粮食安全的现代化。粮食事关国运民生，粮食安全是治国理政的头等大事。张正河认为，中国正处于农业现代化的关键时期，必须确保粮食和重要农产品的安全供给。江西农业大学经济管理学院院长翁贞林指出，粮食安全是推进中国式现代化的底线要求，只有通过农业现代化，才能真正提升农业生产效率，进而推动农业生产的优质高效，形成国家粮食安全的长效保障机制。内蒙古农业大学经济管理学院院长乔光华在题为《内蒙古建设国家农畜产品生产基地：条件、基础和方向》的报告中指出，农业农村仍然是中国现代化建设的短板。粮食安全是“国之大者”。无论社会现代化程度有多高，14亿多人口的粮食和重要农产品稳定供给始终是头等大事。

第二，中国式农业现代化是遵循“大国小农”“资源趋紧”的现代化。“大国小农”“资源趋紧”是中国式农业现代化建设进程中的基本国情农情，是中国式农业现代化必须直面的现实起点。一方面，“大国小农”是中国农业经营的基本格局。魏后凯指出：一直以来，中国是世界上重要的农业大国，但至今还不是农业强国。中国的小农生产和小规模经营比例很高，农业生产率较低。这种小农生产、小规模经营将长期存在，只有有效地把小农生产跟现代农业有机衔接起来，才能推动农业现代化的发展。另一方面，“资源趋紧”是中国农业经营长期面临的约束。中国的淡水和耕地等农业资源人均占有量都远远低于世界平均水平。乔光华在探索农业现代化的进程中发现，河南省和内蒙古均存在着耕地地力质量差、耕地退化严重、水资源分配不均、地下水利用过度、面源污染严重等问题，中国资源短缺的基本国情仍未改变。中国式农业现代化必须遵循中国的基本国情，中国人多地少、耕地面积逐年减少、水资源供需矛盾突出等，将在很长一段时间成为农业现代化进程中的阻碍。

第三，中国式农业现代化是致力于实现共同富裕的现代化。共同富裕是中国特色社会主义的本质要求，更是推进中国式农业现代化的应有之义。浙江农林大学经济管理学院院长吴伟光在《全域“两山”转化的创新举措与实践启示》的报告中介绍了浙江省安吉县的创新举措，作为“两山”理念发源地，在坚持“两山”理念的基础上，安吉县建立以共同富裕为导向的多元利益分配机制，并不断推动“转‘两山’为共同富裕”。根据党的二十大报告，全体人民共同富裕的现代化是中国式现代化的重要特征之一。北京工商大学经济学院院长倪国华在题为《中国式现代化、共同富裕与乡村振兴》的报告中指出，基于人类社会普遍遵循的按劳分配原则，要实现共同富裕，同等劳动水平的各产业之间的

劳均产业增加值应趋于一致。吉林农业大学经济管理学院院长曹建民在题为《粮食产区农业现代化实现路径》的报告中强调，现阶段实现共同富裕最薄弱的环节在农村，当前中国城乡经济仍存在着城乡发展不平衡、农村发展不充分等问题，城乡居民收入仍存在较大差距。

第四，中国式农业现代化是实践科技兴农的现代化。习近平总书记2020年在吉林考察时指出，农业现代化，关键是农业科技现代化；要加强农业与科技融合，加强农业科技创新^①。南京林业大学教授杨加猛在《江苏林业现代化实践》中介绍，科技兴农是强化国家战略的科技力量，对于实现乡村振兴具有重大而深远的意义。林业与科技的融合有利于经济林种质资源创新及高效利用、林木基因工程及基因编辑技术创新、用材林精准育种与高效利用、松树“癌症”的攻克等，这推动了科技兴农的现代化进程。福建农林大学教授王林萍在《科技改变农业：无人机植保服务实践》中指出，科技发展是实现农业现代化至关重要的环节，小型机械化智能化农机应用成为实现农业现代化的重要手段之一。她以福建省的无人机植保为例，详细介绍了无人机植保的高产高效、节能环保、环境友好、局限性小以及实用性强等特征，进一步证实了科技兴农是农业现代化建设的引领性动力。

第五，中国式农业现代化是追求人与自然和谐共生的现代化。党的二十大报告明确指出，中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化^②。2022年中央农村工作会议指出，建设农业强国要体现中国特色，立足我国国情，立足人多地少的资源禀赋、农耕文明的历史底蕴、人与自然和谐共生的时代要求，走自己的路，不简单照搬国外现代化农业强国模式。要依靠自己力量端牢饭碗，依托双层经营体制发展农业，发展生态低碳农业，赓续农耕文明，扎实推进共同富裕^③。杨加猛介绍了江苏省林业绿色生态发展的持续向好状况，他指出，生态、低碳是中国式农业现代化的本质要求。江苏林业在坚持人与自然和谐共生理念的基础上，注重同步推进物质文明建设和生态文明建设，探索人与自然和谐共生之路，促进经济发展与生态保护协调统一。

（二）中国式农业现代化的逻辑

1. 中国式农业现代化的历史逻辑。胡继连通过对中央“一号文件”的脉络梳理，分析了中国式农业现代化的历史逻辑，得出了符合国情农情的科学认识。第一，不同时期中国式农业现代化的指导思想不同：科学发展观是农业现代化早期发展的指导思想（2004—2006年）；邓小平理论、“三个代表”重要思想是农业现代化推进发展的指导思想（2007—2017年）；习近平新时代中国特色社会主义思想是新时代农业现代化发展的指导思想（2018—2022年）。第二，中国式农业现代化存在五个方面历史特色：一是以分散小农为基础，参与和受益民众规模巨大；二是与扶贫同步，追求农民群众共同富裕；三是以公有制为基础，农业经营形式不断创新和完善；四是利用后发优势，借鉴世界先进科技改造传

^①参见《习近平在吉林考察时强调 坚持新发展理念深入实施东北振兴战略 加快推动新时代吉林全面振兴全方位振兴》，http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/2020-07/24/c_1126281973.htm。

^②习近平，2022：《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，第50页。

^③参见《习近平出席中央农村工作会议并发表重要讲话》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-12/24/content_5733398.htm。

统农业；五是突出绿色发展，用现代发展理念引领农业现代化。胡继连认为，农业国际化与粮食安全、区域专业化与产业安全、种业国际化与种质安全将是中国式农业现代化未来要重点考虑的问题。

2. 中国式农业现代化的现实逻辑。面对怎样推进乡村振兴、怎样建设农业强国、怎样为全球贡献农业农村现代化的中国方案等现实课题，中国给出了符合国情农情世情的科学回答，展现中国式农业现代化的现实逻辑，得出符合客观规律的科学认识，迈上了中国农业农村现代化的正确道路。

第一，推进乡村振兴，为农业现代化指明发展方向。农业农村现代化是实施乡村振兴战略的总目标。党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央坚持把解决好“三农”问题作为全党工作的重中之重，站在统筹中华民族伟大复兴战略全局和世界百年未有之大变局的高度，引领推进新时代农业农村现代化事业发展，带领全党全国各族人民为农业强、农村美、农民富不懈奋斗^①。倪国华指出，精准扶贫、精准脱贫与乡村振兴战略一脉相承，针对连片的深度贫困地区，产业扶贫是最重要的抓手。河南财经政法大学教授李小建针对乡村振兴与村落发展趋势做了深刻的研究。该研究表明，20世纪密集的村落逐渐稀疏，且呈现大型村落增多、聚落层级扁平化、靠近城镇等特征，不同村庄类型具有不同的发展方向，这也为乡村振兴战略规划提供了一定的理论和实践依据。在地区优势基础上，村落产业的专业化会逐步提高，未来人地协调、产业发展将是乡村振兴的关键所在。

第二，建设农业强国，是中国式农业现代化的战略部署。党的二十大对农业农村工作进行了总体部署，强调未来5年“三农”工作的重要任务是全面推进乡村振兴，到2035年基本实现农业现代化，到21世纪中叶建成农业强国。但当前中国正面临着粮食供给量趋紧、优质农产品供给不足、农业科技存在短板、新型经营主体数量偏少和国际环境不稳定等一系列问题。如何建设供给保障强、科技装备强、经营体系强、产业韧性强的农业强国是中国式现代化的全局支撑和关键环节。魏后凯指出，建设农业强国在省级及以下层面的布局上需要做到四个方面：一是找准各地区在农业强国建设中的定位。根据不同区域的功能定位，明确其发展方向，优化产业链布局和基地建设。二是将农业强省、强市、强县作为农业强国建设的抓手和载体。三是不断优化不同产业领域的农业强国建设目标和布局，分类型、分区域、分层次推进农业现代化。四是加快农业大省的现代化进程，推动由大向强的转变。

第三，提供中国方案，是中国为世界农业现代化发展提供的借鉴和启示。世界农业现代化的典型模式对中国农业现代化发展有一定借鉴意义，却不完全适应中国国情。当前，中国式农业现代化已取得较大成就，其中的中国行为、中国智慧、中国方案是非常值得世界其他国家借鉴和思考的。张正河提出中国式农业现代化需要因地制宜，重视县域经济发展，发展特色农业产业。他举例说，河南省作为“大农牧”的代表区域，应大力发展农产品加工业，延长农业产业链，促进产城融合发展；山东省作为农业产业化的发源地，应加大政策扶持力度，多层次、多形式、多领域发展龙头企业；广东省农业发展资金较充裕，应依托区位优势，大力发展科技密集型、资本密集型和劳动密集型产业；浙江省耕地面积较少，应发展专业化市场，走产业集聚、块状经济、振兴县域经济的发展道路。

^①资料来源：《农业农村现代化是建设农业强国的根基》，<http://www.xinhuanet.com/politics/20230524/d6344dc20810408abfc95881a3a8e8ee/c.html>。

二、中国式农业现代化的实践探索

（一）农业大省

1.东北农业强省的实践经验。东北地区作为中国粮食的主产区，粮食调出量占全国的1/3。沈阳农业大学教授吕杰在题为《辽宁加快建设农业强省有关问题的思考》的报告中，分析了辽宁省当前“三农”发展面临的问题，包括农业生产比较效益低、农业劳动生产率低、农产品和食品加工短板明显、县域经济发展短板突出等，总结了辽宁省建设农业强省的实践探索经验，主要有：推动农业资源深度开发和产业链延伸拓展；加强农村一二三产业深度融合，并结合产业链、供应链、科技链、人才链开发乡村价值；优化要素配置，摆脱“资源诅咒”现象；优化种养业结构、粮经饲种植结构等。曹建民通过模糊集定性比较分析方法深入探究了吉林省粮食产区道路条件、人力资本、科技创新、机械装备、信息技术、农业投入等因素如何联动影响吉林省农业现代化水平，结果显示：一是高水平农业现代化需要各种条件的协同组合、共同发挥作用；二是道路条件和科技创新对农业现代化发挥着更普适的作用；三是机械装备、信息技术、农业投入三要素之间可能存在着替代作用；四是仅仅注重人力资本的投入，而忽视其他要素的投入不会产生高水平农业现代化，因此，在推动东北粮食强省的农业现代化道路进程中，除了加强人才引进和培养外，还需要科技创新和制度创新。

2.中部农业大省的实践经验。中部地区粮食生产对国家粮食安全同样具有重要意义。河南省，在养活了本省近1亿人口的同时，也是全国排名第二的粮食净调出省。虽然河南省被认为在粮食生产方面还存在较多问题，但事实上已做出较多努力：一是为提升粮食综合生产能力，已累计建成高标准农田8330万亩，较大地提升了生产效率；二是积极建设优势产业集群，发挥当地“土特产”优势，创建当地农产品品牌；三是大力发展农产品加工业，延长农业产业链，提升产品价值和农民收入；四是不断推广先进的农业技术和大型农业机械，全面提升农业生产机械化、智能化、产业化水平。江西省，不仅是国家输出大额商品粮的八个省份之一，也是中华人民共和国成立以来从未间断向国家提供商品粮的两个省份之一。翁贞林关于江西省的农业现代化探索总结了以下两点经验：一是因地制宜，规模化生产水稻，发展农业企业和家庭农场，发挥政府的宏观调控作用，构建政策支持体系，推动丘陵山区小块农田分散经营、托管服务；二是因产业而异，高值农业智能化管理、设施农业适度规模、大众种植分散化经营。翁贞林指出，未来关于中部地区农业大省的发展还要不断提高农业质量效益和竞争力，优化农业生产结构和区域布局，加强粮食生产功能区、重要农产品生产保护区和特色农产品优势区建设，推进优质粮食工程。

（二）林业大省

南方地区是中国自然条件最好的地区之一，也是历来林业发达的地区。杨加猛结合江苏省林业资源现状，详细阐述了江苏省林业现代化的实践探索，主要包括林业科技现代化、林业产业现代化和林业管理现代化三个方面。林业科技现代化的探索表现为：经济林种质资源创新及高效利用，林木基因工程及基因编辑技术创新，用材林精准育种与高效利用，以及松树“癌症”的攻克。林业产业现代化

的探索主要有：推动银杏产业发展、将“三废”变“四宝”^①、种苗培育、林产加工、生态旅游等。林业管理现代化的探索表现例如完善政策保障体系、完善区域生态安全格局、促进产学研用高效结合。吴伟光以浙江省安吉县为例，重点围绕竹子产业展开研究，主要介绍了竹产业通过聚合资源、多业态开发、股份合作多元分配等一系列创新举措重塑全产业链的过程，为林业产业发展提供了新思路和新实践。他总结安吉县实践经验包括以下几点：一是做好竹农、合作社和私人企业之间的资源整合；二是改善农业设施、发展加工产业、开发监测体系和交易平台、设立“共富基金”，为全链条多业态开发拓展增值空间；三是兼顾效率和公平，分好“蛋糕”。

（三）牧业大省

内蒙古是国家重要的农畜产品生产基地，牛肉、羊肉、牛奶、羊绒产量均居全国第一。乔光华根据对内蒙古牧业经济发展的研究，详细阐述了其实践探索经验，主要包括发展壮大优势产业、持续推进农畜产品深加工、高标准打造区域公共品牌等。未来内蒙古应建成具有一定规模、生产力水平较高、产品质量较好、产量和输出量大而稳定的农畜产品集中生产区域。

根据对农业、林业、牧业现代化实践经验的总结可见，实现农业现代化发展的难点在农业，而农业发展重点之一在河南。当前，虽然河南省的农业资源、生产投入与产出数量均能达到较大规模，但发展水平和发展质量仍较低。据统计，相较于黑龙江省和山东省，河南省的土地产出率、农产品加工业产值、农产品出口额等指标表现较弱，呈现一种“大而不强”的状态，导致河南省一直处于经济弱省、财政穷省的地位。下一步，河南省农业现代化的目标是由农业资源大省向农业产业强省转变，工作重点主要包括如下六个方面：一是提高粮食生产供给能力，保障国家粮食安全，让更多的中国人吃到更优质的河南面粉；二是提高粮食生产能力，落实“藏粮于地、藏粮于技”，抓好耕地和种子“要害”；三是保护好粮食生产功能区农民种粮积极性和政府抓粮积极性；四是大力发展农产品加工业，提高农产品价值；五是提高农产品出口创汇水平；六是推进农民收入快速增长。分梯次推进农业现代化建设，尤其是推进农业大省向农业强省的转变，是实现农业现代化的关键。将工作重心放在农业大省，尤其是加强河南省这样的欠发达省份农业强省建设，可以大大提前农业现代化建设的时间线。

三、中国式农业现代化的实现路径

中国式农业现代化要以高质量教育、科技进步、人地协调为农业发展保驾护航，以中国现实需要为导向，推进符合农业现代化发展需要的农技人才培养、农业科技创新和相关制度改革，为实现中国式现代化提供保障。

（一）优化农业产业空间布局

中国是综合性的农业大国，未来也必然是向多区域、多产业、多层次综合性农业强国转变。因此，农业大省如何分区域、分产业、分梯次地进行战略布局是关键。魏后凯认为：分区域推进农业强国建设，要明确各地区功能定位和发展导向，推动形成合理分工的产业布局和功能链体系；分产业推进农

^① “三废”指的是秸秆、果壳、林业三剩物；“四宝”指的是电、炭、肥、热。

业强国建设，就是农林牧渔业及相关产业的协同高质量发展；分梯次推进农业强国建设，要做到有条件地区率先实现农业现代化，脱贫地区将巩固脱贫攻坚成果同乡村振兴有机结合。张正河通过引入中国区域发展“弓形图”，概述了适宜不同地区农业的发展模式：黄淮海中下游平原、长江中下游平原和成渝平原等农区应以“大农牧”为导向，由“卖原”向“卖加”转变^①；东部县城郊区、中部地级市郊区和西部少数城市郊区应以精细化农业为基础，发展国内高端市场；东北地区、西北地区和农垦系统应以“大基地、大企业、大产业”为目标，构建农业航母，打造大宗农产品战略品牌；中部山区和西部大部分县域应以培育“小而特”的产业为方向，结合当地资源，推广特色农产品；北京、上海等千万级人口城市周边和东部地区应以都市农业为基础，进行国际化深加工农产品品牌创设。

（二）培育新型规模经营主体

培育新型规模经营主体是农业大省推进农业高质量发展的重要路径。翁贞林认为，建立健全新型农业经营主体与小农户生产联动、利益共享的联农机制，推动土地流转向新型农业经营主体集中，在土地适度规模经营的基础上实现农业农村现代化是一条可行之路。张正河认为，培育经营主体要“顺天应地”，避免片面追求发展大规模经营主体，把大量的资源要素堆积给少数主体，各地成功经验并不可完全复制推广，要鼓励适宜本地发展的新型农业经营主体，实现新型农业经营主体健康、可持续发展。吴伟光以“两山”理念发源地浙江省安吉县为例，论述了以村毛竹合作社、“两山”公司、强村富民发展集团、碳汇局为多元主体的竹产业产供销和碳汇交易机制，指出安吉县创新性提出的“全产业链开发+碳汇+共富基金”发展模式值得借鉴。

（三）推进农业人才队伍建设

农业现代化和乡村振兴归根结底是人的现代化和人的振兴。西北农林科技大学教授霍学喜强调，各地的高校建设、学科建设要体现地域特色，发挥农学、经济学、管理学、社会学等多学科交叉优势。同时，高校内部要注重三个体系的打造：一是学科知识体系。应以课程体系为主打、以广泛的学术交流沟通为保障，提升高校尤其是农业类院校基础课程的教学水平、基础工具的应用水平，建立多轮次、多批次的数据库和案例库。二是科研体系。高校应注重系统训练，增强科研实践性，建立科研成果的包容性机制，将科研成果与学历学位评定挂钩，敢于创新、敢于正视失败。三是人才培养体系。学科知识体系和科研体系的建设固然重要，但不能把高校等同于研究机构。高校应该以人才培育为核心目标，塑造既能满足关键科技和装备攻关需求、又能深入基层一线服务人民群众的农业人才队伍。

（四）畅通县域经济发展道路

统筹县域城乡规划建设，推动县城城镇化势在必行。吕杰整理数据得出，2010—2020年，辽宁省县域平均地区生产总值和财政收入变化总体呈现波浪式且增长缓慢，2020年县均地区生产总值165.8亿元、财政收入12.6亿元，经济总量小、财政贡献弱。2010年辽宁省县均地区生产总值和财政收入都高于安徽省、河南省和湖北省，之后被河南省、湖北省和安徽省逐年超越，经济总量的差距也逐渐扩大。据统计，到2020年，安徽、河南、山东、江苏、浙江5省的全年县域地区生产总值占全省的比

^① “卖原”中的“原”指的是原材料；“卖加”中的“加”指的是加工后的产品。

重均上升到45%以上，而辽宁省从2010年的53%下降到2020年的27.08%。这说明，辽宁省县域经济较城市经济发展迟缓，城区与县域发展差距在扩大。

（五）健全乡村聚落发展模式

乡村人地关系协调过程中，村落优化发展是重要切入点之一。李小建在题为《乡村振兴与村落发展趋势》的报告中将乡村按照功能进行划分，并据此提出发展建议。第一，对于规模化粮作型村庄，重点是提升单个农户的耕种面积，从而实现粮食作物的规模化、现代化生产。中国目前人均耕地面积只有1.46亩，对于平原地区粮作型村庄，应着重通过多种体制改革和政策措施，加快推动耕地流转，形成一批以粮食作物规模化生产为主的乡村。第二，对于非粮作专业化农业村，重点是选准专业化方向，围绕该方向形成劳动力密集、收入水平普遍较高的现代乡村。第三，对于旅游型村落，重点是突出旅游资源的特色。旅游型乡村发展主要适合自然和历史文化特色资源丰富的村庄，可利用村庄特色资源，通过规划引导，加大旅游开发扶持力度，配套旅游服务设施。第四，对于居住型村落，重点是完善基础设施和改善生态环境。这类村落作为大城市的发展“细胞”，要注意与城市的协调配合，并对其发展提前进行优化布局。

四、总结

在本次学术探讨会，与会专家学者围绕“农业大省探索中国式农业现代化的理论与实践”这一主题，研讨了粮食安全、农业现代化发展历程、利用科技改变农业、加快农业强省建设、推进乡村振兴全面发展、优化农业强国布局等内容，为探索中国特色农业现代化发展道路提供了一定借鉴。研讨会取得了两个方面的重要成果：第一，本次会议以农业大省的农业现代化理论和实践探索为主题，分享学术思想，提出学术问题，有关观点契合农业提质增效、规划先行、注重质量、从容推进的战略导向；第二，深入讨论新时代“三农”工作的重要任务，能为实现乡村振兴和农业现代化提供决策参考。

未来中国式农业现代化发展还需要注意：第一，区分农业现代化与农村现代化之间的关系。农业现代化强调的是：利用现代工业、现代科学技术和现代经济管理方法，变落后农业为发达农业的现代化。农村现代化强调的是农村经济、政治、文化、社会、生态文明“五位一体”的现代化。只有处理好两者之间的关系，才能更好地实施乡村振兴发展战略。第二，农业现代化是从传统农业向世界先进水平农业现代化转变的过程，因此，农业现代化程度不仅取决于本国农业发展状况，还取决于世界农业发展水平。但中国在推进农业现代化进程中，要考虑本国资源禀赋、国情农情、地理区位等特征，避免因轻视中国特色所导致的“东施效颦”问题。

（作者单位：河南财经政法大学农业农村发展学院）

（责任编辑：尚友芳）

致谢 2023 年度匿名审稿人

本刊在 2023 年度的编校过程中得到以下匿名审稿人的审稿支持(按审稿数量和审稿人姓名的汉语拼音音序排列)，特此致谢！

| | | | | | | | | |
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 邓仲良 | 姜 伟 | 全世文 | 孙顶强 | 王贵东 | 王海成 | | | |
| 何秀荣 | 李 周 | | | | | | | |
| 陈奕山 | 何勤英 | 刘承芳 | 刘传明 | 罗剑朝 | 梅 燕 | 王 军 | 王小华 | 王小林 |
| 王修华 | 曾亿武 | 张 楠 | | | | | | |
| 陈祁晖 | 程名望 | 程 郁 | 崔丽丽 | 丁从明 | 丁士军 | 杜建军 | 何 欣 | 胡平波 |
| 纪月清 | 黎 煦 | 李俊成 | 李庆海 | 刘生龙 | 刘西川 | 罗必良 | 罗明忠 | 吕小锋 |
| 闵 师 | 彭小珈 | 钱忠好 | 阮建青 | 苏岚岚 | 谭淑豪 | 陶建平 | 汪旭晖 | 王春凯 |
| 王定祥 | 王汉杰 | 王洪亮 | 王晓兵 | 温兴祥 | 吴本健 | 肖 威 | 易福金 | 尹志超 |
| 张德海 | 张 舰 | 周小刚 | 周应恒 | 朱红根 | 邹 洋 | | | |
| 陈 东 | 陈媛媛 | 邓衡山 | 邓 睿 | 丁少群 | 董银果 | 樊士德 | 冯淑怡 | 冯 献 |
| 葛永波 | 龚斌磊 | 龚勤林 | 郭红东 | 郭晓鸣 | 何安华 | 何 婧 | 何 军 | 何 可 |
| 侯玲玲 | 胡新艳 | 胡振通 | 胡尊国 | 黄 波 | 黄承梁 | 黄凯南 | 黄少安 | 姜长云 |
| 孔东民 | 雷万鹏 | 李 磊 | 李 青 | 李 韬 | 李天姿 | 李 莹 | 梁海兵 | 林家宝 |
| 刘洪彬 | 刘 魏 | 刘 勇 | 龙文进 | 龙 跃 | 卢盛峰 | 鲁钊阳 | 吕岩威 | 马彦丽 |
| 闵继胜 | 穆月英 | 宁满秀 | 潘 丹 | 彭 刚 | 彭建仿 | 彭 澎 | 彭现美 | 彭艳玲 |
| 漆雁斌 | 祁新华 | 尚虎平 | 石智雷 | 宋 瑛 | 苏红键 | 苏 群 | 孙婧芳 | 孙 涛 |
| 孙学涛 | 孙迎联 | 孙中伟 | 谭砚文 | 汤临佳 | 唐建军 | 王 丹 | 王天宇 | 王 卫 |
| 王增文 | 温 涛 | 吴伟光 | 伍骏骞 | 夏显力 | 谢明明 | 熊德平 | 熊万胜 | 徐晓红 |
| 徐小阳 | 许敬轩 | 杨 进 | 杨佩卿 | 杨纳华 | 杨 穗 | 杨小军 | 易法敏 | 尹 恒 |
| 俞 剑 | 詹 鹏 | 詹新宇 | 张 驰 | 张可云 | 张利国 | 张连刚 | 张 林 | 张牧扬 |
| 张 峭 | 张同龙 | 张 伟 | 张延龙 | 张 阳 | 张正河 | 章 莉 | 赵 霞 | 郑家喜 |
| 郑志浩 | 钟 真 | 周 浪 | 周 强 | 周月书 | 朱 晨 | 朱海波 | 朱纪广 | 祝仲坤 |
| 艾小青 | 安永军 | 白军飞 | 白 钰 | 白云丽 | 曹 斌 | 曹 翔 | 曹玉昆 | 陈传波 |
| 陈 飞 | 陈 刚 | 陈建成 | 陈 杰 | 陈 林 | 陈 鸣 | 陈 武 | 陈义媛 | 陈永福 |

(续)

| | | | | | | | | |
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 程恩富 | 崔宝玉 | 崔 凯 | 崔宁波 | 戴明辉 | 戴卫东 | 邓大才 | 邓可斌 | 丁 波 |
| 丁晓辉 | 丁志国 | 董磊明 | 董晓林 | 杜焱强 | 杜运周 | 杜志雄 | 段显明 | 方显仓 |
| 冯彩玲 | 冯 川 | 冯广刚 | 冯金余 | 冯 林 | 冯 献 | 付明辉 | 高 帆 | 高红贵 |
| 高 帅 | 郜亮亮 | 葛继红 | 耿献辉 | 耿 新 | 巩前文 | 桂 华 | 郭炳南 | 郭海红 |
| 郭君平 | 郭 娜 | 韩洪云 | 韩佳丽 | 韩文龙 | 韩秀兰 | 韩 杨 | 何 军 | 何天祥 |
| 何艳冰 | 何宇鹏 | 贺立龙 | 侯国庆 | 胡晓登 | 华 静 | 黄开兴 | 黄英君 | 惠献波 |
| 霍学喜 | 冀县卿 | 简新华 | 蒋和平 | 金少胜 | 金书秦 | 靖 飞 | 孔祥智 | 匡远配 |
| 冷志杰 | 李秉龙 | 李 波 | 李成友 | 李 丁 | 李繁荣 | 李光泗 | 李 剑 | 李 军 |
| 李 龙 | 李 宁 | 李 强 | 李晓园 | 李孝忠 | 李义华 | 连燕玲 | 林 超 | 林海英 |
| 林永生 | 刘长全 | 刘 丹 | 刘 佳 | 刘金龙 | 刘林平 | 刘 敏 | 刘楠楠 | 刘 强 |
| 刘 锐 | 刘同山 | 刘亚洲 | 陆汉文 | 陆 迁 | 陆智强 | 栾 江 | 罗良国 | 罗万纯 |
| 罗小锋 | 马翠萍 | 马恩涛 | 马九杰 | 毛 慧 | 毛 捷 | 米运生 | 明 雷 | 倪国华 |
| 聂 锟 | 牛耀红 | 彭 超 | 彭海红 | 普冀喆 | 齐红倩 | 钱 龙 | 乔光华 | 乔俊峰 |
| 乔晓楠 | 乔 雪 | 曲 颂 | 屈小博 | 阮荣平 | 尚 杰 | 尚旭东 | 沈月琴 | 生吉萍 |
| 史清华 | 宋 敏 | 宋晓玲 | 宋 泽 | 孙博文 | 覃朝晖 | 谭 荣 | 汤颖梅 | 唐红涛 |
| 田传浩 | 田云刚 | 仝志辉 | 童 昀 | 涂涛涛 | 汪崇金 | 汪三贵 | 汪昕宇 | 王 斌 |
| 王 博 | 王东强 | 王 锋 | 王海娟 | 王建国 | 王金霞 | 王金营 | 王 克 | 王丽佳 |
| 王美艳 | 王 萍 | 王全兴 | 王术坤 | 王颂吉 | 王晓毅 | 王学渊 | 王亚红 | 王晔安 |
| 王玉峰 | 王志锋 | 王志刚 | 危旭芳 | 尉建文 | 魏 敏 | 翁贞林 | 邬志辉 | 吴一平 |
| 夏 薇 | 向德平 | 肖建华 | 肖开红 | 肖 万 | 肖卫东 | 谢莉娟 | 解佳龙 | 熊学萍 |
| 徐 明 | 徐湘博 | 徐旭初 | 许恒周 | 许 庆 | 薛彩霞 | 薛在兴 | 严立冬 | 颜银根 |
| 杨 理 | 杨顺顺 | 杨一介 | 杨志海 | 姚 鹏 | 姚树洁 | 叶 涛 | 尹振涛 | 应瑞瑶 |
| 于爱芝 | 于法稳 | 于亢亢 | 虞 祎 | 喻 贞 | 袁 方 | 苑 鹏 | 岳经纶 | 臧得顺 |
| 战明华 | 张春玲 | 张 珩 | 张军成 | 张俊飏 | 张乐柱 | 张 磊 | 张 宁 | 张清勇 |
| 张瑞娟 | 张小娟 | 张小林 | 张雅勤 | 张 莹 | 张玉梅 | 张元红 | 张占录 | 张正平 |
| 章 平 | 赵和楠 | 赵启然 | 赵意焕 | 赵予新 | 赵元凤 | 郑风田 | 钟 钰 | 周飞舟 |
| 周广肃 | 周 立 | 周亚虹 | 周战强 | 朱广新 | 朱 晶 | 朱满德 | 朱明宝 | 诸竹君 |
| 庄晋财 | | | | | | | | |