

中华农耕文明：历史演进、思想理念及 对建设农业强国的现实启示*

隋 斌

摘要：中华农耕文明是中国劳动人民几千年生产生活智慧的结晶，是建设农业强国的底色和根基。本文从中华农耕文明的形成与发展、提升与壮大、成熟与繁荣、徘徊与危机、创新与复兴五个发展时期，系统梳理中华农耕文明的历史脉络，挖掘提炼中华农耕文明蕴含的八大思想理念，包括农为邦本的重农观、粮安天下的食物观、拓土肥田的土地观、务实创新的科技观、和谐共生的生态观、激发民力的民本观、崇尚自然的田园观和崇礼亲仁的德治观。在此基础上，本文提出中华农耕文明思想智慧对加快建设农业强国的现实启示：坚持农业农村优先发展、确保粮食和重要农产品安全有效供给、保障耕地数量和质量、提升农业科技和农机装备水平、推动农业绿色低碳可持续发展、激发农业经营主体活力、建设宜居宜业和美乡村以及繁荣乡村文化等。本文创新性地从历史文化观和中华农耕文明演进发展的维度，系统地提炼中华农耕文明的思想理念。这些思想理念能为建设农业强国提供现实借鉴，为建设中华民族现代文明提供有力支撑，让历史悠久的中华农耕文明在新时代发挥更大作用。

关键词：农耕文明 传统文化 思想理念 农业强国

中图分类号：G120；S-01 **文献标识码：**A

一、引言

2023年6月2日，习近平在文化传承发展座谈会上指出：“文化关乎国本、国运。”“如果不从源远流长的历史连续性来认识中国，就不可能理解古代中国，也不可能理解现代中国，更不可能理解未来中国。”“希望大家担当使命、奋发有为，共同努力创造属于我们这个时代的新文化，建设中华民族现代文明！”^①

中华文明根植于农耕文明。2017年12月，习近平提出：“把我国农耕文明优秀遗产和现代文明要素结合起来，赋予新的时代内涵，让中华优秀传统文化生生不息，让我国历史悠久的农耕文明在新

*本文研究获得国家社会科学基金重大项目“中国古农书的搜集、整理与研究”（编号：21&ZD333）的资助。

^①参见习近平，2023：《在文化传承发展座谈会上的讲话》，《求是》第17期，第4页、第11页。

时代展现其魅力和风采。”^①2022年12月，习近平在中央农村工作会议上强调：“我们要建设的农业强国、实现的农业现代化，既有国外一般现代化农业强国的共同特征，更有基于自己国情的中国特色。”

“所谓中国特色，就是立足我国国情，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。”^②中华农耕文明贯穿中国历史，支撑了中华民族的繁衍生息，承载着厚重的文化积淀，是中华民族不断汲取奋进力量、传承发展的源泉，是中国人坚定文化自信的底气所在。赓续中华农耕文明，能够为全面推进乡村振兴、建设中华民族现代文明提供丰富滋养。源远流长的中华农耕文明是如何形成并不断丰富和发展的？蕴含着哪些深刻的思想理念？对建设农业强国有何启示？本文从中华农耕文明的形成脉络、思想理念和现实启示三个方面，探讨上述问题，以期加快建设农业强国提供智慧和启迪。

二、中华农耕文明历史演进的基本脉络

中华农耕文明与农业生产技术进步和生产关系变革相伴相生、绵延发展，是中国劳动人民几千年来生产生活智慧的结晶，包含中华民族基于农事活动所形成的生产技术、农作制度、发展成就和思想理念等。其历史演进可分为五个发展时期。

第一个时期：中华农耕文明的形成与发展——新石器时期至战国（约前7000—前221年）^③。磨制石器的运用推动了原始农业的诞生，神农尝百草、后稷教民耕作、伏羲开创畜牧、嫫祖发明养蚕、大禹治理水患，中国先民开始了刀耕火种、纺织做衣的定居生活，成就了“黄帝、尧、舜垂衣裳而天下治”^④的局面，中华农耕文明由此起源。随着天文历法——夏历的出现，农事活动由物候经验上升到历法规范。殷商至战国时期，随着青铜器、铁器冶炼技术的发明应用，木、石、骨、蚌等材质的农具逐渐被淘汰，中国开始步入以铁犁牛耕为典型形态的传统农业阶段。整地、中耕、施肥、锄草、灌溉等技术的广泛应用使土地肥力不断提高，耕作制度逐渐完善，部分农田由撂荒转变为连年种植，农业生产效率大幅提升。由于统治者的剥削和掠夺日趋严重，奴隶耕作公田的生产积极性急剧下降，井田制逐步瓦解。《吕氏春秋·审分览》记载：“今以众地者，公作则迟，有所匿其力也。分地则速，无所匿迟也。”^⑤随着土地私有化进程加速，以家庭为单位的小农经济开始登上历史舞台，成为长达两千多年封建社会的经济基础。春秋战国时期，各诸侯国为了“广辟土地，著税伪材”^⑥，均把发展农业放在首位，从而达到富国强兵的目的。这一时期，农学思想迸发。例如，管子、荀子提出“强本论”，李悝提出“尽地力之教”，商鞅提出“农战论”，韩非子提出“耕战论”。

^①参见中共中央党史和文献研究院，2019：《习近平关于“三农”工作论述摘编》，北京：中央文献出版社，第124-125页。

^②参见习近平，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。

^③本文依据阎宗殿（2020b）给出的中国历史年代简表来确定朝代的对应年份。

^④黄寿祺、张善文撰，2018：《周易译注》，上海：上海古籍出版社，第735页。

^⑤〔战国〕吕不韦编，许维遹撰，2009：《吕氏春秋集释》卷17《审分览》，梁运华整理，北京：中华书局，第431页。

^⑥吴毓江撰，1993：《墨子校注》卷12《公孟》，孙启治点校，北京：中华书局，第703页。

第二个时期：中华农耕文明的提升与壮大——秦、汉、魏晋南北朝（前 221—581 年）。秦汉时期，国家实现统一，农业得到全方位的发展。随着张骞出使西域，开辟丝绸之路，许多新的农作物品种得以引进，中华农耕文明与其他文明的交流互鉴不断加深，影响力显著增强。耒车、翻车等的发明，表明农具向多样化、专业化发展。农田水利工程快速发展，形成关中、西北、江淮流域等灌区，特别是汉武帝时期兴建的六辅渠、白渠、漕渠等水利工程，使关中地区成为沃野。北方地区大力发展抗旱保墒的旱地耕作技术，并在“畦种法”的基础上形成了“代田法”“区种法”，逐渐成为农业和经济发展的中心。西汉元始二年（公元 2 年），司隶校尉部，豫、兖、青、徐、幽、冀、并、凉 8 州以及朔方刺史部所在的北方地区有 4687 万人口，而荆、扬、益 3 州以及交趾刺史部所在的南方地区仅有 1272 万人口，约为北方地区的四分之一（张波和樊志民，2007）。魏晋南北朝时期，小麦、水稻种植面积大幅增加，在作物结构中的重要性进一步提高。国家直接参与农牧经营的程度明显提高，屯田制度得到大规模推广。北魏孝文帝推行的“均田制”，极大地调动了农民生产积极性，为之后中国封建社会进入鼎盛时期提供了制度保障。这一时期出现了一批重要的农学著作，不仅有《汜胜之书》《四民月令》《齐民要术》等综合性农书，而且有《种树臧果相蚕》《相六畜》等园艺、畜牧、蚕桑等领域的专业性农书，还出现了考察南方以及异域物产资源的《南州异物志》《凉州异物志》等书籍，这些农书极大地丰富了传统农学思想。

第三个时期：中华农耕文明的成熟与繁荣——隋、唐、五代、宋、元（581—1368 年）。隋唐时期，经济繁荣、社会稳定，政府兴办水利、奖励垦荒、广设粮仓。唐朝中期，人均耕地面积达到 27 唐亩（曹幸穗和王思明，2020），农业生产能力大幅提升。天宝八年（749），“凡天下诸色米都九千六百六万二千二百二十石”^①。充裕的农产品和发达的交通网络，使得农产品的商品化程度大大提高，中外贸易和文化交流频繁，呈现出万邦来朝的强盛景象。五代、宋、元时期，北方地区战事频发、经济发展趋缓，加之南方地区水田耕作技术趋于成熟，南方逐渐成为农业生产中心，人口首次超过北方，呈现“苏湖熟，天下足”的盛况。农作物结构发生显著变化，水稻跃居粮食作物产量首位；麦类也在南方得到推广，如戴复古《刈麦行》中“我闻淮南麦最多”^②，陈瓘《自合浦还清湘寄虚中弟》中“湘山今见麦为春”^③，足以佐证。随着中外交流的深入，各类农作物被大量引进，如占城稻、黄粒稻、西瓜、胡萝卜等。农业生产工具和设施已相当完备，《王桢农书·农器图谱》记载的农具就有 260 余种^④，水力和风力被广泛应用于农业生产和农产品加工。粮食产量的提高也推动了经济作物发展，尤以茶叶发展最为迅速，茶税成为国家财政收入的重要来源。这一时期，涌现出一大批农学著作，特别是专业性谱录，如介绍茶叶、农具、水稻、螃蟹的《茶经》《耒耜经》《禾谱》《蟹谱》等。仅《宋

^①（唐）杜佑撰，2016：《通典》卷 12《食货十二》，王文锦、王永兴、刘俊文、徐庭云、谢方点校，北京：中华书局，第 295 页。

^②（宋）戴复古著，2012：《戴复古诗集》卷 1《近古体》，金芝山点校，杭州：浙江古籍出版社，第 27 页。

^③黄仁生、罗建伦校点，2013：《唐宋人寓湘诗文集》，长沙：岳麓书社，第 1176 页。

^④郑天挺、谭其骧，2010：《中国历史大辞典》，上海：上海辞书出版社，第 308 页。

史·艺文志》中就记载了农书 107 部、423 卷^①。契丹、女真、党项、蒙古等游牧民族与汉民族频繁交往，加速了农业化进程，促进了民族融合，共同推动了中华农耕文明的发展。农耕文明的高度繁荣有力支撑了中华文明成为世界文明的中心。

第四个时期：中华农耕文明的徘徊与危机——明、清、民国时期（1368—1949 年）。明清时期，国家空前统一，社会总体安定，人口增长迅猛，传统农业达到高峰后出现停滞状态。人地矛盾愈加尖锐、自然灾害频发、赋税繁重以及技术革新缓慢，阻碍了农业生产发展和人民生活水平的提高。为解决口粮不足问题，黄耆、马齿苋等数百种植物被用作救荒食物（闵宗殿，2020a），《救荒本草》《野菜谱》等减灾救荒类农书也相继出现。番薯、玉米、马铃薯等高产粮食作物的引进，改善了农业种植结构，加之改造盐碱地、合理施肥、推广多熟制度等措施的采取，有效增加了粮食供给。但人均粮食占有量总体仍呈下降趋势（国务院发展研究中心农村经济研究部课题组，2012）。与隋、唐、宋、元时期相比，明清时期在生产技术、农作制度、发展水平和思想观念等方面没有明显突破，加之闭关锁国，对外交流减少，思想禁锢越发严重，中华农耕文明的发展总体上处于徘徊不前的状态。鸦片战争后，中国从一个以自给自足的自然经济为基础的封建社会，逐渐沦为半殖民地半封建社会。为救亡图存，一些仁人志士在“西学东渐”的影响下，引进西方先进农业技术，创建农业学堂和试验农场，开办农会，创办农报，译介外国农学著作，试图改良传统农业。但由于战乱频繁、社会动荡，国家积贫积弱的局面异常严峻，农业发展水平与西方的差距逐渐拉大，中华农耕文明遭受重大挫折。

第五个时期：中华农耕文明的创新与复兴——1949 年中华人民共和国成立以来。在中国共产党的坚强领导下，伴随着中华民族伟大复兴进程的推进，中华农耕文明迈入传承创新发展的新阶段。新中国成立初期，恢复与发展农业生产，完成农业社会主义改造。改革开放后，实行家庭联产承包责任制，解放与发展农村社会生产力，终结了延续 2600 多年的农业税，大大减轻了农民负担，长期困扰中国人的温饱问题得到解决。党的十八大以来，党中央把解决好“三农”问题作为全党工作的重中之重，坚持农业农村优先发展，全面推进乡村振兴。实施农村土地“三权”分置改革，有效激发农业农村生产要素活力。实施“藏粮于地”“藏粮于技”战略，农业综合生产能力显著提升。2021 年，全国农机总动力达到 10.78 亿千瓦，农作物耕种收综合机械化率超过 72%^②，粮食产量达到 6828.5 千克，人均粮食占有量达到 483 千克，高于国际公认的 400 千克粮食安全线，做到了谷物基本自给、口粮绝对安全。品种更加丰富多样，棉油糖胶稳定发展，肉蛋奶、水产品、果菜茶供给充裕^③。脱贫攻坚战取得全面胜利，农村贫困人口全部脱贫，区域性整体贫困得到解决，创造了人类减贫史上的奇迹，亿万农民同全国人民一道迈入全面小康。中华农耕文明展现出新的生机和活力，为建设中华民族现代文明奠

^①（元）脱脱等撰，2013：《宋史》卷 205《艺文四》，北京：中华书局，第 5207 页。

^②资料来源：《2021 年全国农业机械化发展统计公报》，http://www.njhs.moa.gov.cn/nyjxhqk/202208/t20220817_6407161.htm?eqid=c9ff797100050ba20000000664390ab5。

^③资料来源：《答好新时代乡村振兴考题——“中国这十年”系列主题新闻发布会聚焦农业农村历史性成就》，https://szb.farmer.com.cn/2022/20220628/20220628_001/20220628_001_8.htm。

定了坚实基础。

三、中华农耕文明蕴含的重要思想理念

中国是农业大国，也是农业古国。五千多年来，泱泱华夏孕育出了灿烂辉煌的农耕文明，凝聚着中华民族的伟大智慧，体现着中华民族对人与自然、人与社会之间关系和规律的认识和把握，具有旺盛和持久的生命力。在重农固本、粮食保障、土地利用、农业技术、生态保护、激发民力、人居环境、乡村治理等方面，中华农耕文明形成了丰富的传统智慧和独特的价值理念，值得深入挖掘并传承弘扬。

（一）中华农耕文明蕴含着农为邦本的重农观

“务农重本，国之大纲。”^①中国自古以来就把农业作为治国理政的根本，始终重视农业发展。历朝历代的政治家、思想家都认为农业是国家经济的基础，是民族生存发展的命脉。古语曰：“五亩之宅，树之以桑，五十者可以衣帛矣。鸡豚狗彘之畜，无失其时，七十者可以食肉矣。百亩之田，勿夺其时，数口之家可以无饥矣。”^②孟子主张“仁政必自经界始”^③，富民必先“易其田畴，薄其税敛”^④，体现了“农强则民富、民富则国强”的重农思想。荀子认为社会财富的多寡、国家的兴衰、民众的贫富主要取决于农业生产的状况，提出应发展农业，尽力强本（涂平荣，2007）。司马光提出农乃“天下之首务”^⑤，主张劝农、惜农、恤农。可见，历代先贤均将农业作为国家发展的重中之重。在重农思想的影响下，历朝历代颁布一系列法令以促进农业生产。宋神宗时期推行“青苗法”“方田均税法”“农田水利法”，明神宗时期全面推行“一条鞭法”，清康熙时期废除“人丁税”，推行“滋生人丁，永不加赋”“摊丁入亩”政策。在传统的农耕社会中，农事与农业既是普通民众安身立命之本，也是国家繁荣安定之基，故农业既是民之大事，亦为国之大事（方锡良，2016）。重农思想和农本观念成为古代社会发展经济、治国安邦的选择。中华民族五千多年的历史表明，只有当农业兴旺、农村安定、农民乐业时，社会才能稳定，国家才能兴盛；反之，则社会动荡，政权不稳。

（二）中华农耕文明蕴含着粮安天下的食物观

“洪范八政，以食为首。”^⑥中国自古重视粮食生产与供给，在长期的历史进程中形成了较为完备的粮食安全思想体系，并将粮食生产和粮食储备上升到关乎国家存亡的高度。《管子》记载：“粟者，王之本也，人主之大务，有人之涂，治国之道也”^⑦，管仲向齐桓公提出“服帛降鲁梁”的“农

^①（唐）房玄龄等撰，1974：《晋书》卷38《文六王传》，北京：中华书局，第1132页。

^②（清）焦循撰，1987：《孟子正义》卷2《梁惠王上》，沈文倬点校，北京：中华书局，第55页、第58页。

^③（清）焦循撰，1987：《孟子正义》卷10《滕文公上》，沈文倬点校，北京：中华书局，第348页。

^④（清）焦循撰，1987：《孟子正义》卷27《尽心上》，沈文倬点校，北京：中华书局，第912页。

^⑤（宋）李焘撰，1995：《续资治通鉴长编》卷196，上海师范大学古籍整理研究所、华东师范大学古籍整理研究所点校，北京：中华书局，第4755页。

^⑥（汉）班固著，1962：《汉书》卷10《成帝纪》，（唐）颜师古注，北京：中华书局，第314页。

^⑦黎翔凤撰，2004：《管子校注》卷15《治国》，梁运华整理，北京：中华书局，第927页。

战”计划。齐国通过抬高绌的价格，引诱鲁、梁两国放弃粮食生产，举国从事绌的生产加工和贸易，结果导致两国在短短三年内便因粮食短缺而发生动荡^①。可见，粮食安全与国家政权的稳定息息相关。因此，中国古代政治家、军事家都高度重视粮食问题。孙子曰：“军无辎重则亡，无粮食则亡。”^②他强调在进攻阶段“因粮于敌”，相持阶段“以饱待饥”，防御阶段“坚壁清野”。西汉时期的政论家贾谊提出了“积贮”论，认为粮食积贮是“战、守、攻、怀敌与附远”的先决条件。他在《论积贮疏》中提出：“夫积贮者，天下之大命也。苟粟多而财有余，何为而不成？以攻则取，以守则固，以战则胜。怀敌附远，何招而不至？”^③古代粮食安全最基本的内涵是重视粮食生产和粮食储备，在思想、文化、制度方面的长期积累下，古代中国形成了独特的粮食安全观念（吴宾等，2006）。在重粮思想的影响下，历代政权均把粮食问题放在突出位置，鼓励粮食生产，加强粮食储备，以此保障国家稳定和安全。

（三）中华农耕文明蕴含着拓土肥田的土地观

土地是最重要的农业生产资料，是中华民族永续发展的根基。管子曰：“民事农则田垦，田垦则粟多，粟多则国富，国富者兵强，兵强者战胜，战胜者地广。是以先王知众民、强兵、广地、富国之必生于粟也。”^④国家耕地状况决定国家粮食供给，也决定国家贫富和生死存亡。秦国商鞅变法，鼓励开荒种粮。汉末曹操采纳枣祗、韩浩等的建议，“募民屯田许下，得谷百万斛”^⑤，并颁布《置屯田令》，有效恢复了农业生产。曹魏末期，屯田得到极大发展。南北朝时期，北魏屯田最为典型，设立专门的屯田管理机构，屯田垦殖遍及边疆各地，并在内地各州县招募农民屯垦。此后，隋、唐、宋、元、明、清都实行屯田制度。古代开荒拓土的做法与当今“藏粮于地”的本质是一致的。在积极屯田的同时，中国先民还通过用地与养地相结合的方式，采取多种手段改良土壤，培肥地力。《礼记·月令》总结了季夏之月“土润溽暑，大雨时行，烧薙行水，利以杀草，如以热汤，可以粪田畴，可以美土疆”^⑥的经验。西汉农学家赵过倡行“代田法”，使土地轮换休闲以恢复地力。西晋郭义恭在《广志》中总结了绿肥和水稻轮作复种的经验，并提倡绿肥美田、施肥改土（华南农业大学农业历史遗产研究室，1982）。宋代，“美田”“肥田”之法发展为“地力常新壮”论。《陈旉农书》中提出：“或谓土敝则草木不长，气衰则生物不遂，凡田土种三五年，其力已乏。斯语殆不然也，是未深思也。若能时加新沃之土壤，以粪治之，则益精熟肥美，其力当常新壮矣，抑何敝何衰之有？”^⑦《王桢农书》

^①黎翔凤撰，2004：《管子校注》卷24《轻重戊》，梁运华整理，北京：中华书局，第1514-1515页。

^②（春秋）孙武撰，1999：《十一家注孙子校理》卷中《军争篇》，（三国）曹操等注，杨丙安校理，北京：中华书局，第140页。

^③（汉）班固著，1962：《汉书》卷24《食货志》，（唐）颜师古注，北京：中华书局，第1130页。

^④黎翔凤撰，2004：《管子校注》卷15《治国》，梁运华整理，北京：中华书局，第924页。

^⑤（西晋）陈寿撰，1982：《三国志》卷1《魏书·武帝纪》，（南朝宋）裴松之注，北京：中华书局，第14页。

^⑥（清）孙希旦撰，1989：《礼记集解》卷16《月令第六之二》，沈啸寰、王星贤点校，北京：中华书局，第459页。

^⑦（宋）陈旉著，2015：《陈旉农书校释》卷上《粪田之宜篇》，刘铭校释，北京：中国农业出版社，第57页。

专辟粪壤篇，论述施肥改土的理论与技术^①。中国传统农业合理耕作、积肥造肥等措施对保持地力具有重要作用（严火其，2015）。在拓土肥田思想的指导和实践下，中国耕地面积不断增加，部分原本贫瘠的土地逐渐成为良田，为农业进步和农耕文明发展奠定了坚实基础。

（四）中华农耕文明蕴含着务实创新的科技观

中国是世界农业起源中心之一。17 世纪以前，中国的农业科技一直居于世界前列，其原因在于形成了一套以土地集约化利用为基础、以先进农具为支撑、以水利工程为保障、以提高单产为目标的综合性精耕细作技术体系。农具的发明和应用是古代农业科技水平的重要体现之一。新石器时期，中国先民发明了用于耕播整地的农具——耒耜，并开辟了相当规模的农田，开创了真正意义上的耕播农业。西汉赵过发明了专门用于播种的机具——耧车，这是近代条播机的雏形，有了耧车的帮助，一人一牛可以“日种一顷”^②。春秋战国时期，铁制农具的应用和牛耕技术的推广，大大提高了耕作效率。东汉末年，龙骨车的发明满足了大田排灌的需要，一直到电力抽水机推广之前，龙骨车都是中国农村地区使用最广泛的排灌工具。由此可见，中国古代农具不断发展成熟，呈现出多样化、专业化的趋势，推进农业生产水平不断提升。水利工程是古代农业科技水平的又一重要体现，中国是世界上最早开发和利用水利工程的国家之一。春秋时期楚国令尹孙叔敖修建的陂塘工程“芍陂”，被誉为“世界塘中之冠”。秦昭王时期李冰父子主持修建的都江堰，让成都平原从此变成了“水旱从人”的“天府之国”^③，两千多年来一直发挥着防洪灌溉作用，至今灌区还覆盖 30 余个县（市、区）、近千万亩农田。中国古代利用江河湖泊，建设了一系列大型水利和田间灌排工程，在农业生产中发挥了重要作用。此外，中国先民很早就认识到种子在农业生产中的重要性。贾思勰在《齐民要术》中提出混合选种法，即每年选取长势较好的穗子单收单藏，作为第二年大田的种子^④，这种方法比欧洲早了 1300 多年。到了明清时期，才有了单株选种法，也叫“一穗传”，即选取一个具有优良性状的单株或单穗连续繁殖，从而培育出新品种。康熙曾经运用这种方法培育出当时著名的早熟品种“御稻”，并作为双季稻在江浙一带大面积推广（闵宗殿，1984）。清代官修的大型农书《授时通考》中，收录的水稻品种就达 3429 个（游修龄和曾雄生，2004）。由此可见，中国古代农业技术高度重视农业生产与自然要素相适应，注重挖掘人、地、器等生产要素的生产潜力（张森和郭占锋，2019）。历代先民在实践中因地制宜、推陈出新、发明创造，取得了大量农业科技成就，这是中国古代农业长期保持世界领先地位的重要基础。

（五）中华农耕文明蕴含着和谐共生的生态观

早在上古时期，人们就形成了天地至上、敬天重地的重要理念。历代先贤意识到，在适应自然、改造自然的过程中，要注重人与自然和谐相处，尊重自然发展规律，以达到维护生态平衡、实现可持续发展的目的。中国传统农业在春秋战国时期就懂得合理利用和保护自然资源，并善于巧妙利用生物

^①（元）王祯撰，1956：《王祯农书》卷3《农桑通诀·粪壤篇》，北京：中华书局，第23页。

^②（北魏）贾思勰著，1998：《齐民要术校释（第二版）》，缪启愉校释，北京：中国农业出版社，第50页。

^③刘晓东等点校，2000：《华阳国志》，（东晋）常璩撰，济南：齐鲁书社，第30页。

^④（北魏）贾思勰著，1998：《齐民要术校释（第二版）》，缪启愉校释，北京：中国农业出版社，第54页。

间共生互养关系。这一时期，湖州产生了“桑基鱼塘”的农业生产模式，具有“塘基种桑、桑叶喂蚕、蚕沙养鱼、鱼粪肥塘、塘泥壅桑”的完整链条（中国农学会农业文化遗产分会和北京市海淀区京西稻文化研究会，2015），形成多层次的生态农业系统。这一种养结合模式至今仍具有较强的科学性和先进性，体现了尊重自然、敬畏生命的生态意识和价值理念。《论语》记载“子钓而不纲，弋不射宿”^①，即不用大网打鱼，不射夜宿之鸟。古语曰：“数罟不入洿池，鱼鳖不可胜食也。斧斤以时入山林，材木不可胜用也。”^②这体现了古代思想家关于自然资源“取之有时、用之有节”持续利用的传统智慧。中国古代朴素而独特的生态思想不断发展并形成了以合天时、地脉、物性之宜为核心的农业生态保护制度。西周时期颁布的《伐崇令》规定：“毋坏室，毋填井，毋伐树木，毋动六畜；有不如令者，死无赦。”^③这体现出对资源保护的极度重视。西周还专门设立掌管山林川泽的机构，制定政策法规，如“山虞掌山林之政令，物为之厉而为之守禁”^④“林衡掌巡林麓之禁令，而平其守”^⑤。秦国《田律》规定：“春二月，毋敢伐材木山林及雍（壅）隄水。”^⑥这说明，秦国已将保护生物资源思想形之于法律条文。几千年来，中国先民在生产实践中注重处理人与自然的关系，传统生态思想始终贯穿于农业生产实践，并不断深化发展（刘北桦和唐志强，2022），逐步形成了一套完整系统的生态保护制度。这是中国传统农业乃至中华农耕文明绵延发展的重要原因。

（六）中华农耕文明蕴含着激发民力的民本观

纵观历史，历代政治家、思想家都倡导“民本思想”，主张调动农民的积极性，改善生产关系，解放和发展生产力。周代实行井田制，“方里而井，井九百亩，其中为公田，八家皆私百亩，同养公田，公事毕，然后敢治私事”^⑦，使得农事耕种渐有秩序。春秋时期，统治阶层就认识到要实现“强民力”，必须“养民力”，民本思想已基本呈现出来，民为国家所重视，并视为根本（杨艳秋，2023）。

《管子·牧民》记载“量民力则事无不成”^⑧，《版法》记载“用力不可以苦”“用力苦则劳”^⑨。战国时期魏国李悝提出“尽地力之教”，认为“治田勤谨则亩益三升，不勤则损亦如之”^⑩，并制定了“平籴法”，平抑粮价，避免谷贱伤农。其法“行之魏国，国以富强”^⑪。秦国商鞅变法，奖励耕织，

^①（清）刘宝楠撰，1990：《论语正义》卷8《述而》，高流水点校，北京：中华书局，第276页。

^②（清）焦循撰，1987：《孟子正义》卷2《梁惠王上》，沈文倬点校，北京：中华书局，第54-55页。

^③（汉）刘向撰，1987：《说苑校证》卷15《指武》，向宗鲁校证，北京：中华书局，第378页。

^④（清）孙诒让撰，1987：《周礼正义》卷31，王文锦、陈玉霞点校，北京：中华书局，第1198页。

^⑤（清）孙诒让撰，1987：《周礼正义》卷31，王文锦、陈玉霞点校，北京：中华书局，第1204页。

^⑥睡虎地秦墓竹简整理小组，1978：《睡虎地秦墓竹简》，北京：文物出版社，第26页。

^⑦（清）焦循撰，1987：《孟子正义》卷10《滕文公上》，沈文倬点校，北京：中华书局，第361页。

^⑧黎翔凤撰，2004：《管子校注》卷1《牧民》，梁运华整理，北京：中华书局，第14页。

^⑨黎翔凤撰，2004：《管子校注》卷2《版法》，梁运华整理，北京：中华书局，第127页。

^⑩（汉）班固著，1962：《汉书》卷24《食货志》，（唐）颜师古注，北京：中华书局，第1124页。

^⑪（汉）班固著，1962：《汉书》卷24《食货志》，（唐）颜师古注，北京：中华书局，第1125页。

生产多者可免徭役，“僇力本业，耕织致粟帛多者复其身”^①，极大地调动了农民生产积极性。而秦始皇时期沉重的赋税和徭役，使民众的经济负担骤然加重，民力透支，农业生产受阻，引发了纷争四起的秦末之乱，最终导致秦朝二世而亡。汉初汲取秦末的教训，推行休养生息政策，农业生产得到空前发展。到了汉武帝时期，“太仓之粟陈陈相因，充溢露积于外，腐败不可食”^②。北魏推行均田制，男女皆可授田。隋唐推行租庸调制，减轻农民负担，促进了农业生产。唐玄宗开元十四年（726）耕地面积约为东汉和帝元兴元年（105）的两倍（闵宗殿，2020b）。宋代大力推行劝农制度，专门设立劝农司，对鼓励农业生产发挥了重要作用。民本思想体现了重视民意、民生和利用民力发展农业生产、巩固社会秩序的传统智慧。民本思想作为一种深刻的政治理念和现实力量，在中国社会政治生活中产生了重大和广泛的影响（诸凤娟，2012）。在以手工劳动为基础的自然经济占主导地位的中国古代社会，“强民力”“养民力”伴随着农业生产关系的变革与进步，不断推动着农耕文明的演进发展。

（七）中华农耕文明蕴含着崇尚自然的田园观

中国传统的农业生产方式以及“天人合一”的哲学思想，孕育出追求依山傍水、田园风光的家园文化，逐渐形成了崇尚自然的价值理念。先民对恬静闲适生活的希冀和向往，体现在诸如“采菊东篱下，悠然见南山”“绿树村边合，青山郭外斜”等诗句中。中国幅员辽阔、气候多样，各地区的人们依据当地的自然条件和资源禀赋建造房屋，展现了独到的智慧。江南地区的“四水归堂”式民居利于通风和排水；福建的土楼有较强的防卫功能；西北的窑洞冬暖夏凉；西南的干阑式民居利于防洪防潮、防虫防兽。在村落布局上，中国人讲究“顺其自然”，与当地山势、水系、道路相结合。被列入第四批中国传统村落名录的广西壮族自治区龙州县中山村，坐落于一船形山岗上，为顺应自然地形，村庄按船形建设，中部为街道广场，用作集市和节日活动的场所，东面为陆地交通入口，西面是水路交通码头，自然景观与人文景观交相辉映、和谐统一。被列入世界文化遗产的安徽省黟县宏村三面环山，依山水地势建成牛形村庄以及连通全村的人工水系。村庄中部的月沼为牛胃，用于贮水防火，也是村民聚集活动的区域；蜿蜒流过全村各家门前的水圳为牛肠，方便村民生活起居；南湖为牛肚子，是涵养生态的重要水源；湖上架起的4座桥梁为牛腿，畅通村落对外往来，堪称传统民居中尊重自然、利用自然的样板。传统民居是最具有地域性和气候适宜性的物质载体，是以人与环境和谐共处为目的而形成的实践活动场所，其与环境地貌的完美交融以及独具特色的营建样式，蕴藏着古人的生态智慧（刘校汲和侯梅芳，2022）。时至今日，遍布于广袤大地的传统村落仍然承载着华夏五千多年亲近自然、和谐共生的理念（李华胤，2022）。

（八）中华农耕文明蕴含着崇礼亲仁的德治观

礼仪是以建立和谐社会为目标的行为规范和道德准则，包含对自我的克制以及对他人的理解。周公制礼作乐，奠定了中华文明德治的基石。儒家认为“礼之用，和为贵”^③，主张“为国以礼”^④，把

^①（汉）司马迁撰，1959：《史记》卷68《商君列传》，北京：中华书局，第2230页。

^②（汉）班固著，1962：《汉书》卷24《食货志》，（唐）颜师古注，北京：中华书局，第1135页。

^③（清）刘宝楠撰，1990：《论语正义》卷1《学而》，高流水点校，北京：中华书局，第29页。

“礼”作为治理国家、管理社会的重要手段。《左传·隐公十一年》记载：“礼，经国家，定社稷，序民人，利后嗣者也。”^①荀子认为，“人无礼不生，事无礼不成，国家无礼不宁”^②。农业不仅具有经济属性和社会属性，而且在维系人与土地、人与人、人与国家的关系方面发挥着重要作用。这是中华农耕文明德治观的根源，也是礼俗习惯和村规民约的体现（赵敏，2005；卢瑶玥等，2023）。就礼俗习惯而言，《礼记·月令》记载，每逢春天，周天子率领三公九卿、诸侯大夫到东郊迎春，祭祀芒神，祈求农业丰收。这种遵循自然节律的理念被巧妙地投射到个体生命与社会秩序的结构之中（隋斌和张建军，2020）。清明祭祖等各具节气时令特色的礼仪活动一直延续至今。就村规民约而言，北宋的《吕氏乡约》是中国历史上第一部成文的村规民约，包含“德业相劝、过失相规、礼俗相交、患难相恤”等内容，为后世乡村自治奠定了理论和实践基础。德治作为一种以社会规范和村规民约等手段进行治理的非正式制度，在中国传统社会治理体系中占据重要地位。这种通过礼俗结合以化成天下的德治实践，对现代社会风气的改善和乡村治理等仍有诸多有益启示（马良灿和康宇兰，2022；余慧，2023）。很多古代村规民约至今仍保存完整，其中所包含的礼仪规范，成为德治文化的重要元素。中华农耕文明所包含的习礼、尊礼的道德规范和公序良俗，体现了以德化人的德治思想，蕴含着中国人勤勉自持、睦邻友群、尊老爱幼、守望相助的文化特质，代代相传、沿袭数千年而不衰，浸润在中国人的处世原则中，对维系乡村社会和谐稳定发挥了独特作用。

四、中华农耕文明思想智慧对建设农业强国的现实启示

中华农耕文明博大精深、历久弥新，为农业农村经济发展提供了丰富的生产技术、管理经验与文明观念。新时代新征程建设农业强国，要立足“三农”发展实际，对照农业供给保障能力强、农业科技创新能力强、农业可持续发展能力强、农业竞争力强和农业发展水平高，即“四强一高”的基本特征（魏后凯和崔凯，2022），把赓续中华农耕文明与建设农业强国的目标任务结合起来，充分发挥中华农耕文明思想理念对推动农业强国建设的作用。

（一）坚持农为邦本的重农观，建设农业农村优先发展的农业强国

无论社会现代化程度有多高，农业始终是关系中国人饭碗的基础产业，农村始终是关系社会稳定的战略后院，农民始终是关系政权巩固的重要群体（唐仁健，2021）。长期以来，中国是“农业大国”，但非“农业强国”。这主要表现在：一是中国农业规模大，但农产品供给保障能力还不强，不能最大限度地实现自给自足，满足人民日益增长的食物消费需求；二是农业总产量高，但核心竞争力有待提升，生产要素配置、品牌竞争力等方面还有很大提升空间；三是农业技术得到大面积推广应用，但关键技术和核心创新能力还有待提升，农业科技贡献率与发达国家相比还有较大差距；四是粗放式农业

^①（清）刘宝楠撰，1990：《论语正义》卷14《先进》，高流水点校，北京：中华书局，第482页。

^②杨伯峻编著，1990：《春秋左传注》，北京：中华书局，第76页。

^③（清）王先谦撰，1988：《荀子集解》卷19《大略篇》，沈啸寰、王星贤点校，北京：中华书局，第495页。

增长方式尚未得到根本扭转，2021 年化肥农药利用率约为 40%^①，农田灌溉水有效利用系数为 0.568^②，与发达国家尚有较大差距。建设农业强国是保障中国 14 亿多人生存发展的国家安全战略，也是应对外部环境不确定性的重大战略安排。

要传承弘扬中华农耕文明农为邦本的重农观，树牢“强国必先强农，农强方能国强”的发展理念。一要健全党领导“三农”工作体制机制。实行中央统筹、省负总责、市县乡抓落实的农村工作领导体制，完善五级书记抓乡村振兴责任机制。二要落实“四个优先”。始终把解决好“三农”问题作为全党工作的重中之重，优先保障“三农”资金投入，建立乡村振兴财政投入保障制度；优先满足“三农”发展要素配置，引导资本、技术、人才等要素更多向乡村流动；优先安排农村公共服务，推进城乡基本公共服务标准统一、制度并轨；优先考虑“三农”干部配备，配齐配强各级“三农”工作领导班子。三要加快推进城乡融合。统筹编制和实施城乡发展规划，努力破解城乡二元结构和妨碍城乡要素平等交换、双向流动的体制壁垒。强化以工补农、以城带乡，推动形成工农互促、城乡互补、协调发展、共同繁荣的新型工农城乡关系。多途径拓宽农民增收致富渠道，持续缩小城乡收入差距，实现农民收入稳步增长，城乡协调发展。

（二）坚持粮安天下的食物观，建设粮食和重要农产品安全有效供给的农业强国

“粮食安全是‘国之大者’”^③，“保障粮食和重要农产品稳定安全供给始终是建设农业强国的头等大事”^④。随着社会经济发展和人民对美好生活的追求，粮食安全的内涵不断扩展。粮食安全不仅要保数量，还要保多样、保质量。党的十八大以来，中国粮食综合生产能力持续提升，但人多地少的矛盾仍然突出，同时国际形势复杂多变，气候变化导致的极端自然灾害多发，保障粮食安全的压力依然很大（He et al., 2022; 杜志雄, 2023）。

要传承弘扬中华农耕文明粮安天下的食物观，实施“以我为主、立足国内、确保产能、适度进口、科技支撑”的国家粮食安全战略，全方位夯实粮食安全根基。一要健全种粮农民收益保障机制。政策扶持与经营增效同时发力，健全价格、补贴、保险“三位一体”的政策体系，延伸粮食产业链条，实现种粮节本提质增效，让农民种粮有钱赚、多得利。二要压紧压实粮食安全责任。全面落实粮食安全党政同责，健全粮食安全考核机制，做到主产区、主销区和产销平衡区饭碗一起端、责任一起扛。强化“藏粮于地”“藏粮于技”的物质基础，加大力度建设高标准农田，加强重要农产品生产保护区和特色农产品优势区建设，实施新一轮千亿斤粮食产能提升行动。警惕自然灾害、气候变化等对粮食安全的突发冲击，积极探索粮食安全储备、应急流通供应的多渠道存储供应路径，创建多元粮储新格局。

^①资料来源：《化肥农药使用量零增长行动目标顺利实现 我国三大粮食作物化肥农药利用率双双达 40%以上》，http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/202101/t20210117_6360031.htm。

^②资料来源：《关于发布 2021 年度实行最严格水资源管理制度考核结果的公告》，http://www.mwr.gov.cn/zw/tzgg/tzgs/202206/t20220627_1581928.html。

^③参见习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第 330 页。

^④参见习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第 6 期，第 8 页。

持续推动更高水平农业对外开放，牢牢把握农产品进出口贸易主动权。三要践行大食物观。加快农业供给侧结构性改革，在保护好生态环境的前提下，向森林、草原、江河湖海要食物，向植物动物微生物要热量、要蛋白。大力发展设施农业，全方位、多途径开发食物资源，构建多元化食物供给体系，更好地满足人民群众日益多元化的食物消费需求，持之以恒开展粮食节约行动。

（三）坚持拓土肥田的土地观，建设耕地数量质量双保障的农业强国

耕地是农业生产的命根子，是中华民族永续发展的根基。如何管好用好耕地始终是一个基础性、全局性、战略性的问题，只有把耕地保护好、建设好，国家的粮食安全才有可靠保障。中国耕地质量总体不高，中低产田占到七成，缺乏水利灌溉设施的旱地占到一半，位于年降水 400 毫米以下地区的耕地占 15.8%，部分省份耕地后备资源已经严重不足，全国土壤强酸性耕地面积达 2.93 亿亩^①，部分地方地力严重透支，水土流失、地下水严重超采、土壤退化、面源污染加重已成为影响农业可持续发展的突出问题（Huang et al., 2014；喻永红等，2021）。

要传承弘扬中华农耕文明拓土肥田的土地观，既要管住耕地数量，也要管控耕地用途、提升耕地质量。一要严守耕地红线。落实耕地保护党政同责，以“长牙齿”的硬措施，坚决守住 18 亿亩耕地红线。科学编制和实施国土空间规划，划实补足永久基本农田。二要严格耕地用途管控。明确耕地种植优先序，坚决遏制耕地“非农化”、基本农田“非粮化”，确保“良田粮用”。强化耕地使用的法制保障、政策支持和监测监管。三要提升耕地质量。大力建设高标准农田，逐步把 15.46 亿亩永久基本农田全部建成适宜耕作、旱涝保收、高产稳产的现代化良田。推进现代化灌区建设和改造，提升农田抗旱排涝防渍减灾能力。稳步推进黑土地保护利用，扎实推进盐碱地综合治理和开发利用，有序推进酸化耕地治理，实行耕地轮作休耕制度，整治地下水漏斗区、重金属污染区，确保地力常新。

（四）坚持务实创新的科技观，建设农业科技和农机装备先进的农业强国

农业的根本出路在于现代化，现代化的关键在于科技进步。农业科技自主创新能力是农业强国的重要标志。当前，中国农业科技水平与发达国家相比仍有一定差距，主要表现为三个方面：一是核心种源、生物育种和智慧农业等前沿技术亟待突破；二是设施装备研发应用集成水平不高；三是农业技术推广体制机制不健全，科技成果转化率低（何可等，2023）。

要传承弘扬中华农耕文明务实创新的科技观，着力提升农业科技贡献率。一要加快实现农业科技自立自强。以突破“卡脖子”技术为重点，以产业急需为导向，在自主创新和集成创新上，不断取得原创性重大成果。二要提升农业设施装备水平。加强农业设施装备工程化协同攻关，加快大马力机械、丘陵山区适用机械和高端智能机械研发制造，大力发展设施农业，用现代化的设施装备支撑农业稳产增产。三要改革优化农技推广模式。健全产学研推协同开展农业技术推广的体制机制，加快科技成果市场化、产业化步伐；加强农业科技社会化服务体系建设，扩大科技成果转化利用的覆盖面。

^①参见中央农村工作领导小组办公室，2023：《习近平关于“三农”工作的重要论述学习读本》，北京：人民出版社、中国农业出版社，第 32 页。

（五）坚持和谐共生的生态观，建设绿色低碳可持续发展的农业强国

农业可持续发展是建设农业强国的必经之路。坚持农业可持续发展是对中国农业发展模式的反思，也是对中华农耕文明生态思想、生态伦理的再重视。农业农村是生态产业和生态系统的重要屏障。农业发展活动必须尊重自然、顺应自然、保护自然。当前，部分地方围湖造田、围海造地、过度养殖、过度捕捞等现象还时有发生，秸秆、农膜、畜禽粪污还未得到很好的回收利用。

要传承弘扬中华农耕文明和谐共生的生态观，走绿色可持续发展之路。一要健全以绿色生态为导向的农业政策支持体系。坚持生态效益和经济效益并重，大力发展生态循环农业，实现系统性低碳循环发展，形成同市场需求相适应、同资源环境承载力相匹配的现代农业生产方式，让良好生态成为乡村振兴的支撑点。二要大力做好“土特产”文章。着力开发乡土资源，拓展农业多种功能，挖掘乡村多元价值，促进价值链提质增效。围绕“三品一标”建设，供给更多绿色、有机和名特优新产品，促进供给优化升级。高水平建设优势特色产业集群、现代农业产业园区、农业产业强镇，集聚产业发展要素力量，贯通产加销、融合农文旅、对接科工贸，促进产业链条延伸锻造。三要集成推进农业面源污染防治。依托国家农业绿色发展先行区，探索建立全链条全要素综合防治机制，持续实施农药化肥减量增效行动，推动农业农村废弃物和农产品副产物的综合利用等产业集成发展。

（六）坚持激发民力的民本观，建设经营主体充满活力的农业强国

农民是农业强国建设的主要参与者和直接受益者。只有充分调动农民的积极性、主动性、创造性，发挥农民的主体作用，才能有效推进乡村全面振兴。当前，农村各类人才紧缺，主要原因在于三个方面：一是外出务工收入长期高于农业生产经营收入，大量农村劳动力转移到城镇；二是城乡二元结构下农村基础设施建设，以及教育、医疗等公共服务和社会保障制度长期滞后于城镇；三是农民缺乏职业培训和良好的创业前景，而高等教育体系培养出的农业人才又很难长期扎根农村。

要传承弘扬中华农耕文明激发民力的民本观，充分调动农民的生产积极性。一要巩固和完善农村基本经营制度。保持农村土地承包关系稳定并长久不变，落实集体所有权、稳定农户承包权、放活土地经营权，不断健全以农户家庭经营为基础、合作与联合为纽带的现代农业经营体系。二要着力提升农民素质和培育壮大新型农业经营主体。深入实施“头雁计划”，培养更多增收致富带头人，引导传统农民向高素质农民转变；大力发展家庭农场、农民专业合作社和农业产业化龙头企业，充分发挥联农带农作用，促进经营规模化、组织化、产业化水平全面提升。三要建立高效的社会化服务体系。加快建设专业化服务组织，创新多元化服务方式，促进小农户与现代农业有机衔接。

（七）坚持崇尚自然的田园观，建设宜居宜业和美乡村的农业强国

乡村既是农业生产的空间载体，也是广大农民的家园故土。把乡村建设好，推动乡村实现由表及里、形神兼备的全面提升，对于推进农业农村现代化、不断满足广大农民对美好生活的新需要新期待具有重要意义。当前乡村建设存在两个方面突出问题：一是许多农村基础设施、公共服务与城镇存在较大差距，亟须完善提升；二是部分地方打着“现代化”的旗号，乱拆乱建，使原有的田园风貌和乡村承载的传统文化功能遭到破坏，严重损害乡村的人文情怀和历史底蕴。

要传承弘扬中华农耕文明崇尚自然的田园观，按照尊重规律、因地制宜，注重保护、体现特色，节约资源、绿色建设的原则，建设宜居宜业和美乡村。一要有序推进农村人居环境由点及面整体提升。编制并实施好“多规合一”的实用性村庄规划，加强蕴含乡韵、承载乡愁、融入肌理的秀美乡村建设，打造各具特色的现代版“富春山居图”，实现山清水秀、天蓝地绿、村美人和。二要稳步提升农村基本公共服务水平。加强农村基础设施建设，补齐产业路、旅游路、仓储物流设施短板，推进农村教育、医疗卫生、养老服务等基本公共服务均等享有、便利可及。三要保护好传统村落和文化遗产。加大对古镇、古村落、民族村寨、历史遗迹、文物古籍的保护力度，强化对农耕技艺、传统手工艺、民俗节庆的活态传承，使乡村成为望得见山、看得见水、记得住乡愁的美丽家园。

（八）坚持崇礼亲仁的德治观，建设乡村文化繁荣兴盛的农业强国

加快建设农业强国，推进农业农村现代化，不仅要让农民的物质生活富裕，也要让农民的精神生活富足。乡村振兴，既要塑形，也要铸魂。然而，“当前，一些村庄优秀道德规范、公序良俗失效，不孝父母、不管子女、不守婚则、不睦邻里等现象依然存在，红白喜事盲目攀比、大操大办等现象时有发生。”^①这些现象，不仅损害了农民的利益和形象，也影响了乡村的发展和进步。

要传承弘扬中华农耕文明崇礼亲仁的德治观，推动形成文明乡风、良好家风、淳朴民风。一要深化农村精神文明建设。将中华农耕文明中蕴含的向善、为和、有序的价值观念与和谐、文明、法治等现代价值观念相融合，使之成为涵养社会主义核心价值观的重要源泉。二要推动移风易俗。完善村规民约等社会规范，弘扬传统美德和良好风尚，发挥礼仪制度的教化作用，引导农民向上向善、孝老爱亲，革除高价彩礼、厚葬薄养等陈规陋习，营造弘扬新风正气的良好氛围。三要丰富乡村文化生活。结合民俗文化、民间传统技艺、乡土风情风貌，因地制宜举办农民群众喜闻乐见的文体活动，不断增加富含农耕、农趣、农味的文化产品和服务供给。充分发挥农民丰收节、农民文化艺术节等平台载体功能，强化对乡村文化建设的引领带动作用。

五、结语

按照生产技术、农作制度、发展成就和思想理念等方面的主要特征，中华农耕文明发展历程可分为形成与发展、提升与壮大、成熟与繁荣、徘徊与危机、创新与复兴五个时期。中华农耕文明蕴含的思想理念主要包括：农为邦本的重农观、粮安天下的食物观、拓土肥田的土地观、务实创新的科技观、和谐共生的生态观、激发民力的民本观、崇尚自然的田园观和崇礼亲仁的德治观。中华农耕文明彰显中华民族深厚的历史底蕴和传统智慧，赓续中华农耕文明对加快建设农业强国具有重要的理论价值和现实启示。当然，传统农耕文化由于其历史局限性，还存在一些弊端，要取其精华、去其糟粕，守正创新、推陈出新，努力实现创造性转化和创新性发展。

^①参见中央农村工作领导小组办公室，2023：《习近平关于“三农”工作的重要论述学习读本》，北京：人民出版社、中国农业出版社，第116页。

参考文献

- 1.曹幸穗、王思明, 2020: 《中国农业通史·近代卷》, 北京: 中国农业出版社, 第4页。
- 2.杜志雄, 2023: 《全方位夯实粮食安全根基》, 《红旗文稿》第2期, 第29-32页。
- 3.方锡良, 2016: 《中国传统“农本”思想及其现代思考》, 《兰州大学学报(社会科学版)》第4期, 第9-17页。
- 4.国务院发展研究中心农村经济研究部课题组, 2012: 《中国特色农业现代化道路研究》, 北京: 中国发展出版社, 第323页。
- 5.何可、吴昊、曾杨梅, 2023: 《“双碳”目标下的智慧农业发展》, 《华中农业大学学报》第3期, 第10-17页。
- 6.华南农业大学农业历史遗产研究室, 1982: 《农史研究》(第二辑), 北京: 农业出版社, 第42页。
- 7.李华胤, 2022: 《习近平关于乡愁重要论述的核心要义与现实价值》, 《中国农村观察》第3期, 第2-18页。
- 8.刘北桦、唐志强, 2022: 《传统农业生态思想对绿色发展的启示》, 《中国农业资源与区划》第7期, 第1-7页。
- 9.刘校汲、侯梅芳, 2022: 《生态理念下的中国传统民居研究》, 《城市建筑》第14期, 第97-99页。
- 10.卢瑶玥、覃诚、方向明, 2023: 《村规民约对农村养老福利的作用机制分析——基于浙江省衢州市28个村的观察》, 《中国农村观察》第2期, 第109-125页。
- 11.马良灿、康宇兰, 2022: 《是“空心化”还是“空巢化”? ——当前中国村落社会存在形态及其演化过程辨识》, 《中国农村观察》第5期, 第123-139页。
- 12.闵宗殿, 1984: 《康熙和御稻》, 《农史研究》(第四辑), 北京: 农业出版社, 第87-90页。
- 13.闵宗殿, 2020a: 《中国农业通史·明清卷》, 北京: 中国农业出版社, 第240页。
- 14.闵宗殿, 2020b: 《中国农业通史·附录卷》, 北京: 中国农业出版社, 第139页。
- 15.唐仁健, 2021: 《百年伟业“三农”华章——中国共产党在“三农”领域的百年成就及其历史经验》, 《中共党史研究》第5期, 第5-18页。
- 16.隋斌、张建军, 2020: 《二十四节气的内涵、价值及传承发展》, 《中国农史》第6期, 第111-117页。
- 17.涂平荣, 2007: 《荀子重农思想探微》, 《安徽农业科学》第34期, 第11300-11301页、第11307页。
- 18.魏后凯、崔凯, 2022: 《建设农业强国的中国道路: 基本逻辑、进程研判与战略支撑》, 《中国农村经济》第1期, 第2-23页。
- 19.吴宾、朱宏斌、党晓虹, 2006: 《试论中国古代的粮食安全观》, 《兰州学刊》第6期, 第55-56页、第108页。
- 20.严火其, 2015: 《中国传统农业的特点及其现代价值》, 《中国农史》第4期, 第12-28页。
- 21.杨艳秋, 2023: 《先秦民本思想的萌发与形成》, 《中华文化论坛》第3期, 第53-67页、第189页。
- 22.游修龄、曾雄生, 2004: 《中国稻作文化史》, 上海: 上海人民出版社, 第415页。
- 23.余慧, 2023: 《以礼变俗: 传统礼学推进乡村德治现代化的路径探析——基于北山学派的礼学实践》, 《广西社会主义学院学报》第2期, 第100-103页、第112页。
- 24.喻永红、张志坚、刘耀森, 2021: 《农业生态保护政策目标的农民偏好及其生态保护参与行为——基于重庆十区县的农户选择实验分析》, 《中国农村观察》第1期, 第85-105页。
- 25.张波、樊志民, 2007: 《中国农业通史·战国秦汉卷》, 北京: 中国农业出版社, 第447页。
- 26.张森、郭占锋, 2019: 《中国古代农业技术对现代农业发展的启示》, 《农业现代化研究》第6期, 第891-899页。

- 27.赵敏, 2005: 《中国古代农业管理思想新论》, 《湖南农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第23-26页。
- 28.中国农学会农业文化遗产分会、北京市海淀区京西稻文化研究会, 2015: 《重要农业文化遗产赋》, 北京: 中央文献出版社, 第135页。
- 29.诸凤娟, 2012: 《古代民本思想的当代价值探析》, 《北京大学学报(哲学社会科学版)》第1期, 第123-129页。
- 30.He, K., F. L. Li, H. Wang, R. Y. Ming, and J. B. Zhang, 2022, "A Low-carbon Future for China's Tech Industry", *Science*, 377(6614): 1498-1499.
- 31.Huang, F., G. H. Wang, Y. Y. Yang, and C. B. Wang, 2014, "Overexploitation Status of Groundwater and Induced Geological Hazards in China", *Natural Hazards*, Vol.73: 727-741.

(作者单位: 全国农业展览馆〔中国农业博物馆〕)

(责任编辑: 何 可)

Chinese Agricultural Civilization: Historical Evolution, Ideological Concepts, and Practical Implications for Building up Strength in Agriculture

SUI Bin

Abstract: The Chinese agricultural civilization is the crystallization of production and life wisdom of Chinese people over thousands of years, and it is the foundation of building up strength in agriculture. This paper systematically reviews the history of Chinese agricultural civilization regarding five development periods of formation and development, enhancement and growth, maturity and prosperity, instability and crisis, innovation and revival, and extracts eight major ideological concepts inform the Chinese agricultural civilization. The concepts include the emphasis on agriculture as the foundation of the country, the recognition of food as the national safety net, the land concept of expanding and fertilizing the land, the scientific and technological concept of encouraging practice and innovation, the ecological concept of harmonious coexistence, the people-oriented concept of stimulating people's potential, the pastoral concept of admiring nature, and the moral governance concept of respecting etiquette and benevolence. On this basis, this paper proposes practical implications for accelerating building up strength in agriculture. It is necessary to prioritize the development of agriculture and rural areas, ensure safe and effective supply of grains and other important agricultural products, guarantee the quantity and quality of arable land, improve agricultural technology and machinery, promote sustainable development of agriculture, activate the vitality of new types of agricultural businesses, build livable and beautiful rural areas, and prosper rural culture. This paper innovatively explores the dimensions of historical and cultural perspectives as well as the development of Chinese agricultural civilization, and systematically extracts the ideological concepts of Chinese agricultural civilization, providing practical implications for building up strength in agriculture and strong support for building modern civilization of the Chinese nation, and enabling the long-standing Chinese agricultural civilization to play an more important role in the new era.

Keywords: Agricultural Civilization; Traditional Culture; Ideological Concepts; Strength in Agriculture

种植结构与短半径合作*

——来自合伙制企业的经验证据

黄玖立¹ 张玉书² 吴敏³ 冼国明¹

摘要：中国南方水稻种植区在长期的生产耕作方式中形成的互助协作传统和熟人关系网络，能够提供合作所需的信任、降低合作成本并遏制机会主义行为，从而促进地区内农户个体间短半径合作关系的建立。合伙制企业作为一种具有人格化特征的企业组织形式，往往在具备深厚信任基础的熟人社会关系之间缔结，且高度依赖个体间的紧密合作。基于这一特点，本文选取远离城市中心、市场发育相对滞后的县域作为观测单元，通过合伙制企业的盛行程度考察水稻种植传统对个体间短半径合作行为的影响。研究表明：水稻种植比例越高的县，合伙制企业在民营企业中的占比也越高；合伙制企业的运营受益于短距离的本地社会网络，因此这一关系在本地交易占比较高的行业中更加明显。本研究为种植结构影响个体经济合作行为提供了经验证据。

关键词：种植结构 短半径合作 合伙制企业

中图分类号：F129.9 **文献标识码：**A

一、引言

新中国经济脱胎于农耕经济，除了少数沿海地区和内河港口之外，许多地区在新中国成立前并没有经历市场经济的充分发育，仍处于自然半自然经济状态。中华人民共和国成立后，中国建立起高度集中的计划经济体制，农村地区经历短暂的农民土地所有制后走上了合作化与集体化道路。之后历经多次变革，传统的社会关系受到冲击，但耕作方式并未根本改变。受户籍制度的约束，农村地区与城市及周边地区处于相对割裂状态，从而使得与耕作方式有关的非正式制度“基因”得以部分保存。改革开放以后，随着市场取向的体制转型逐次展开，这些非正式制度通过各种方式替代或嵌入市场机制

*本文为国家自然科学基金面上项目“深度贸易开放与国内价值链重塑”（编号：71973072）、南开大学文科发展基金“制造企业高质量发展路径选择研究”（编号：ZB22BZ0208）的阶段性成果。感谢国家自然科学基金面上项目“中国县级政府的税收分成：事实、决定与影响”（编号：72273024）的资助。感谢匿名审稿专家的建设性意见，文责自负。本文通讯作者：吴敏。

重新发挥作用并延续至今（Knack and Keefer, 1997；张爽等，2007）。在现有研究的基础上，本文进一步考察农耕文明对当代个体经济行为的持续性影响，以管窥传统农业生产方式的长期经济后果。

中国地域辽阔，南北方地区由于不同的气候和地理条件有着不同的核心作物种植结构，基于种植结构的协作方式衍生出迥异的地区文化特征。由于气候条件与耕作方式不同，相比小麦种植，水稻种植需要更多的劳动投入，在灌溉、播种、收割等各个环节均需要家庭、社区（村庄）内部的分工、互助与协作（黄宗智，2000；费孝通，2012），这有利于不断强化社区（村庄）和亲族内部的熟人社会关系，促进彼此之间的相互信任（丁从明等，2018）。这种起源于耕作方式的互助协作传统及其衍生的熟人信任关系仿佛一个文化基因在家庭教育等代际传递过程中不断自我复制、绵延至今。

已有文献从不同角度讨论了麦稻种植传统及其文化特征差异的长期性影响，主要可分为两支。第一支文献发现，中国水稻种植区的个体具有更强的集体主义倾向，小麦种植区的个体则具有更强的个人主义特征（Talhelm et al., 2014）。Zhu et al.（2019）发现，较高的集体主义水平抑制了水稻种植区的技术研发和创新。Fan et al.（2022）则发现，来自水稻种植区且集体主义文化意识较强的企业创始人会让更多的家庭成员成为公司的所有者或管理者，进而降低公司治理的成本。第二支文献强调稻作传统及其熟人社会网络所能发挥的作用。丁从明等（2018）发现，中国南方水稻种植区具有更高的对于熟人（亲友近邻）的受限制信任（有限信任），而北方小麦种植区容易发展出对于陌生人（跨越血缘与地缘）的一般性信任。张博和孙涛（2023）的研究进而发现，水稻种植区基于传统耕作方式形成的熟人社会关系及其治理机制能够缓解信息不对称和保障契约执行，从而促进民间金融组织的发展。显然，两支文献的视角虽然不同，但基本逻辑是相通的，即集体主义行为离不开个体间的合作与信任，熟人与陌生人只是空间范围不同而已。在现有文献的基础上，本文试图回答水稻种植区长期以来的集体协调和互助协作传统是否能够促进当代个体间的经济合作行为。

选取合适的指标度量个体间的合作是经验研究的前提和难点。现实中，基于草根社会关系的个体间合作行为虽然十分频繁，但由于缺乏系统规范的记录，往往很难准确地度量。部分研究从民间借贷、工作搜寻等方面考察基于熟人社会网络的合作行为。例如：杨汝岱等（2011）、马光荣和杨恩艳（2011）发现亲友间的社交网络能够拓宽农民的民间借贷渠道；陈斌开和陈思宇（2018）发现宗族网络可以通过降低社会交易成本和促进交流合作来提升外来移民获得工作的概率。与现有文献相比，本文选取一种以个体间合作为基础的企业组织形式即合伙制企业作为考察对象。不同于有限责任、权责分明的现代公司制度，合伙人之间“共同出资、合伙经营、共享收益、共担风险”的特征体现在合伙制企业创立、出资、负债、经营和收入分配等各个环节（宋永新，2001；王利明，2013）。这些制度设定体现了合伙制企业的“人合”性质，即合伙制企业是基于合伙人之间的个人信任关系而设立的企业组织（王利明，2019）。这也意味着，合伙制企业往往建立在亲戚或朋友等相互信任的熟人对象之间^①。本文

^①来自司法案例的资料也体现了合伙制企业的这一特征（资料来源：《打造优良营商环境——盐城中院召开个人合伙纠纷审判情况新闻发布会》，https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_5104768；《个人合伙纠纷为何难以胜诉？》，<http://cdcdfy.hunancourt.gov.cn/article/detail/2014/10/id/1477836.shtml>）。

将这种合作关系定义为“短半径合作”，这里的“短半径”既指代社交关系的亲疏，也描述空间距离的远近^①。在水稻种植区，长期的互助协作传统及其衍生的熟人社会关系可以提供合作所需的信任、降低个体间的合作成本，同时防止合作成员的机会主义行为，从而为合伙制企业这种短半径合作关系提供生存土壤。

基于合伙制企业的这一特点，本文集中考察合伙制企业这种企业组织形式在种植传统迥异的南北方非城市地区^②之间是否存在显著差异。与现有文献相比，本文的边际贡献体现在两个方面：第一，本文用一种基于个体合作的合伙制企业来刻画基于熟人社会网络的短半径合作关系，这一视角有更为独特的优势，也拓展了现有文献对合作行为的度量方式；第二，本文从种植结构的角度探索地区间个体经济合作行为差异的历史根源，不仅在已有研究的基础上进一步提供种植文化影响长期经济发展的经验证据，同时有助于深入理解农业耕作传统、社会关系网络与非城市地区民营经济发展之间的关系。

二、理论分析与研究假说

（一）耕作方式与互助协作传统

以秦岭—淮河一线即 800 毫米等降水量线为界，中国大陆的农耕地区分为两个部分：北方属于干旱少雨的温带，拥有平原等纵深开阔地带，适宜种植小麦；南方属于气候湿润的亚热带，降雨量较大且地形起伏明显、河流湖泊众多，适宜种植水稻（韩茂莉，2012）。除了生活习俗和地理风貌的迥异之外，水稻种植区与小麦种植区的农户在劳动协作上也存在显著差别。这种差别部分起源于农业生产组织方式的必要性，部分起源于作物特定的劳动投入强度差异。

首先，相比小麦种植区，水稻种植区的生产组织需要熟人家户之间的协同作业。以灌溉为例，在北方平原地区，自然降雨往往即可满足小麦根系需要，即使在少雨季节需要人工补水（例如在立春后补充“返青水”，在植株开花抽穗后补充“灌浆水”），对水的消耗量也远低于水稻，这使得小麦适合在“旱地”生长。水稻则完全不同，除了收获环节之外，育秧、插播和生长等各个环节均需消耗大量的水，作物的根系需要长时期“浸泡”在稻田之中，从而对人工灌溉和水源调度提出了很高要求：一方面，由于水分随着日晒蒸发流失，除了自然降雨之外，稻田往往还需要水利系统进行人工引流灌溉；另一方面，在高强度降雨之后（例如梅雨季节），稻田也需要及时排水，以防止秧苗无法吸收光照或沾染病菌而减产^③。灌溉过程中，家户之间协调行动尤为重要（费孝通，2012）。特别地，如果稻田距离水源较远，播种前后的引水灌溉需要水源地和流经地之间所有农户的信任与通力协作。

其次，水稻种植的单位劳动强度明显高于小麦（韩茂莉，2012），这也使得水稻种植区内熟人家户间的协作与互助更加重要。例如，在作物收获过程中，虽然小麦与水稻的收割均存在抓住时间窗口

^① Greif and Tabellini（2010）将个体对熟人社交对象的信任关系定义为“受限制信任”，将对陌生人（跨越血缘与地缘）的信任关系定义为“普通信任”。本文将“受限制”改为了更为贴切的“短半径”。

^② 本文中的非城市地区指不包括市辖区的县域。

^③ 故而“没有充足的水分供应，没有对水分的精心管理，水稻是无法种植的，这是一般的常识问题”（冀朝鼎，2014）。

的问题，但水稻种植区的这种矛盾更加突出。稻谷成熟时，南方水稻种植区还处在多雨季节。为了争取天时，熟人家户之间多进行联合行动、序贯收割^①。在种植双季稻的地区，农户在七月早稻收获之后需要迅速利用耕牛和犁等农具将土壤翻开再引水灌溉，并赶在立秋之前插上晚稻秧苗，为禾苗争取充分的生长时长——这就是所谓的“抢收抢种”或“双抢”。这一时间窗口一般只有十几天的时间，因而需要相熟家户间的联合行动。

最后，南方水稻种植区河流纵横、湖泊众多，稻田灌溉所需水源得以储存和调剂，但塘堰湖泊的疏浚治理远超出一家一户之力，需要地区内所有家户间的集体协调与共同行动。对于堤坝、灌渠等水利工程，除了需要政府提供财政支持外，也需要广泛动员相关社区（村庄）、家族成员参与其中。这种起源于耕作方式的集体协调和互助协作传统不断强化着社区（村庄）和家族内部成员之间的互惠互利与相互信任，从而建立起基于熟人关系的社会网络。

（二）稻作传统与短半径合作

中国南方水稻种植区在长期耕作方式中形成的互助协作关系与熟人社会网络，能够在城市化程度较低、市场交易寡淡、法律体制尚不健全的城乡结合地区提供治理机制，降低熟人个体间的交易与合作成本，并在一定程度上遏制机会主义行为（Acemoglu and Wolitzky, 2020）。水稻种植区的熟人社会关系并非抽象意义上的存在，而是与宗族网络互为表里^②。与宗族成员（家庭成员、近亲、远亲）的交往合作构成了“熟人社交”的基础，也是“熟人社交”最重要的表现形式；以宗族成员为核心，又逐步延伸到对同学、朋友、同乡等熟人对象的社交关系（费孝通，2013）。紧密的社交关系一方面拉近了彼此之间的心理距离，建立起互信合作的情感基础，另一方面也形成了针对道德风险行为的声誉约束机制，这种机制能够通过“社区惩罚”发挥自动纠偏作用（Kandori, 1992; Ellison, 1994）。例如，在社区内部的交易中，一旦个别农户采取机会主义行为，则有可能被同一社区网络中其他所有成员孤立甚至抛弃。换句话说，熟人社会中的自然人声誉与现代经济中的社会信用体系有相似之处：一旦被拉入黑名单，就仿佛“社会性死亡”般寸步难行（Rauch, 1999; Rauch and Trindade, 2002; Greif and Tabellini, 2010, 2017）。水稻种植地区长期以来高度依赖家户间互助协作与集体协调的生产方式，不断地强化着熟人个体间互惠互利的正向反馈与“社区惩罚”的约束机制。

那么，如何衡量这种源自互助协作传统的个体合作关系呢？现实中，尽管个体间交易行为（如商品交换与民间借贷）也很频繁，但获取一手统计数据较为困难，而基于个体间信任合作关系缔结的企业组织形式具有明显的数据优势。合伙制企业为非独立法人，且基于个人的信任关系不仅是合伙制企业缔结的基础，也贯穿于企业的出资、负债、营业、收益分配等运营的全过程（宋永新，2001；王利明，2019）。一方面，合伙人对执行合伙事务享有同等权利，每一个合伙人均需对企业的经营活动负责，并平等地约定经营收益的分配规则；另一方面，每一个合伙人均对企业债务承担无限连带责任^③。

^①即赶在下雨之前多家联合起来为家户甲收割，等到天气再次放晴之时再联合起来为家户乙收割，如此等等。

^②众多研究发现，中国南方的宗族网络密度显著高于中国北方（Zhang, 2020; Dinicco and Wang, 2021; Cao et al., 2022）。

^③当然，特殊规定的情形除外。

从合作收益的角度看，每一个合伙人的行为都会影响其他合伙人能获得的收益；从合作风险的角度看，每一个合伙人都以自身的个人财产为其他合伙人进行无限担保。这意味着，合伙人彼此之间保持的是一种“熟人社会”中高度信任、紧密合作的关系。理性的合伙人不会与没有共同信任基础的人成立或经营合伙制企业。在具有互助协作传统的水稻种植地区，共同的互助互信基础可以降低企业内个体间的合作成本，社交关系形成的声誉约束机制可以防止合作成员做出不利于集体利益的机会主义行为，这有助于提高合伙制企业的合作经营效率，使具有短半径合作特点的企业组织形式在这些地区盛行。

稻作传统不仅作用于企业内部合伙关系的缔结，也在一定程度上影响合伙制企业的外部合作与交易范围。由于合伙制企业本身不具备独立法人资格，与合伙制企业打交道在很大程度上仍是与合伙人打交道，这也使得合伙人背后的社会关联因素仍然占据相当地位（宋永新，2001）。在本地交易占比较高的行业内，企业面对的大多是本地的客户和供应商，合伙制企业能够通过熟人社会网络与客户或供应商之间建立联系，起到促进交易的作用，因此合伙制的企业组织形式有较高的适用性。在水稻种植区，由于长期形成的互助协作传统以及较强的熟人社会网络，合伙制企业的这种适用性又会得到稻作传统的进一步强化，最终使得在本地交易占比较高的行业中稻作传统对短半径合作的影响更为明显。而在大量进行长距离异地交易的行业中，与企业进行交易的往往是外地的个人或企业，此时交易双方没有共同的社会关系和信任基础，合伙制企业基于“人合”特征的优势也就不复存在。

综上所述，本文提出如下核心研究假说。

H1：稻作传统有助于促进非城市地区的短半径合作，使合伙制企业在水稻种植地区更加盛行。

H2：稻作传统对短半径合作的影响程度受到行业区域性交易特征的调节作用，这一影响在本地交易占比较高的行业中会更为明显。

三、变量、模型与数据

（一）变量说明

1.被解释变量：合伙制企业比例。基于合伙制企业的“短半径合作”特征，本文使用县域合伙制企业的盛行程度来刻画地区内的短半径合作水平。合伙制企业盛行程度通过一个县之中合伙制企业数量占有所有民营企业数量的比例衡量，这一计算方式可以较好地控制地区内民营经济规模、企业家创业活跃程度等因素的影响。在稳健性检验中，考虑到采用企业数量衡量合作制企业比例可能在一定程度上忽略企业规模等信息，本文也使用企业的就业规模、营业收入和资产进行相应计算，即将县域合伙制企业的就业规模、营业收入和资产合计分别占县域所有民营企业就业规模、资产和营业收入合计的比例作为被解释变量。此外，本文还使用县域新成立合伙制企业数量占有所有新成立民营企业数量的比例作为新的被解释变量进行稳健性检验。

2.核心解释变量：水稻种植比例。水稻在中国有着悠久的种植历史，是中国最主要的粮食作物之一。由于对水分、土壤、光照等自然条件的要求，水稻适合种植在中国南方地区，种植边界大致位于北纬 $32^{\circ} \sim 35^{\circ}$ ，在地理上则与秦岭—淮河一线高度重合，这一条分界线也被认为是中国的“南北分界线”。对于稻作传统，本文使用水稻种植比例变量代理，以1957年县域水稻播种面积占粮食作物

总播种面积的比例衡量。

3.控制变量。为了尽可能控制影响地区内短半径合作的其他因素，本文选取的控制变量包括市场发育程度、地理区位和县域经济三大类。

市场发育程度是影响本文核心解释变量和被解释变量之间相互关系的关键因素。在城市化程度高、市场发育充分的地区，交易活动往往由市场规则和法律制度所规范，传统农业文化对经济活动所能产生的影响有限。首先，本文使用年末总人口减去农村人口数量再除以年末总人口所得的比重来衡量城市化率。其次，因为部分县在1957年后被设为市辖区或县级市，有研究认为“撤县设区”会对地区的经济结构和人口集聚产生重要影响（唐为和王媛，2015），因而本文根据当年时点上的行政区划信息构造是否市辖区和是否县级市两个虚拟变量。最后，本文使用各县所在省份的市场化指数作为衡量市场环境发育程度的代理变量。市场化指数是综合考虑政府与市场关系、非国有经济发展、产品市场发育、要素市场发育、市场中介组织发育和法律制度环境五个方面得到的总体评价，也是文献中刻画市场环境的常用指标。

地理区位层面的控制变量包括到省会的距离、到市中心的距离、到海岸线的距离、高速公路路网密度、平均坡度，分别控制地区的经济区位、对国际市场的接近程度、交通基础设施便利程度和经济活动的地理条件。

县域经济层面的控制变量主要包括地区生产总值、第二产业比重、第三产业比重、财政收入、贷款余额、居民储蓄、固定资产投资，分别用于控制县域的经济发展水平、产业结构、宏观税负、信贷宽松程度、民间资本规模和投资活跃程度对地区内企业组织形式的影响。

在稳健性部分的讨论中，本文还构造了小麦种植比例、方言种类、宗族网络强度、合作社发展、洪涝灾害频次、干旱灾害频次、是否曾经为通商口岸等变量，以进一步排除这些变量的影响。

4.工具变量。为了解决可能存在的内生性问题，本文选取两个工具变量。第一个工具变量是水稻适宜性，采用水稻的农业生态适宜性指数衡量。该指数是根据温度、湿度、蒸发量、土壤质量等自然条件进行综合计算得到的衡量土地是否适宜种植水稻的指数，数值越高代表越适宜。第二个工具变量是水稻发源地距离，根据经纬度计算各县到水稻发源地河姆渡遗址的球面距离。

5.其他变量。为了分析稻作传统的作用范围，本文构造三个行业本地交易特征变量。第一个是本地需求依赖变量，先计算单个企业的产品在本地销售的比例，然后再对行业内所有企业该比例取均值。第二个是交通运输投入变量，采用各行业总中间投入中来自交通运输部门的中间投入占比衡量。给定供应商和消费者的地理分布，来自本地的投入和需求能够更加有效地节省交通投入依赖产业的运输成本。第三个是运输费用占比变量，采用美国与加拿大、墨西哥的国际贸易中各行业的运费占到岸价格的比例衡量。美、加、墨三国在地理上临近，贸易货物运输以陆运为主，非常接近国内区域间贸易的特征。在美国经济分析局提供的进口数据中有着各产品的详细运费占比。本文先将各类产品的海关码对应到国民经济各行业中，以产品的到岸价格作为权重，计算各行业下产品的平均运费占比。运费占比越高的行业，其产品越不适合长距离运输和交易。上述三个变量均整理对应到国民经济二分之一行业上，本地需求依赖变量仅包括制造业数据，交通运输投入、运输费用占比两个变量包括第二产业

下各行业的数据。以上三个变量的值越大，意味着行业的本地交易占比越高。

除了考虑行业特征外，本文还进一步将行业本地交易特征加总到县域层面，构建县域层面的本地交易特征变量。由于各县产业结构不同，本文使用县域各行业的营业收入占比作为权重，对县域层面各行业的本地交易特征指标进行加权平均，进而得到县域本地交易特征变量。假设 i 县中有 j 个行业，则 i 县的本地交易特征变量的计算公式为： $local_i = \sum_{j=1}^j \frac{inc_{ij}}{inc_i} local_j$ 。其中， $local_i$ 为县域本地交易特征变量， $local_j$ 为行业本地交易特征变量， inc_{ij} 为 i 县 j 行业的营业收入合计， inc_i 为 i 县中所有行业的营业收入合计。这一指标越大，意味着在县域层面具有本地交易特征的行业所占比重越大，因此县域本地交易占比也相应较高^①。

在分析行业本地交易特征与稻作传统的交互效应时，本文在估计中纳入县一行业层面的控制变量，包括区位熵、国有企业占比、外资企业占比和港澳台资企业占比。本文采用县一行业层面的民营企业数量计算区位熵，用于控制县一行业层面的民营企业集聚程度，计算公式为： $lq_{ij} = \frac{q_{ij}/q_i}{q_j/q}$ 。其中， lq_{ij} 为区位熵， q_{ij} 为 i 县 j 行业的民营企业数量， q_i 为 i 县的民营企业数量， q_j 为全国 j 行业的民营企业数量， q 为全国的民营企业数量。同时，本文采用县一行业层面国有企业、外资企业和港澳台资企业数量分别占县所有企业数量的比例衡量国有企业占比、外资企业占比和港澳台资企业占比，用于控制国有经济和外资进入的影响。

（二）模型构建

1. 基准估计模型。为了验证 H1，本文采用线性模型估计水稻种植比例对合伙制企业比例的影响。由于各地区的作物种植结构是农业地理历史演进的结果，其中蕴涵的非正式制度在城市化程度较低、市场制度并未充分发育的地区更能发挥作用，本文将观测对象限制为城市化程度较低、市场制度相对不完善的县域，同时控制其市场发育特征。进一步地，为了得到变量之间的无偏估计结果，本文还将控制同时影响合伙制企业比例的一系列变量。基准估计模型设定如下：

$$par_ratio_i = \beta_0 + \beta_1 rice_ratio_i + \beta_2 cv_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

（1）式中，被解释变量 par_ratio_i 为合伙制企业比例。核心解释变量 $rice_ratio_i$ 为水稻种植比例。 cv_i 为县域层面的控制变量。 β_0 为截距项， β_1 和 β_2 为待估计参数， ε_i 为随机扰动项。

2. 进一步分析中使用的估计模型。为了进一步验证 H2，本文通过计算各县二分位国民经济行业下民营企业和合伙制企业的数量，构造县一行业结构的数据集，并设置如下估计模型：

$$par_ratio_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 rice_ratio_i \times local_j + \gamma_2 cv_{ij} + \delta_i + \delta_j + \mu_{ij} \quad (2)$$

（2）式中， par_ratio_{ij} 为 i 县 j 行业的合伙制企业比例， $rice_ratio_i$ 为 i 县水稻种植比例，

^①本地需求依赖变量对于多个重要工业行业是缺失的，在加总到县域层面时会自动忽略这些行业，从而造成计算偏误。因此，本文未对这一指标进行县域层面的加总，仅对交通运输投入、运输费用占比两个变量进行计算。

$local_j$ 为行业本地交易特征变量, cv_{ij} 为县—行业层面的控制变量。 γ_0 为截距项, γ_1 和 γ_2 为待估计参数, μ_i 为随机扰动项, δ_i 和 δ_j 分别为县固定效应和行业固定效应。

（三）数据来源与描述性统计

合伙制企业数据来自第一次、第二次全国经济普查的微观数据和 2016 年工商注册数据。全国经济普查数据对存续微观企业的统计具有较好的准确性和全面性, 工商注册数据则可以进一步反映新进入企业的情况^①。本文在实证分析中主要使用 2008 年第二次全国经济普查的数据进行估计, 其他数据用于稳健性检验。根据行政区划调整的历史信息, 本文将 1957 年与 2008 年的行政区划情况进行了匹配。本文仅使用 1957 年非市辖区的县级行政单位的农业数据, 剔除了所有市辖区样本^②。

计算水稻种植比例所使用的水稻播种面积和粮食作物总播种面积数据来自《1957 年各省（市、区）农作物面积及产量分县统计资料汇编》。在 1957 年这一统计时间点上, 中国的农业机械化进程尚处于起步阶段。由于农业的现代机械化可以突破自然条件对于农作物种植的限制, 拓展农作物种植的地理边界并改变传统的耕作形式, 与后续年份的统计资料相比, 这一数据可以基本排除农业现代机械化的影响, 更好地还原各县在历史上的麦稻种植传统。

基准估计中, 控制变量所使用数据的来源包括: 市场化指数来自中国市场化指数数据库; 地理距离和平均坡度通过 ArcGIS 软件计算得到, 原始数据来自密歇根大学中国数据中心; 高速公路数据来自 ACASIAN 数据中心; 年末总人口和农村人口、地区生产总值、第二产业和第三产业增加值、地方财政预算收入、金融机构贷款余额、居民储蓄余额、固定资产投资完成额等数据主要来自《中国县域统计年鉴 2009》《中国区域经济统计年鉴 2009》, 并通过各省、市、县的统计年鉴对缺失的数据进行一定程度的补充。以上数据中, 除地理距离、平均坡度等非时变变量外, 所有数据年份均为 2008 年。稳健性检验中, 其他控制变量所使用数据的来源包括: 小麦播种数据来自《1957 年各省（市、区）农作物面积及产量分县统计资料汇编》; 方言种类数据来自 CSMAR 数据库; 计算宗族网络强度所使用的宗族族谱数量来自 Dinicco and Wang (2021); 各县农民专业合作社成立数据来自工商注册数据库, 取 2008 年数据^③; 洪涝和干旱灾害频次数据来自《中国近五百年旱涝分布地图集》^④; 通商口岸数据来自姜涛 (2006)。

工具变量的数据来源包括: 水稻适宜性指数取自国际应用系统分析研究所 (IIASA) 和粮食及农业组织 (FAO) 共同开发的全球农业生态区 (GAEZ) 数据库。该数据库以栅格数据的形式提供了全球范围内各种作物的种植适宜性指数。本文使用的县域水稻适宜性指数是使用 ArcGIS 软件计算的每个县内网格单元的平均像素值衡量。

^①全国经济普查数据记录了所有企业的总体情况, 而工商注册数据中仅记录当年新成立企业的情况, 代表性有所不足。

^②西藏自治区的农业种植数据缺失, 因此本文的分析中剔除了西藏自治区样本。

^③本文使用“专业合作社”“合作联合社”“供销合作社”等字段来识别农民专业合作社。

^④中央气象局科学研究院, 1981:《中国近五百年旱涝分布地图集》, 北京: 地图出版社, 第 321-332 页。

在进一步分析行业本地交易特征与稻作传统的交互效应时，县一行业层面的企业数量来自 2008 年第二次全国经济普查。构造行业本地交易特征变量时，受限于数据可得性，本地需求依赖变量相关数据来自 2005 年世界银行企业调查^①；交通运输投入数据来自 2007 年全国投入产出表；美加墨三国运费数据来自 Schott（2008）提供的 2004 年贸易数据。计算区位熵和各类型企业占比的数据均来自第二次全国经济普查。表 1 汇报了主要变量的描述性统计特征。

表 1 主要变量定义及描述性统计

变量名称	变量定义或赋值	观测值	平均值	标准差
合伙制企业比例	县合伙制企业数量占民营企业数量的比例	1857	0.114	0.101
水稻种植比例	县水稻播种面积占粮食作物总播种面积的比例	1857	0.294	0.308
城市化率	县总人口减去农村人口再除以总人口所得到的比例	1755	0.192	0.124
是否县级市	是否县级市：是=1，否=0	1857	0.173	0.379
是否市辖区	是否市辖区：是=1，否=0	1857	0.084	0.277
市场化指数	县所在省份的市场化指数总评分	1857	5.497	1.174
到省会的距离	县到本省省会的球面距离（千米）	1857	255.266	188.361
到市中心的距离	县到本市市中心的球面距离（千米）	1857	72.241	93.885
到海岸线的距离	县到海岸线的最短距离（千米）	1857	582.548	616.356
高速公路路网密度	县内高速公路长度与县域面积之比（千米/平方千米）	1857	0.016	0.022
平均坡度	县内平均坡度（度）	1857	4.554	3.978
地区生产总值	县地区生产总值（亿元）	1817	94.282	159.144
第二产业比重	县第二产业增加值与地区生产总值之比	1812	0.434	0.158
第三产业比重	县第三产业增加值与地区生产总值之比	1812	0.324	0.089
财政收入	县地方财政预算收入与地区生产总值之比	1796	0.043	0.027
贷款余额	县年末金融机构贷款余额与地区生产总值之比	1767	0.405	0.247
居民储蓄	县年末居民储蓄余额与地区生产总值之比	1755	0.609	0.277
固定资产投资	县固定资产投资完成额与地区生产总值之比	1792	0.442	0.274
水稻适宜性	县的水稻适宜性指数平均值	1857	0.371	0.499
水稻发源地距离	县距河姆渡遗址的球面距离（千米）	1857	1259.663	727.828
本地需求依赖	行业内企业在本地区产品销售比例的平均值	30	0.207	0.110
交通运输投入	各行业总中间投入中来自交通运输部门的中间投入占比	36	0.039	0.024
运输费用占比	各行业下产品运输费用与到岸价格之比的平均值	35	0.033	0.054

注：①篇幅所限，此处仅汇报了 2008 年被解释变量、核心解释变量和控制变量的描述性统计结果（行业本地交易特征变量除外），稳健性检验中使用的 2004 年、2016 年相关变量的描述性统计结果留存备案；②到省会、市中心、海岸线、水稻发源地的球面距离和平均坡度在估计时取自然对数；③由于县层面的地区生产总值数值过大，在下文的估计中进行缩小 100 倍处理。

^①该调查仅针对制造业企业。

四、实证分析

（一）基准估计结果

表2汇报了基准估计结果。表2（1）列为对（1）式采用OLS估计的回归结果。由于被解释变量合伙制企业比例属于受限被解释变量，其取值范围限制在0到1，因此表2（2）列使用Fractional Logit模型对（1）式进行估计。所有估计结果均显示水稻种植比例在1%的显著性水平上显著且系数为正。估计结果表明，在控制了县域的市场发育程度、地理区位、经济发展水平等一系列因素之后，水稻种植比例对合伙制企业比例产生了显著的正向影响。结合前文所述的合伙制企业的“人合”特征，这是水稻种植传统有利于增进短半径合作的直接经验证据：由于水稻种植地区长期以来的互助协作传统及其衍生的熟人社会关系，人们参与经济活动的形式更多地采用短半径合作特点明显的合伙制企业形式。这一结果直接验证了H1，与丁从明等（2018）关于水稻种植传统和受限制信任关系的结论也是一致的。这表明，种植结构和生产方式所形成的互助协作传统与熟人社会网络相互嵌入、彼此支持、互为表里，具有很强的惯性，通过代际传递自我复制从而绵延不绝，对当今个体的经济合作行为产生了持久深远的影响。

表2 基准回归结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例			
	(1)		(2)	
	OLS		Fractional Logit	
	系数	稳健标准误	平均边际效应	稳健标准误
水稻种植比例	0.135***	0.032	0.121***	0.025
城市化率	-0.131***	0.038	-0.157***	0.042
是否县级市	-0.016**	0.007	-0.010	0.008
是否市辖区	-0.012	0.010	-0.009	0.010
市场化指数	-0.010*	0.006	-0.009*	0.006
到省会的距离	-0.001	0.007	-0.003	0.006
到市中心的距离	0.002	0.002	0.002	0.002
到海岸线的距离	-0.003	0.005	-0.004	0.004
高速公路路网密度	-0.526***	0.147	-0.516***	0.142
平均坡度	0.007	0.005	0.009*	0.005
地区生产总值	-0.007**	0.003	-0.015***	0.004
第二产业比重	0.052	0.033	0.062*	0.034
第三产业比重	0.112***	0.040	0.107**	0.042
财政收入	-0.055	0.123	-0.081	0.148
贷款余额	-0.047**	0.019	-0.049***	0.019
居民储蓄	0.034**	0.016	0.035**	0.015
固定资产投资	0.004	0.012	0.002	0.010

表 2（续）

常数项	0.124	0.075	
观测值	1734		1734
R ²	0.275		
伪R ²			0.041

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②标准误为在省份层面聚类的稳健标准误差；③后文中估计结果均使用 OLS 模型进行估计，使用 Fractional Logit 模型进行估计的结果也是稳健的，篇幅所限，留存备索。

那么，估计系数的经济学含义究竟有多强？以表 2（1）列为例，若水稻种植比例增加 1 个百分点，合伙制企业比例平均增加 0.135 个百分点；若以标准差衡量，水稻种植比例增加 1 个标准差，合伙制企业比例平均增加约 0.412 个标准差^①。Fractional Logit 估计的结果与 OLS 的结果相近，这也表明，使用不同的估计方法没有对本文的核心结论产生影响。

（二）稳健性检验

1.其他影响因素的分析。在基准估计中，本文控制了可能影响地区内合伙制企业比例的主要经济因素和区位因素，但是还有一些其他因素（例如文化、社会和历史等因素）可能会对核心解释变量和被解释变量之间的因果关系造成影响，需要在模型中做进一步的控制和讨论。

一是小麦种植传统的影响。前述分析中提到，小麦种植与水稻种植有着不同的协作方式，且小麦种植与水稻种植存在明显的地理分布差异，那么小麦种植传统是否也会影响地区间的短半径合作水平呢？表 3（1）列同时加入水稻种植比例和小麦种植比例两个变量，结果显示在控制各地区水稻种植传统的差异之后，小麦种植比例并没有对合伙制企业比例产生显著影响。而核心解释变量的估计结果在加入小麦种植比例后并没有发生明显变化。

二是方言的影响。合伙制企业的成立和运营高度依赖区域内人际关系中的相互信任，而地区间的方言差异和文化冲突对于人际交往中的沟通和信任往往有负面的影响（徐现祥等，2015）。表 3（2）列引入了各县方言种类来控制区域内的方言复杂程度。

三是宗族网络的影响。本文采用县域宗族族谱数量除以第五次人口普查的总人口的比例（取自然对数）衡量宗族网络强度。从表 3（3）列的结果可以看到，控制宗族网络对核心解释变量的估计系数大小和显著性几乎没有影响^②。

四是自然灾害的影响。自然灾害频发的地区常常需要通过本地居民的集体协调、共同合作来抵抗灾害的影响，共同对抗灾害的经历有助于信任与合作关系的形成。考虑到在传统农耕社会中洪涝和干旱是对农业生产活动威胁最大且最常见的自然灾害，本文将洪涝和干旱灾害频次作为控制变量加入模

^①水稻种植比例的标准差为 0.308，合伙制企业比例的标准差为 0.101，则水稻种植比例增加 1 个标准差，合伙制企业比例平均将增加 0.412 个标准差（0.308×0.135=0.042）。

^②为了排除新中国成立后各地区重修族谱的影响，此处仅计算了 1950 年以前的族谱数据。由于部分县的族谱数据缺失，参与估计的样本量小于基准估计的样本量。

型估计，估计结果如表3（4）列所示。

五是通商口岸的影响。近代的通商口岸开放历史使得地区内传统的农耕社会向近代商业社会发展，孕育了近现代的商业经营理念。这可能影响了人们的创业合作行为，从而产生更为活跃的小微企业群体。本文在估计中进一步加入是否属于通商口岸的虚拟变量，估计结果如表3（5）列所示。

六是合作社发展的影响。《中华人民共和国农民专业合作社法》确立后，农民专业合作社在法律保障和政策激励下快速发展，作为农村地区合作的重要形式，有利于促进合作关系的形成。本文采用各县农民专业合作社的成立数量衡量合作社发展。表3（6）列报告了控制合作社发展变量的估计结果。

表3（7）列将以上所有因素全部加入进行估计，所得到核心解释变量的系数与基准估计的结果相比仅有小幅度的变化，但仍在1%水平上显著。在考虑了众多的文化、社会和历史因素后，本文构建的模型仍能很好地捕捉水稻种植传统对县域短半径合作水平的正向影响。

表3 排除其他影响因素的估计结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例						
	控制小麦 种植比例 (1)	控制 方言种类 (2)	控制 宗族网络 (3)	控制自然 灾害次数 (4)	控制 通商口岸 (5)	控制 合作社发展 (6)	加入全部 控制因素 (7)
水稻种植比例	0.131*** (0.032)	0.133*** (0.033)	0.147*** (0.029)	0.142*** (0.027)	0.135*** (0.031)	0.134*** (0.033)	0.130*** (0.035)
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	1734	1732	845	1734	1732	1734	845
R ²	0.278	0.276	0.384	0.285	0.279	0.275	0.395

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③篇幅所限，表3中进一步控制的各项变量的估计系数未进行汇报，留存备索，其余控制变量同表2，估计结果略。

2. 考虑其他企业指标。前文中，本文使用合伙制企业数量占民营企业数量的比例来反映各地区合伙制企业的活跃程度。然而，这种计算方式在一定程度上忽略了企业规模的影响，有必要使用更多的企业指标进行稳健性检验。本文计算县域合伙制企业的就业规模、营业收入和资产合计分别占该县所有民营企业就业规模、营业收入和资产合计的比例作为被解释变量，估计结果如表4（1）～（3）列所示。表4表明，即使使用企业规模计算的对应指标替换被解释变量，依然能捕捉到稻作传统和短半径合作之间的稳定关系。

表4 替换被解释变量的估计结果

	(1) 就业规模占比	(2) 营业收入占比	(3) 资产占比
水稻种植比例	0.096*** (0.023)	0.062*** (0.021)	0.066*** (0.022)
控制变量	已控制	已控制	已控制

表 4 (续)

观测值	1711	1711	1711
R ²	0.200	0.129	0.145

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表 2，估计结果略。

3.考虑部分特殊地区。本文进一步从历史、地理的角度出发对不同地区的样本进行分类和讨论。部分地区由于特殊的历史或自然因素并不属于传统的水稻种植区或小麦种植区，或者种植历史出现一定中断。一是东北地区。清朝统一全国后，自 1688 年起实行“封禁东北”政策，该地区的农耕历史出现一段时间的中断^①。二是牧区和半牧区。由于自然条件限制，历史上以畜牧业为主要生产活动的地区不进行水稻或小麦的种植，因此这些地区也不受水稻种植文化传统的影响。三是民族地区。民族聚居地区在文化传统上与汉族地区有着较大差异，且在不同程度上受到宗教信仰的影响。因此，有必要对这些地区进行讨论。表 5（1）～（3）列分别对以上三个地区的样本进行剔除，（4）列同时剔除以上地区的样本。剔除后核心解释变量的估计系数大小与基准估计结果没有明显变化，且依旧在 1%水平上显著为正。

表 5 剔除部分特殊地区的估计结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例			
	剔除东北地区 (1)	剔除牧区和半牧区 (2)	剔除民族地区 (3)	剔除以上地区 (4)
水稻种植比例	0.129*** (0.032)	0.135*** (0.031)	0.144*** (0.030)	0.135*** (0.030)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1576	1600	1320	1192
R ²	0.254	0.271	0.327	0.311

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表 2，估计结果略。

4.不同行业的检验。合伙制企业也因其灵活的组织形式而高度适用于部分特殊行业的商业活动。在这些行业中，合伙制企业的成立与行业性质关联密切而与地区因素关系较小。表 6（1）列对这些行业所属的样本进行剔除，重新计算合伙制企业比例^②，估计结果显示，剔除这些样本对估计结果的影响很小。此外，考虑到第二产业和第三产业在产业特性上的较大差异，本文在仅保留第二产业或第三产业的情况下重新计算合伙制企业比例后再进行估计^③。表 6（2）和（3）列结果表明，无论是使用第二产业还是第三产业的样本，核心解释变量的系数均显著为正。

^①此处所指的东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁三省，还包括内蒙古自治区东部五盟市，即呼伦贝尔市、通辽市、赤峰市、兴安盟、锡林郭勒盟。

^②剔除的行业包括：律师及相关的法律服务行业，会计、审计及税务服务行业，社会经济咨询行业，其他专业咨询行业和广告业。

^③绝大部分县第一产业中的合伙制企业数量为 0，因此，此处未对第一产业的样本进行单独估计。

表 6 考虑行业差异性的检验结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例		
	剔除特殊行业 (1)	第二产业 (2)	第三产业 (3)
水稻种植比例	0.136*** (0.031)	0.158*** (0.035)	0.099*** (0.029)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	1734	1734	1734
R ²	0.278	0.268	0.158

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表 2，估计结果略。

5. 不同年份数据的检验。考虑到单一年份的调查情况可能存在一定的误差，本文进一步使用其他年份的数据进行检验。由于稻作传统是在历史上形成的，使用不同年份的数据进行考察不应存在明显的差异。表 7（1）列的估计使用了第一次全国经济普查数据，并将控制变量均调整为 2004 年数据，所得到的估计系数与基准估计结果相比没有大的变化。表 7（2）列使用 2004 年和 2008 年县级层面的平衡面板数据进行估计，被解释变量仍为合伙制企业比例，并同时控制年份固定效应，估计结果仍呈现良好的稳健性。表 7（3）列使用 2016 年工商注册数据，将各县新成立合伙制企业数量占新成立民营企业数量的比例作为新的被解释变量进行估计，控制变量^①亦调整为对应年份，所得到的估计结果与前文分析是一致的。

表 7 使用不同年份数据进行检验的估计结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例		
	2004 年数据 (1)	2004 年、2008 年面板数据 (2)	2016 年工商注册数据 (3)
水稻种植比例	0.128*** (0.036)	0.129*** (0.034)	0.015*** (0.004)
年份固定效应		已控制	
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	1518	3030	1616
R ²	0.181	0.225	0.101

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表 2，估计结果略。

（三）工具变量估计

前文详细讨论了可能影响本文核心结论的因素，并尽可能地控制这些变量。但是，由于影响短半径合作和合伙制企业比例关系的因素众多，仍有可能因为遗漏变量问题而产生估计偏误。本文通过工具变量估计来解决潜在的遗漏变量问题。本文选择的第一个工具变量是水稻适宜性指数。适宜性指标是根据温度、湿度、蒸发量、土壤质量和其他影响农业生产的自然条件进行综合计算所得，外生于各

^①2016 年各类统计年鉴中的农村人口和总人口数据缺失较多。对于有缺失数据的县级样本，本文使用地级市数据补充。

地区的社会和经济因素（Nunn and Qian, 2011；Ang and Fredriksson, 2017）。而越适宜种植该种作物的地区，历史上的种植比例必然会越高。此外，参考 Chen and Kung（2016）和丁从明等（2018），本文所选择的第二个工具变量是水稻发源地距离。历史上中国的水稻种植以长江下游河姆渡文化为中心逐级向外传播，离水稻发源地越远，种植水稻的可能性就越小。

表 8（1）列和（2）列汇报了以水稻适宜性指数作为工具变量的估计结果，（3）列和（4）列汇报了以水稻发源地距离作为工具变量的估计结果。弱工具变量检验结果显示，Wald F 统计量远高于临界值，拒绝了弱工具变量假设。第一阶段的估计结果显示，水稻适宜性对水稻种植比例的影响显著为正，而距水稻发源地距离对水稻种植比例的影响则显著为负。第二阶段的估计结果显示，在消除了内生性问题后，核心解释变量的系数有所增大，但依然在 1%的水平上显著为正。工具变量的估计结果再次表明，本文的基准估计结果是稳健可信的。

表 8 内生性讨论：工具变量估计结果

变量	IV：水稻适宜性指数		IV：水稻发源地距离	
	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)	第一阶段 (3)	第二阶段 (4)
水稻种植比例		0.203*** (0.029)		0.327*** (0.043)
工具变量	0.348*** (0.050)		-0.103*** (0.027)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1734	1734	1734	1734
R ²		0.248		0.050
Wald F统计量	45.554		75.396	

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表 2，估计结果略；④水稻适宜性指数由于数值过大，在估计时进行了缩小 1000 倍处理。

五、进一步分析

（一）稻作传统与本地交易

为验证 H2，本文利用（2）式模型对水稻种植比例与行业本地交易特征的交互效应进行估计。表 9 汇报了行业本地交易特征对合伙制企业比例影响的估计结果，该结果同时控制了县固定效应以及县一行业层面的控制变量。行业本地交易特征的估计系数显著为正，表明在控制地区特征之后，本地交易占比较高的行业有更高的合伙制企业比例。这一结果验证了合伙制企业对本地交易行业的适用性。

表 10（1）列结果显示，水稻种植比例和本地需求依赖的交乘项显著为正，表明在本地需求依赖程度越高的行业中，本地区稻作传统对短半径合作的影响越明显。表 10（3）列和（5）列结果显示，在依赖交通投入或者运费占比较高、不适合长距离运输和交易的行业中，本地区稻作传统对短半径合作的影响更强。表 10（2）列、（4）列、（6）列汇报了不加入县固定效应和行业固定效应的结果，

估计结果显示，核心解释变量的系数与上述估计的结果非常相近。

表 9 行业本地交易特征对合伙制企业比例影响的估计结果

变量	被解释变量：县—行业层面合伙制企业比例		
	本地需求依赖	交通运输投入	运输费用占比
	(1)	(2)	(3)
行业本地交易特征	0.072*** (0.014)	1.180*** (0.199)	0.364*** (0.054)
区位熵	-0.002 (0.009)	-0.002 (0.002)	0.007 (0.006)
国有企业占比	-0.006 (0.024)	0.005 (0.022)	0.015 (0.020)
外资企业占比	-0.045** (0.022)	-0.043** (0.019)	-0.047** (0.018)
港澳台资企业占比	-0.049*** (0.012)	-0.054*** (0.017)	-0.069*** (0.017)
县固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	35461	39264	39025
R ²	0.223	0.238	0.233

注：①***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差。

表 10 稻作传统、行业本地交易特征对合伙制企业比例影响的估计结果

变量	被解释变量：县—行业层面合伙制企业比例					
	本地需求依赖		交通运输投入		运输费用占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
水稻种植比例×行业本地交易特征	0.136*** (0.041)	0.139*** (0.049)	2.119*** (0.532)	2.259*** (0.555)	0.589*** (0.157)	0.675*** (0.171)
水稻种植比例		0.066*** (0.012)		0.028** (0.013)		0.088*** (0.016)
行业本地交易特征		0.037** (0.014)		0.509*** (0.132)		0.156*** (0.034)
区位熵	-0.009 (0.009)	-0.012 (0.011)	0.004* (0.002)	-0.001 (0.003)	0.003 (0.002)	0.007 (0.007)
国有企业占比	0.005 (0.024)	0.041 (0.028)	0.004 (0.024)	0.042 (0.026)	0.003 (0.023)	0.053** (0.024)
外资企业占比	-0.030 (0.019)	-0.076*** (0.022)	-0.015 (0.016)	-0.073*** (0.019)	-0.019 (0.016)	-0.080*** (0.019)
港澳台资企业占比	-0.034** (0.014)	-0.050 (0.045)	-0.025 (0.018)	-0.049 (0.042)	-0.037** (0.016)	-0.071* (0.039)

表 10 (续)

控制变量	已控制		已控制		已控制	
行业固定效应	已控制		已控制		已控制	
县固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	35461	32378	39264	35970	39025	35747
R ²	0.232	0.048	0.250	0.075	0.248	0.067

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表 2，估计结果略。

表 11 汇报了县域层面本地交易特征与水稻种植比例对合伙制企业比例交互效应的估计结果。交乘项显著为正，表明本地交易占比越高的地区，稻作传统对短半径合作的促进作用越强^①。以上结果均验证了 H2，合伙制企业因其“人合”性质而呈现明显的社会关联特征，合伙制的企业组织形式对本地交易的适用性会得到地区内稻作传统的进一步强化。因此，在本地交易占比更高的行业和地区，稻作传统对短半径合作的影响会更为明显。

表 11 稻作传统、县域本地交易特征对合伙制企业比例影响的估计结果

变量	被解释变量：合伙制企业比例	
	交通运输投入	运输费用占比
	(1)	(2)
水稻种植比例	0.027 (0.049)	0.085*** (0.028)
县域本地交易特征	0.960** (0.362)	0.002 (0.141)
水稻种植比例×县域本地交易特征	2.982** (1.406)	1.410** (0.653)
控制变量	已控制	已控制
观测值	1734	1734
R ²	0.252	0.228

注：①***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；②括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；③控制变量同表 2，估计结果略。

(二) 稻作传统与现代企业形式

前文分析表明，合伙制企业不是独立法人，体现较强的“人合”性质，合伙人内部和外部的社会关联与信任关系不仅影响合伙制企业的缔结，也影响企业的运营方式。相比之下，有限公司具备法人资格，公司股东之间以股权和契约划分权利和责任的边界。在“有限责任”、明文章程和独立法人的

^①由于数据的可得性，本文在构造行业本地交易特征变量时仅能使用工业部门的样本，因此这一估计中被解释变量也相应调整为只包含工业部门数据的计算结果。

框架下，有限公司遵循市场化的运作规则。在企业内部，即使股东之间互不相熟也不影响企业的正常运转；在企业外部，公司以法人身份行使权利、履行义务与承担责任。因此，相对而言，以有限公司为代表的现代企业形式受地区内稻作传统的影响应当是较小的。表 12（1）列和（2）列分别以 2008 年普查数据、2016 年工商注册数据中的有限公司数量在所有民营企业数量中的占比作为被解释变量重复了基准估计。结果表明，稻作传统没有对地区内有限公司占比造成显著影响^①。

表 12（3）～（5）列进一步以县—行业层面的有限公司比例作为被解释变量重复表 10 的估计，结果同样表明，有限公司的企业组织形式既不受稻作传统的约束，也不受行业本地交易特征的限制。这些结果在一定程度上表明，合伙制企业既受益于稻作传统和熟人社会网络，又受限于稻作传统和熟人社会网络。合伙制企业之所以在水稻种植地区和本地交易特征明显的行业高度适用，是因为个人层面的社会交往关系既能有效降低合伙人之间的协作成本，又能促进合伙制企业与本地客户或供应商之间的交易；但同时这种适用性也有其局限性，在短半径的熟人社会关系无法发挥作用的领域，合伙制企业也失去了其独特的优势。这种特性决定了合伙制企业只能在有限的范围内发挥其作用。而相比之下，有限公司的制度形式对社会关系的依赖程度明显降低，也不受其作用范围的约束，从而高度适用于现代化的市场交易。

表 12 稻作传统对有限公司比例影响的估计结果

变量	被解释变量：有限公司比例				
			县—行业层面		
	县层面（2008年）	县层面（2016年）	本地需求依赖	交通运输投入	运输费用占比
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
水稻种植比例	-0.022 (0.043)	-0.093 (0.081)			
水稻种植比例×行业本地交易特征			-0.070 (0.055)	-0.519 (0.388)	-0.006 (0.105)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应			已控制	已控制	已控制
县固定效应			已控制	已控制	已控制
观测值	1734	1616	35461	39264	39025
R ²	0.266	0.058	0.398	0.386	0.387

注：①括号内为在省份层面聚类的稳健标准误差；②（1）列、（2）列控制变量同表 2，（3）～（5）列控制变量同表 10（1）列，估计结果略。

^①为了分析的便利，此处本文将有限责任公司和股份有限公司统一归入有限公司样本。分开两个样本进行估计的结果与表 11 中汇报的结果是高度一致的，限于篇幅未进行汇报。

六、结论与政策启示

本文旨在从农业种植结构的角度探索中国地区间个体合作行为差异的历史根源。与北方小麦种植区相比，南方水稻种植区因其在长期耕作方式中形成的互助协作传统和熟人社会网络，在现代依然具有迥异于北方小麦种植区的短半径合作关系。本文选取远离城市中心、市场经济发育不完全的县域作为观测单元，用合伙制企业这种依赖个体间契约关系的企业组织形式刻画短半径合作关系的强弱，分析稻作传统对个体间短半径合作行为的影响。本文研究结果表明：第一，稻作传统能够促进非城市地区的短半径合作；第二，合伙制企业的运营受益于短距离的本地社会网络，因此稻作传统对短半径合作的促进作用在本地交易占比更高的行业中更加明显。

本文研究不仅提供了一个理解地区间差异的文化经济学视角，研究结论也具有明确的政策含义。

第一，在市场制度发育尚不完全的城乡融合地区，根植于农耕文化的互助协作传统与熟人社会网络能够促进个体间的经济合作并协助治理机会主义行为，为民营企业、小微企业的创立提供了有利条件。对于长期以来经济落后、市场制度发育滞后的城乡结合地区，可以利用和引导稻作文化与社会网络的积极作用，鼓励支持家庭、熟人、社区内部的经济合作行为，加强对合作企业的培育与支持，这有助于充分促发企业家精神、活跃民营经济，更好地服务于县域城镇化和乡村振兴战略的实施。

第二，稻作文化的局限性也是明显的，它不能脱离短半径的熟人社交网络来发挥作用，从而建设非人格化的现代市场经济仍需要法治化、规范化的制度支持。稻作传统能够有效促成短半径合作，但对于保证长距离的合作和交易行为则力有不逮。这表明，基于稻作传统形成的社会网络无法替代市场制度的角色，当经济发展到一定程度时，正式市场制度环境的缺失可能会导致区域经济走向“本地化”“封闭化”。因此，地方政府的制度建设必须跟上经济发展的阶段和速度；应尽力消除地区间人口流动和贸易的阻碍，打破落后地区封闭的社会结构；支撑合伙企业做大做强，转型为多元持股、权责明晰的现代化大企业，并鼓励本地企业与外地企业之间的合作与贸易，促成统一的国内大市场。市场制度建设的推进亦有助于消除南北方地区因自然条件和农业文化传统而产生的个体合作行为差异，实现区域经济的均衡发展。

参考文献

- 1.陈斌开、陈思宇，2018：《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业》，《经济研究》第3期，第35-49页。
- 2.丁从明、周颖、梁甄桥，2018：《南稻北麦、协作与信任的经验研究》，《经济学（季刊）》第2期，第579-608页。
- 3.费孝通，2012：《江村经济》，北京：北京大学出版社，第140-153页。
- 4.费孝通，2013：《乡土中国》，上海：三联书店，第39-53页。
- 5.韩茂莉，2012：《中国历史农业地理》，北京：北京大学出版社，第409-510页。
- 6.黄宗智，2000：《华北的小农经济与社会变迁》，北京：中华书局，第229-258页。
- 7.冀朝鼎，2014：《中国历史上的基本经济区》，上海：商务印书馆，第15-30页。

- 8.姜涛, 2006:《通商口岸体系的形成与中国近代城市体系的变动——基于人口史的考察》,《四川大学学报(哲学社会科学版)》第5期,第16-24页。
- 9.马光荣、杨恩艳, 2011:《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》第3期,第83-94页。
- 10.宋永新, 2001:《关于我国合伙法律制度的若干问题》,《中国法学》第4期,第105-118页。
- 11.唐为、王媛, 2015:《行政区划调整与人口城市化:来自撤县设区的经验证据》,《经济研究》第9期,第72-85页。
- 12.王利明, 2013:《论合伙协议与合伙组织体的相互关系》,《当代法学》第4期,第59-68页。
- 13.王利明, 2019:《论民法典对合伙协议与合伙组织体的规范》,《甘肃社会科学》第3期,第27-35页。
- 14.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。
- 15.杨汝岱、陈斌开、朱诗娥, 2011:《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》,《经济研究》第11期,第116-129页。
- 16.张博、孙涛, 2023:《稻麦人所食 南北竟谁分:金融组织区域发展差异的历史起源》,《经济学(季刊)》第1期,第353-370页。
- 17.张爽、陆铭、章元, 2007:《社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强?——来自中国农村贫困的实证研究》,《经济学(季刊)》第2期,第539-560页。
- 18.Acemoglu, D., and A. Wolitzky, 2020, "Sustaining Cooperation: Community Enforcement Versus Specialized Enforcement", *Journal of the European Economic Association*, 18(2): 1078-1122.
- 19.Ang, J. B., and P. G. Fredriksson, 2017, "Wheat Agriculture and Family Ties", *European Economic Review*, Vol.100: 236-256.
- 20.Cao, J., Y. Xu, and C. Zhang, 2022, "Clans and Calamity: How Social Capital Saved Lives During China's Great Famine", *Journal of Development Economics*, 157, 102865, <https://doi.org/10.1016/j.jdevco.2022.102865>.
- 21.Chen, S., and J. Kung, 2016, "Of Maize and The Effect of a New World Crop on Population and Economic Growth in China", *Journal of Economic Growth*, 21(1): 71-99.
- 22.Dincecco, M., and Y. Wang, 2021, "Internal Conflict and State Development: Evidence from Imperial China", SSRN Working Paper 3209556, <https://ssrn.com/abstract=3209556>.
- 23.Ellison, G., 1994, "Cooperation in the Prisoner's Dilemma with Anonymous Random Matching", *Review of Economic Studies*, 61(3): 567-588.
- 24.Fan, J. P. H., Q. Gu, and X. Yu, 2022, "Collectivist Cultures and the Emergence of Family Firms", *Journal of Law and Economics*, 65(S1): 293-325.
- 25.Greif, A., and G. Tabellini, 2010, "Cultural and Institutional Bifurcation: China and Europe Compared", *American Economic Review*, 100(2): 135-140.
- 26.Greif, A., and G. Tabellini, 2017, "The Clan and the Corporation: Sustaining Cooperation in China and Europe", *Journal of Comparative Economics*, 45(1): 1-35.
- 27.Kandori, M., 1992, "Social Norms and Community Enforcement", *Review of Economic Studies*, 59(1): 63-80.
- 28.Knack, S., and P. Keefer, 1997, "Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation", *Quarterly Journal of Economics*, 112(4): 1251-1288.

- 29.Nunn, N., and N. Qian, 2011, “The Potato’s Contribution to Population and Urbanization: Evidence from A Historical Experiment”, *Quarterly Journal of Economics*, 126(2): 593-650.
- 30.Rauch, J. E., 1999, “Networks Versus Markets in International Trade”, *Journal of International Economics*, 48(1): 7-35.
- 31.Rauch, J. E., and V. Trindade, 2002, “Ethnic Chinese Networks in International Trade”, *Review of Economics and Statistics*, 84(1): 116-130.
- 32.Schott, P. K., 2008, “The Relative Sophistication of Chinese Exports”, *Economic Policy*, 23(53): 5-49.
- 33.Talhelm, T., X. Zhang, S. Oishi, C. Shimin, D. Duan, X. Lan, and S. Kitayama, 2014, “Large-Scale Psychological Differences Within China Explained by Rice Versus Wheat Agriculture”, *Science*, 344(6184): 603-608.
- 34.Zhang, C., 2020, “Clan, Entrepreneurship, and Development of the Private Sector in China”, *Journal of Comparative Economics*, 48(1): 100-123.
- 35.Zhu, J., J. B. Ang, and P. G. Fredriksson, 2019, “The Agricultural Roots of Chinese Innovation Performance”, *European Economic Review*, Vol. 118: 126-147.

（作者单位：¹南开大学跨国公司研究中心；

²南开大学国际经济研究所；

³对外经济贸易大学国际经济贸易学院）

（责任编辑：黄 易）

Crop Structure and Short-Radius Cooperation: Empirical Evidence from Partnership Enterprises

HUANG Jiuli ZHANG Yushu WU Min XIAN Guoming

Abstract: The tradition of mutual assistance and collaboration and the acquaintance network formed in the long-term production and farming methods in the rice-growing areas of southern China can provide the trust required for cooperation, reduce cooperation costs and curb opportunistic behavior, thus promoting short-radius cooperation among households in the region. As a form of enterprise with personification characteristics, partnership enterprises are often established upon acquaintances with a deep foundation of trust and are highly dependent on close cooperation between individuals. In this paper, we examine the impact of crop structure, mainly with respect to rice, on the short-radius cooperation between individuals measured by the ratio of partnership enterprises. The observations chosen are counties that are far from city centers and with relatively lagging market development. We find that rice cultivation do help to shape the firm organization in China. We find that counties with a higher proportion of rice cultivation have a higher proportion of partnership enterprises. The operation of partnership enterprises benefits from local short-distance social networks, so this relationship is more obvious in industries with a higher proportion of local transactions. This study provides empirical evidence that crop structure affects individual economic cooperative behavior.

Keywords: Crop Structure; Short-Radius Cooperation; Partnership Enterprises

同群效应如何影响农户干旱适应成效*

杨三思¹ 赵丽茹¹ 韩昕儒^{2,3}

摘要：提高农户应对灾害的适应成效对于粮食稳产保供、增强农业气候韧性具有重要意义。本文利用 2014—2018 年 7 省份 497 户玉米种植农户的微观调查面板数据和全国气象干旱监测数据，构建动态空间面板模型，研究农户应对干旱灾害的同群效应及其对于干旱适应成效的作用机制。研究发现：同群效应可以显著提高农户干旱适应成效，该结果在加入控制变量、引入工具变量处理同群效应内生性、替换同群者识别方式和干旱程度测度方法以及进行安慰剂检验后仍然稳健；在信息约束下农户自身的生产经历对干旱适应成效存在反向修正影响，无法长期稳定提升干旱适应成效；人情往来和农业技术教育培训能强化同群效应，说明同群效应是通过信息传递机制发挥作用的。异质性分析表明：相对于非产粮大县的农户，同群效应对产粮大县农户的干旱适应成效影响更明显。为提升农户应对农业灾害的能力，本文建议通过在粮食主产区建立气候适应技术示范基地等方式充分发挥同群效应的作用，鼓励农户间的社会互动与信息传播，加强防灾减灾与适应技术培训。

关键词：同群效应 信息传递 旱灾 干旱适应成效

中图分类号：F304.2 **文献标识码：**A

一、引言

保障粮食和重要农产品稳定安全供给是建设农业强国的头等大事。在农业生产中，农户面临的最大不确定因素之一是农业气象灾害（丁宇刚和孙祁祥，2022）。其中，干旱对农业生产的破坏性最大，中国位于全球气候变化的敏感区和影响显著区，农业灾害损失占全球的 55%，受干旱灾害的影响尤为突出（张强等，2020）。近年来，受全球气候变化的影响，干旱等气象灾害的发生频率、规模和强度不断上升，农业生产面临的风险持续增加（IPCC，2021），对中国农业生产和粮食安全造成严重威胁（苏小松和徐磊，2021）。根据《中国农村统计年鉴 2021》，2020 年，中国农作物旱灾受灾面积为

*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“农业生产对气候变化的适应能力研究”（编号：71803189）、中央级科研院所基本科研业务费专项（编号：Y2023QC15）和国家自然科学基金国际（地区）合作与交流项目“INFEWS: US-China: 保护性耕作中的食物—能源—水耦合关系研究：基于作物与经济模型的综合评估”（编号：42061124002）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：韩昕儒。

508.1 万公顷，占农作物总播种面积的 3.0%；根据《2021 中国水旱灾害防御公报》，因旱灾粮食损失达到 492.8 万吨，相当于 3408 万人一年的口粮消费量^①。随着气候相关的自然灾害多发频发，农户会主动或被动调整要素配置，可称该过程为采取“适应措施”，这是农户应对气候变化的重要策略（UNEP，2022）。2022 年，《国家适应气候变化战略 2035》提出，优化农业气候资源利用格局，强化农业应变减灾工作体系，增强农业生态系统气候韧性，建立适应气候变化的粮食安全保障体系^②。因此，提高农户应对干旱等气象灾害的适应能力、增强农业生产适应气候变化能力具有重要性和紧迫性。

信息是影响农户应对灾害适应能力的重要因素。农户应对灾害的相关研究表明，调整播种与收获日期、选择抗旱品种、覆盖地膜、适时灌溉等适应措施可以降低作物生产风险，提高农户干旱适应成效（Di Falco et al., 2011; Huang et al., 2015; 冯晓龙等, 2017; Fahad and Wang, 2018）。生产经营特征、风险感知等内在特征以及基础设施、政策制度等外在条件是影响农户采取适应措施的重要因素（Huang et al., 2015; Fahad and Wang, 2018），信息缺乏是农户适应灾害和气候变化的重要障碍（Deressa et al., 2009; 杨宇等, 2016; 冯晓龙等, 2017; Di Falco et al., 2020）。但是，少有文献系统研究信息在农户应对灾害及其适应成效中的作用机制。在实际生产生活中，农户之间存在以地缘、亲缘或生产关系为基础的群分现象。为降低独立决策带来的损失，当外部环境风险越大、信息越不充分时，农户越倾向于从自身所处的社会网络中获取信息，进而影响生产决策（Zhou et al., 2020; 吕杰等, 2021; 石志恒和张衡, 2022），即同群效应^③。根据行为经济学理论，同群效应是指在具有相似偏好和条件约束的群体内部，个体决策和行为更容易通过社会互动受到同群者的影响（Manski, 2000）。

同群效应在农户应对灾害中的作用尚未引起足够关注。在农业生产领域，关于同群效应的研究集中于新技术采纳（Conley and Udry, 2010; Krishnan and Patnam, 2014; Zhou et al., 2020）和气候变化适应行为（Di Falco et al., 2020; Lim et al., 2021）。已有研究为本文提供了经验借鉴，但仍在三个方面存在拓展空间。第一，已有文献未能系统考察同群效应在农户应对灾害中的作用。不同于新技术采纳风险，农业气象灾害是最重要的农业风险因子之一，具有多发频发、时空分布广、受损面广的显著特点。但受制于有限的信息服务和生产能力，农户难以对气象灾害的发生时间和程度形成准确理解和判断（冯晓龙等, 2017）。同时，干旱灾害通常呈片状分布，空间邻近农户往往面临相似的气象条件、采用相似的耕作制度和种植品种，同群效应可以在农户应对灾害方面发挥重要的作用。第二，已有文献多侧重研究同群效应对适应行为决策的影响，忽略对适应成效影响的研究，而适应成效更能反映农户的适应能力。气候适应政策的最终目标是减小气候风险、取得适应成效（彭斯震等, 2015）。若农户应对灾害的适应能力存在同群效应，则意味着社会乘数效应的存在（Glaeser et al., 2003），即外生政策不仅直接影响个体，还会间接影响所属群体，产生政策“放大器”的作用。第三，已有文献

^①根据《中国统计年鉴 2022》，2021 年，中国城乡居民人均户内粮食（原粮）消费量为 144.6 千克。

^②参见《关于印发〈国家适应气候变化战略 2035〉的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-06/14/content_95555.htm。

^③同群效应也称为社会学习、社会传染、邻里效应或社会互动等（Manski, 2000）。

较少检验同群效应产生的机制^①。信息扩散是同群效应的重要表现（Di Falco et al., 2020），理论上同群效应可以通过信息传递机制影响微观主体的风险管理决策（Lim et al., 2021；吕杰等，2021；石志恒和张衡，2022）。在面临灾害风险进行生产决策时，农户可以从社会网络中获取应对灾害的信息，参考同群者基于自身生产经验和农业生产实践形成的适应决策，突破信息壁垒，提升灾害适应成效。

综上所述，本文以干旱灾害为例，以玉米为目标作物^②，基于 2014—2018 年中国农业科学院农业经济与发展研究所的中国农村微观经济数据和中国气象局国家气候中心的全国气象干旱监测数据，构建涵盖 7 省 28 县（市、区）497 个玉米种植户的平衡面板数据，利用动态空间面板模型，识别农户应对干旱灾害的同群效应，揭示同群效应对农户干旱适应成效的影响机制。本文研究结论对于提升农户应对灾害的适应能力、完善防灾减灾制度、制定增强农业气候韧性的相关政策具有参考价值。

二、理论分析与研究假说

农户采取适应措施的目标是减少干旱灾害损失，即缩小受灾情况下的产出水平与正常产出水平之间的差异。该差异反映农户综合自身社会经济特征、利用资源禀赋进行适应性生产以应对干旱灾害冲击的能力，借鉴 Epule et al.（2017），本文将其定义为“农户干旱适应成效”。相关研究证明，适应措施可以提高农户干旱适应成效（Huang et al., 2015；Fahad and Wang, 2018）。这些适应措施通常容易识别和量化，但是均隐含一个前提假设——适应措施的标准化，即农户在任何时间采取相同措施能获得相同效果。这一假设可能导致自变量存在测量误差或遗漏重要变量从而产生内生性。例如，灌溉可以提高农户干旱适应成效，但灌溉“窗口期”和灌溉制度对缓解旱情有明显影响（滕晓伟等，2015）。

为放松适应措施标准化的约束，本文将这些难以量化的信息归于农户对最优投入水平的信息掌握程度，并受农户所处社会网络提供的信息影响。本文认为，农户干旱适应成效不仅受外部干旱冲击、适应措施、自身经营特征以及资源禀赋特征等影响，而且受农户所处社会网络的同群者难以量化的信息影响（见图 1）。进一步，本文认为同群效应对农户干旱适应成效的作用机制依赖于信息外溢与经验交流，即社会网络增强和信息渠道拓展可以强化同群效应对干旱适应成效的正向作用。一方面，社会互动有助于技术知识与经验的外溢，促进适应措施的优化；另一方面，农户获取信息资源能力越强，越有助于信息外溢（高杨和牛子恒，2019），促使农户相互学习模仿、优化要素配置，强化同群效应对干旱适应成效的边际贡献。

^①同群效应的作用机制因研究情境的不同而存在差异，其中信息传递机制和风险分担机制已被大部分研究认可。同群效应风险分担机制较多出现在与消费相关的文献中。例如，宋泽和邹红（2021）研究发现，社会网络成员之间的互助机制可以降低风险而实现消费平滑。由于农业气象灾害通常连片发生，在农户应对灾害的研究情境下，同群效应通过风险分担机制降低灾害对农户影响的作用可能有限。因此，本文聚焦同群效应的信息传递机制，并未再对风险分担机制进行理论分析和实证检验。

^②玉米是中国第一大粮食作物且在各地区广泛种植，干旱影响玉米的授粉、生长速率、株高、果穗性状等，可造成玉米减产甚至绝收。所以，以玉米种植户为主要研究对象开展农户应对干旱灾害的同群效应研究更具典型性和代表性。

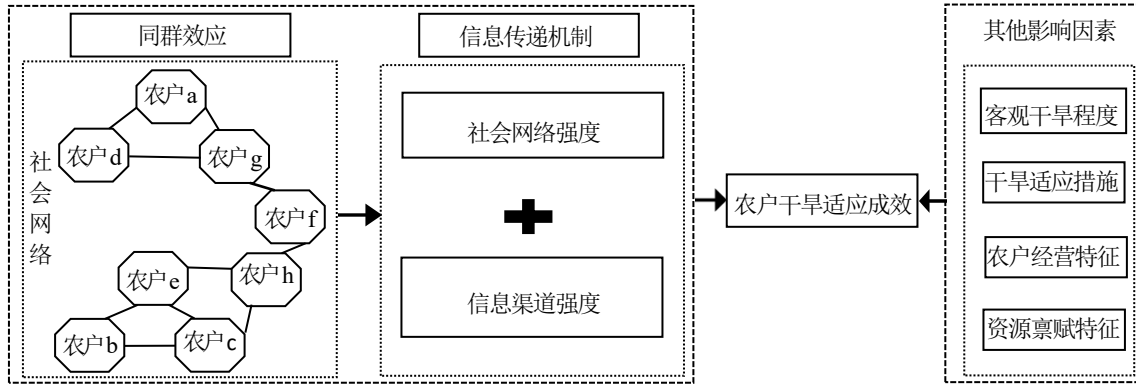


图1 农户干旱适应成效的影响机制分析框架

为论证通过社会网络传递信息产生的同群效应对农户干旱适应成效的作用机制，本文参考生产风险存在下的目标投入模型（Bandiera and Rasul, 2006），构建农户应对灾害的投入决策理论模型。在灾害损失最小化的目标下，假设农户 i 在时期 t 的要素投入目标为 $K_{i,t}$ 。由于存在灾害风险， $K_{i,t}$ 未知，可表示为 $K_{i,t} = K^* + u_{i,t}$ 。其中， K^* 为最优投入均值， $u_{i,t}$ 为外生环境冲击， $u_{i,t} \sim i.i.d N(0, \sigma_u^2)$ 且 σ_u^2 已知。不失一般性，农户因灾减产产量 $d_{i,t}$ 可表示为农户实际投入 $k_{i,t}$ 与目标投入 $K_{i,t}$ 差异的平方，即 $d_{i,t} = (k_{i,t} - K_{i,t})^2$ 。农户 i 在时期 t 对 K^* 的先验判断分布为 $K^* \sim N(\bar{K}_{i,t}, \sigma_{ki,t}^2)$ 。由于 $E_t(u_{i,t}) = 0$ ，为减小灾害损失，农户的投入决策可以表示为 $k_{i,t} = E_t(K_{i,t}) = \bar{K}_{i,t}$ 。因此，农户因灾减产产量期望值为：

$$E_t(d_{i,t}) = E_t[(K_{i,t} - E_t(K_{i,t}))^2] = \sigma_{ki,t}^2 + \sigma_u^2 \quad (1)$$

依据（1）式，在灾害风险存在下，农户对最优投入水平的信息掌握程度越好（ $\sigma_{ki,t}^2$ 越小）、外部环境风险冲击波动越小（ σ_u^2 越小），农户的灾害损失也越小。用 $n_t(i)$ 表示农户 i 在时期 t 获取信息的社会网络，假设农户 i 可以无成本地从同群者 $j \in n_t(i)$ 在时期 t 应对灾害的适应措施 $k_{j,t} (j \neq i)$ 中获取信息，并依据贝叶斯法则更新对 K^* 的判断。那么，农户 i 在时期 t 对 K^* 的后验认知可表示为：

$$\sigma_{ki,t}^2 = \frac{1}{\frac{1}{\sigma_{ki,t-1}^2} + \frac{1}{\sigma_u^2}} \quad (2)$$

令 $\rho_{i,0} = 1/\sigma_{ki,0}^2$ ，表示农户 i 在初始期，即第0期对最优投入均值的先验判断； $\rho_0 = 1/\sigma_u^2$ ； $N_{t-1}(i)$ 表示农户 i 自第0期到第 $t-1$ 期从社会网络中累积获取的信息强度，向后迭代（2）式可得：

$$\sigma_{ki,t}^2 = \frac{1}{\rho_{i,0} + N_{t-1}(i)\rho_0} \quad (3)$$

将（3）式代入（1）式，可得：

$$E_t[d_{i,t}, N_{t-1}(i)] = \frac{1}{\rho_{i,0} + N_{t-1}(i)\rho_0} + \sigma_u^2 \quad (4)$$

因此,农户灾害损失的期望受农户从社会网络中获取信息强度的影响,即农户应对灾害存在同群效应。进一步可得:

$$\frac{\partial E_t[d_{i,t}, N_{t-1}(i)]}{\partial N_{t-1}(i)} = \frac{-\rho_0}{[\rho_{i,0} + N_{t-1}(i)\rho_0]^2} < 0 \quad (5)$$

根据(5)式,同群效应意味着群体内部任意农户应对灾害的信息均能产生正外部性,通过信息传递机制减小农户*i*自身的灾害损失,提升其干旱适应成效。基于上述分析,本文提出假说 H1 和 H2。

H1: 农户应对干旱存在同群效应且同群效应能显著提升干旱适应成效。

H2: 同群效应通过信息传递机制提升农户干旱适应成效。

此外,农户获取信息和应对灾害的适应能力往往因种植规模和政策支持力度的变化而存在差异(杨宇等, 2016; 曹慧和赵凯, 2019), 进而影响同群效应对农户干旱适应成效的作用水平。也就是说,同群效应对农户干旱适应成效的影响,可能存在农户种植规模以及政策支持力度层面的异质性。

三、研究设计

(一) 数据来源

1. 农户社会经济数据。农户社会经济数据来源于 2014—2018 年中国农业科学院农业经济与发展研究所的中国农村微观经济数据,该数据在样本选择时采用分层随机抽样法。第一,按照华北地区、东北地区、华东地区、中南地区、西南地区 and 西北地区各省份 2008—2010 年农民人均纯收入的均值排序,并分别从各地区选择均值位于中间的省份作为调查对象;第二,在所选省份对各县按照农民人均纯收入的均值进行排序并分为高、中、低三层,每层各随机选取 1 个县(市、区)作为调查对象;第三,在所调研县(市、区)分别随机选取 3 个乡镇;第四,在每个乡镇随机选取 3 个行政村;第五,在每个行政村随机选取 20 户进行问卷调查。该数据涵盖陕西、新疆、河南、河北、云南、福建、吉林、山东共 8 个省份、28 个县(市、区)、232 个行政村^①。

本文将上述数据处理成包括 7 省份 497 个玉米种植户 5 年的平衡面板数据^②,共 2485 个观测值。研究地区包含北方春玉米区、黄淮海夏玉米区、西南山地丘陵玉米区、西北灌溉玉米区、南方丘陵玉米区等全国主要的玉米种植区。在研究区域中,黄淮、西北和华北等地是干旱多发区,东北地区的干旱主要发生在玉米播种和收获期,西南地区的春夏旱也严重影响玉米等粮食作物生长。根据国家统计局官网数据^③,上述 7 省份 2014—2018 年平均旱灾受灾面积超过全国旱灾受灾总面积的三分之一。由于玉米从大喇叭口期到抽雄期受旱对产量影响最大,农户一般会采取灌溉补墒、辅助授粉等干旱适应

^①为反映南北差异,华东地区选择了山东和福建两个省。为进一步反映民族地区的发展情况,西北地区增加了新疆维吾尔自治区。其中,新疆维吾尔自治区根据地理分布随机选择了 7 个县、43 个行政村,其他省份根据正文中所说明的抽样方法进行抽样。在后续调查过程中,部分村庄出现无法回访的状况,但样本的地理覆盖范围没有变化。

^②玉米种植户为玉米播种面积大于 0 的农户。在平衡面板处理时,福建省的玉米种植户数量较少而被完全剔除。

^③国家统计局网站: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

措施。若适应调整时间充分,农户还会采取选择耐旱品种、改进施肥或灌溉条件等应对措施。

2.干旱监测数据。综合气象干旱指数(composite meteorological drought index,简称CI)来源于中国气象局国家气候中心全国气象干旱监测数据库^①,包含全国648个气象观测站点的日观测数据。

3.地区农作物生长周期数据。全国各地区气候、土壤和耕作制度差别较大,不同地区玉米的生长周期、熟制和生长期出现的客观干旱程度均存在差异。本文采用农业农村部种植业管理司农时数据库中的玉米播种、生长、发育和收获详细时点等指标,捕捉不同区域玉米生长周期与熟制差异。本文将样本农户所在的省份划入农时数据库的相应区域。其中,吉林划入东北地区,新疆和陕西划入西北地区,河北划入华北地区,云南划入西南地区,河南和山东划入黄淮地区。

以上三类数据最终都匹配到农户层面,形成微观面板数据,匹配方法分为三步:第一步,参照Di Falco et al.(2011)的方法,依据空间距离最短原则,将648个气象观测站点的地理经纬度坐标和中国农村微观经济数据中村庄的地理经纬度坐标进行栅格化处理;第二步,使用反距离加权插值法匹配村庄与气象观测站点,依据同一村庄农户面临干旱程度一致原则,生成农户层面的日干旱数据;第三步,以农户所在省份的玉米生长周期数据为权重,测算农户在玉米生长周期内的客观干旱程度。

(二) 变量选取及定义

1.被解释变量:农户干旱适应成效。本文将农户干旱适应成效定义为实际产量与潜在总产量的比例,其中潜在总产量等于实际产量与因旱灾减产量之和^②。农户干旱适应成效表示农业生产受客观干旱程度的影响,也是农户采取适应措施、应对干旱灾害能力的综合表现。

2.关键解释变量:同群者干旱适应成效。参考相关文献(Krishnan and Patnam, 2014; Di Falco et al., 2020),本文从空间地理角度识别同群者,依据空间权重矩阵计算除农户自身外同群者干旱适应成效的均值,即干旱适应成效的空间滞后项,并将其作为衡量同群者干旱适应成效的指标^③。以邻接空间权重矩阵作为基准,先验地认为同村农户可能存在同群效应,权重赋值为1;非同村农户互不影响,权重为0(Munshi, 2004)。此外,本文将反距离空间权重矩阵作为稳健性检验,以经纬度计算的地理距离倒数为权重,假设农户之间的同群效应因地理距离的增加而减弱,从而识别同群者的空间范围。

3.调节变量:人情往来收支和接受农业技术教育培训的人次。本文选取人情往来收支和接受农业技术教育培训的人次两个指标分别衡量农户社会网络强度和信息渠道强度。第一,人情往来收支作为社会资本的重要维度,是农户获取信息的有效途径(乐章和向楠, 2020),可用于衡量农户与其社会网络之间的互动强度(耿鹏鹏和罗必良, 2022)。基于邻里社会互动的人情往来越频繁,村庄内部农户的社会互动越广泛,越有助于信息的获取和传播。第二,农业技术教育培训是农户积累生产技术知

^①国家气候中心网站: <http://cmdp.ncc-cma.net/extreme/dust.php?dateStr=2010-1#calendar>。

^②由于潜在总产量不可观测,本文直接使用农户问卷中的因旱灾减产量指标。该指标在一定程度上受农户主观认知影响,但本文利用平衡面板数据的特点,在实证模型中加入农户固定效应以减小农户主观认知造成的系统误差。

^③构建同群效应衡量指标的另一常见方法是用包括个体在内的群体均值来指代。但是,在识别同群效应中会面临一个问题,即个体在受群体影响时,其本身适应成效水平也会影响群体均值,从而造成互为因果的内生性问题(Manski, 1993)。

识、缓解信息约束的重要手段，通过教育培训搭建起的社会网络有利于农户甄别信息、更新生产技术知识（徐旭初和吴彬，2018；Zhou et al., 2020），从而激励农户优化适应措施。

4.控制变量。由于旱灾对作物生长的影响不可逆，为控制客观干旱程度，本文还控制了累积干旱程度，将其定义为玉米生长期日内CI等级值的加总^①。该数值越大，表明某地玉米生长期内遭受的客观干旱程度越严重。CI综合标准化降水指数、湿润度指数以及近期降水量，包含降水量和潜在蒸散因素，比仅考虑降水量的单一干旱指标更具综合性。该指标可以反映农作物生长期内降水量气候异常和水分亏欠情况，更适合实时气象干旱监测和历史同期气象干旱对比。此外，基于现有文献（Huang et al., 2015；Epule et al., 2017；冯晓龙等，2017），本文控制了要素投入、户主个体特征、村级特征、资源禀赋等影响灾害适应成效的因素。其中，要素投入反映农户的适应措施，主要包括播种面积和每亩的化肥、机械、劳动力、排灌投入，以及种子、农膜和农药投入。由于资源禀赋条件可能影响适应措施强度，进而影响农户干旱适应成效（冯晓龙等，2016；杨宇等，2016），本文还引入农业收入占比、距最近农资销售点距离和农业生产用水来源作为控制变量。上述控制变量的定义或赋值见表1。

表1 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义或赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农户干旱适应成效	实际产量占潜在总产量的比例（%）	96.846	11.082	0.228	100.000
关键解释变量	同群者干旱适应成效	依据空间权重矩阵计算得出的同群者干旱适应成效的空间滞后项（%）	96.557	7.600	30.833	100.000
调节变量	人情往来收支	人情礼金收入与支出数额之和（元）	881.718	3100.253	0.000	40232.110
	接受农业技术教育培训的人次	农户当年接受农业技术教育培训的人次（人次/户）	0.402	0.761	0.000	5.000
控制变量	累积干旱程度	玉米生长期内累积日CI等级值	62.048	35.625	5.920	185.355
	播种面积	玉米的播种面积（亩）	11.651	27.789	0.400	1000.000
	化肥投入	每亩投入的化肥成本（元）	134.208	71.671	0.000	931.967
	机械投入	每亩投入的机械费用（元）	41.473	41.581	0.000	762.518
	劳动力投入	每亩自家投劳和雇工工作日（日）	6.384	8.057	0.000	60.000
	排灌投入	每亩投入的排灌费用（元）	12.156	25.004	0.000	386.847
	种子、农膜和农药投入	每亩投入的种子、农膜和农药费用（元）	73.344	46.184	0.000	773.532

^①具体计算公式为： $x_{i,t} = \sum_{t_{mi}}^{t_{ni}} CI_{i,d}^C$ ，即玉米种植户*i*在*t*年的累积干旱程度是将其在玉米生长周期 $[t_{mi}, t_{ni}]$ 内对应的第*d*天的CI等级值 $CI_{i,d}^C$ 进行累积。据国家标准《气象干旱等级》（GB/T20481-2006）， $CI = aZ_{30} + bZ_{90} + cM_{30}$ 。其中： t_{mi} 指玉米的播种日期， t_{ni} 指玉米成熟日期； Z_{30} 和 Z_{90} 分别为近30和近90天标准化降水指数， M_{30} 为近30天相对湿度指数； a 为近30天标准化降水系数， b 为近90天标准化降水系数， c 为近30天相对湿度系数。具体到本文， $-0.6 < CI_{i,d}$ 表示无旱（ $CI_{i,d}^C = 0$ ）， $-1.2 < CI_{i,d} \leq -0.6$ 表示轻旱（ $CI_{i,d}^C = 1$ ）， $-1.8 < CI_{i,d} \leq -1.2$ 表示中旱（ $CI_{i,d}^C = 2$ ）， $-2.4 < CI_{i,d} \leq -1.8$ 表示重旱（ $CI_{i,d}^C = 3$ ）， $CI_{i,d} \leq -2.4$ 表示特旱（ $CI_{i,d}^C = 4$ ）。

表 1 (续)

控制变量	农业收入占比	农业生产服务收入除以农业生产服务收入和工资性收入之和 (%)	3.000	14.600	0.000	100.000
	距最近农资销售点距离	本村委会距最近农资销售点距离 (千米)	3.065	3.778	0.000	27.000
	农业生产用水来源	深井水=2, 浅井水=1, 江河湖泊水和塘水=0	1.045	0.833	0.000	2.000

注：①以 2014 为基准，所有涉及费用和金额的变量均依据国家统计局公布的居民消费价格指数进行平减；②对劳动力投入数据中存在的 2 个异常值进行插值处理。播种面积，化肥投入，机械投入，劳动力投入，排灌投入，种子、农膜和农药投入变量在后文实证模型中均使用对数值，以减小极端值的影响。

表 1 的描述性统计分析结果显示，农户干旱适应成效均值为 96.846，表明样本农户在干旱灾害的影响下，玉米实际产量占潜在总产量的 96.846%。农户人情往来年收支金额平均为 881.718 元；接受农业技术教育培训的人次平均为每户 0.402 人次。累积干旱程度的均值为 62.048，样本农户在玉米生长周期内平均有 25.535%^①的时间面临轻旱或更严重的干旱情况。农户的玉米播种面积平均为 11.651 亩，小规模种植特征较为明显。在生产要素投入方面，农户平均每亩的化肥、机械、排灌投入分别为 134.208 元、41.473 元、12.156 元，每亩的劳动力投入为 6.384 日，种子、农膜和农药投入为 73.344 元。随着农户兼业化程度不断提高，农业收入占比平均仅为 3.000%。

农户干旱适应成效和累积干旱程度的变动趋势如图 2 所示。农户干旱适应成效在经历了小幅增长后于 2017 年出现下降，总体变动趋势较为稳定。除 2015—2016 年，累积干旱程度年际变动幅度较大，变动趋势反映了干旱灾害“大小年”的特征。两个变量的变动趋势并不一致，说明客观干旱程度对农户干旱适应成效影响有限，同群效应、应对干旱的适应调整措施等因素会同时影响农户干旱适应成效。

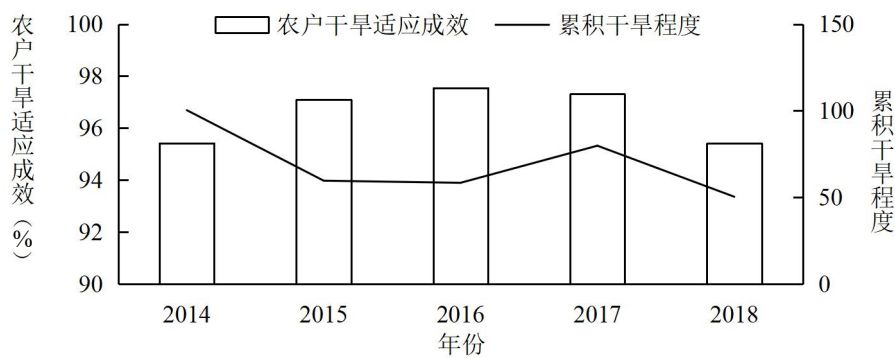


图 2 累积干旱程度和农户干旱适应成效的时间趋势

（三）同群效应对农户干旱适应成效的因果识别策略

本文重点研究农户应对干旱灾害是否存在同群效应，以及同群效应对农户干旱适应成效的影响机制，需要识别同群效应对农户干旱适应成效的因果关系。依据 Manski (1993) 提出的同群效应分析框

^①该数据为样本农户在 2014—2018 年玉米生长期内遭遇干旱日数占玉米生长期日数比例的均值。

架,本文假定群体由某一特定农户与其同群者组成,群体内部干旱适应成效存在较强的相关性,造成该现象的原因如下:第一,农户受到同群者干旱适应成效的直接影响(同群效应);第二,同群者的其他特征对农户干旱适应成效产生直接影响(外生效应);第三,农户干旱适应成效还受到两种关联效应的影响,一是农户所属群体不可观测的共同特征,二是农户所属群体面临的相似外部环境特征。

参照 Trogon et al. (2008) 和 Krishnan and Patnam (2014), 本文假设农户干旱适应成效不存在外生效应^①, 即同群者经营特征(如玉米播种面积、田间管理等)只通过影响同群者干旱适应成效来影响农户干旱适应成效。但是, 农户干旱适应成效的关联效应可能导致同群效应的识别存在内生性问题。一是农户所属群体可能具有不可观测的共同区域特征或经营特征, 如地形特征、种植制度、土壤质量、耕作习惯等。二是群体经历共同的环境冲击, 如干旱灾害等。三是农业生产相关的政策和制度(如生产性基础设施、农业推广服务等)影响群体生产决策, 导致各农户的干旱适应成效趋于一致。

针对以上复杂因素, 本文采取四个策略识别同群效应对农户干旱适应成效的影响。第一, 通过添加农户固定效应来捕捉不随时间变化的不可观测因素^②, 加入年份固定效应来控制不可观测的共同趋势特征, 以及控制随时间变化的农户生产经营特征和村级层面相关特征。考虑到农户决策可能受不可观测的生产经历的影响(Deconinck and Swinnen, 2015), 本文在模型中纳入农户干旱适应成效的滞后项^③。第二, 通过控制客观干旱程度反映外部气候环境的冲击。第三, 考虑到县级政府通常是农田水利基础设施建设、高标准农田建设等公共投资的实施主体^④, 相关政策方案的落实效果会在县级层面趋同, 本文构建县域和年份的交叉虚拟变量来控制外部政策和制度对群体干旱适应成效的共同影响。第四, 本文采用工具变量方法, 选取同群者排灌投入(干旱适应措施)和干旱适应成效滞后项(生产经历)作为同群者干旱适应成效的工具变量, 处理同群效应识别过程中可能存在的内生性问题。一方面, 工具变量和内生变量具有相关性, 同群者的干旱适应措施和生产经历与同群者干旱适应成效相关。另一方面, 工具变量具有外生性。由于同群者采取的适应措施和生产经历对农户干旱适应成效无直接影响, 只可能通过影响同群者干旱适应成效来间接影响农户的适应表现。

(四) 模型设定与估计方法

1. 空间相关性检验。本文利用莫兰指数检验农户干旱适应成效是否存在空间集聚的特征, 莫兰指数的计算公式如下:

^①为检验该假设的合理性, 本文在基准回归模型的基础上加入同群者经营特征的平均值, 如户主受教育年限、农业收入占比、播种面积等, 这些变量的单个系数或整体检验均不显著。

^②受制于当地种植制度和自然资源禀赋, 农户粮食作物种植结构基本不随时间变化, 三大粮食作物种植种类发生变化的样本比重仅为 4.55%。其中, 玉米占三大粮食作物播种总面积比例的年际变动超过 10% 的样本仅占总体的 7.97%, 数据的变异性极小。此外, 本文还在实证模型中控制农户粮食作物种植结构进行回归, 结果与基准回归结果保持一致。

^③为避免纳入多期滞后项加剧误差项序列相关以及样本量减小的问题, 模型中仅纳入农户干旱适应成效的滞后一期。

^④在“十二五”和“十三五”期间, 关于农田水利基础设施建设的系列文件均明确要求集中连片、整体推进县域农田水利建设, 县、乡镇政府在农田水利建设总体规划引导下进行落实。

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (6)$$

(6) 式中: I 为各年份衡量农户干旱适应成效与其空间滞后项之间相关关系的莫兰指数, 莫兰指数取值范围为-1 到 1; n 为农户数量; w_{ij} 为空间权重矩阵 W 中的元素; y_i 与 y_j 分别为农户 i 和农户 j 的干旱适应成效, $\bar{y}$ 为农户干旱适应成效的样本均值。莫兰指数可分为全局莫兰指数和局部莫兰指数, 前者反映整个数据集的空间自相关程度, 后者衡量每个空间对象在其周围邻域内的自相关程度。

2. 动态空间面板模型。空间相近的农户由于信息沟通和经验分享, 通过空间转移矩阵受同群者干旱适应成效的影响, 进而产生同群效应^①。因此, 本文利用空间权重矩阵构造农户干旱适应成效的空间滞后项来表征同群者干旱适应成效对农户的共同作用。此外, 由于农户决策可能受到不可观测的生产经历影响, 模型中纳入农户干旱适应成效滞后项加以控制。基准动态空间面板模型如下:

$$y_{i,t} = \beta \sum_j w_{ij} y_{j,t} + \alpha y_{i,t-1} + \gamma x_{i,t} + \delta e'_{i,t} + \xi_i + \nu_t + \theta_c \times \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

(7) 式中: $y_{i,t}$ 表示农户 i 在 t 时期的干旱适应成效; w_{ij} 为邻接空间权重矩阵 (W_1) 的元素, 表示农户 i 和农户 j 的空间权重数值; $\sum_j w_{ij} y_{j,t}$ 表示农户 i 的同群者干旱适应成效的均值, 即干旱适应成效的空间滞后项, 系数 β 衡量同群者干旱适应成效均值对农户干旱适应成效的影响; $y_{i,t-1}$ 表示农户 i 在 $t-1$ 时期的干旱适应成效, 系数 α 表示农户自身生产经历对干旱适应成效的动态影响; $x_{i,t}$ 为农户 i 在时期 t 面临的累积干旱程度, γ 为其待估系数; $e'_{i,t}$ 为其他控制变量向量的转置, δ 是由其他控制变量待估系数组成的向量; ξ_i 表示农户固定效应, 控制了地形特征、农作制度、土壤质量和耕作习惯等不随时间变化的因素; ν_t 为年份固定效应, 控制不可观测的共同趋势特征; $\theta_c \times \nu_t$ 可以控制县域层面生产相关政策引起的群体不可观测的共同趋势; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

进一步, 依据同群效应对农户干旱适应成效的因果识别策略, 本文将同群者排灌投入和农户干旱适应成效滞后项 ($\sum_j w_{ij} P_{j,t}$ 和 $\sum_j w_{ij} y_{j,t-1}$) 作为工具变量, 以纠正可能存在的同群效应内生性问题, 并利用系统广义矩估计 (generalized method of moments, 简称 GMM) 两步法^②进行参数估计。

四、实证结果分析

(一) 农户干旱适应成效的空间相关性分析

基于邻接空间权重矩阵 (W_1), 本文分别对 2014—2018 年农户干旱适应成效进行逐年空间相关

^①构建空间权重矩阵测度同群效应无法直接验证高素质农民是否发挥引领带动作用, 有待未来的异质性研究加以验证。

^②本文利用偏误修正的准极大似然估计法 (Yu et al., 2008) 对基准动态空间面板模型进行参数估计。由于基准模型的设定符合短面板数据、线性模型、具有动态被解释变量和内生解释变量、采用双向固定效应等系统 GMM 估计方法的适用条件, 本文结合同群效应的工具变量, 进一步采用系统 GMM 估计方法, 可有效解决动态面板模型存在的内生性问题。

性检验^①。2014—2018 年农户干旱适应成效的全局莫兰指数均大于 0，且均在 1%水平上显著，表明农户干旱适应成效具有显著的空间相关关系。全局莫兰指数的 z 值显著为正^②，表明农户干旱适应成效在空间上呈现明显的聚类特征。图 3 通过局部莫兰散点图的形式展示了不同年份干旱适应成效的空间分布格局。虽然不同年份莫兰指数的数值存在一定波动，但农户干旱适应成效空间分布整体保持稳定。大部分散点分布在第一象限和第三象限，基本呈现“高一高”或“低—低”的分布格局，表明农户干旱适应成效存在空间集聚现象，农户应对干旱灾害的适应成效存在同群效应。

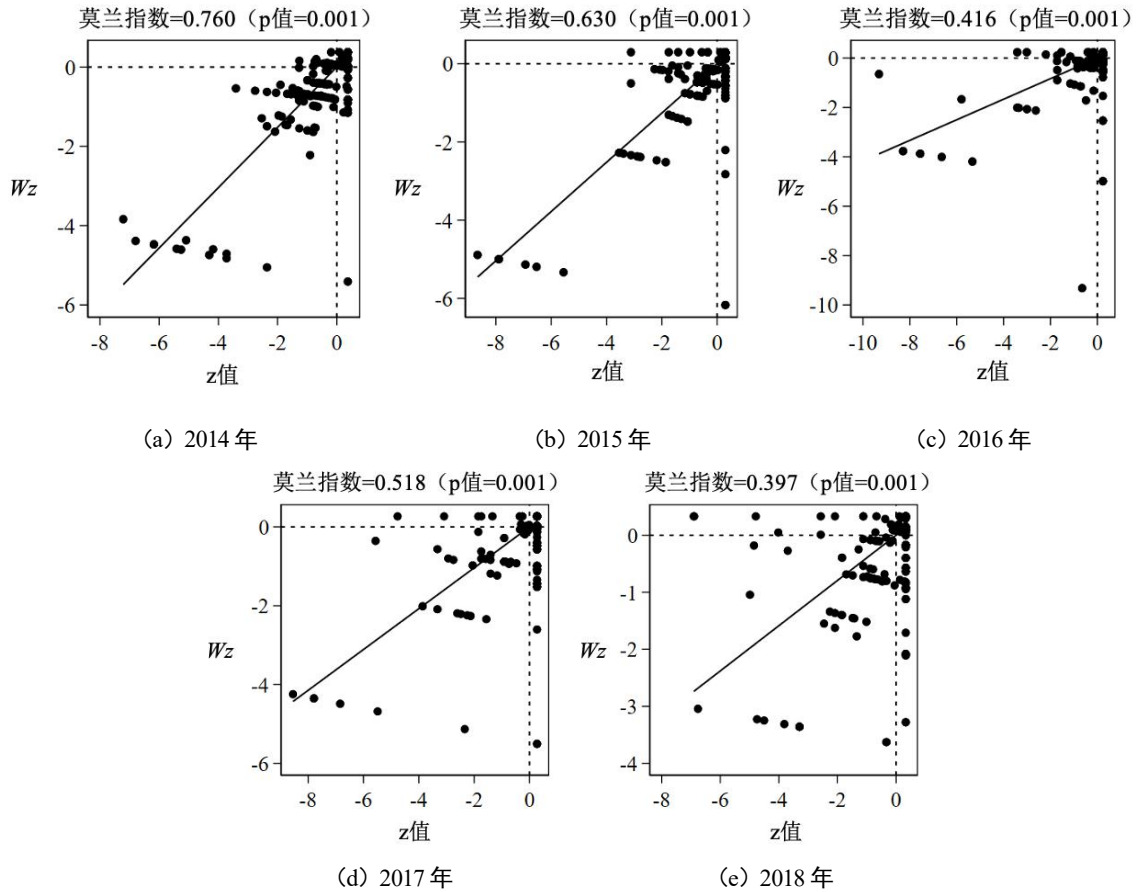


图3 2014—2018 年农户干旱适应成效的局部莫兰散点图

注：横轴为空间单元干旱适应成效与其均值的离差 z 值，纵轴为对应的空间滞后变量 (Wz)。

(二) 农户干旱适应成效的同群效应及影响因素

表 2 报告了基准动态空间面板模型和加入工具变量的动态空间面板模型的估计结果，(1) 列为不加控制变量的基准模型估计结果，(2) 列为加入控制变量的基准模型估计结果，(3) 列为工具变量模型的估计结果。

^①由于篇幅所限，空间相关性检验结果未展示。反距离空间权重矩阵的结果与邻接空间权重矩阵的结果相似。

^②莫兰指数的 z 值为莫兰指数除以其标准差后得到的数值，反映莫兰指数的偏差程度。

表 2（1）～（3）列的结果显示，关键解释变量的系数方向和显著性均保持一致。农户干旱适应成效的同群效应在 1% 的显著性水平上均显著为正，意味着具有相似农作制度、气象条件等共同区域特征的空间相邻农户，可以通过同群效应显著提高干旱适应成效，假说 H1 得证。表 2 的（2）列结果表明，同群者干旱适应成效提高 1 个百分点，农户干旱适应成效提高 0.245 个百分点。（3）列结果表明，关键解释变量的估计系数符号和显著性与基准模型回归结果保持一致，同群者干旱适应成效提高 1 个百分点，农户干旱适应成效提高 2.700 个百分点。此外，模型通过了序列相关检验和过度识别检验，在 1% 的显著性水平上均无法拒绝原假设^①，表示系统 GMM 估计结果是一致的。

不同模型的回归结果均显示，农户干旱适应成效的滞后项的系数显著为负，表明农户应对干旱的适应成效受自身生产经历的反向修正影响。以表 2（2）列的结果为例，农户上一年干旱适应成效提高 1 个百分点会使其当年干旱适应成效降低 0.053 个百分点。这意味着：若先前采取的适应措施提高了干旱适应成效，农户便倾向于重复之前的行动和策略，导致本期干旱适应成效下降；而当本期干旱适应成效下降 0.053 个百分点时，农户会倾向于改变策略，又会使下一年干旱适应成效上升 0.003 个百分点，以此类推^②。已有研究指出，在信息约束下，经济主体若满足于先前策略所达到的效果，后期便倾向于重复之前的行动和策略，延续习惯性做法，反之会倾向于改变策略（van Duinen et al., 2016），这进一步支持了本文的发现。因此，在其他因素不变的情况下，农户生产经历对干旱适应成效的影响随时间推移逐渐减弱，仅依靠自身生产经历无法长期稳定提升干旱适应成效。

表 2 农户干旱适应成效同群效应的动态空间面板模型估计结果

变量	基准模型				工具变量模型	
	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
同群者干旱适应成效	0.249***	0.027	0.245***	0.027	2.706***	0.558
农户干旱适应成效的滞后项	-0.052*	0.027	-0.053**	0.027	-1.531***	0.504
累积干旱程度			0.026	0.027	0.003	0.017
播种面积			-0.811	0.516	-2.782*	1.630
化肥投入			-0.662***	0.233	-1.893	1.147
机械投入			0.071	0.163	0.632	0.572
劳动力投入			0.038	0.295	0.787	0.704
排灌投入			-0.026	0.273	-0.141	0.402
种子、农膜和农药投入			1.283***	0.349	1.887	1.352
农业收入占比			-3.603*	1.852	-4.461	3.825

^①系统 GMM 估计量一致性的前提条件为差分方程的残差序列不存在二阶和更高阶自相关，且工具变量严格外生，需对估计结果进行 Arellano-Bond 序列相关检验和 Hansen 过度识别检验。

^②农户干旱适应成效滞后项的回归系数为-0.053，表明农户 $t-1$ 期干旱适应成效增加 1 个百分点， t 期干旱适应成效降低 0.053 个百分点， $t+1$ 期干旱适应成效则会增加 $(-0.053)^2$ 个百分点，即 0.003 个百分点。

表2 (续)

距最近农资销售点距离		0.104	0.117	0.107	0.249
农业生产用水来源		-0.292	0.483	-1.909	1.347
年份固定效应	已控制	已控制		已控制	
农户固定效应	已控制	已控制		已控制	
县域×年份固定效应	已控制	已控制		已控制	
观测值	1988	1988		1988	
扰动序列二阶差分自相关检验(p值)				0.701	
工具变量过度识别检验 (p值)				0.183	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②基准模型回归估计采用偏误修正的准极大似然估计量；③工具变量模型采用系统 GMM 估计量；④扰动序列二阶差分自相关检验为 Arellano-Bond 序列相关检验，工具变量过度识别检验为 Hansen 检验。

表 2 的基准模型回归结果显示，调整农业要素投入会对农户干旱适应成效产生影响。具体来看，化肥投入对农户干旱适应成效产生显著的负向影响。在非干旱情况下，增施化肥可以提高作物产量；在干旱情况下，土壤处于缺水状态，化肥可能难以被农作物吸收，此时增施化肥并不会提高农户干旱适应成效。种子、农膜和农药投入会显著提升农户干旱适应成效，可能的原因如下：首先，农户在应对农业干旱灾害时，倾向于采取投入更多改良的种子或采取补种措施；其次，农膜育秧可以改善地面光热条件，有效保水，也是农户抵御干旱灾害的措施之一；最后，旱灾往往导致病虫害发生概率增加，农药防治投入增加也成为农户应对的措施，进而提升自身干旱适应成效。（2）列的回归结果表明，农业收入占比越低，即兼业化程度越高的农户，应对干旱的适应能力越强。一方面，农户兼业化经营会放松农户的资金约束，使自身更有能力采取适应措施抵御风险；另一方面，兼业化程度较高的农户面临较高的务农机会成本，劳动力约束较强，更倾向于优化生产要素配置，防范潜在风险，进而提高自身干旱适应成效，这与已有研究的结论一致（郑旭媛等，2018；曹慧和赵凯，2019）。

（三）社会网络和信息渠道强度的调节作用分析

为证明同群效应是通过空间相邻农户间的信息传递机制影响农户干旱适应成效，本文通过加入人情往来收支、农户接受农业技术教育培训的人次以及这两个变量与同群者干旱适应成效的交乘项，检验社会网络强度和信息渠道强度对同群效应的调节作用。表 3（1）列的回归结果表明，同群者干旱适应成效影响显著且系数为正，同时同群者干旱适应成效与人情往来收支交乘项在 10%的显著性水平上显著，且系数为正，表明农户的社会网络越广，农户间互动交流越多，越能缓解信息壁垒、强化同群效应对农户干旱适应成效的提升作用。（2）列回归结果显示，在同群者干旱适应成效仍有显著正向影响下，同群者干旱适应成效与农户接受农业技术教育培训人次的交乘项在 5%的显著性水平上显著，且系数为正。因此，接受农业技术教育培训可正向促进同群效应，即信息渠道的拓展能强化同群效应。上述检验结果间接证明了同群效应通过信息传递机制提升农户干旱适应成效，假说 H2 得证。

表 3 社会网络和信息渠道强度的调节作用回归结果

变量	(1)		(2)	
	以人情往来收支为调节变量		以接受农业技术教育培训的人次为调节变量	
	系数	标准误	系数	标准误
同群者干旱适应成效	0.224***	0.027	0.381***	0.022
同群者干旱适应成效×人情往来收支	0.019*	0.010		
同群者干旱适应成效×接受农业技术 教育培训的人次			0.149**	0.068
控制变量	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
农户固定效应	已控制		已控制	
县域×年份固定效应	已控制		已控制	
观测值	1988		1988	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②控制变量同表 2，包括农户干旱适应成效的滞后项，由于篇幅限制，本表仅展示主要变量的回归结果。

（四）异质性分析

根据农户种植规模和所在县（市、区）是否为产粮大县^①对样本进行分组估计，本文探究同群效应对农户干旱适应成效的影响是否存在种植规模以及政策支持力度的异质性。由于农户经营规模的划分尚无明确标准，本文结合样本中农户播种面积的分布特征，将玉米播种面积在 10 亩及以下的农户定义为小规模种植户，否则为大规模种植户。

表 4 展示的异质性分析结果显示，同群效应是否提升农户干旱适应成效不受种植规模和政策支持力度的影响，但同群效应的作用大小因政策支持力度不同而存在差异。对于小规模农户，同群者干旱适应成效提高 1 个百分点会带来农户干旱适应成效提升 0.411 个百分点；对于玉米播种面积超过 10 亩大规模农户，同群者干旱适应成效增长 1 个百分点可以显著促进农户干旱适应成效提高 0.367 个百分点，但两组系数无显著性差异^②。此外，同群效应能够显著提高产粮大县和非产粮大县的农户干旱适应成效，且对产粮大县农户的提升作用更为明显^③。相对于非产粮大县，产粮大县农户得到的农业生产资金投入、农业基础设施投入、高标准农田建设等政策支持力度更大，因而他们普遍地通过信息传

^①依据《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划（2009—2020 年）》中的 800 个产粮大县名单对农户所属县（市、区）进行区分，本文生成对应的虚拟变量，若所在县（市、区）为产粮大县，则赋值为 1，否则为 0。资料来源：《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划（2009—2020 年）》，https://www.gov.cn/gzdt/2009-11/03/content_1455493.htm。

^②组间系数差异检验表明，在 5%的显著性水平上无法拒绝分组回归的系数无显著性差异的原假设。

^③根据是否为产粮大县回归得到的两组系数的 95%置信区间不重合，即同群效应对农户干旱适应成效的作用大小因政策支持力度不同而存在显著性差异。

递机制调整适应措施和生产决策，同群效应对农户干旱适应成效的促进作用更大。总体上，农户之间互动产生的同群效应会放大政策实施产生的效果，这种社会乘数效应对于位于产粮大县的农户更明显。

表 4 同群效应的异质性分析结果

变量	玉米种植规模		是否为产粮大县	
	10亩及以下 (1)	10亩以上 (2)	产粮大县 (3)	非产粮大县 (4)
同群者干旱适应成效	0.411*** (0.030)	0.367*** (0.043)	0.436*** (0.028)	0.303*** (0.039)
控制变量	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
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域×年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1280	424	1160	828

注：①***表示 1% 的显著性水平；②控制变量同表 2，包括农户干旱适应成效的滞后项，由于篇幅限制，本表仅展示主要变量的回归结果；③括号中数值为标准误。

（五）稳健性检验

本文通过替换空间权重矩阵和替换核心变量等方法进行主要回归结果系数的稳健性检验。为避免割裂空间单位的相互联系导致同群者识别等误差造成模型的不稳定，本文通过构建反距离空间权重矩阵替代邻接空间权重矩阵，对同群者进行重新识别。在替换变量方面，为避免 CI 分级处理对回归结果造成偏误，本文分别用玉米生长期 CI 的累积值和平均值^①替代前文的 CI 等级值，以此表征客观干旱程度。本文还采用同群者干旱适应成效的滞后项代替当期变量进行回归^②。已有研究认为，农户调整适应措施存在一定的时滞性，根据同群者滞后期的决策和行为调整当下的决策可能更合理（Krishnan and Patnam, 2014），而且变量错期的处理还能解决农户与同群者互动产生互为因果的反射性问题。模型的其他设定及估计方法与表 2（2）列一致。总体上，与基准回归结果相比，本文关键解释变量估计参数的符号方向和显著性保持一致，只是系数大小有微小变动，表明本文主要回归结果具有稳健性^③。

此外，为排除样本农户可能经历共同的客观干旱程度波动^④或技术进步导致农户干旱适应成效的空间集聚，本文通过构建两类安慰剂检验来验证同群效应对农户干旱适应成效影响的稳健性。一是从

^①CI 累积值的计算公式为 $x_{i,t}^S = \sum_{t_{mi}}^{t_{ni}} CI_{i,d}$ ，CI 平均值的计算公式为 $x_{i,t}^M = \sum_{t_{mi}}^{t_{ni}} CI_{i,d} / (t_{ni} - t_{mi} + 1)$ 。无旱等级对应的 CI 值均大于 -0.6，且存在大量正数，为处理加总时正数对其他干旱等级（小于 -0.6 的负数）的抵消问题，本文对处于无旱等级的所有原始 CI 值赋予零值，处理后的加总值和平均值可以更加准确地反映干旱的严重程度。

^②根据本文估计策略与基准模型设定，在控制滞后两期的农户干旱适应成效前提下，用滞后一期的同群者干旱适应成效衡量同群效应，并进行稳健性检验。

^③由于篇幅所限，稳健性检验结果未展示。

^④若全国干旱波动一致，则所有样本的 CI 值年际变化一致。

同一年份样本中随机生成同群者干旱适应成效的虚拟项。如果由于存在共同趋势造成农户干旱适应成效表现出同群效应，那么虚拟的同群效应对农户干旱适应成效的影响在统计上应显著。二是随机生成虚拟邻接空间权重矩阵，将农户与所属群体进行随机配对，以排除由技术进步等因素导致共同趋势的影响。本文将上述步骤重复1000次，得到虚拟同群者干旱适应成效系数的分布，结果如图4所示。由于虚拟的群体是在样本范围内随机生成的，因此安慰剂检验得到的同群效应对农户干旱适应成效的影响不显著，否则表明模型对同群效应的识别存在偏误。安慰剂检验得到的同群者干旱适应成效系数均分布在0附近，且与表2（2）列中同群者干旱适应成效对农户干旱适应成效的影响系数（0.245）存在较大差异。也就是说，同群效应对农户干旱适应成效的提升作用并非由不可观测的共同影响因素引起，所以农户干旱适应成效的同群效应的稳健性得到进一步验证。

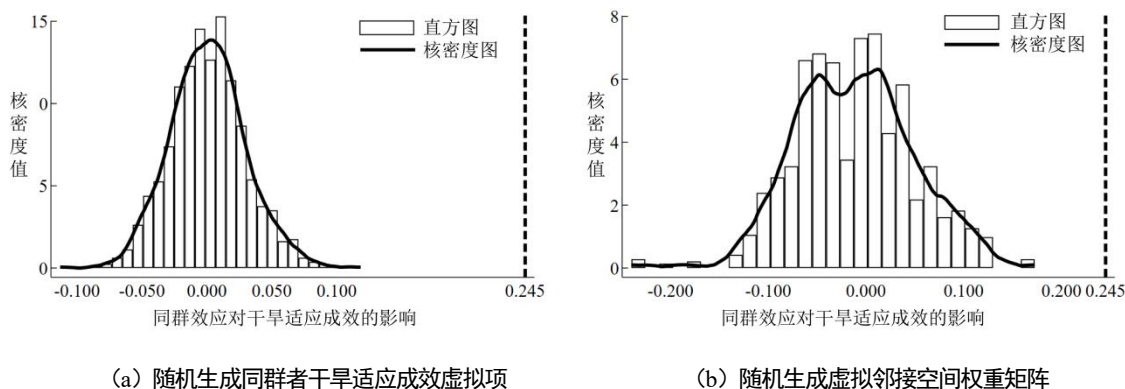


图4 安慰剂检验

注：虚线为基准回归中同群者干旱适应成效的估计系数。

五、结论与政策启示

本文基于2014—2018年中国农村微观经济调查数据和全国气象干旱监测数据构建了动态空间面板模型，识别了农户应对干旱灾害的同群效应及其对适应成效的作用机制。研究发现：同群效应显著提高了农户干旱适应成效，农户个体的生产经历无法长期稳定提升干旱适应成效。机制分析结果表明，人情往来和农业技术培训强化了同群效应对农户干旱适应成效的提升作用，进一步证实同群效应通过信息传递机制影响农户干旱适应成效。异质性分析结果表明，同群效应对处于产粮大县的农户干旱适应成效的提升作用更为明显。

本文的政策启示如下：第一，同群效应的存在意味着农业防灾减灾政策存在社会乘数效应。政府可以采取“抓大放小”的策略，通过在粮食主产区建立适应气候变化技术示范基地等方式，正向促进同群效应在农户适应气候变化中发挥作用。第二，由于同群效应通过信息传递机制影响农户干旱适应成效，熟人社会中由“口口相传”“亲眼所见”产生的同群效应是现阶段农户提升自身能力、与现代农业衔接的可靠手段之一，应重视高素质农民的培养和农村社区熟人社会的维持，发挥社会网络等非正式制度在提高农户应对自然灾害能力中发挥的作用。第三，为了强化同群效应在农业防灾减灾方面

的积极作用，应鼓励农户间的社会互动与信息传播，科学传播防灾减灾的相关知识技能，推广节水灌溉、旱作农业、抗旱保墒等适应技术，加强防灾减灾与适应技术培训。

参考文献

- 1.曹慧、赵凯，2019：《农户非农就业、耕地保护政策认知与亲环境农业技术选择——基于产粮大县 1422 份调研数据》，《农业技术经济》第 5 期，第 52-65 页。
- 2.丁宇刚、孙祁祥，2022：《气候风险对中国农业经济发展的影响——异质性及机制分析》，《金融研究》第 9 期，第 111-131 页。
- 3.冯晓龙、刘明月、霍学喜，2016：《水资源约束下专业化农户气候变化适应性行为实证研究——以陕西省 663 个苹果种植户为例》，《农业技术经济》第 9 期，第 18-27 页。
- 4.冯晓龙、刘明月、霍学喜、陈宗兴，2017：《农户气候变化适应性决策对农业产出的影响效应——以陕西苹果种植户为例》，《中国农村经济》第 3 期，第 31-45 页。
- 5.高杨、牛子恒，2019：《风险厌恶、信息获取能力与农户绿色防控技术采纳行为分析》，《中国农村经济》第 8 期，第 109-127 页。
- 6.耿鹏鹏、罗必良，2022：《农地确权是否推进了乡村治理的现代化？》，《管理世界》第 12 期，第 59-76 页。
- 7.吕杰、刘浩、薛莹、韩晓燕，2021：《风险规避、社会网络与农户化肥过量施用行为——来自东北三省玉米种植农户的调研数据》，《农业技术经济》第 7 期，第 4-17 页。
- 8.彭斯震、何霄嘉、张九天、马欣、孙傅、刘少华，2015：《中国适应气候变化政策现状、问题和建议》，《中国人口·资源与环境》第 9 期，第 1-7 页。
- 9.石志恒、张衡，2022：《同群效应对农户地膜回收意愿与行为悖离现象的影响研究——基于生态理性的中介作用》，《农业技术经济》第 8 期，第 97-111 页。
- 10.宋泽、邹红，2021：《增长中的分化：同群效应对家庭消费的影响研究》，《经济研究》第 1 期，第 74-89 页。
- 11.苏小松、徐磊，2021：《中国粮食市场的巨灾效应及风险评估——基于局部均衡模型的模拟分析》，《农业技术经济》第 6 期，第 18-32 页。
- 12.滕晓伟、董燕生、沈家晓、孟鲁闽、冯海宽，2015：《AquaCrop 模型对旱区冬小麦抗旱灌溉的模拟研究》，《中国农业科学》第 20 期，第 4100-4110 页。
- 13.徐旭初、吴彬，2018：《合作社是小农户和现代农业发展有机衔接的理想载体吗？》，《中国农村经济》第 11 期，第 80-95 页。
- 14.杨宇、王金霞、黄季焜，2016：《农户灌溉适应行为及对单产的影响：华北平原应对严重干旱事件的实证研究》，《资源科学》第 5 期，第 900-908 页。
- 15.乐章、向楠，2020：《熟人社会：村庄社会资本水平及其差异》，《农业经济问题》第 5 期，第 66-78 页。
- 16.张强、姚玉璧、李耀辉、黄建平、马柱国、王芝兰、王素萍、王莺、张宇，2020：《中国干旱事件成因和变化规律的研究进展与展望》，《气象学报》第 3 期，第 500-521 页。

- 17.郑旭媛、王芳、应瑞瑶, 2018:《农户禀赋约束、技术属性与农业技术选择偏向——基于不完全要素市场条件下的农户技术采用分析框架》,《中国农村经济》第3期,第105-122页。
- 18.Bandiera, O., and I. Rasul, 2006, "Social Networks and Technology Adoption in Northern Mozambique", *Economic Journal*, 116(514): 869-902.
- 19.Conley, T. G., and C. R. Udry, 2010, "Learning about a New Technology: Pineapple in Ghana", *American Economic Review*, 100(1): 35-69.
- 20.Deconinck, K., and J. Swinnen, 2015, "Peer Effects and the Rise of Beer in Russia", *Food Policy*, Vol. 51, 83-96.
- 21.Deressa, T. T., R. M. Hassan, C. Ringler, T. Alemu, and M. Yesuf, 2009, "Determinants of Farmers' Choice of Adaptation Methods to Climate Change in the Nile Basin of Ethiopia", *Global Environmental Change-Human and Policy Dimensions*, 19(2): 248-255.
- 22.Di Falco, S., A. Doku, and A. Mahajan, 2020, "Peer Effects and the Choice of Adaptation Strategies", *Agricultural Economics*, 51(1): 17-30.
- 23.Di Falco, S., M. Veronesi, and M. Yesuf, 2011, "Does Adaptation to Climate Change Provide Food Security? A Micro-Perspective from Ethiopia", *American Journal of Agricultural Economics*, 93(3): 825-842.
- 24.Epule, T. E., J. D. Ford, and S. Lwasa, 2017, "Projections of Maize Yield Vulnerability to Droughts and Adaptation Options in Uganda", *Land Use Policy*, Vol.65: 154-163.
- 25.Fahad, S., and J. Wang, 2018, "Farmers' Risk Perception, Vulnerability, and Adaptation to Climate Change in Rural Pakistan", *Land Use Policy*, Vol.79: 301-309.
- 26.Glaeser, E. L., J. A. Scheinkman, and B. I. Sacerdote, 2003, "The Social Multiplier", *Journal of the European Economic Association*, 1(2-3): 345-353.
- 27.Huang, J., Y. Wang, and J. Wang, 2015, "Farmers' Adaptation to Extreme Weather Events through Farm Management and Its Impacts on the Mean and Risk of Rice Yield in China", *American Journal of Agricultural Economics*, 97(2): 602-617.
- 28.IPCC, 2021, "Climate Change 2021: The Physical Science Basis Climate Change 2021: The Physical Science Basis Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change", <https://www.ipcc.ch/report/ar6/wg1/>.
- 29.Krishnan, P., and M. Patnam, 2014, "Neighbors and Extension Agents in Ethiopia: Who Matters More for Technology Adoption?", *American Journal of Agricultural Economics*, 96(1): 308-327.
- 30.Lim, K., B. Wichmann, and M. Luckert, 2021, "Adaptation, Spatial Effects, and Targeting: Evidence from Africa and Asia", *World Development*, Vol.139, 105230.
- 31.Manski, C. F., 1993, "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem", *Review of Economic Studies*, 60(3): 531-542.
- 32.Manski, C. F., 2000, "Economic Analysis of Social Interactions", *Journal of Economic Perspectives*, 14(3): 115-136.
- 33.Munshi, K., 2004, "Social Learning in a Heterogeneous Population: Technology Diffusion in the Indian Green Revolution", *Journal of Development Economics*, 73(1): 185-213.
- 34.Trogdon, J. G., J. Nonnemaker, and J. Pais, 2008, "Peer Effects in Adolescent Overweight", *Journal of Health Economics*, 27(5): 1388-1399.

35.UNEP, 2022, “Adaptation Gap Report 2022: Too Little, Too Slow-Climate Adaptation Failure Puts World at Risk”, <https://www.unep.org/adaptation-gap-report-2022>.

36.van Duinen, R., T. Filatova, W. Jager, and V. Anne, 2016, “Going Beyond Perfect Rationality: Drought Risk, Economic Choices and the Influence of Social Networks”, *Annals of Regional Science*, 57(2): 335-369.

37.Yu, J., R. De Jong, and L. F. Lee, 2008, “Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When Both n and T Are Large”, *Journal of Econometrics*, 146(1): 118-134.

38.Zhou, L., F. Zhang, S. Zhou, and C. G. Turvey, 2020, “The Peer Effect of Training on Farmers’ Pesticides Application: A Spatial Econometric Approach”, *China Agricultural Economic Review*, 12(3): 481-505.

（作者单位：¹ 中国人民大学农业与农村发展学院；

² 中国农业科学院农业经济与发展研究所；

³ 中国农业科学院战略研究中心）

（责任编辑：杨 鑫）

How Does Peer Effects Affect Farmers’ Adaptive Capacity to Droughts?

YANG Sansi ZHAO Liru HAN Xinru

Abstract: Improving farmers’ adaptive capacity to disasters is of great significance to ensure stable grain production and supply, and to enhance the climate resilience of agriculture. Based on micro-level survey data from the Chinese Academy of Agricultural Sciences and national meteorological drought monitoring data from the China Meteorological Administration for 2014 - 2018, we construct a balanced panel dataset covering 497 maize farmers in 7 provinces and a dynamic spatial panel model to investigate farmers’ peer effects of in coping with droughts and the mechanisms of their impact on adaptive capacity. We find that the peer effects significantly improve farmers’ adaptive capacity to droughts. This result remains robust after adding control variables, addressing the endogeneity of peer effects with instrumental variables, replacing the method of identifying peers, measuring the degree of droughts, and performing placebo testing. Under information constraints, farmers’ own production experience has a reverse correction effect and thus cannot stably improve their adaptive capacity to droughts in the long term. Moreover, social interactions and agricultural technology training can strengthen peer effects, indicating that the peer effects work through an information transmission mechanism. Heterogeneity analysis shows that peer effects are more pronounced on the adaptive capacity of farmers in major grain-producing counties compared to that in other counties. To enhance farmers’ adaptive capacity to agricultural disasters, the role of peer effects should be fully utilized by establishing climate adaptation technology demonstration bases in major grain-producing areas and through other means. Social interaction and information dissemination among farmers, as well as disaster prevention and adaptation technology training, should be promoted.

Keywords: Peer Effects; Information Transmission; Droughts; Adaptive Capacity

完全成本保险试点能激励粮食产出吗？*

张锦华^{1,2} 徐雯^{1,2}

摘要：政策性农业保险是重要的粮食生产风险管理工具，有助于提高农民种粮积极性。本文综合考虑风险保障水平、耕地资源禀赋等因素，从单位产出与种植规模两个方面构建农业保险对粮食产出激励效应的理论分析框架。在此基础上，以开展完全成本保险试点为准自然实验，利用2011—2022年的粮食主产省份县级面板数据检验开展完全成本保险试点对粮食生产的激励作用。研究结果表明，开展完全成本保险试点显著提高了粮食总产量。作用机制分析表明，开展完全成本保险试点通过激励粮食作物播种面积扩大实现了增产。异质性分析表明，当以农业风险水平区分试点地区时，开展完全成本保险试点仅在低风险地区有显著的粮食增产效应，并且这一增产效应是通过提高粮食单产实现的；开展完全成本保险试点对高风险地区的粮食产出并无显著激励，主要原因在于高风险地区粮食播种面积虽然显著扩大，但单产水平却显著下降。本文研究结论为充分认识完全成本保险对保障中国粮食安全的重大战略意义提供了经验证据，也为进一步细化该保险领域的制度设计提供了政策启示。

关键词：粮食安全 政策性农业保险 完全成本保险 激励效应

中图分类号：F842.6 **文献标识码：**A

一、引言

党的十八大以来，中国粮食生产、储备、流通能力明显提升，有效保障了14亿多人的粮食安全，但风险和挑战仍在。从国际看，全球粮食市场的风险和不确定性增加；从国内看，粮食生产面临资源环境约束、自然灾害频发等问题，加之种粮效益低，严重影响了农民种粮和地方抓粮的积极性（罗丹等，2013）。在粮食生产面临的众多风险挑战中，自然灾害风险是最不确定的因素（丁宇刚和孙祁祥，2022）。自然灾害造成农作物收成巨大波动，劣等耕地弃耕的现象在全国普遍存在。党的二十大报告提出要“全方位夯实粮食安全根基”^①，为中国粮食政策指明了方向，对粮食安全提出了更高要求。

*本文研究得到国家自然科学基金项目“教育准入、职业选址与农民工市民化”（编号：72173080）和上海财经大学研究生创新基金项目“农业保险发展与粮食全要素生产率增长”（编号：CXJJ-2023-439）的资助。本文通讯作者：徐雯。

^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31页。

在多重风险与挑战下，如何提升国内粮食生产抗风险能力是当务之急。2022 年中央“一号文件”首次将有效防范应对农业重大灾害单列为一项重要内容，强调了农业保险作为现代农业发展和乡村振兴“保护伞”与“稳定器”的重要作用^①。粮食生产在自然灾害面前十分脆弱，农业保险可以为其转移和分散风险，是重要的粮食生产风险管理工具，对稳定粮食生产和保障农民收入具有重要作用（刘亚洲和钟甫宁，2019；陈燕和林乐芬，2023）。中国从 2007 年开始对农业保险实行中央财政保费补贴，政策性农业保险是中国农业保险的主要形式（庾国柱和张峭，2018；易福金等，2023）。但是，一直以来，中国政策性农业保险都面临着“低保障”的困境，保障水平长期停留在“保成本”阶段。在种粮比较收益下降和其他行业快速发展的情况下，如何确保农户的种粮收益与种粮积极性是保证粮食安全的首要问题。因此，从“保成本”向“保收入”过渡是中国政策性农业保险为保障粮食安全和促进农业现代化进程的必经之路。为进一步提升农业保险保障水平，中国从 2018 年起开展三大粮食作物完全成本保险试点工作^②，推动农业保险保额覆盖农业生产总成本。开展完全成本保险试点对于保障种粮收益和中国的粮食安全具有重要意义，而目前尚未有研究探讨完全成本保险试点对粮食产出的影响效应。甄别完全成本保险试点是否能激励粮食生产并探究其作用机制，对于进一步推广完全成本保险、细化该保险领域的制度设计、助力农业生产提升抗风险能力和保障中国粮食安全具有重大现实意义。

作为世界各国大力发展的农业扶持政策，政策性农业保险的主要政策目标是稳定农业生产和保障农民收入稳定，国内外文献从理论与实证两个方面均证实了开展农业保险对农业产出的激励作用（王向楠，2011；聂荣等，2013；张伟等，2019；Ding and Sun, 2022）。与本文研究最为相关的文献是讨论农业保险如何影响农户生产行为，最终作用于农业产出。农户的生产行为主要包括要素投入和土地投入，国外相关研究对农业保险如何影响农户要素投入决策并未得出一致结论：一部分学者认为，购买农业保险会激励农户增加农药、化肥等农业投入（Smith and Goodwin, 2013；Regmi et al., 2022），另一部分学者则对此持反对意见（Smith and Goodwin, 1996；Han et al., 2021）。国内研究在关于农业保险如何影响农户要素投入决策方面也存在分歧。钟甫宁等（2007）认为，农户投保后会显著增加化肥、地膜等农业生产投资；罗向明等（2016）也认为，在缺乏有效政策的约束下，农户投保会增加农药、化肥等施用。而另一些学者认为，中国农业保险存在明显的市场失灵和道德风险问题，农户投保后显著减少了亩均化肥投入（张哲晰等，2018）和其他农业生产资料支出（袁辉和谭迪，2017），导致农业产出水平下降。任天驰等（2021）认为，农业保险保障水平的差异是解释上述分歧的关键因素，农业保险保障水平与农户生产投资存在稳健的倒 U 型关系。有关农业保险对农户土地投入的影响，学者们普遍认为，农业保险提供的风险保障作用具有激励农户扩大农业生产规模、增加农作物播种面

^①参见《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》，http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/202202/t20220222_6389268.htm

^②参见《关于开展三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作的通知》（财金〔2018〕93 号），http://jrs.mof.gov.cn/zhengcefabu/201808/t20180831_3003951.htm。

积（Karlan et al., 2014; Yu et al., 2018; 江生忠等, 2022）和促进农地转入（柴智慧, 2021）的作用。但也有学者认为农业保险对农民土地利用行为的影响极其微小，如 Goodwin et al.（2004）对美国平原地区玉米和大豆生产者的实证研究发现，参保农户耕地面积增加的比例仅有 0.2%~1.1%。

综上所述，现有研究对农业保险如何影响农户生产行为并未达成共识，而农户生产行为是关系农业产出的关键。现有研究存在分歧的主要原因有以下两点：第一，风险保障水平的差异模糊了农业保险与农户生产行为的关系。风险保障水平是区分农业保险的最主要特征之一，也是影响农民投保后福利增量的关键因素，不同的风险保障水平将直接对农民的农业生产行为产生不同方向和程度的激励效应。国外有关农业保险政策效应的研究普遍以农业保险的高保障水平为前提假设，而中国物化成本保险的保障水平普遍偏低。对于商品化程度较低、收益较少的粮食作物来说，较低的保障水平对农业生产决策乃至粮食产出水平的影响程度非常有限。第二，大部分研究并未在同一个分析框架中综合考虑耕地禀赋特征与风险保障水平共同作用于生产行为的情况。农业保险对生产行为的影响是在给定不同地区耕地禀赋特征的情况下，农户基于利润最大化目标调整生产行为的结果。不同地区农户由于耕地禀赋上的差异，投保后获得的福利增量不同，进而利润最大化决策也有所区别。已有研究普遍利用微观农户数据对农户投保效应模型进行估计，并未充分考虑耕地禀赋特征对农业保险效应实现的重要性，存在严重的内生性问题，这也是导致已有研究出现分歧的主要原因之一。

针对现有文献的局限性，本文尝试从以下方面对现有文献进行拓展：第一，将农业保险的风险保障水平与耕地的禀赋特征纳入同一个分析框架，从而对不同风险保障水平和不同耕地资源禀赋下农业保险对农户生产行为的激励效应做出解释，为进一步推广完全成本保险、细化该保险领域的制度设计提供政策启示。第二，以开展完全成本保险试点为准自然实验，从而在中国农业保险风险保障达到发达国家水平的前提下，考察农业保险的生产效应，试图验证提高风险保障水平和促进农业保险制度转型升级之于保障国家粮食安全的必要性，丰富农业保险制度改革经济后果的研究。第三，在以开展完全成本保险试点为准自然实验的基础上，采用宏观数据来评估完全成本保险试点对粮食生产的激励效应。考察开展完全成本保险试点影响地区粮食产出的宏观规律，能为充分认识政策性农业保险对保障中国粮食安全的重大战略意义提供经验证据。

二、政策背景与理论假说

（一）政策背景

从 2007 年起，中国开始实行以中央财政保费补贴为核心的政策性农业保险，对重要农产品参与农业保险给予一定政策扶持和优惠。但长期以来，中国农业保险只能保障物化成本，保险金额占保险标的产值的比重非常低。为了提高粮食作物保障水平，从 2017 年起，中国先后在 13 个粮食主产省份开展了三大主粮作物大灾保险试点。大灾保险的保额在覆盖直接物化成本的基础上还包括地租成本，但是，大灾保险将小农户排除在外且只覆盖自然灾害风险。当前，中国粮食生产面临着人工成本越来越高、种粮比较收益下降以及农产品自然灾害风险、市场价格风险加大等一系列现实困境。大灾保险仍难以适应现代农业发展，与粮食生产多源头风险特征和更高风险保障需求相比仍有很大差距。在此背

景下，为进一步提高农业生产抗风险能力、保障农户种粮收益、切实调动农户种粮积极性，2018年8月28日财政部、农业农村部、中国银行保险监督管理委员会共同印发《关于开展三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作的通知》^①，决定在内蒙古、辽宁等6个粮食主产省份的24个产粮大县开展三大主粮作物（水稻、小麦、玉米）完全成本保险和种植收入保险试点，试点县名单按照中央标准由各省份自行确定^②。与大灾保险相比，完全成本保险和收入保险的金融普惠性更强，将适度规模经营农户和小农户同时纳入了保险保障范围。完全成本保险的保险责任涵盖当地主要的自然灾害、重大病虫害和意外事故等^③。

与目前主要推行的物化成本保险相比，完全成本保险和种植收入保险具有风险保障更高更全面、保险保费补贴更优化等特点。完全成本保险即保险金额覆盖物质与服务费用、土地成本和人工成本等农业生产总成本的农业保险，各省份完全成本保险保额以种植不同作物的完全成本为依据进行设定。种植收入保险的保险金额覆盖农业种植收入。以河南省兰考县为例，2018—2020年试点期间，兰考县的小麦完全成本保险保额为900元/亩，而传统的物化成本保险保额为447元/亩^④，新的小麦完全成本保险保额更充分，不仅极大提高了农业保险保障水平，稳定了投保农户的种粮收入预期，而且使生产遭到的损失得以足够弥补，保证了粮食生产不亏，有利于激发农民粮食生产积极性，避免土地撂荒或弃耕弃种，从而稳定农业生产。此外，完全成本保险在保费补贴方面也更加优化。长期以来中国农业保险补贴实行的是三级补贴和“地方先补贴，中央后支持”的方式^⑤，对农业生产规模大、财政实力弱的粮食主产省份而言非常不利。根据《三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作方案》^⑥，三大粮食作物完全成本保险和种植收入保险政策要求在农户自缴比例不低于30%的基础上，中央财政

^①参见《关于开展三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作的通知》（财金〔2018〕93号），http://jrs.mof.gov.cn/zhengcefabu/201808/t20180831_3003951.htm。

^②种植收入保险试点仅在内蒙古自治区的托克托县、扎鲁特旗与辽宁省的义县和铁岭县开展。完全成本保险试点县（市、区）共20个，其中：内蒙古自治区的莫力达瓦旗和喀喇沁旗，以及辽宁省的岫岩满族自治县和北票市开展玉米完全成本保险试点；安徽省的太湖县、宿松县、和县和东至县，以及湖北省的公安县、沙阳县、黄梅县和枣阳市开展水稻完全成本保险；山东省的肥城市、桓台县、济阳区和阳谷县，以及河南省的兰考县、鄢陵县、汝州市和项城市开展小麦完全成本保险。

^③当发生以上情况造成作物损失时，保险公司将按照赔偿金额=单位保额×受损面积×生长期赔偿比例×损失率的计算方法进行理赔。

^④资料来源：《兰考县财政局圆满完成2018—2020年度河南省小麦完全成本保险试点承保机构采购》，http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/xinwenlianbo/henancaizhengxinlianbo/201901/t20190110_3120444.htm。

^⑤对于中央提供保费补贴的农业险种，要求地方财政按一定比例补贴，经过认证后，财政部再按规定给予地方政府相应的保费补贴额度。

^⑥参见《关于开展三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作的通知》（财金〔2018〕93号）附件1，http://jrs.mof.gov.cn/zhengcefabu/201808/t20180831_3003951.htm。

对中西部地区和东北地区补贴 40%、对东部其他地区补贴 35%，取消县级财政保费补贴。在中央财政和各级财政支持下，试点政策取得了明显成效：2019 年 6 省份试点险种投保面积 1291.97 万亩，投保率为 67.6%；2020 年投保总面积达到 1411.91 万亩，比 2019 年增长 9.28%，投保率为 76.33%^①。由于收入保险仅在内蒙古和辽宁的部分县开展试点，本文主要关注开展完全成本保险试点的政策效应。

在 2018—2020 年完全成本保险试点推广取得明显成效的背景下，为进一步提升农业保险保障水平，推动农业保险转型升级，财政部、农业农村部和中国银行保险监督管理委员会在 2021 年 6 月共同发布了《关于扩大三大粮食作物完全成本保险和种植收入保险实施范围的通知》，推动完全成本保险和种植收入保险试点范围逐步扩大到 13 个粮食主产省份的所有产粮大县^②。保险标的为水稻、小麦、玉米三大粮食作物，保险品种为完全成本保险和种植收入保险。2021 年纳入补贴范围的实施县数不超过粮食主产省份内产粮大县总数的 60%，2022 年计划实现 13 个粮食主产省份产粮大县全覆盖，所有农户均可投保。秉持自主自愿的原则，投保人可在直接物化成本保险、农业大灾保险、完全成本保险和种植收入保险中自主选择投保产品，但不得重复投保。该通知发布后，各粮食主产省份积极回应并发布扩大完全成本保险实施范围工作方案。通过查阅各粮食主产省份发布的相关工作方案，2018 年开展试点的首批试点县（市、区）在 2021—2022 年依然维持试点县（市、区）身份，但试点险种进一步扩展至水稻、小麦和玉米完全成本保险^③。完全成本保险试点的进一步推广取得了显著成效。山东省 2022 年小麦投保面积已达到 4400 万亩，其中 82% 以上投保了完全成本保险^④。截至 2023 年 2 月，河南省小麦承保面积已接近 5704 万亩，其中 98% 以上投保了完全成本保险^⑤。

（二）理论分析与假说提出

粮食作物的产出水平取决于耕地的禀赋条件以及化肥、农药、良种和新技术等农业生产投入。一般来说，在给定耕地条件的情况下，适当增加农业生产投入能提高单位产出水平，但同时也将带来生产成本的增加，因此，农户需要在权衡未来预期收入后做出生产投入决策。农业保险能够帮助农户分散生产风险，稳定和提高预期收入，理论上能够激励农户加大农业生产投入，进而提高单位产出水平。但现有研究对农业保险如何影响农户要素投入决策并未达成一致。究其原因，不同地区在耕地资源禀

^①资料来源：张宝海等（2021）。

^②参见《关于扩大三大粮食作物完全成本保险和种植收入保险实施范围的通知》（财金〔2021〕49 号），http://jrs.mof.gov.cn/zhengcefabu/phjrr/202106/t20210629_3726782.htm。

^③根据各粮食主产省份财政厅在 2021 年度发布的文件，除辽宁省鞍山市岫岩满族自治县外，其他 2018 年首批完全成本保险试点县（市、区）均在 2021—2022 年开展了水稻、小麦和玉米三大作物完全成本保险试点。根据辽宁省财政厅发布的《辽宁省扩大三大粮食作物完全成本保险和种植收入保险实施范围的工作方案》（辽财金〔2022〕31 号），岫岩满族自治县在 2021 年继续开展玉米完全成本保险，在 2022 年开展水稻和小麦完全成本保险。

^④资料来源：《山东在产粮大县全面推广三大主粮作物完全成本保险》，http://nync.shandong.gov.cn/xwzx/mtjj/202205/t20220531_3946823.html。

^⑤资料来源：《省财政深入推进农业保险保丰产促增收》，<https://czt.henan.gov.cn/2023/02-24/2695111.html>。

赋与农业保险保障水平等方面存在的差异割裂了农业保险与农业生产行为之间的关系。基于此，本文借鉴张伟等（2019）的分析思路，基于生产者行为理论，从单位面积产出水平和种植规模两个方面构建政策性农业保险影响粮食总产出的理论分析框架，并在其基础上进一步拓展，重点考察不同农业保险保障水平和不同耕地禀赋下农业保险对农户生产行为带来的激励效应有何差异。

1. 政策性农业保险对粮食作物单位产出水平的激励。首先，假定种植粮食作物的亩均投入成本为 c_i ，下标 i 表示不同的地块，包含了耕地的资源禀赋信息。耕地资源禀赋包含了不同地区在水热条件、地理环境与气候信息上的差异，本文主要以粮食作物发生损失率 x ($0 \leq x \leq 1$) 和自然灾害概率 $p(x)$ ($0 \leq p(x) \leq 1$) 来衡量不同地区在耕地禀赋上的差异。其中， x 为平均损失率，在数值上等于因自然灾害等因素导致的产量损失与平均亩产 $q(c_i)$ 的比值。平均亩产为 $q(c_i)$ ，意味着亩产在不同地块之间存在差异。在其他条件相同的条件下，在耕地禀赋更好的地区，农户每单位的成本投入能获得更高的单位产出，农作物单位产量的上限值更高，净收益最大时的成本投入也更大，而像自然灾害这样不利于粮食生产的资源禀赋约束条件会抑制农户的生产投入。假定粮食的市场价格为 p_i （上一年度的价格为 p_0 ，本年度的价格为 p_i ，以此类推），在未购买农业保险时，农户的净收益 R 为：

$$R = q(c_i)p_i[1 - p(x)] + q(c_i)p_i(1 - x)p(x) - c \quad (1)$$

因此，农户耕种土地的净收益与耕地禀赋、粮食市场价格以及投入成本相关。由于农户在生产过程中可以自由选择农业投入，因此投入成本是可变的。将（1）式对投入成本 c 求导得：

$$R' = q'(c_i)p_i[1 - xp(x)] - 1 \quad (2)$$

理性农户将按照边际成本等于边际产出的原则决定其在未投保农业保险时的最佳成本投入 c_i^0 ，进而得到最佳成本投入下的产出 $q(c_i^0)$ 。令 $R' = 0$ ，那么农户在净收益最大时，其成本投入满足下式：

$$q'(c_i^0) = \frac{1}{p_i[1 - xp(x)]} \quad (3)$$

（3）式中， c_i^0 为净收益最大时的成本投入。一般来说，当期农产品价格 p_i 是不确定的，但农户将根据上年的农产品价格 p_0 来判断当期农产品价格的基本范围。那么，农户的成本投入决策就只与耕地资源禀赋相关。生产函数 $q(c_i)$ 必须满足 $q'(c_i) > 0$ 和 $q''(c_i) < 0$ ，即农业生产投入带来的农作物单位产出增长是有限的，在较高的产出水平，每一单位成本投入所带来的产量增长是逐渐减少的。结合（3）式易知， $q'(c_i)$ 是 x 和 $p(x)$ 的增函数，这意味着在其他条件相同的情况下，在 x 和 $p(x)$ 都较大的劣质耕地地区，农户净收益最大时的成本投入明显更低。那么，政策性农业保险所提供的风险分散功能有可能激励农户增加农业生产投入进而提高单位产出呢？继续假定农业保险的保险费率为 γ ，保障水平为 λ ($0 < \lambda < 1$)。 λ 在数值上等于每亩保额与每亩产值之比，可以反映农业保险对农业生产所提供风险保障的程度， λ 越大，风险保障程度越高。若政府提供的保费补贴比例为 π ($0 < \pi < 1$)，则农户投保后，其净收益变为：

$$\bar{R} = [q(c_i)p_i - q(c_i)p_i\lambda\gamma(1-\pi)](1-p(x)) + [\lambda q(c_i)p_i - q(c_i)p_i\lambda\gamma(1-\pi)]p(x) - c \quad (4)$$

类似地，理性农户将按照边际成本等于边际产出的原则决定其在投保农业保险后的最佳成本投入 c_i^1 ，进而得到最佳成本投入下的产出 $q(c_i^1)$ 。将（4）式两边同时对生产投入 c 求导并令 $\bar{R}' = 0$ ，可得农户在投保后净收益最大时的最佳成本投入满足：

$$q'(c_i^1) = \frac{1}{p_i[1-(1-\lambda)p(x) - \gamma\lambda(1-\pi)]} \quad (5)$$

（5）式表明，在购买农业保险之后，农户生产决策将不仅与耕地禀赋和粮食价格相关，也与农业保险提供的保障水平 λ 、保险费率 γ 以及保费补贴比例 π 相关。接下来，比较购买农业保险前后农户的最佳成本投入情况有何不同，只需要比较（3）式和（5）式等式右边的分母即可。令 A 为（3）式和（5）式等式右边的分母之差，即：

$$A = 1 - xp(x) - [1 - (1-\lambda)p(x) - \gamma\lambda(1-\pi)] \quad (6)$$

经整理后可得：

$$A = (1-\lambda-x)p(x) + \gamma\lambda(1-\pi) \quad (7)$$

在给定耕地禀赋的基础上，当保障水平较低即满足 $\lambda \leq 1-x$ 时， $A \geq 0$ 且有：

$$q'(c_i^0) \leq q'(c_i^1) \quad (8)$$

根据 $q(c)$ 的函数性质可得： $c_i^0 \geq c_i^1$ ， $q(c_i^0) \geq q(c_i^1)$ 。也就是说，在农业保险提供的保障水平较低的情况下，即便购买了农业保险也不能激励农户加大农业生产投入以提高农作物的单位面积产出水平。相反，农户净收益最大化时的最佳成本投入反而有所降低，导致单位产出也降低。从（5）式可以发现，灾害发生的概率 $p(x)$ 越大、保险费率 γ 越高、政府保费补贴比例 π 越低时，农户投保后的最佳成本投入下降越多。这意味着，较低的风险保障水平并不能激励增加生产投入行为；相反，保费支出带来了农业生产成本的“挤占效应”。

当保障水平较高（ $\lambda > 1-x$ ）且有 $(x-(1-\lambda))p(x) > \gamma\lambda(1-\pi)$ 时， $A < 0$ 并且满足：

$$q'(c_i^0) > q'(c_i^1) \quad (9)$$

根据 $q(c)$ 的函数性质可得： $c_i^0 < c_i^1$ ， $q(c_i^0) < q(c_i^1)$ 。也就是说，在保障水平比较高的情况下，农户投保后满足净收益最大时的最佳成本投入大于未购买保险时的投入，单位产出水平也因此提高。可见，保障水平在农业保险效应的实现中具有不可忽视的重要作用。只有当风险保障水平达到一定程度后，农户才将获得更有保障的预期收入进而调整农业生产决策，增加农业生产投入并提高单位产出，但过高的风险保障水平可能会引发道德风险问题。因此，农业保险的保障水平必须处于适度区间，从而能够在平滑投保人农业生产风险的同时避免道德风险问题。具体来说，保障水平上限 λ 应该满足以

下等式：

$$\lambda q(c_i)p_i - q(c_i)p_i\lambda\gamma(1-\pi) - c \leq q(c_i)p_i(1-p(x)) + q(c_i)p_i(1-x)p(x) - c \quad (10)$$

(10) 式中，不等式左边代表农户投保后，在发生灾害时能获得最高收益，不等式右边代表农户未投保时的期望收益。整理 (10) 式得：

$$\lambda \leq \frac{1-xp(x)}{1-\gamma(1-\pi)} \quad (11)$$

由此可以得到，适度保障区间的上限值为 $\lambda^* = [1-xp(x)]/[1-\gamma(1-\pi)]$ ，其中， $xp(x)$ 为预期损失率， $\gamma(1-\pi)$ 是农户投保时需个人支付的保费比例。 λ^* 与预期损失率成反比，与个人需支付的保费比例成正比，说明适度保障区间上限值在地区间存在差异。当农业保险提供的保障水平超过上限时，农作物即使遭受灾害，农户获得的赔偿也高于未投保时的预期收入，理性的农户将选择减少农业投入从而导致单位面积产出下降。不同地区耕地禀赋不同也必然对应着不同的适度保障区间：发生灾害的概率和损失率越大的劣质耕地地区，对应的适度保障区间上限值越低，此时如果农业保险提供的实际风险保障水平超过上限值，就会导致农户在利润最大化的驱动下减少生产投入进而诱发道德风险问题。

综上，在给定地区耕地资源禀赋的基础上，风险保障水平是决定农业保险能否激励农业生产投入行为的关键要素。较低的风险保障水平会对农业生产成本产生“挤占效应”，不利于单位产出水平的提高；只有当风险保障水平较高时，农业保险才能缓解期望收益不确定下生产投入的沉没成本问题，产生激励效应从而增加农户生产投资。但过高的保障水平可能诱发道德风险问题。在同一风险保障水平下，当其他条件相同时，灾害发生概率和灾害损失更大的地区会首先达到适度保障区间的上限值，因而也更容易触发道德风险问题，引发单位产出的下降。区别于传统物化成本保险，完全成本保险以高保障水平为主要特征，可以有力兜底农户种植风险、稳定农民种粮收益。为有效规避道德风险问题，《三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作方案》中仅规定保险金额不得高于相应品种种植收入的 85%，农户自缴保费比例不得低于全部保费的 30%^①。首批试点的推广工作中并未按照地区与耕地风险差异来确定完全成本保险的风险保障水平^②，由此导致这一风险保障水平可能达到或超过风险等级较高耕地的适度保障区间上限值进而触发道德风险问题，引发粮食单产下降。因此，开展完全成本保险试点对粮食单位产出的影响是不确定的，对不同风险地区的粮食单产可能存在完全相反的影响。

上述内容区分了给定耕地资源禀赋的情况下，不同农业保险保障水平对农户生产投入决策和最优

^① 参见《关于开展三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作的通知》（财金〔2018〕93号）附件1，http://jrs.mof.gov.cn/zhengcefabu/201808/t20180831_3003951.htm。

^② 根据《关于开展三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作的通知》（财金〔2018〕93号），完全成本保险的保额确定仍然停留在省级层面，各省份完全成本保险保额以种植不同作物的完全成本为依据进行设定。也就是说，完全成本保险的风险保障水平是按省份来设定的，即同一省份不同县（市、区）的保额是相同的。

产量的影响。接下来进一步分析在给定农业保险风险保障水平的基础上,不同耕地资源禀赋地区的农户将如何决定其最佳成本投入和最优产量。

延续上文的分析思路,农户在投保前后的最佳成本投入仍然需要满足(3)式和(5)式,投保前后的最佳成本投入和最优产量仍用 c_i^0 、 c_i^1 、 $q(c_i^0)$ 和 $q(c_i^1)$ 表示。假定以粮食作物发生损失率 x ($0 < x < 1$)来代表耕地资源禀赋的差异。根据(7)式,当损失率较小即满足 $x \leq 1 - \lambda$ 时, $A \geq 0$ 且 $q'(c_i^0) \leq q'(c_i^1)$,根据 $q(c_i)$ 的函数性质可得: $c_i^0 \geq c_i^1$, $q(c_i^0) \geq q(c_i^1)$ 。这意味着,在给定风险保障水平时,有着优质耕地禀赋地区的农户可能因为投保后预期福利增量有限而无动力增加生产投入,投保行为对其生产投入反而产生了“挤出效应”。

当损失率较大即 $x > 1 - \lambda$ 时,若同时满足 $(x + \lambda - 1)p(x) > \gamma\lambda(1 - \pi)$,即:

$$\lambda > \lambda^A = [(1 - x)p(x)] / [p(x) - \gamma(1 - \pi)] \quad (12)$$

(12)式中, λ^A 表示能激励农户增加投入的适度保障区间下限值。当(12)式成立时, $A < 0$ 且有 $q'(c_i^0) > q'(c_i^1)$,根据 $q(c_i)$ 的函数性质可得: $c_i^0 < c_i^1$, $q(c_i^0) < q(c_i^1)$ 。但当 $x > 1 - \lambda$ 且同时满足 $\lambda \leq \lambda^A$ 时, $A \geq 0$ 且有 $q'(c_i^0) \leq q'(c_i^1)$,根据 $q(c_i)$ 的函数性质可得: $c_i^0 \geq c_i^1$, $q(c_i^0) \geq q(c_i^1)$ 。以上分析表明,当损失率超过一定水平时,可能会发生因风险保障水平未达到下限值 λ^A 而导致农业保险无法发挥其对成本投入和产出增长的激励作用,投保后的单产水平与投保前相比甚至有所下降。因此,在给定保障水平的基础上,农业保险将对耕地禀赋不同地区的农户生产行为产生不同方向与程度的激励作用。在劣质耕地地区,只有当农业保险提供的风险保障水平处于其适度保障区间上限值 λ^* 和下限值 λ^A 之间时,才能激励农户增加农业生产投入并提高单位产出。

2.政策性农业保险对粮食作物种植规模的激励。播种面积也是影响粮食产出水平的一大因素。采用多样化的种植方式来规避风险是小农户可选择传统风险管理方式。一个典型的农户会选择在种植粮食作物的同时也种植一部分经济作物。作为正式的风险管理工具,农业保险的出现将如何影响农户的多样化种植决策?为简化分析,本文假设一个典型农户只种植粮食作物 G 和经济作物 I ,两种作物的市场价格分别为 p_G 和 p_I ,单产分别为 $q(c_G)$ 和 $q(c_I)$,初始种植面积分别为 S_G 和 S_I ,发生损失率为 x_G 和 x_I 的灾害概率分别为 $p(x_G)$ 和 $p(x_I)$,农作物的亩均成本投入分别为 c_G 和 c_I 。根据假定可得粮食作物期望收益 R_G 与经济作物期望收益 R_I 分别为:

$$R_G = q(c_G)p_G S_G(1 - p(x_G)) + q(c_G)p_G S_G(1 - x_G)p(x_G) - c_G \quad (13)$$

$$R_I = q(c_I)p_I S_I(1 - p(x_I)) + q(c_I)p_I S_I(1 - x_I)p(x_I) - c_I \quad (14)$$

假定农户都是追求利润最大化的经济理性人,农户在利润最大化时两种作物种植面积的分配问题是下文的分析重点。根据生产者行为理论,农户最优土地利用决策应该发生在单位面积土地上种植农作物所获边际收益相等的时刻。将(13)式和(14)式分别对种植面积 S 求导并令 $R'_G = R'_I$ 可得:

$$\frac{q(c_G)p_G}{q(c_I)p_I} = \frac{1 - x_I p(x_I)}{1 - x_G p(x_G)} \quad (15)$$

根据（15）式，农户在利润最大时的种植决策需满足：种植两种作物的单位面积收益之比与两种作物实际保留产量部分之比的倒数相等。

下面考虑当政府只将粮食作物列为农业保险保费补贴对象，而经济作物无法享受保费补贴优惠时，农户的种植决策将如何调整。继续假定粮食作物的保险费率为 γ ，保障水平为 λ （ $0 < \lambda < 1$ ），政府保费补贴比例为 π （ $0 < \pi < 1$ ），则购买农业保险后农户种植粮食作物的预期纯收益为：

$$\begin{aligned} \overline{R}_G = & [q(c_G)p_G S_G - q(c_G)p_G S_G \lambda \gamma (1 - \pi)][1 - p(x_G)] \\ & + [\lambda q(c_G)p_G S_G - q(c_G)p_G S_G \lambda \gamma (1 - \pi)]p(x_G) - c_G \end{aligned} \quad (16)$$

将（16）式两边分别对种植面积 S_G 求导可得：

$$R'_G = q(c_G)p_G [1 - (1 - \lambda)p(x_G) - \lambda \gamma (1 - \pi)] \quad (17)$$

结合（15）式可知，此时最佳土地利用决策必须满足以下条件：

$$\frac{q(c_G)p_G}{q(c_I)p_I} = \frac{1 - x_I p(x_I)}{1 - (1 - \lambda)p(x_G) - \lambda \gamma (1 - \pi)} \quad (18)$$

通过比较（15）式和（18）式可以发现，两者的区别在于等式右边的分母不同。下面考虑在给定耕地资源禀赋的基础上，不同保障水平将如何影响农户种植决策。首先，假定 $\lambda \leq 1 - x_G$ ，即农业保险提供的风险保障水平较低，则有 $1 - (1 - \lambda)p(x_G) - \lambda \gamma (1 - \pi) < 1 - x_G p(x_G)$ ，为了使等式保持平衡就必须使 $q(c_G)p_G$ 增大，在粮食价格不变的情况下，根据边际产量递减原理，需要减少粮食作物种植面积。以上分析表明，在保障水平较低的情况下，对粮食作物实施差异化的农业保险保费补贴并不能对扩大粮食作物种植规模产生激励效应。假定 $\lambda > 1 - x_G$ ，即风险保障水平较高时，令：

$$Y = 1 - (1 - \lambda)p(x_G) - \lambda \gamma (1 - \pi) - [1 - x_G p(x_G)] = 0 \quad (19)$$

解上式得：

$$\lambda^{**} = \frac{p(x_G)(x_G - 1)}{\gamma(1 - \pi) - p(x_G)} \quad (20)$$

λ^{**} 代表能激励农户扩大粮食作物种植面积的风险保障水平临界值。当 $1 - x_G < \lambda \leq \lambda^{**}$ 时， $Y \leq 0$ ，为使（18）式保持平衡需使 $q(c_G)p_G$ 增大，在粮食价格不变的情况下减少粮食作物种植面积或保持种植结构不变；当 $\lambda > \lambda^{**}$ 时，为了使（18）式保持平衡就必须降低 $q(c_G)p_G$ ，在粮食价格不变的前提下增加粮食作物种植面积。以上分析表明，当风险保障水平较低时，针对粮食作物的差异化补贴并不能激励粮食作物扩种行为，只有当风险保障水平达到一定临界值时，农户才将受到激励并扩大粮食作物播种面积。延续上文分析思路，即使是在同一保障水平下，不同耕地禀赋地区的农户投保后也将做出不同的种植决策：在灾害损失率较小的地区（ $x_G \leq 1 - \lambda$ ），农户选择扩大粮食作物播种面积的动力有限；而在灾害损失率较大的地区，只有当农业保险提供的保障水平超过临界值 λ^{**} ，即满足 $x_G > 1 - \lambda$ 且 $\lambda > \lambda^{**}$ 时，农户才将选择扩大粮食作物种植面积。开展完全成本保险试点的初衷在

于推进农业保险保额进一步覆盖全部农业生产成本，切实调动农民种粮积极性，因此有理由相信完全成本保险的保障水平已达到了可以激励农户扩种粮食作物的临界值水平。

综合上述分析，本文提出 3 个假说。

假说 1：开展完全成本保险试点对粮食单位产出的激励效应在不同耕地资源禀赋地区存在差异。

假说 2：在不同耕地资源禀赋地区，开展完全成本保险试点对扩大粮食作物播种面积的激励效应存在差异。

假说 3：开展完全成本保险试点对粮食总产量的影响效应在不同耕地资源禀赋地区存在差异。

三、研究设计

（一）变量选择

基于前文理论分析，本文使用粮食主产省份的县级面板数据来检验前文基于典型理性农户提出的研究假说，进而考察开展完全成本保险试点对粮食产出的激励效应、作用机制以及在不同耕地禀赋地区政策效应的异质性。现有文献也不乏从构建典型农户理论模型入手进而采用宏观数据验证理论假说的研究。就本文而言，从农户层面构建分析框架可以简单清晰地阐明农业保险激励粮食产出的理论机制，为区域层面的实证研究提供逻辑基础。中国粮食主产省份是重要的粮食生产基地，粮食种植户众多，微观个体的行为决策累积产生宏观层面的总体现象，使本文选择宏观数据以验证理论假说更具合理性与科学性。本文的被解释变量为“粮食总产量”，用各地区粮食总产出衡量。核心解释变量为“完全成本保险试点”，将开展完全成本保险试点视为一项准自然实验，考察县域当年是否为完全成本保险试点县（市、区），若是，则变量取值为 1，否则取值为 0。

参考已有文献（杨义武等，2017；胡新艳和戴明宏，2022），本文选取以下四类控制变量。一是农业生产变量。各地区农业生产条件是影响粮食产出的首要因素。农业生产变量包括农机总动力、化肥总用量（折纯量）、耕地面积、劳动投入以及农业技术进步。其中：农机总动力用单位播种面积上的农机动力衡量；劳动投入用乡村从业人员中农林牧渔业从业人员数来衡量；农业技术进步的测算参考朱满德等（2015）和吴海霞等（2022）的研究，以粮食总产量为产出变量，以农机总动力、化肥总用量、耕地面积和劳动投入为投入变量，通过 DEA-Malmquist 方法测算农业全要素生产率后获得。二是农业发展水平与结构变量。不同地区的农业发展水平与结构不同，粮食生产的地位和能力可能存在差别。农业发展水平与结构变量主要包括农林牧渔业总产值和农业产业结构。其中，农业产业结构采用地区农业总产值占农林牧渔业总产值的比重来衡量。三是地区经济发展水平变量，用人均地区生产总值来衡量。四是可能影响粮食生产的外部冲击因素，包括农业风险水平、平均气温偏离度和降雨量偏离度。其中：农业风险水平变量用当年农作物受灾面积占总播种面积的比例来表示，用以控制各地地区的农业生产风险；平均气温偏离度和降雨量偏离度分别用各地区平均气温数据和降雨量数据对其均值^①的偏离绝对值来表示，用以衡量气候因素的极端变化对粮食生产的冲击。在耕地面积约束条件下，

^①年平均气温和年降雨量的均值是对各地区 1980—2022 年的年平均气温和年降雨量取均值得到。

单产和播种面积是粮食增产的主要来源，因此本文将纳入各地区粮食单位面积产量和粮食作物播种面积进行机制分析，并进一步纳入经济作物播种面积以考察播种面积变化的来源。

（二）模型设定

1. 基准回归模型。为了验证理论假说，本文以开展完全成本保险试点为准自然实验，使用双重差分法（DID）来评估开展完全成本保险试点的粮食增产效应。双重差分法可以检验开展完全成本保险试点前后，实验组和对照组粮食总产量是否存在显著差异。本文实验组为 2018 年开始在六大粮食主产省份同时开展三大粮食作物完全成本保险的首批试点县（市、区），对照组为中国 13 个粮食主产省份的其他县（市、区）。因此，设定计量模型如下：

$$\ln yield_{dt} = \alpha + \beta DID_{dt} + \delta X_{dt} + \mu_d + \gamma_t + \varepsilon_{dt} \quad (21)$$

（21）式中，下标 d 和 t 分别表示县（市、区）和年份， $\ln yield_{dt}$ 代表 d 县（市、区）在第 t 年的粮食总产量。根据政策实践，首批试点县（市、区）在 2018—2020 年仅对水稻、小麦、玉米中的一种作物开展完全成本保险试点。根据《关于开展三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作的通知》，不同作物的完全成本保险在基本原则、保险方案、保障对象和补贴标准上并无显著区别。在 2021—2022 年，随着完全成本保险试点的推广，除岫岩满族自治县外，其他 2018 年首批完全成本保险试点县（市、区）均开展了水稻、小麦和玉米三大作物完全成本保险。基于上述政策实践，考虑到水稻、小麦和玉米是中国最主要的粮食作物，2020 年产量分别占粮食总产量的 32%、20% 与 39%^①，故将三种作物统一于粮食作物这一概念，综合考察粮食生产总量的变化情况。

DID_{dt} （ $DID_{dt} = treatment_d \times post_t$ ）为核心解释变量。 $treatment_d$ 表示实验组和对照组虚拟变量，实验组为完全成本保险试点县（市、区），变量取值为 1；对照组为粮食主产省份的非试点县（市、区），变量取值为 0。 $post_t$ 为政策年份虚拟变量，2018 年及之后年份变量取值为 1，之前年份变量取值为 0。由于政策发生时间较晚，实验期样本数据较短，本文研究的粮食增产效应为短期影响，更长期的影响还需依靠进一步完善的数据来识别。 X_{dt} 表示影响粮食总产量且随 d 和 t 变动的控制变量； μ_d 表示县固定效应，控制了影响粮食总产量但不随时间变化的个体因素； γ_t 表示时间效应，控制了影响所有县的时间因素； ε_{dt} 表示误差项。为了解决潜在序列相关和异方差问题，后文回归结果中报告的是以县聚类的稳健标准误。

2. 倾向得分匹配双重差分模型。由于中国不同县（市、区）发展具有较大异质性，因此在使用 DID 方法前需要保证实验组与对照组在受到完全成本保险试点这项政策冲击前尽可能没有显著差异，也就是说，选择与实验组特征尽可能相似的非试点县（市、区）作为对照组，从而减少完全成本保险试点在设立时的自选择偏误所带来的内生性问题。故本文将进一步基于倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）进行稳健估计，首先利用倾向得分匹配法（PSM），根据 Logit 回归预测出实验组被设为试点县（市、区）的概率，进而为实验组匹配对照组，然后再利用匹配后的实验组和对照组进行 DID

^①资料来源：《中国统计年鉴（2021）》，<http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2021/indexch.htm>。

回归。具体模型如下：

$$\ln yield_{dt}^{psm} = \alpha + \beta DID_{dt} + \delta X_{dt} + \mu_d + \gamma_t + \varepsilon_{dt} \quad (22)$$

(22) 式中的变量设定与 (21) 式保持一致。

(三) 数据来源与描述性证据

基于数据的可获得性，本文选取 2011—2022 年为样本时间范围^①。考虑到本次完全成本保险试点均在粮食主产省份的产粮大县开展，因此，本文选用中国 13 个粮食主产省份的县（市、区）^②面板数据评估开展完全成本保险试点的粮食增产效应。本文使用数据主要来自国泰安 CSMAR 县域经济数据库（<https://data.csmar.com>）、中经网统计数据库（<https://db.cei.cn/jsp/Home>）、各地级市统计年鉴以及县（市、区）统计公报。其中：粮食总产量、人均地区生产总值、粮食作物播种面积和经济作物播种面积数据主要来源于国泰安 CSMAR 县域经济数据库；农机总动力数据主要来源于中经网统计数据库；化肥总用量、耕地面积、乡村从业人员中农林牧渔业从业人员、农林牧渔业总产值和农业总产值数据来源于各地级市统计年鉴，由于各地级市统计年鉴中缺少部分县（市、区）的化肥总用量和农林牧渔业从业人员数据，本文进一步根据对应县（市、区）的统计公报完善了相关数据。气象数据来源于国家气象科学数据中心（<http://data.cma.cn/>）的中国地面气候资料年值数据集。由于部分县（市、区）未公布农作物受灾面积，故采用相应地级市农作物受灾面积与总播种面积的比值来衡量农业风险水平。

本文采用插补法对部分缺失数据予以补齐，在此基础上，使用 Stata17 软件剔除有变量缺失值的观测值，保留参加基准回归的样本观测值（1827 个），从而使描述性统计与基准回归的样本观测值数保持一致。为了消除通货膨胀的影响，借鉴张国建等（2019）的方法，用省级居民消费价格指数（CPI）来调整所有名义变量，并且以 2011 年为基期进行调整。同时为了消除异方差，后文回归中对部分变量进行取对数处理^③，变量描述性统计结果见表 1。

表 1 主要变量定义及其描述性统计

变量名	含义和赋值	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
粮食总产量	地区粮食总产量（吨）	1827	452530.90	397380.00	5930.00	3202000.00

^①由于各地级市 2023 年度的统计年鉴资料暂未公布，本文中 2022 年的数据主要来源于各县（市、区）2022 年的统计公报，部分农机总动力数据来自中经网统计数据库。

^②本文收集并整理了粮食主产省份 302 个县（市、区）2011—2022 年的面板数据。实验组包括 2018 年首批完全成本保险试点的 20 个县（市、区）；对照组包括 12 个粮食主产省份的 282 个县（市、区），其中河北 54 个、安徽 15 个、河南 44 个、黑龙江 20 个、湖北 18 个、江苏 40 个、内蒙古 12 个、山东 13 个、四川 15 个、湖南 8 个、江西 19 个、辽宁 24 个。由于吉林省各地级市统计年鉴以及县（市、区）统计公报均只公布化肥实物量，未报告化肥总用量（折纯），故本文在对照组中没有包括吉林省的县（市、区）。

^③取对数处理的变量有：粮食总产量、农机总动力、化肥总用量、耕地面积、劳动投入、农林牧渔业总产值、人均地区生产总值、降雨量偏离度、粮食作物播种面积和经济作物播种面积。

表 1 (续)

核心解释变量						
完全成本保险试点	当年是否为完全成本保险试点 县(市、区): 是=1, 否=0	1827	0.03	0.17	0.00	1.00
控制变量						
农机总动力	农机总动力/当年农作物总 播种面积(千瓦/公顷)	1827	8.12	5.06	0.56	63.44
化肥总用量	化肥折纯量(吨)	1827	34313.43	30442.48	327.00	235146.00
耕地面积	当年的耕地总面积(公顷)	1827	68175.26	67245.52	2500.00	549288.00
劳动投入	乡村从业人员中农林牧渔业 从业人员(万人)	1827	27.93	14.68	0.91	86.65
农业技术进步	农业全要素生产率	1827	1.14	2.76	0.00	1.98
农林牧渔业总产值	农林牧渔业总产值(万元)	1827	552390.90	364408.00	13360.00	2307885.00
农业产业结构	农业总产值/农林牧渔业总 产值	1827	0.55	0.20	0.01	0.93
人均地区生产总值	人均地区生产总值(元/人)	1827	40534.02	25898.04	8600.00	323540.50
农业风险水平	当年农作物受灾面积/农作物 总播种面积	1827	0.10	0.07	0.00	0.44
平均气温偏离度	平均气温对均值的偏离绝对 值(℃)	1827	0.62	0.46	0.00	3.35
降雨量偏离度	降雨量对均值的偏离绝对值 (毫米)	1827	129.94	140.27	0.19	995.01
机制变量						
粮食单产	粮食作物单位面积产量(吨/ 公顷)	1827	5.72	1.32	2.11	7.84
粮食作物播种面积	粮食作物播种面积(公顷)	1827	78567.22	67756.00	1716.00	550980.00
经济作物播种面积	经济作物播种面积(公顷)	1827	22518.52	20274.90	55.00	108270.00

表 2 为实验组和对照组粮食总产量水平的差异性检验^①。均值检验结果显示, 实验组与对照组粮食总产量均值在试点政策后均显著上升, 实验组上升幅度更大。中值检验结果显示, 实验组与对照组粮食总产量中值在试点政策后均显著下降, 实验组下降幅度更大。检验结果初步说明, 试点政策对实验组粮食总产量的影响效应更大, 而且这一影响效应在不同试点地区存在异质性, 初步验证了下文进行异质性分析的必要性。总之, 检验结果支持本文进一步使用双重差分法检验试点政策的实际效果。

^①粮食总产量水平的差异性检验使用的是未剔除缺失值的原始数据, 从而能更多地捕捉实验组和对照组在试点前后的粮食总产量变化特征。差异性检验中并未对粮食总产量取对数, 粮食总产量的单位为吨, 从而更为直观地反映实验组与对照组在试点前后的粮食总产量变化。

表 2

差异性检验

变量	检验类型	组别	政策前	政策后	差异检验
粮食总产量	均值检验 (t 检验)	实验组	633866.2	682144.0	48277.8***
		对照组	424364.8	466321.5	41956.7**
粮食总产量	中值检验 (卡方检验)	实验组	531361.5	524000	-7361.5***
		对照组	328718.1	323785.0	-4933.1*

注：①均值检验为 t 检验，中值检验为卡方检验；②***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

四、实证结果与分析

（一）基准回归模型估计结果

首先估计开展完全成本保险试点对粮食总产量水平影响的综合效应。对（21）式进行估计，回归结果如表 3 所示。表 3 中，（1）列是仅加入核心解释变量并控制县层面个体效应的回归结果，（2）列在（1）列的基础上加入了所有控制变量，（3）列在（2）列的基础上又进一步控制了时间效应。

回归结果表明，开展完全成本保险试点能显著提高试点地区粮食总产量。表 3（1）列、（2）列和（3）列的核心解释变量分别在 10%、5% 和 1% 水平上显著提高了粮食总产量。在剔除了可能的混淆因素之后，开展完全成本保险试点使粮食总产量提高了 12.01%。关于控制变量，以（3）列回归结果为例：地区农机总动力、化肥总用量以及农业技术进步对粮食总产量具有显著的正向影响，与理论预期相符；农业风险水平对粮食总产量有显著的负向影响；平均气温偏离度显著提高了粮食总产量；其余控制变量均不显著。本文中平均气温偏离度是以绝对值的形式表示，且 70% 以上样本年平均气温对其均值的偏离均为正数，意味着绝大多数地区正面临着气温升高的问题，而有研究表明（何为等，2015），气温升高更有利于水稻产量增加。因此，平均气温偏离度对粮食总产量的显著正向影响具有一定的合理性。

表 3 开展完全成本保险试点对粮食总产量影响的基准回归结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	边际效应	稳健标准误	边际效应	稳健标准误	边际效应	稳健标准误
完全成本保险试点	0.0677*	0.0349	0.0977**	0.0440	0.1201***	0.0213
农机总动力			0.3562***	0.1120	0.3156***	0.1024
化肥总用量			0.1776**	0.0717	0.1035*	0.0587
耕地面积			0.1091	0.1190	0.1150	0.1238
劳动投入			-0.0447	0.1205	-0.2131	0.1543
农业技术进步			0.0640***	0.0197	0.0647***	0.0197
农林牧渔业总产值			-0.0957	0.2178	0.0482	0.1805
农业产业结构			-0.1779	0.1286	-0.0941	0.1346
人均地区生产总值			-0.3038***	0.1079	-0.0262	0.0857
农业风险水平			-0.5445*	0.3000	-0.9822***	0.3747
平均气温偏离度			0.0339	0.0269	0.0789**	0.0316
降雨量偏离度			-0.0063	0.0102	-0.0114	0.0108

表 3 (续)

R ²	0.0326	0.5484	0.7093
观测值数	1827	1827	1827

注：①标准误均为聚类到县级层面的稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

(二) 识别假定检验

1. 平行趋势检验。本文借鉴 Li et al. (2016) 的研究框架，采用事件研究法检验事前的平行趋势。具体而言，将 (21) 式中的 DID_{dt} 换成表示完全成本保险试点开展前和开展后的年份虚拟变量与实验组虚拟变量的交互项，其他变量设置与 (21) 式保持一致，即估计如下方程：

$$\ln yield_{dt} = \beta_0 + \sum_{s=-7}^4 \beta_s D_s + \delta X_{dt} + \mu_d + \gamma_t + \varepsilon_{dt}, s \neq -1 \quad (23)$$

(23) 式中， D_s 为交互项，下标 s 取负数代表试点政策实施前 s 年，取正数代表试点政策实施后 s 年，取零值代表试点政策开始实施的年份。将政策冲击前一年即 2017 年设为基准组以避免多重共线性。回归结果表明^①，政策实行前交互项的估计均不显著，试点地区与非试点地区在粮食产出水平上没有显著差异。政策实行后，2020 年和 2021 年的估计结果表明，开展完全成本保险试点显著提高了试点地区的粮食总产量。但是，这一增产效应存在时滞性，2018 年和 2019 年试点开展的增产效应并不显著。主要原因在于，完全成本保险实际在 2019 年才真正开始实施，并且从政策实施到被农户接受还需要政策宣传和示范的过程。此外，2022 年试点开展的增产效应也不显著。可能的解释是：根据农业农村部 2021 年发布的《关于扩大三大粮食作物完全成本保险和种植收入保险实施范围的通知》^②，各粮食主产省份在 2021 年扩大完全成本保险试点县（市、区）范围并在 2022 年实现产粮大县全覆盖，因此，2022 年完全成本保险试点县（市、区）数量与首批试点县（市、区）数量相比更多，导致首批试点县（市、区）在 2022 年的粮食总产量与对照组相比差异不够明显，2022 年开展试点的粮食增产效应显著性下降。总之，检验结果基本能够满足双重差分的平行趋势假定。

2. 安慰剂检验。安慰剂检验可进一步讨论回归结果的稳健性。本文采用随机生成实验组和对照组的方法，从全部样本县（市、区）中随机抽取部分县（市、区）作为处理组，重新对基准模型进行估计，得到核心解释变量的参数估计结果。将这个过程重复 500 次，随机过程的系数核密度估计值分布在 0 附近，统计显著次数仅占抽样次数的 1.2%^③。这说明，随机设立的试点县（市、区）没有政策效应，反推出 2018 年开展完全成本保险试点的粮食增产效应是真实存在的，验证了估计结果的稳健性。

(三) 进一步稳健性检验

1. 倾向得分匹配双重差分。为了克服样本选择偏差造成的内生性问题，降低双重差分估计偏误，

^①限于篇幅，此处将平行趋势检验结果整理成文字表述，平行趋势检验图未报告，有兴趣读者可向笔者索取。

^②参见《关于扩大三大粮食作物完全成本保险和种植收入保险实施范围的通知》（财金〔2021〕49 号），http://jrs.mof.gov.cn/zhengcefabu/phjr/202106/t20210629_3726782.htm。

^③限于篇幅，此处将安慰剂检验结果整理成文字表述，安慰剂检验的核密度图未报告，有兴趣读者可向笔者索取。

本文进一步利用 PSM-DID 方法进行稳健性检验。选择人均地区生产总值、农林牧渔业总产值、农业产业结构、农机总动力、耕地面积作为协变量，通过 Logit 回归预测样本县（市、区）被设为试点县（市、区）的概率。完全成本保险与传统物化成本保险相比保额更高，对应的保费支出也相应更大，因此人均地区生产总值较高的地区拥有更好的经济基础，被选为完全成本保险试点地区的可能性也更大；此次试点主要针对的是水稻、小麦、玉米三大主粮作物，农业产值更大且在农林牧渔业总产值中占比更大、机械化水平更高的地区，粮食产业的发展程度更高，被选为试点地区的概率也越大；此次农业保险转型升级是在粮食生产面临多源头风险与更高风险保障需求的背景下展开，故耕地面积更大的地区推广完全成本保险的需求更大，被选为试点地区的可能性更高。本文分别采用半径匹配与核匹配的方法为开展完全成本保险试点的县（市、区）（实验组）匹配对照组，在此基础上利用 DID 方法识别开展完全成本保险试点对县域粮食总产量的净影响。共同支撑假设检验结果表明，匹配之后协变量在实验组与对照组之间已不存在显著差异^①。匹配后的回归结果如表 4（1）列和（2）列所示，PSM-DID 估计结果与前文双重差分结果并无显著差异，从而进一步支撑了本文的实证结论。

2.更改样本时期。本文采用的是 2011—2022 年的县级面板数据，但开展完全成本保险试点发生在 2018 年，政策冲击前的时期可能过长。为了确保回归结果的稳健性，缩短样本时期并选取 2014—2022 年的样本数据进行稳健性检验。结果如表 4（3）列所示，实证结论与前文基本一致。

3.离群值检验与控制其他形式固定效应。为了避免离群值造成分析结果的偏误，将粮食总产量最大与最小 1%的样本进行缩尾处理，表 4（4）列报告了相应的检验结果。此外，为了控制其他不可观测因素对粮食生产水平的影响，本文在基准回归的基础上，增加对地级市固定效应的控制，结果见表 4（5）列。在进行离群值检验和增加地级市层面固定效应后，核心解释变量仍有显著的正向影响。

表 4 开展完全成本保险试点对粮食总产量影响的进一步稳健性检验结果

变量	(1) 半径匹配	(2) 核匹配	(3) 更改样本时期	(4) 修正离群值	(5) 地级市固定效应
完全成本保险试点	0.1326** (0.0617)	0.1201** (0.0531)	0.0707*** (0.0213)	0.0883** (0.0427)	0.1208** (0.0513)
地级市固定效应					已控制
R ²	0.5916	0.6914	0.7009	0.8328	0.6921
观测值数	1451	1822	1331	1827	1825

注：①半径匹配的匹配半径经计算后设为 0.01，协变量均已在实验组和对照组间实现了平衡；②括号内为聚类到县级层面的稳健标准误；③***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；④控制变量与表 3 基准回归一致，时间效应与县固定效应已控制。

4.排除其他政策干扰。除了完全成本保险试点政策之外，粮食生产同时也会受到其他政策影响，需排除其他政策干扰以确保基准回归结果的稳健性。在本文的样本时期内，中国也陆续推出了粮食生

^①限于篇幅，此处未报告共同支撑假设检验结果，有兴趣读者可向笔者索取。

产支持政策以保障粮食产能的提高，其中有代表性的是种粮直接补贴政策^①和高标准农田建设政策。这两项政策分别用单位播种面积的种粮直接补贴和土地整治面积占比^②来表示。由于绝大部分县（市、区）并未公布种粮补贴和高标准农田建设面积数据，故采用省份层面数据代替^③。分别将单位播种面积的种粮直接补贴和土地整治面积占比纳入基准回归模型，结果见表 5。回归结果表明，无论是分别纳入还是同时纳入两项政策，开展完全成本保险试点对粮食总产量均有显著的正向影响。至此，以上稳健性检验结果支持了基准回归结论。

表 5 开展完全成本保险试点对粮食总产量的影响：排除其他相关政策干扰

变量	考虑种粮直接补贴		考虑高标准农田建设		同时考虑	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
完全成本保险试点	0.1130***	0.0396	0.0822**	0.0365	0.1129***	0.0396
单位播种面积的种粮直接补贴	0.0021	0.0023			0.0020	0.0022
土地整治面积占比			0.0038	0.0796	0.0061	0.0608
R ²	0.7402		0.8283		0.7410	
观测值数	1153		1648		1153	

注：①标准误均为聚类到县级层面的稳健标准误；②***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；③控制变量与表 3 基准回归一致，时间效应和县固定效应已控制。

（四）机制检验

基准回归结果表明，开展完全成本保险试点显著促进了粮食增产。根据理论分析，在耕地总面积固定的约束下，农业保险影响粮食产出的途径主要有以下两个方面：一是通过改变农户的预期收入并使其调整生产投入决策，最终作用于粮食作物单位产出水平；二是通过对粮食作物和经济作物提供不同的保费补贴标准，引导农户改变种植结构进而调整粮食作物种植规模。据此，下文将进一步考察开展完全成本保险试点促进粮食增产的内在机制。表 6 报告了试点县（市、区）在试点前后粮食单产和粮食作物播种面积的差异性检验结果^④，以此可以初步判断试点开展对实验组上述两个变量的影响效应。对粮食单产的检验结果表明，实验组在试点后单产的均值和中值均下降但差异并不显著；对粮食作物播种面积的检验结果表明，实验组试点后的均值显著增加，但中值变化并不显著。

^①种粮直接补贴政策于 2004 年开始在全国范围内推行，并于 2016 年起并入农业支持保护补贴政策，增加了对耕地地力保护的条款，只有符合标准的耕地才能领取补贴，一般按粮食种植面积或承包面积为基础计算。鉴于补贴额计算基础并未发生实质性变化，将 2017—2022 年的农业支持保护补贴金额与 2017 年前的种粮直接补贴金额一并纳入模型分析，用单位播种面积的种粮补贴金额来衡量。

^②土地整治面积=中低产田改造面积+高标准农田示范工程面积，土地整治面积占比为土地整治面积占耕地总面积的比值。

^③种粮直接补贴数据来源于 2011—2021 年《中国农村经营管理统计年报》，土地整治面积数据来源于 2012—2022 年《中国财政统计年鉴》。

^④为最大化捕捉实验组和对照组在试点前后粮食单产与粮食作物播种面积的变化特征，这里使用的仍然是未剔除缺失值的原始数据。

表 6 粮食单产和粮食作物播种面积的差异性检验

变量	检验类型	组别	政策前	政策后	差异检验
粮食单产	均值检验	实验组	5.98	5.87	-0.12
	中值检验	实验组	6.07	5.60	-0.08
粮食作物播种面积	均值检验	实验组	113806.22	126046.83	12240.61*
	中值检验	实验组	91530.08	97325.32	5795.24

注：①均值检验为 t 检验，中值检验为卡方检验；②*表示通过 10% 的显著性检验；③粮食单产的单位为吨/公顷，此处粮食作物播种面积用的是实际值，单位为公顷，以更直观反映实验组粮食作物播种面积变化。

表 7（1）列报告了开展完全成本保险试点对粮食单产影响的估计结果。结果显示，开展完全成本保险试点并未显著提高粮食单产。造成这一结果的原因可能有以下两点：其一，粮食单产提升在很大程度上依赖于良种开发或农业技术效率提升，开展完全成本保险试点可能并未对粮食单产起决定性作用；其二，全样本回归忽略了地区之间的差异，不同试点地区在耕地条件、风险等级上的差异模糊了试点开展对粮食单产的影响效应，导致回归结果并不显著。从在理论分析部分，本文已经论证了即使是在同一风险保障水平下，由于不同地区的耕地禀赋特征不同，农户投保后也将做出不同的农业生产投入决策，进而影响粮食单产。理论上来说，完全成本保险覆盖全部生产成本的保障水平可以激励增加生产投入行为并带来粮食单位产出水平的提高，但这一激励效应实现的前提是：风险保障水平位于所有试点地区的适度保障区间内，过低或过高的风险保障水平均无法有效激励粮食生产。因此，开展完全成本保险试点对粮食单产的影响具有复杂性，使用全样本回归可能会忽略不同试点地区在耕地禀赋上的差异，故下文将进一步通过异质性分析来判断开展完全成本保险试点对粮食单产的影响效应。

表 7 影响机制分析

变量	(1)	(2)	(3)
	粮食单产	粮食作物播种面积	经济作物播种面积
完全成本保险试点	0.0037 (0.0447)	0.1165** (0.0456)	-0.1117 (0.1354)
R ²	0.1021	0.6743	0.4804
观测值数	1827	1827	1823

注：①括号内为聚类到县级层面的稳健标准误；②**表示 5% 的显著性水平；③控制变量与表 3 基准回归保持一致，时间效应与县固定效应已控制。

既然开展完全成本保险试点对全样本粮食单产的影响效应并不显著，那么开展试点的粮食增产效应是否缘于调动了农民生产积极性，扩大了粮食作物播种面积呢？根据理论分析，一方面，完全成本保险通过高保费补贴方式降低了农户采用正式农业风险管理工具的门槛，其提供的风险分散功能将降低农户采用多样化种植方式规避自然风险和市场风险的意愿；另一方面，完全成本保险通过对三大粮食作物实施比经济作物更高的农业保险保障水平和保费补贴，激励农户扩大粮食作物的种植规模。故本文进一步纳入粮食作物播种面积来验证上述理论逻辑。表 7（2）列结果显示，开展完全成本保险试点显著提高了粮食作物播种面积。由于中国耕地面积相对稳定，农作物播种面积受到耕地资源的约束。

因此，本文进一步纳入经济作物播种面积，考察粮食作物播种面积增加是否来源于对经济作物播种面积的挤占，结果如表 7（3）列所示。结果表明，开展完全成本保险试点虽然降低了经济作物播种面积但并不显著。因此，粮食作物播种面积的扩大也可能来源于其他途径，如粮食作物复种指数的提高。

（五）异质性分析

根据理论分析，耕地资源禀赋内含了在耕地上发生自然灾害的概率与损失率的大小。在同一保障水平下，不同地区在耕地资源禀赋上的差异将导致农业保险对地区农业生产产生不同程度与方向的激励作用。因此，本文将从试点地区的主体异质性出发，采用地区农业风险水平来衡量耕地禀赋特征，考察在不同农业风险水平地区，开展完全成本保险试点是否能带来粮食增产效应，其增产机制又是否存在差异。参考范子英和周小昶（2022）的异质性分析方法，本文以农业风险水平变量的平均值为界限，将实验组的样本划分为低风险地区和高风险地区两组^①，然后分别与对照组进行回归，结果见表 8。

回归结果表明，开展完全成本保险试点能显著提高低风险地区粮食总产量，但对高风险地区的粮食总产量并无显著激励效应，假说 3 得到验证。进一步挖掘低风险地区的粮食增产机制可以发现，粮食增产主要是通过提高单产实现，试点开展未能对低风险地区扩大粮食作物播种面积形成有效激励。高风险地区粮食增产效应并不显著的原因在于，虽然这类地区试点开展激励了粮食播种面积的扩大，但粮食单产却显著下降。可见，试点开展对两类地区的粮食单产产生了完全不同方向的影响，这在一定程度上可以解释全样本回归时试点开展对粮食单产无显著提升的结果，证明了在相同保障水平下，地区农业风险水平的差异是影响农业生产投入的重要因素。因此，假说 1 与假说 2 得到验证。根据理论分析，高风险地区粮食单产显著下降的可能原因在于：开展完全成本保险试点对这类地区的生产投入与粮食单产产生激励的条件较为苛刻，要求完全成本保险所提供的风险保障水平必须处于适度区间内，当风险保障水平太低而未达到适度保障区间的下限值时，农业保险无法发挥产出激励效应，粮食单产反而下降；当风险保障水平过高并超过适度保障区间的上限值时，又可能触发道德风险问题导致单产下降。可见，风险保障水平是影响农业保险政策效应的关键变量，需因地制宜设计不同的保额以最大限度发挥完全成本保险试点的粮食产出激励效应。

开展完全成本保险试点对两类地区土地投入行为也产生了不同程度的激励作用。低风险地区扩大土地投入的动力明显不足，但高风险地区粮食作物播种面积显著扩大。这一结果是符合理论逻辑的：与低风险地区相比，高风险地区农业生产面临的不确定因素更多，农户从事粮食生产面临着更大的产量与收益波动，完全成本保险为种植粮食作物提供了托底保障功能，释放了这类地区对更高保障水平农业保险的需求，农户投保后的预期福利增量更大，因而更具扩种粮食的内在动力。

^①对各地区的农业风险水平变量按年份求均值，若某一地区的农业风险水平低于全样本平均值，则该地区被划分为低风险地区；若某一地区的农业风险水平高于全样本平均值，则该地区被划分为高风险地区。其中，低风险地区包括济阳区、肥城市、阳谷县、桓台县、兰考县、汝州市、项城市、鄢陵县。高风险地区包括枣阳市、黄梅县、公安县、沙阳县、莫力达瓦旗、喀喇沁旗、和县、太湖县、宿松县、东至县、岫岩满族自治县和北票市。

表 8 自然灾害风险异质性分析

变量	低风险地区			高风险地区		
	粮食总产量	粮食单产	粮食作物 播种面积	粮食总产量	粮食单产	粮食作物 播种面积
完全成本保险试点	0.1505* (0.0848)	0.1086* (0.0648)	0.0419 (0.0526)	0.0870 (0.0619)	-0.0848* (0.0506)	0.1718*** (0.0609)
R ²	0.6970	0.0939	0.7104	0.6960	0.1026	0.6630
观测值数	1683	1683	1683	1731	1731	1731

注：①括号内为聚类到县级层面的稳健标准误；②***、*分别表示 1%、10%的显著性水平；③控制变量与表 3 基准回归一致，时间效应和县固定效应已控制。

五、结论与政策启示

粮食生产关系国计民生。从中长期看，国内粮食供求仍处于紧平衡状态，农业风险管理在保障粮食供应方面的重要性越发突出。农业保险作为 WTO 绿箱政策允许的稳定农业生产和保障农民收入的支持手段，已经成为中国现代农业风险管理体系和现代农村金融体系中不可或缺的部分。开展完全成本保险试点是中国推进农业保险转型升级的一次有益尝试，标志着中国粮食保险的发展脚步正逐步迈入“保收入”的大门。未来完全成本保险将在有效分散农业生产风险、提高农户种粮积极性、促进粮食稳产增收方面发挥重要作用。

本文基于 2011—2022 年中国县级面板数据和准自然实验的思路，在构建农业保险粮食增产效应理论框架的基础上，运用双重差分模型估计开展完全成本保险试点对粮食生产的激励作用。本文的主要研究结论包括以下三个方面。首先，开展完全成本保险试点对粮食产出具有显著的激励作用。作用机制分析表明，粮食增产是在未挤占经济作物播种面积的情况下，通过激励农户扩大粮食作物播种面积实现的。异质性分析表明：开展完全成本保险试点显著提高了低风险地区粮食总产量，但对高风险地区粮食总产量并无显著激励效应。低风险地区粮食增产主要是通过提高粮食单产实现，试点开展对扩大粮食作物播种面积并无显著影响；高风险地区虽粮食作物播种面积显著扩大，但粮食单产也显著降低。以上研究结论验证了提高风险保障水平对中国农业保险转型升级的必要性，也验证了提高农业保险风险保障水平的同时必须关注不同地区的异质性，因地制宜设计保额与费率以最大化农业保险的产出激励效应。本文为充分认识完全成本保险对保障中国粮食安全等重大战略意义提供了经验证据，对于进一步推广完全成本保险、细化该保险领域的制度设计、助力农业生产提升抗风险能力、保障粮食稳产增产具有启示价值。

第一，有序扩大完全成本保险实施范围，推动农业保险转型升级。理论和实证分析均验证了完全成本保险的高保障水平具有物化成本保险无法替代的优越性，农业保险金额逐渐提高是中国农业保险的发展趋势，必须分步有序地将完全成本保险实施范围扩大至全国所有产粮大县。在完全成本保险推广过程中，要加大对自然风险频发多发地区的农业保险宣传工作，提高农户对农业保险风险分散机制

的理解、提升其风险防范意识和风险防范能力，降低发生道德风险问题的概率，进一步保障农户种粮收益、稳定粮食生产。

第二，根据风险区划确定保险金额，确保农业保险保障水平稳步健康提高。在中国农业保险转型升级和保险金额提高的同时，必须考虑潜在的道德风险问题，确保公平合理。需要根据不同作物和不同区域的农业风险大小和特点，进行农业生产的风险分析和评估，加快对农业生产风险区划^①的应用，实现保险费率和保险责任的对等，使农业保险最大化发挥对粮食生产的激励作用。

第三，强化银保合作，解决农户增加生产投入可能面临的资金困难问题。实证结果表明，增加农业生产投入是实现粮食产量增加的必要途径。而中国涉农主体普遍面临增信困难问题，很多情况下难以从正规金融机构获得融资。为畅通农业保险发挥粮食增产效应的作用渠道，必须强化银保合作，为农户获取资金从而增加农业生产投入提供便利。

参考文献

- 1.柴智慧，2021：《参与农作物保险是否促进农户农地转入？——基于内蒙古的微观实证》，《保险研究》第12期，第39-54页。
- 2.陈燕、林乐芬，2023：《政策性农业保险的福利效应——基于农民视角的分析》，《中国农村观察》第1期，第116-135页。
- 3.丁宇刚、孙祁祥，2022：《气候风险对中国农业经济发展的影响——异质性及机制分析》，《金融研究》第9期，第111-131页。
- 4.范子英、周小昶，2022：《财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究》，《中国工业经济》第2期，第118-136页。
- 5.何为、刘昌义、刘杰、陈梦玫，2015：《气候变化和适应对中国粮食产量的影响——基于省级面板模型的实证研究》，《中国人口·资源与环境》第S2期，第248-253页。
- 6.胡新艳、戴明宏，2022：《高标准农田建设政策的粮食增产效应》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第5期，第71-85页。
- 7.江生忠、付爽、李文中，2022：《农业保险财政补贴政策能调整作物种植结构吗？——来自中国准自然实验的证据》，《保险研究》第6期，第51-66页。
- 8.刘亚洲、钟甫宁，2019：《风险管理 VS 收入支持：我国政策性农业保险的政策目标选择研究》，《农业经济问题》第4期，第130-139页。
- 9.罗丹、李文明、陈洁，2013：《种粮效益：差异化特征与政策意蕴——基于3400个种粮户的调查》，《管理世界》第7期，第59-70页。

^①在2020年举办的第十期中国农业保险论坛会上，中国农业科学院研究创新团队发布了《中国农业生产风险区划地图册》，这是中国第一部全面反映中国各省（区、市）主要农作物生产风险空间差异的大型图册，将对加快中国农业保险高质量发展发挥重大积极作用。

10. 罗向明、张伟、谭莹, 2016: 《政策性农业保险的环境效应与绿色补贴模式》, 《农村经济》第 11 期, 第 13-21 页。
11. 聂荣、闫宇光、王新兰, 2013: 《政策性农业保险福利绩效研究——基于辽宁省微观数据的证据》, 《农业技术经济》第 4 期, 第 69-76 页。
12. 任天驰、张洪振、杨晓慧、杨沛华, 2021: 《农业保险保障水平与农户生产投资: 一个“倒 U 型”关系——基于鄂、赣、川、滇四省调查数据》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 128-144 页。
13. 庾国柱、张峭, 2018: 《论我国农业保险的政策目标》, 《保险研究》第 7 期, 第 7-15 页。
14. 王向楠, 2011: 《农业贷款、农业保险对农业产出的影响——来自 2004—2009 年中国地级单位的证据》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 44-51 页。
15. 吴海霞、郝含涛、史恒通、葛岩, 2022: 《农业机械化对小麦全要素生产率的影响及其空间溢出效应》, 《农业技术经济》第 8 期, 第 50-68 页。
16. 杨义武、林万龙、张莉琴, 2017: 《农业技术进步、技术效率与粮食生产——来自中国省级面板数据的经验分析》, 《农业技术经济》第 5 期, 第 46-56 页。
17. 易福金、燕菲儿、王金霞, 2023: 《信贷约束下的农业保险需求高估问题: 理论解释与经验证据》, 《管理世界》第 5 期, 第 78-97 页。
18. 袁辉、谭迪, 2017: 《政策性农业保险对农业产出的影响效应分析——以湖北省为例》, 《农村经济》第 9 期, 第 94-100 页。
19. 张宝海、李嘉缘、李永乐、张婷婷, 2021: 《三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点情况调研报告》, 《保险理论与实践》第 6 期, 第 1-12 页。
20. 张国建、佟孟华、李慧、陈飞, 2019: 《扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估》, 《中国工业经济》第 8 期, 第 136-154 页。
21. 张伟、易沛、徐静、黄颖, 2019: 《政策性农业保险对粮食产出的激励效应》, 《保险研究》第 1 期, 第 32-44 页。
22. 张哲晰、穆月英、侯玲玲, 2018: 《参加农业保险能优化要素配置吗? ——农户投保行为内生化的生产效应分析》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 53-70 页。
23. 钟甫宁、宁满秀、邢鹏、苗齐, 2007: 《农业保险与农用化学品施用关系研究——对新疆玛纳斯河流域农户的经验分析》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 291-308 页。
24. 朱满德、李辛一、程国强, 2015: 《综合性收入补贴对中国玉米全要素生产率的影响分析——基于省级面板数据的 DEA-Tobit 两阶段法》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 4-14 页、第 53 页。
25. Ding, Y., and C. Sun, 2022, “Does Agricultural Insurance Promote Primary Industry Production? Evidence from a Quasi-experiment in China”, *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 47(2):434-459.
26. Goodwin, B. K., M. L. Vandeveer, and J. L. Deal, 2004, “An Empirical Analysis of Acreage Effects of Participation in the Federal Crop Insurance Program”, *American Journal of Agricultural Economics*, 86(4): 1058-1077.
27. Han, Y., H. Qiu, and S. Feng, 2021, “Does Crop Insurance Reduce Pesticide Usage? Evidence from China”, *China Economic Review*, 69(1), 101679.
28. Karlan, D. S., R. D. Osei, I. Osei-Akoto, and C. Udry, 2014, “Agricultural Decisions After Relaxing Credit and Risk Constraints”,

Quarterly Journal of Economics, 129(2): 597-652.

29.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016 “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 123(6): 18-37.

30.Regmi, M., B. Briggeman, and A. Featherstone, 2022, “Effects of Crop Insurance on Farm Input Use: Evidence from Kansas Farm Data”, *Agricultural and Resource Economics Review*, 51(2): 361-379.

31.Smith, V. H., and B. K. Goodwin, 1996, “Crop Insurance, Moral Hazard, and Agricultural Chemical Use”, *American Journal of Agricultural Economics*, 1996,78(2):428-438.

32.Smith, V. H., and B. K. Goodwin, 2013, “The Environmental Consequences of Subsidized Risk Management and Disaster Assistance Programs”, *Annual Review of Resource Economics*, Vol.5: 35-60.

33.Yu, J., A. Smith, and D. A. Sumner, 2018, “Effects of Crop Insurance Premium Subsidies on Crop Acreage”, *American Journal of Agricultural Economics*, 100(1): 91-114.

（作者单位：¹ 上海财经大学财经研究所；

² 上海财经大学城乡发展研究院）

（责任编辑：陈静怡）

Does the Full-cost Insurance Pilot Program Increase Food Production?

ZHANG Jinhua XU Wen

Abstract: Policy-based agricultural insurance is an important risk management tool for crop production, which is theoretically helpful to improve farmers' enthusiasm for crop planting. This paper constructs a theoretical analytical framework for the incentive effect of agricultural insurance on food production in terms of unit output and cultivation scale, taking into account factors such as the level of compensation and endowment of arable land. Based on this, we utilize the implementation of the full-cost insurance pilot program as a natural experiment, and adopt the county-level panel data of major grain-producing areas from 2011 to 2022 to test the incentive effect of the pilot program on food production. The results show that the pilot program significantly increases grain output. The mechanism analysis shows that the pilot program achieves yield increase by encouraging the expansion of the sown area of grain crops. Heterogeneity analysis shows that when the pilot areas are categorized by the level of agricultural risk, the pilot program has a significant effect on food production only in areas with low level of agricultural risk, and this effect is achieved through an increase in food yields. The pilot program does not provide a significant incentive for grain output in areas with high level of agricultural risk, mainly because the sown area has increased significantly, with a significantly decreased yield per unit area. The conclusion of this paper provides empirical evidence for the strategic significance of full-cost insurance in ensuring China's food security, and policy implications for further refining the system design of this insurance.

Keywords: Food Security; Policy-Based Agricultural Insurance; Full-Cost Insurance; Incentive Effect

农业保险风险转移对规模户 损失控制方式选择的影响*

——基于风险管理方式有效功能区间的视角

郑 珊¹ 郑旭媛² 徐志刚^{1,3}

摘要：土地规模经营在推动农业现代化转型的同时，也伴随着生产风险管理难度的增加，进而影响土地规模经营稳定性和国家粮食安全。本文以干旱为例，基于风险管理方式有效功能区间的异质性和农业保险的特殊性，考察规模户购买农业保险对损失控制方式选择的影响，并利用黑龙江、河南、浙江、四川4省的调查数据进行定量分析。研究表明：第一，购买农业保险与选择损失不完全控制方式（采用耐旱品种）的关系会因干旱风险水平变化而变化，两者关系随干旱风险水平提高会由互补转为替代；第二，购买农业保险与选择损失完全控制方式（改进灌溉设施与技术）存在严格替代性，两者关系会因为干旱风险水平提高而强化。

关键词：农业保险 有效功能区间 损失控制方式 规模户

中图分类号：F842.6 **文献标识码：**A

一、引言

自2007年中央“一号文件”提出“建立农业风险防范机制”^①，之后几乎每一年的中央“一号文件”对提升农业自然灾害风险管理水平、强化农业防灾减灾能力建设都有新的表达与部署。然而，目前农业生产仍然面临着自然灾害风险的严重威胁。应急管理部会同农业农村部、国家粮食和物资储备局等部门和单位会商分析揭示，仅2023年7月份，自然灾害就造成农作物受灾面积313.4万公顷，直

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“我国三大平原‘资源—要素—政策’相协调的粮食和生态‘双安全’研究”（编号：20&ZD094）、国家自然科学基金面上项目“不完全要素市场与风险分担视角下粮食生产经营规模主体契约选择与组合行为及影响研究”（编号：71973026）和江苏省高校现代粮食流通与安全协同创新中心的资助。本文通讯作者：徐志刚。

^①资料来源：《2007年中央一号文件：中共中央 国务院关于积极发展现代农业扎实推进社会主义新农村建设的若干意见》，http://www.moa.gov.cn/ztzl/yhwj/wjhg/201202/t20120215_2481382.htm。

接经济损失 411.8 亿元^①。

长期以来,中国快速发展的农地规模经营促进了传统农业向现代农业转型(杜志雄和肖卫东,2019),规模户作为生产经营方式转型的重要主体,因总体规模大而面临风险积聚和高额潜在损失总量(王志刚等,2013),规模户能否有效应对生产风险是关系规模经营绩效、粮食供应稳定性以及国家粮食安全的重大问题。然而,面对生产高风险,规模户并未积极采用风险管理方式,深入理解规模户生产自然风险管理方式的选择行为迫在眉睫。中国是一个农业大国,受气候灾害影响严重,旱灾是中国最严重的气候灾害,其发生率和严重性趋高不下(张峭等,2020)。有研究显示,中国每年约 17%的播种面积受到干旱的影响,造成超过 70%的作物歉收(Shi et al., 2021),干旱已成为影响中国粮食生产和安全的严重隐患(杨宇等,2016a)。因此,本文以干旱为例,考察规模户在农业生产经营过程中对干旱风险管理方式的选择行为。

现阶段,在中国农业风险管理制度与市场不完善的条件下,风险管理方式的选择不但受农户禀赋的影响,还与风险管理方式本身的属性相关。风险管理方式属性不仅包括风险管理方式所依赖的要素投入特征(如资金、劳动力等要素投入密集度)和本身的风险特征(郑旭媛等,2018),还包括风险应对的有效功能区间,即风险管理方式实现产量损失补救或收益弥补时所处的外部风险水平,反映了风险管理方式的风险应对能力。在农户禀赋条件一定的情况下或不同自然风险水平下,不同风险管理方式之间可能会存在替代或互补关系,也就是说,风险管理方式的属性差异会影响不同风险管理方式的关系与组合。自 2004 年开始,中国积极探索和建立符合“绿箱政策”的政策性农业保险。特别是 2007 年中央财政开始实施农业保险保费补贴政策以来,农业保险的深度和广度得到有效拓展,但效果一直不尽如人意(郭军等,2019)。很多学者从农户禀赋角度对此进行了解释,还有学者认为农业保险获得理赔的条件过高进而削弱了农户购买的积极性(中国社会科学院农村发展研究所课题组,2017)。理赔门槛代表了农业保险的有效功能区间属性,可见,农户对风险管理方式的选择会受到风险管理方式有效功能区间的影响。那么,在不同风险管理方式的有效功能区间存在差异的情况下,规模户会在不同风险管理方式中如何选择?

购买农业保险、采用耐旱品种和改进灌溉设施与技术是农业生产中有效缓解和分散干旱风险的“三大法宝”(Ward et al., 2020; Zaveri and Lobell, 2019),也是中国规模户应对干旱风险采取的主要手段。依据风险管理策略的划分标准(胡晓宁等,2009),农业保险属于风险转移性策略,采用耐旱品种和改进灌溉设施与技术均属于损失控制性策略,即在干旱发生前或发生时,为了减少损失所采取的措施。理论上三者之间两两均会相互影响。但农业保险作为制度性风险管理方式具有准公共物品性质,虽然农户采用耐旱品种和改进灌溉设施与技术可能会获得政府补贴,但此类政策支持并非具有普惠性。同时,学界普遍认为,农业保险因存在道德风险问题会影响农户其他决策,因此关注农业保险对其他损失控制的非制度性风险管理方式的影响有助于政策方针的设计与优化,在一定程度上也能反映制度性风险转移政策的有效性,具有较强的现实意义。

^①资料来源:《应急管理部发布 2023 年 7 月全国自然灾害情况》, <http://www.rmzxb.com.cn/c/2023-08-05/3389521.shtml>。

在农业保险影响的研究中,大量学者从道德风险视角切入,考察农业保险对农药、化肥、保护性耕作技术等要素和技术投入的不同作用(张驰等,2017;张哲晰等,2018;高瑛等,2017)。也有少数学者关注农业保险与其他风险管理方式的关系。Mahul(2003)对农业保险和期货期权之间的关系进行了研究,认为期货与农产品收入保险存在替代关系;方蕊等(2021)研究认为,“保险+期货”试点保险对传统农业保险形成替代;张峭和徐磊(2007)从产业链角度分析了农业保险与订单农业、期货市场的关系,认为“农业保险+订单农业+农产品期货市场”的一体化风险管理体系可以更有效地抗衡各种农业风险。以上文献主要基于市场风险或全产业链的角度,少有研究聚焦于应对某一特定自然风险,分析农业保险与其他风险管理方式的关系。

在风险管理方式选择行为的研究中,已有文献主要聚焦于两个方面。一是集中于从农户或家庭禀赋特征视角考察单一因素对风险管理方式选择的影响,如风险偏好、风险感知、学习效应、储蓄、信贷可获得性等(Deryugina and Konar, 2017; 陈新建和韦圆圆, 2019);二是侧重于分析农户对单一风险管理方式的采用行为(杨宇等, 2016b)。仅有少数学者关注了两种风险管理方式的选择,除了上文提到的关于市场风险管理方式的研究,Miao(2020)从宏观层面研究了美国的保险与新品种研发的关系,表明农作物保险对抗旱品种研发具有挤出效应。Salazar et al.(2019)认为,农业保险会降低现代灌溉投资。但是,这两项研究将两种风险管理方式视为同质的,未区分不同方式的有效功能区间。具体到干旱的应对措施上,现有研究中于评估风险管理方式的作用效果,如检验抗旱品种(杨宇等,2016a)、灌溉(杨宇等,2016b; BIRTHAL et al., 2022)、作物覆盖(Dong, 2022)、农业保险(BIRTHAL et al., 2022)等对作物生产风险的影响。陈风波等(2005)虽然总结了应对干旱的多种方式,但停留在描述性分析层面,缺乏对不同方式之间关系的深入研究。Ward et al.(2020)考察了农户对指数保险与耐旱水稻品种两种干旱应对方式的偏好,其对不同方式独立应对干旱风险的分析给本文提供了有益参考,但该研究侧重于分析农户对这两种方式单一或捆绑模式的支付意愿,对风险管理方式选择之间相互影响的研究不足且缺乏实证验证。

综上所述,现有研究对本文研究产生重要启发,但也存在以下几方面拓展空间。第一,以往关于农业保险与其他风险管理方式选择的研究多聚焦于市场风险或多环节风险关联的视角,缺乏以应对农业生产环节自然风险为关注点的研究。而侧重于分析农业生产自然风险管理方式选择的文献又多关注单一风险管理方式的选择,较少讨论不同风险管理方式之间的关系。农户为实现期望收益最大化,会同时采取多种风险管理方式,这些风险管理方式之间并非独立无关联,它们之间可能存在替代或互补的相关性,并作用于风险管理效果,因此将风险管理方式独立分析可能会存在估计偏误。第二,以往研究未考虑不同风险管理方式的有效功能区间差异。现有文献对风险管理方式功能的界定较单一,多将不同方式的风险应对效果视为同质的,未考虑面对不同程度的风险冲击时,这些方式产生风险管理有效功能区间的差异。例如,农业保险要在灾害风险严重程度达到一定比例时才能发挥作用,耐旱品种要在灾害风险水平处于较低范围内才能发挥减少产量损失的作用。如果忽略各种风险管理方式在不同程度风险中的有效功能区间,所估计的选择行为就可能存在偏。可见,现有研究未能从风险应对的有效功能区间差异视角很好地回答规模户生产自然风险管理方式之间关系的作用机理。

基于此,本文以干旱为例,将购买农业保险、采用耐旱品种和改进灌溉设施与技术三类风险管理方式作为分析对象,在归纳总结三种风险管理方式有效功能区间的基础上,揭示购买农业保险对其他两种损失控制方式的影响,并利用课题组在黑龙江、浙江、河南和四川4省的规模户调查数据进行实证检验。本文尝试在以下几个方面丰富现有研究文献:一是,区别以往重点关注市场风险的研究以及独立分析单一自然风险管理方式的研究,本文在风险管理方式选择框架下考察应对生产环节自然风险的不同风险管理方式之间可能存在的替代或互补关系,一方面对前期文献形成了有益补充和扩展,另一方面在一定程度上克服了现有文献独立分析风险管理方式时存在的估计偏误;二是,不同于以往对风险管理方式功能只进行单一界定的研究,本文通过厘清不同风险管理方式的有效功能区间,将外部风险水平纳入探究风险管理方式之间替代或互补关系的分析框架,以揭示不同风险水平下风险管理方式之间关系的动态变化,有助于揭示自然风险下规模户风险管理决策时的复杂性和困境;三是,基于农业保险作为制度性风险管理方式的特殊性,从风险管理角度分析农业保险对非制度性风险管理方式的影响,研究结论对优化农业风险管理政策和体系,破解自然风险应对难题,推进中国粮食安全体系和能力建设具有重要意义。

二、理论分析与研究假说

政策性农业保险对因灾受损农户的补贴采用中央和地方政府共同承担保费“大头”,农户支付“小头”的保费分担模式(庾国柱,2018),农户实际承担20%左右的保费就能将一部分风险转移给保险公司(刘亚洲和钟甫宁,2019),但农业保险收益补偿功能的实现与较高的自然灾害损失挂钩,如减产30%以上才能达到理赔条件。基于农业保险这一特点,现有研究认为,参保农户更倾向于增加“风险增加型”要素的投入,而减少“风险减少型”要素的投入(John,1992;Tang and Luo,2021)。采用耐旱品种和改进灌溉设施与技术在一定干旱风险水平下能够降低产量损失,均可被视为风险减少型要素。但有别于其他风险减少型要素,为实现效用最大化,采用耐旱品种、改进灌溉设施与技术同购买农业保险之间关系的分析需以风险管理功能实现为基础,同时也需考虑到风险管理方式的风险应对属性特点可能会随风险严重程度变化而变化。

农业保险收益补偿功能的实现条件是农业生产因自然灾害造成的减产率需超过一定阈值,以干旱为例,也就是其发挥有效功能的干旱水平最低值。一般达到中旱程度^①时,产量损失触发理赔机制,规模户可根据实际产量损失和赔付条款申请保险赔偿金。随着干旱风险对产量威胁的加剧,相对于未购买农业保险,购买农业保险的相对收益阶梯性上涨(如图1所示)。但规模户仍面临一定的剩余风

^①国家标准《气象干旱等级》(GB/T 20481-2017)分别从降水量距平百分率、相对湿度指数、标准化降水指数等方面将干旱划分为无旱、轻旱、中旱、重旱与特旱5个等级。受数据限制,本文参考现有研究,根据减产程度将干旱划分为5个等级:无旱(干旱减产率0%~10%);轻旱(干旱减产率10%~30%);中旱(干旱减产率30%~50%);重旱(干旱减产率50%~70%);特旱(干旱减产率70%及以上)。干旱减产率是指在干旱发生年份中,农作物产量相对于正常年份平均产量减少的百分比。

险，即当产量损失未达到赔付门槛时，不仅遭受产量损失还会造成保费投入浪费。

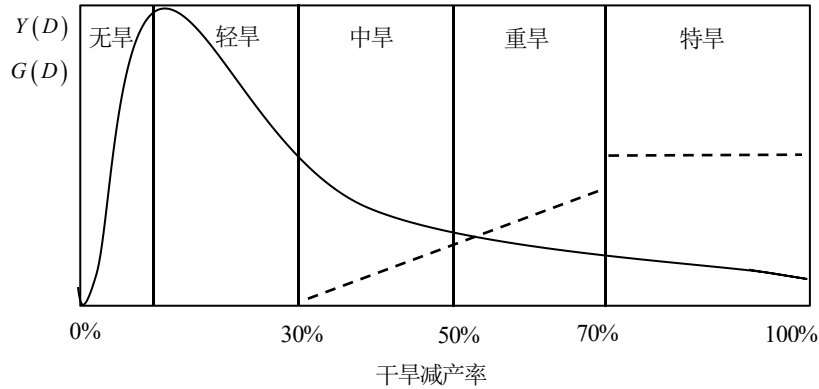


图1 农业保险有效功能区间与相对收益

注： D 代表干旱胁迫程度； $G(D)$ 代表干旱胁迫的概率密度函数（曲线）； $Y(D)$ 代表相对收益（虚线为相对于没有购买农业保险时，购买农业保险产生的收益）。

（一）购买农业保险对选择损失不完全控制方式的影响

耐旱品种被视为是抵御干旱等非生物天气冲击、提高农业复原力的新技术之一。耐旱品种具有很强的吸引力，因为其边际成本非常低，相对于非耐旱品种，只需很少或不需要额外的成本（Miao, 2020）。但目前的耐旱品种只能在较轻干旱程度下发挥产量优势，无法应对较为严重的干旱胁迫（段志龙和王长军，2010；罗利军，2018；易子豪等，2020）。基于这一特点，本文将采用耐旱品种界定为损失不完全控制方式。

相对于非耐旱品种，耐旱品种通过减少产量变异能够给农户带来非单调性收益（Ward et al., 2020）。但存在以下事实：在无干旱风险下，耐旱品种相较于非耐旱品种，不存在相对收益，甚至会因技术的不确定性而产生一定的产量损失（段志龙和王长军，2010）。随着干旱程度提升至轻旱水平，耐旱品种表现出强有力的产量优势，能够有效抵御干旱而维持产量（罗利军，2018；易子豪等，2020），但当超过干旱风险水平某个阈值时，一般达到中旱程度及以上，耐旱品种的相对优势单调且跳跃式下降，并逐渐消耗殆尽（Ward et al., 2020）。耐旱品种的有效功能区间与相对收益如图2所示。

基于上述分析，农业保险与耐旱品种的有效功能区间存在错位，即农业保险功能实现的灾害阈值较高，适宜风险水平较大的条件下采用，而耐旱品种功能实现的灾害阈值较低且范围较窄，其相对优势区间集中在轻旱到中旱这一低风险水平，理论上农业保险潜在的道德风险问题不会被激活，耐旱品种的采用不会影响农业保险的预期收益。在风险不确定的前提下，采用耐旱品种会对购买农业保险产生互补，两者的组合能够降低收益波动和损失，为追求效用最大化，购买了农业保险的规模户采用耐旱品种的概率也会增加。但随着干旱风险水平的提高，耐旱品种抗旱性能下降直至丧失产量优势，甚至会造成投入增加和产量波动。此时，农业保险发挥应对风险的主导作用，耐旱品种的采用会降低农业保险的预期收益。因此，随着干旱风险的增大，购买农业保险与采用耐旱品种的关系由互补转向替代，购买了农业保险的规模户采用耐旱品种的概率会降低。

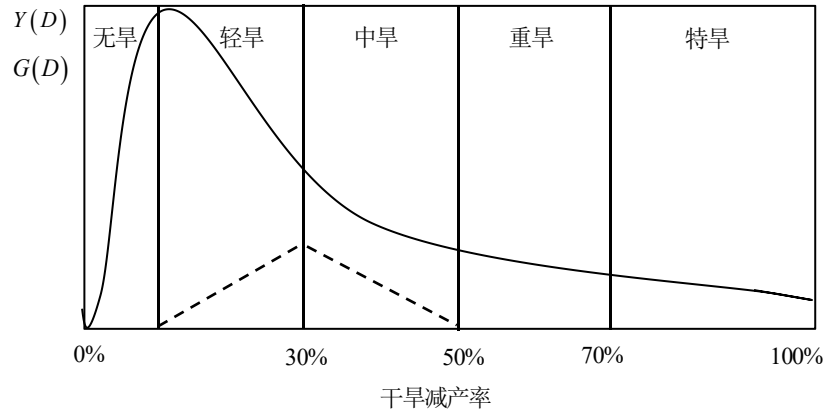


图2 耐旱品种有效功能区间与相对收益

注： D 代表干旱胁迫程度； $G(D)$ 代表干旱胁迫的概率密度函数（曲线）； $Y(D)$ 代表相对收益（虚线为相对于没有采用耐旱品种时，采用耐旱品种产生的收益）。

基于上述分析，本文提出研究假说 H1。

H1：购买农业保险的规模户会同时倾向于选择损失不完全控制方式（采用耐旱品种），干旱风险水平在其中发挥负向调节作用。

（二）购买农业保险对选择损失完全控制方式的影响

改进灌溉设施与技术从物质技术上帮助规模户提高抵抗干旱负面影响的能力，现已成为管理干旱风险的有效方式之一。随着干旱风险程度的加剧，先进的灌溉设施与技术保持产量的相对优势提升显著（Birtal et al., 2022）。基于这一特点，本文将改进灌溉设施与技术界定为损失完全控制方式。

改进灌溉设施与技术发挥抗旱功能的灾害阈值起点非常低，且在不同干旱风险水平下均能有效地减少产量损失，随着风险水平的提升，对作物单产起着显著的积极作用（Deryugina and Konar, 2017; Wang et al., 2018）。有研究发现，在严重干旱时，灌溉能够有效挽回产量损失，每增加 0.9 次灌溉，可挽回约 14% 的单产损失（杨宇等, 2016b）。改进灌溉设施与技术通过完善设施装备和提高灌溉技术水平，对干旱胁迫下的作物保产潜力将很大。因此，改进灌溉设施与技术被视为一种确定性的风险减少型方式（见图 3）。由上述分析可知，购买农业保险会提高规模户预期收益，降低收益波动，但改进灌溉设施与技术作为确定性的风险减少型方式会削弱农业保险本身的预期收益，因此，购买了农业保险的规模户改进灌溉设施与技术的概率会降低。随着干旱风险水平的提升，农业保险的赔付机制被激活，农业保险的预期收益增大，规模户改进灌溉设施与技术的动机将进一步被弱化。基于上述分析，本文提出研究假说 H2。

H2：购买农业保险的规模户选择损失完全控制方式（改进灌溉设施与技术）的概率会降低，干旱风险水平会强化两者之间的负向关系。

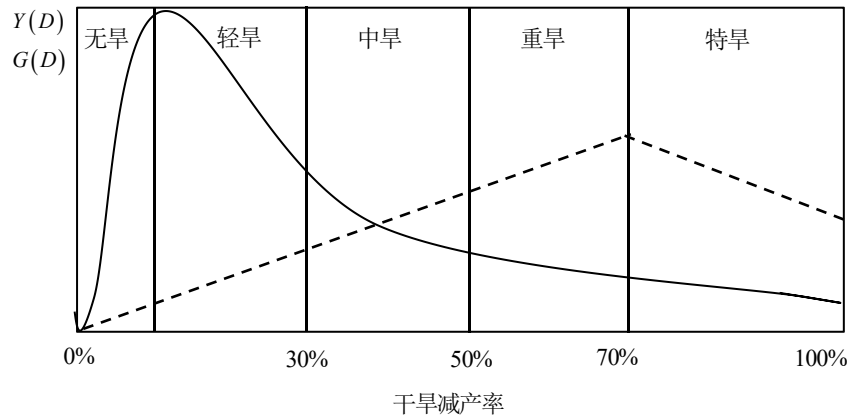


图3 改进灌溉设施与技术有效功能区间与相对收益

注： D 代表干旱胁迫程度； $G(D)$ 代表干旱胁迫的概率密度函数（曲线）； $Y(D)$ 代表相对收益（虚线为相对于未改进灌溉设施与技术时，改进灌溉设施与技术产生的收益）。

三、数据来源、模型设定与变量选择

（一）数据来源

本研究所用数据来自课题组2018年在黑龙江、河南、浙江、四川4省开展的“粮食规模化生产情况”调查。调查以种植玉米或水稻为主的农户作为访谈对象，干旱是限制水稻和玉米生产的重要因素（Shi et al., 2021），因此满足本文的分析需求。调查内容主要包括2017年农户家庭基本特征、土地经营特征、地块特征、自然灾害情况、风险管理情况等。

为保证样本的多样性和代表性，课题组在样本选择上有如下考虑与操作：第一，选择区域跨度较大，社会经济发展、农业生产条件和资源禀赋差异明显的水稻和玉米产区。其中，黑龙江代表东北地区人均耕地等农业资源丰富、机械化程度较高的粮食主产区，河南代表中部地区耕地资源较为丰富的粮食主产区，浙江代表人口密集、非农产业发达的经济发达地区，四川代表耕地资源匮乏且多山地的经济欠发达地区。调查数据显示，不同省份干旱风险情况存在较大差异，黑龙江和四川的干旱风险水平较高，玉米比水稻的干旱风险水平更高，在一定程度上保证了样本的变异性。第二，综合考虑经济发展水平和区域分布，采用分层抽样方法，在各样本省内随机选择4个县，在每个县随机选择2个乡镇，在每个乡镇随机选择4个村，对样本村内的规模户^①进行普查（若该村的规模户超过12户，则随机选择12户），并在种粮的非规模农户中随机抽取5户进行问卷访谈。调查样本涵盖128个村庄1040户农户，其中规模户401户^②。

为了更精准测算规模户生产成本收益情况，课题组在农户问卷中加入了地块作物投入产出的相关

^①本文研究中，规模户指耕地经营规模为所在县户均经营规模3倍及以上的农户。因为现实中这个规模的农户与其他农户相比，在机械的动力、数量及生产方式等方面存在差异。同时，这样界定也可以保证不同地区农户具有规模异质性。

^②有1户非规模农户临时外出处理急事，未能完成调查，故问卷访谈时新增了1户规模户。

问题。地块的选择遵循如下规则：选择自有地块和转入地块各一块，若农户地块较多，则按面积各挑一块最大的自有地块和转入地块；自有地块要求是自家承包的并且在2017年自主经营，转入地块要求是2017年或之前转入的，且2017年已经自主经营。剔除不种植作物以及信息缺失严重的样本后，最终形成401户规模户数据和684块地块数据，其中转入地块368块。

（二）模型设定

规模户购买农业保险对选择损失不完全控制方式（采用耐旱品种）的影响是二元选择问题，为此本文构建如下 Probit 模型^①：

$$P(D_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 I_i + \beta_2 L_i + X_i' \lambda + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$P(D_i = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 I_i + \alpha_2 I_i \cdot R_i + \alpha_3 L_i + X_i' \gamma + \nu_i \quad (2)$$

（1）式为检验规模户购买农业保险对选择损失不完全控制方式（采用耐旱品种）影响的基准模型；

（2）式在（1）式的基础上加入购买农业保险与历史干旱风险水平的交互项，以验证在外部风险水平变化时两者的动态关系。被解释变量 $P(D_i = 1)$ 表示规模户 i 选择损失不完全控制方式（采用耐旱品种）的概率， $D_i = 1$ 代表规模户采用耐旱品种， $D_i = 0$ 代表规模户没有采用耐旱品种。

关键解释变量 I_i 、 $I_i \cdot R_i$ 分别表示当期规模户是否购买农业保险及其与历史干旱风险水平的交互项。具体地， $I_i = 1$ 代表规模户购买农业保险， $I_i = 0$ 代表规模户没有购买农业保险。 R_i 为历史干旱风险水平。

除此之外，模型中还控制其他风险管理方式 L_i ，为避免内生性问题，采用上一年度规模户是否采用除耐旱品种和农业保险外的其他风险管理方式进行测度，只要采用除耐旱品种和农业保险外的其他任意一种干旱风险管理方式便赋值为 1，否则为 0。

X_i' 为其他控制变量，主要包括农业生产决策者特征、家庭经营特征、村庄特征、外部风险特征以及省份变量。 β_0 、 β_1 、 β_2 、 λ 、 α_0 、 α_1 、 α_2 、 α_3 、 γ 为模型待估系数或参数矩阵， ε_i 、 ν_i 为不可观测的随机扰动项。

进一步，由于规模户购买农业保险对损失完全控制方式（改进灌溉设施与技术）选择的影响同样是二元选择问题，因此本文构建如下 Probit 模型：

$$P(G_i = 1) = \varpi_0 + \varpi_1 I_i + \varpi_2 L_i + X_i' \eta + \varphi_i \quad (3)$$

$$P(G_i = 1) = \omega_0 + \omega_1 I_i + \omega_2 I_i \cdot R_i + \omega_3 L_i + X_i' \psi + \nu_i \quad (4)$$

（3）式为基准模型；（4）式在（3）式的基础上加入购买农业保险与历史干旱风险水平的交互项，以验证在外部风险水平变化时两者的动态关系。被解释变量 $P(G_i = 1)$ 表示规模户 i 选择损失完全控制

^①虽然构建多元 Probit 模型能够控制不同风险管理方式选择之间的相关性，但由于数据层面的差异（地块层面缺乏采用耐旱品种的信息），本文借鉴冯淑怡等（2013）的研究，通过构建独立的二元 Probit 模型来分别分析购买农业保险对采用耐旱品种和改进灌溉设施与技术这两种损失控制方式选择的影响。

方式（改进灌溉设施与技术）的概率， $G_i=1$ 代表规模户改进灌溉设施与技术， $G_i=0$ 代表规模户未改进灌溉设施与技术。

关键解释变量 I_i 、 $I_i \cdot R_i$ 的含义和测度方式与（1）式和（2）式一致。模型中控制了上一年度规模户除灌溉设施与技术以及农业保险外对其他风险管理方式的采用情况 L_i ，除了（2）式中包含的控制变量外，控制变量还包括地块层面的特征变量^①。 ϖ_0 、 ϖ_1 、 ϖ_2 、 η 、 ω_0 、 ω_1 、 ω_2 、 ω_3 、 ψ 为模型待估系数或参数矩阵， φ_i 、 ν_i 为不可观测的随机扰动项。

为了获得参数的无偏估计，需解决可能存在的内生性问题。本研究关注的规模户购买农业保险对损失控制方式选择影响的实证分析可能存在内生性问题。因为农户可能是同时决策是否购买农业保险和采用其他风险管理方式的，也可能存在潜在的特征共同影响损失控制方式选择。为此，本文以剔除规模户自身数据后的村级农业保险购买率作为工具变量以缓解内生性问题。村级农业保险购买率符合工具变量的条件表现为：一是，与内生变量高度相关，村级农业保险购买率会在很大程度上影响农户购买农业保险的决策；二是，与残差项不相关，村级农业保险购买率不会直接影响农户个人采用其他风险管理方式，保证了外生性。本文使用村级农业保险购买率与历史干旱风险水平的交互项作为购买农业保险与历史干旱风险水平交互项的工具变量。由于模型的被解释变量是二元虚拟变量，所以本文采用IV-Probit模型解决内生性问题。

（三）变量选择及其描述性统计

1.被解释变量。本文计量分析中用到的被解释变量分别为“损失不完全控制方式”和“损失完全控制方式”。规模户是否选择损失不完全控制方式通过“规模户是否采用耐旱品种”进行测度。为确保农户能够有效区分耐旱品种与非耐旱品种，调查员询问规模户“若在比较干旱的年景，2017年种植的主要粮食作物品种相比于其他一般品种，是不是产量相对更高一点或者不太受干旱的影响？”，若规模户回答“是”，则认为其采用了耐旱品种，反之，则认为其没有采用。规模户是否选择损失完全控制方式通过“规模户是否改进灌溉设施与技术”进行测度。由于政府或村集体行动修建的农田水利设施可能存在数量、质量、分布密度等问题，进而影响干旱应对的及时性和有效性，因此要改进灌溉设施与技术，以满足更为复杂的灌溉需求。本文中提到的“灌溉设施与技术”是指规模户能够独立决策的水管、水泵、打机井、河塘抽灌、滴灌、智能化系统等灌溉设施或技术投资，以此来弥补原有灌溉系统的低效和不足，从而实现有效应对干旱风险的目的。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为“购买农业保险”，以规模户是否购买农业保险测度，当规模户购买农业保险时，该变量取值为1，否则取值为0。

3.控制变量。参考已往文献（杨宇等，2016a；郑旭媛等，2018），并结合数据的可获得性，本文

^①由于农作物保险标的物是特定地块上生长的作物，规模户采用风险管理方式是针对地块的决策行为，基于地块层面的分析更能准确刻画不同风险管理方式之间的关系。但地块层面缺乏采用耐旱品种的信息，因此本文利用农户层面数据检验规模户购买农业保险与采用耐旱品种之间的关系。由于问卷中未设置自有地块改进灌溉设施与技术的相关问题，因此本文利用转入地块层面数据检验购买农业保险同改进灌溉设施与技术之间的关系。

控制变量主要包括农业生产决策者特征（年龄、受教育程度、农业经验、村干部经历、风险偏好）、家庭经营特征（劳动力约束、流动性约束、农业劳动力数量、家庭年纯收入、经营面积、土地细碎化、地权期限）、村庄特征^①（村地形特征、村委会到乡镇政府距离、村灌溉面积比例、村年人均纯收入、村自然风险水平）以及除本文关注的三种风险管理方式之外的其他干旱风险管理方式。由于检验规模户购买农业保险对选择损失完全控制方式影响的数据为转入地块层面，因此控制变量还包括了地块特征（地块离家距离、地块土壤类型、地块面积、作物类型）。

4.调节变量。本文的调节变量为历史干旱风险水平，用过去6年干旱减产率达30%及以上的次数测度。为了降低自然灾害风险对农业生产的负面影响，农户需要估计未来一段时间内自然风险发生的概率并及时作出反应。但由于农户不具备专业的预测能力，只能根据以往的自然灾害水平来判断未来灾害风险水平（郑沃林等，2020）。

主要变量的定义与描述性统计如表1和表2所示。

表1 农户层面变量定义及描述性统计（N=401）

变量	变量定义	平均值	标准差
被解释变量			
损失不完全控制方式	规模户是否采用耐旱品种：是=1，否=0	0.11	0.32
核心解释变量			
购买农业保险	规模户是否购买政策性农业保险：是=1，否=0	0.68	0.47
控制变量			
年龄	农业生产决策者的年龄（岁）	54.00	10.00
受教育程度	农业生产决策者的受教育年限（年）	7.20	3.23
农业经验	农业生产决策者从事农业生产的年限（年）	28.65	13.46
村干部经历	农业生产决策者现在或以前是否为村干部：是=1，否=0	0.24	0.43
风险偏好	取值范围为0~1，取值越大表示越偏好风险 ^a	0.39	0.41
劳动力约束	亩均农业劳动力数量的倒数，取值越大表示劳动力约束越大	3.79	1.17
流动性约束	家庭借款金额 ^b （万元），取值越大表示流动性约束越强	5.75	12.82
农业劳动力数量	家庭中从事农业劳动生产的人数（人）	2.24	0.88
家庭年纯收入	家庭年纯收入（万元）	9.60	12.20
经营面积	经营耕地总面积（亩）	207.63	706.56
土地细碎化	地块数量（块）	17.91	15.83
地权期限	经营耕地的期限 ^c （年）	13.18	13.16
村地形特征	村主要地形：丘陵或山地=1，平原=0	0.56	0.50
村委会到乡镇政府距离	村庄到乡镇政府的距离（千米）	5.24	5.12
村灌溉面积比例	村灌溉面积占耕地总面积的比例（%）	71.30	31.52
村年人均纯收入	村年人均纯收入（万元/人）	1.14	0.76
村自然风险水平	近6年因灾减产超过10%的年份占比（%）	26.01	28.62

^①村庄特征数据是课题组通过设计村庄问卷对村干部进行访谈获得。

表 1 (续)

其他风险管理方式 I	除耐旱品种和农业保险外，上一年度是否采用其他风险管理方式：是=1，否=0	0.18	0.39
工具变量			
村级农业保险购买率	本村为粮食作物购买农业保险的户数占总户数的比例 (%)	66.59	32.43
调节变量			
历史干旱风险水平	过去6年干旱减产率达30%及以上的次数 (次)	0.58	1.35

注：a 本文通过实验经济学方法测度农户的风险偏好。调查员提供 10 套游戏，每套游戏都包括低风险和高风险两个奖励方案，农业生产决策者对 10 套游戏均进行风险选择，最终根据实际选择情况计算风险偏好指数（选择高风险方案的次数/10）。b 回归中取对数。c 对转入地面积小于自有地面积的规模户，地权期限界定为自 2014 年至二轮承包期结束；对转入地面积大于或等于自有地面积的规模户，选取面积最大的转入地块的约定期限代表地权期限，若未约定地权期限，则界定为 1 年。

表 2 地块层面变量定义及描述性统计 (N=368)

变量	变量定义	平均值	标准差
被解释变量			
损失完全控制方式	规模户是否改进灌溉设施与技术：是=1，否=0	0.14	0.35
核心解释变量			
购买农业保险	规模户是否为该地块购买政策性农业保险：是=1，否=0	0.63	0.48
控制变量			
年龄	农业生产决策者的年龄 (岁)	53.60	10.54
受教育程度	农业生产决策者的受教育年限 (年)	7.09	3.21
农业经验	农业生产决策者从事农业生产的年限 (年)	28.73	13.56
村干部经历	农业生产决策者现在或以前是否为村干部：是=1，否=0	0.24	0.43
风险偏好	取值范围为0~1，取值越大表示越偏好风险 ^a	0.39	0.41
劳动力约束	亩均农业劳动力数量的倒数，取值越大表示劳动力约束越大	3.79	1.16
流动性约束	家庭借款金额 ^b (万元)，取值越大表示流动性约束越强	5.14	11.76
农业劳动力数量	家庭中从事农业劳动生产的人数 (人)	2.22	0.86
家庭年纯收入	家庭年纯收入 (万元)	9.30	11.39
经营面积	经营耕地总面积 (亩)	204.93	720.91
土地细碎化	地块数量 (块)	18.68	15.93
地权期限	经营耕地的期限 ^c (年)	13.51	13.34
村地形特征	村主要地形：丘陵或山地=1，平原=0	0.56	0.50
村委会到乡镇政府距离	村庄到乡镇政府的距离 (千米)	5.40	5.26
村灌溉面积比例	村灌溉面积占耕地总面积的比例 (%)	70.02	31.26
村年人均纯收入	村年人均纯收入 (万元/人)	1.15	0.76
村自然风险水平	近6年因灾减产超过10%的年份占比 (%)	26.75	29.44

表 2 (续)

其他风险管理方式 II	除灌溉设施与技术以及农业保险外,上一年度是否采用其他风险管理方式: 是=1, 否=0	0.18	0.39
地块离家距离	地块到家的距离 (千米)	1.13	1.79
地块土壤类型	壤土=1, 其他类型=0	0.17	0.38
地块面积	地块面积 (亩)	29.00	67.47
作物类型	水稻=1, 玉米=0	0.52	0.50
工具变量			
村级农业保险购买率	本村为粮食作物购买农业保险的户数占总户数的比例 (%)	66.58	32.67
调节变量			
历史干旱风险水平	过去6年干旱减产率达30%及以上的次数 (次)	0.61	1.40

注: a 变量定义同表 1; b 回归时取对数; c 转入该地块时约定的期限, 若未约定期限, 则界定为 1 年。

表 3 报告了在购买农业保险的情况下,当面临不同干旱风险水平时选择其他风险管理方式的比例。由于数据层面差异,采用耐旱品种计算的是农户比例,改进灌溉设施与技术计算的是地块比例。干旱风险水平以过去 6 年干旱减产率是否达到 30%及以上作为划分标准,当至少有 1 年达到该标准时,表示处于高干旱风险水平,反之,处于低干旱风险水平。由统计结果可知,在购买农业保险的前提下,低干旱风险水平时采用耐旱品种的农户比例为 50.01%,明显高于处于高干旱风险水平时的采用比例 (8.20%),初步显示了购买农业保险与采用耐旱品种之间关系的动态变化。改进灌溉设施与技术的地块比例在不同干旱风险水平下差异并不明显。为了更精准揭示风险管理方式之间的关系,下文将通过实证检验来证明它们之间的因果关系与显著性。

表 3 购买农业保险的情况下规模户选择其他风险管理方式的比例

	购买农业保险	
	低干旱风险水平	高干旱风险水平
采用耐旱品种比例 (%)	50.01	8.20
改进灌溉设施与技术比例 (%)	7.31	5.65

四、实证结果与分析

(一) 购买农业保险对规模户选择损失不完全控制方式的影响

本文使用 IV-Probit 两阶段法检验购买农业保险对规模户选择损失不完全控制方式(采用耐旱品种)的影响,具体结果见表 4 和表 5。表 4 和表 5 分别报告了未加入和加入购买农业保险与历史干旱风险水平交互项的 IV-Probit 两阶段回归结果,为了避免因扰动项可能存在的异方差和自相关造成的估计偏差,模型均采用稳健估计。表 4 和表 5 中内生性检验 Wald 值分别为 6.28 和 9.00,均在 5%显著性水平下拒绝了模型不存在内生性的原假设,表明模型存在内生性问题。工具变量对内生变量均有显著正向影响,弱工具变量检验 F 值均大于 10,说明工具变量不存在弱工具变量问题。

表 4 第二阶段的估计结果显示,在未加入购买农业保险与历史干旱风险水平交互项时,购买农业

保险在 5%水平上显著且系数为正，表明购买农业保险的规模户选择损失不完全控制方式的概率会提高。加入购买农业保险与历史干旱风险水平交互项后（见表 5 第二阶段估计结果），购买农业保险与历史干旱风险水平交互项在 10%水平上显著且系数为负，表明历史干旱风险水平对购买农业保险影响规模户选择损失不完全控制方式具有负向调节效应。假说 H1 得证。由前文分析可知，这两种方式的有效功能区间存在错位，在干旱风险不确定的情况下，规模户为追求收益最大化，会倾向于采用互补性的风险管理方式以更大概率减少损失，进而达到风险管理的实际效果。但由于耐旱品种的损失不完全控制表现为其只能在轻旱到中旱的风险区间才能发挥产量优势，农业保险的损失补偿功能在中旱以上风险区间得以实现，随着干旱风险水平的提升，耐旱品种将逐渐丧失产量优势，同时可能会造成成本投入的增加。因此，购买农业保险的高预期收益会降低耐旱品种这种损失不完全控制方式的投入，两种方式的关系由互补向替代转变。

回归中的控制变量结果显示，土地细碎化对规模户采用耐旱品种影响的系数为正，且通过了 10% 的显著性水平检验，表明规模户经营土地细碎化程度越高，越倾向于以采用耐旱品种规避风险。以耐旱品种为代表的损失不完全控制方式在无风险时，相较于一般品种，耐旱品种可能存在产量劣势，但当风险过大时，耐旱品种因风险应对能力失效而造成产量损失（Woodard et al., 2012）。因此，规模户会倾向于选择部分地块来试种耐旱品种，这样一来，土地细碎化会提高采用耐旱品种的概率（朱丽娟，2011）。劳动力约束对规模户采用耐旱品种具有显著负向影响，可能的原因是，规模户倾向于在部分地块选择耐旱品种，那么相对于采用同一品种，不同品种的分散化或差异化采用可能会增加劳动力需求。

表 4 购买农业保险对规模户选择损失不完全控制方式影响的 IV-Probit 两阶段估计结果 I

变量	第一阶段		第二阶段	
	回归 1 购买农业保险		回归 2 损失不完全控制方式	
	边际系数	稳健标准误	边际系数	稳健标准误
核心解释变量				
购买农业保险			0.146**	0.067
工具变量				
村级农业保险购买率	0.347***	0.068		
控制变量				
年龄	-0.002	0.004	-0.002	0.001
受教育程度	-0.001	0.011	-0.007	0.005
农业经验	-0.003	0.002	0.001	0.001
村干部经历	0.022	0.051	0.047	0.031
风险偏好	0.086	0.054	-0.022	0.028
劳动力约束	0.063*	0.034	-0.033*	0.020
流动性约束	-0.007	0.019	0.007	0.011
农业劳动力数量	0.057**	0.028	-0.011	0.013

表 4 (续)

家庭年纯收入	-0.027*	0.016	-0.004	0.006
经营面积	-0.000	0.000	0.000	0.000
土地细碎化	-0.000	0.000	0.000**	0.000
地权期限	0.002	0.002	0.000	0.000
村地形特征	0.128	0.094	-0.112**	0.054
村委会到乡镇政府距离	0.004	0.005	-0.001	0.005
村灌溉面积比例	0.001	0.001	-0.001**	0.000
村年人均纯收入	0.028	0.044	-0.005	0.022
村自然风险水平	0.002*	0.001	-0.000	0.000
其他风险管理方式 I	-0.156**	0.070	-0.165***	0.051
历史干旱风险水平	0.021	0.019	0.022***	0.008
省份虚拟变量	控制		控制	
样本量	401			
内生性检验 Wald 值	6.28**			
弱工具变量检验 F 值	60.17			

注：***、**和*分别代表在1%、5%和10%的统计水平上显著。

表 5 购买农业保险对规模户选择损失不完全控制方式影响的 IV-Probit 两阶段估计结果 II

变量	第一阶段				第二阶段	
	回归 1 购买农业保险		回归 2 购买农业保险与历史干旱 风险水平交互项		回归 3 损失不完全控制方式	
	边际系数	稳健标准误	边际系数	稳健标准误	边际系数	稳健标准误
核心解释变量						
购买农业保险					0.245**	0.105
购买农业保险×历史干 旱风险水平					−0.058*	0.035
工具变量						
村级农业保险购买率	0.312***	0.077	−0.015	0.104		
村级农业保险购买率× 历史干旱风险水平	0.033	0.034	0.485***	0.045		
控制变量		控制		控制		控制
省份虚拟变量		控制		控制		控制
样本量	401					
内生性检验 Wald 值	9.00**					
弱工具变量检验 F 值	11.09		54.01			

注：***、**和*分别代表在1%、5%和10%的统计水平上显著。

（二）购买农业保险对规模户选择损失完全控制方式的影响

本文使用 IV-Probit 两阶段法检验购买农业保险对规模户选择损失完全控制方式（改进灌溉设施与技术）的影响。表 6 和 7 表分别报告了未加入和加入购买农业保险与历史干旱风险水平交互项的 IV-Probit 两阶段回归结果，为了避免因扰动项可能存在的异方差和自相关造成的估计偏误，模型均采用稳健估计。表 6 和表 7 内生性检验 Wald 值分别为 74.17 和 42.52，均在 1%显著性水平下拒绝了模型不存在内生性的原假设，表明模型存在内生性问题。工具变量对内生变量均有显著正向影响，弱工具变量检验 F 值均大于 10，说明工具变量不存在弱工具变量问题。

表 6 第二阶段的估计结果显示，在未加入购买农业保险与历史干旱风险水平交互项时，购买农业保险在 10%水平上显著且系数为负，表明购买农业保险的规模户选择损失完全控制方式的概率会降低，两种方式表现出替代性。加入购买农业保险与历史干旱风险水平交互项后（见表 7 第二阶段估计结果），购买农业保险与历史干旱风险水平交互项在 5%水平上显著且系数为负，表明干旱风险水平的提高会强化购买农业保险对损失完全控制方式的替代。假说 H2 得证。损失完全控制方式在应对不同水平的干旱风险上均表现出明显的产量优势，与耐旱品种相比，损失完全控制方式具备确定性的风险减少型要素特点，在风险不确定情况下农业保险的预期收益会因其降低，因此两者之间表现为替代性关系。随着干旱风险水平的提升，特别是达到中旱水平以上，农业保险的损失弥补功能被激活，损失完全控制方式较强的产量补救能力将会磨灭农业保险的潜在收益，此时两者的替代性更为突出。

进一步，由回归中的控制变量结果可知，地权期限对规模户改进灌溉设施与技术具有显著正向影响。相对于购买农业保险的较低成本和当期一次性决策特点，改进灌溉设施与技术具有长期投资和长期受益的特征。资金和时间投入需匹配较高的预期收益。地权期限越长，地权稳定性越强，规模户改进灌溉设施与技术能够获得的投资回报期望也会更高。资金密集的灌溉设施改进会受制于规模户的流动性约束。但实证结果表明，流动性约束对规模户改进灌溉设施与技术的影响不显著。可能的原因是：一是，相对于普通户，规模户一般具有获取正式或非正式信贷的能力，在短期内能够对冲其资金约束；二是，流动性约束变量的数据变异较小。

表 6 购买农业保险对规模户选择损失完全控制方式影响的 IV-Probit 两阶段估计结果 I

变量	第一阶段		第二阶段	
	回归 1		回归 2	
	购买农业保险		损失完全控制方式	
	边际系数	稳健标准误	边际系数	稳健标准误
核心解释变量				
购买农业保险			-0.077*	0.047
工具变量				
村级农业保险购买率	0.872***	0.027		
控制变量				
年龄	0.013	0.037	-0.001	0.002
受教育程度	0.001	0.001	0.007	0.005

表 6 (续)

农业经验	0.007	0.029	0.002	0.002
村干部经历	0.001	0.001	-0.024	0.036
风险偏好	-0.030	0.030	0.004	0.039
劳动力约束	0.004	0.015	0.020	0.020
流动性约束	0.001	0.009	-0.010	0.015
农业劳动力数量	-0.009	0.018	0.049**	0.020
家庭年纯收入	-0.004	0.012	-0.013	0.014
经营面积	-0.001	0.001	0.001	0.001
土地细碎化	-0.001	0.001	-0.000	0.000
地权期限	0.055**	0.026	0.093***	0.034
村地形特征	0.055	0.069	0.127	0.091
村委会到乡镇政府距离	-0.001	0.004	-0.002	0.004
村灌溉面积比例	-0.000	0.000	0.000	0.000
村年人均纯收入	0.040	0.024	-0.044	0.030
村自然风险水平	0.001**	0.000	-0.001	0.001
其他风险管理方式 II	0.013	0.037	0.039	0.046
历史干旱风险水平	-0.011	0.011	0.044***	0.011
地块离家距离	-0.001	0.003	0.000	0.000
地块土壤类型	0.022	0.018	-0.045**	0.022
地块面积	0.000	0.000	-0.000	0.000
作物类型		控制		控制
省份虚拟变量		控制		控制
样本量	368			
内生性检验 Wald 值	74.17***			
弱工具变量检验 F 值	42.71			

注：***、**和*分别代表在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

表 7 购买农业保险对规模户选择损失完全控制方式影响的 IV-Probit 两阶段估计结果 II

变量	第一阶段				第二阶段	
	回归 1 购买农业保险		回归 2 购买农业保险与历史干旱 风险水平交互项		回归 3 损失完全控制方式	
	边际系数	稳健标准误	边际系数	稳健标准误	边际系数	稳健标准误
核心解释变量						
购买农业保险					-0.015	0.049
购买农业保险×历史干旱风险水平					-0.072**	0.034

表 7 (续)

工具变量				
村级农业保险购买率	0.864***	0.030	0.042	0.041
村级农业保险购买率× 历史干旱风险水平	0.014	0.018	0.841***	0.025
控制变量	控制		控制	控制
作物类型	控制		控制	控制
省份虚拟变量	控制		控制	控制
样本量	368			
内生性检验 Wald 值	42.52***			
弱工具变量检验 F 值	41.15		200.42	

注：***、**和*分别代表在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

五、结论与启示

规模经营发展对保障国家粮食安全，实施“藏粮于地、藏粮于技”战略发挥着重要作用。然而，日趋多变和复杂的自然风险严重威胁着规模经营的可持续发展，规模户较高的受灾比例和损失比例是目前风险管理潜在问题的存在提供了证据，如何有效防范和化解生产自然风险是规模经营发展过程中的重要课题。现有文献缺乏对规模户生产风险管理方式选择的系统性研究，尚未厘清不同风险管理方式的风险应对能力差异，并且未将不同风险管理方式选择纳入统一分析框架。本文以干旱为例，以有效功能区间为视角，厘清了购买农业保险、采用耐旱品种以及改进灌溉设施与技术三种方式的风险管理功能实现的外部风险水平，并基于这一事实，将不同风险水平纳入分析框架，阐释和验证了购买农业保险对规模户选择损失不完全控制方式（采用耐旱品种）和损失完全控制方式（改进灌溉设施与技术）的影响。

研究结果表明：第一，购买农业保险与选择损失不完全控制方式具有互补性，但随着干旱风险水平的提高，购买农业保险与选择损失不完全控制方式的关系由互补转为替代；第二，购买农业保险与选择损失完全控制方式具有严格替代性，且干旱风险水平的提高会强化两者的替代关系。

本文在厘清不同风险管理方式独立应对干旱风险的作用边界基础上，揭示了不同方式的风险管理局限以及这些方式在风险管理中组合使用的潜力，对提升规模户风险管理能力具有较强的政策含义。一方面，应注重提高单一风险管理方式的风险应对能力。可采取的具体措施包括：完善和发展兼顾产量和收益的农业保险和再保险制度，拓宽农业保险风险保障范围，适当提高保额，健全风险分散机制，规避道德风险的负面影响；激励抗风险品种的育种创新与研发，加强品种的推广与应用；持续完善农田水利设施建设，降低农户风险管理的成本压力和技术障碍。另一方面，要着力挖掘和利用风险管理方式之间的互补性，研发更具效益的风险管理组合产品，形成有效补偿的合理格局，以提高生产率和福利的风险管理取代沉重的动态风险负担。

同时,本文也阐明了规模户对风险管理方式的选择依赖于自身禀赋,因此应致力于改善和破除由自身禀赋和外部可变条件而导致风险管理方式选择障碍的难题。一是要加快健全和完善农村金融市场与劳动力市场,提高农户信贷可获得性和解决规模经营的劳动力约束问题;二是要致力于破除土地流转障碍,探寻促进连片流转的可行路径,由追求总经营规模的经济性向地块层面的规模经济性进阶;三是要提高农地流转合约制定的规范性,强化村集体等外部监管作用和约束力,促进地权稳定性。

参考文献

- 1.陈风波、陈传波、丁士军,2005:《中国南方农户的干旱风险及其处理策略》,《中国农村经济》第6期,第61-67页。
- 2.陈新建、韦圆圆,2019:《风险感知、风险偏好与贫困农户风险管理策略》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第1期,第74-85页。
- 3.杜志雄、肖卫东,2019:《农业规模化经营:现状、问题和政策选择》,《江淮论坛》第4期,第11-19页、第28页。
- 4.段志龙、王长军,2010:《作物抗旱性鉴定指标及方法》,《中国种业》第9期,第19-22页。
- 5.方蕊、安毅、胡可为,2021:《“保险+期货”试点保险与传统农业保险——替代还是互补》,《农业技术经济》第11期,第16-30页。
- 6.冯淑怡、罗小娟、张丽军、石晓平,2013:《养殖企业畜禽粪尿处理方式选择、影响因素与适用政策工具分析——以太湖流域上游为例》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第1期,第12-18页。
- 7.高瑛、王娜、李向菲、王咏红,2017:《农户生态友好型农田土壤管理技术采纳决策分析——以山东省为例》,《农业经济问题》第1期,第38-47页、第111页。
- 8.郭军、谭思、孔祥智,2019:《农户农业保险排斥的区域差异:供给不足还是需求不足——基于北方6省12县种植业保险的调研》,《农业技术经济》第2期,第85-98页。
- 9.胡晓宁、李清、陈秉正,2009:《科技保险问题研究》,《保险研究》第9期,第57-64页。
- 10.刘亚洲、钟甫宁,2019:《风险管理VS收入支持:我国政策性农业保险的政策目标选择研究》,《农业经济问题》第4期,第130-139页。
- 11.罗利军,2018:《节水抗旱稻的培育与应用》,《生命科学》第10期,第1108-1112页。
- 12.庾国柱,2018:《从40年政策变化喜看我国农业保险蓬勃发展》,《保险研究》第12期,第84-87页。
- 13.王志刚、黄圣男、钱成济,2013:《纯收入、保费补贴与逆向选择对农户参与作物保险决策的影响研究——基于黑龙江和辽宁两省的问卷调查》,《中国软科学》第6期,第30-38页。
- 14.杨宇、王金霞、黄季焜,2016a:《极端干旱事件、农田管理适应性行为与生产风险:基于华北平原农户的实证研究》,《农业技术经济》第9期,第4-17页。
- 15.杨宇、王金霞、黄季焜,2016b:《农户灌溉适应行为及对单产的影响:华北平原应对严重干旱事件的实证研究》,《资源科学》第5期,第900-908页。
- 16.易子豪、朱德峰、王亚梁、胡国辉、张玉屏、向镜、张义凯、陈惠哲,2020:《水稻生长对干旱的响应及其补偿效应研究进展》,《中国稻米》第4期,第1-6页、第9页。

- 17.张驰、张崇尚、仇焕广、吕开宇, 2017:《农业保险参保行为对农户投入的影响——以有机肥投入为例》,《农业技术经济》第6期,第79-87页。
- 18.张峭、庾国柱、王克、李越, 2020:《中国农业风险管理体系的历史、现状和未来》,《保险理论与实践》第7期,第1-17页。
- 19.张峭、徐磊, 2007:《中国农业风险管理体系:一个框架性设计》,《农业展望》第7期,第3-5页。
- 20.张哲晰、穆月英、侯玲玲, 2018:《参加农业保险能优化要素配置吗?——农户投保行为内生化的生产效应分析》,《中国农村经济》第10期,第53-70页。
- 21.郑沃林、罗必良、钟文晶, 2020:《农户气候风险认知、政策工具干预与农业保险市场扭曲》,《广东财经大学学报》第5期,第101-111页。
- 22.郑旭媛、王芳、应瑞瑶, 2018:《农户禀赋约束、技术属性与农业技术选择偏向——基于不完全要素市场条件下的农户技术采用分析框架》,《中国农村经济》第3期,第105-122页。
- 23.中国社会科学院农村发展研究所课题组, 2017:《中国农业体制改革评估及相关政策建议》,《求索》第4期,第27-34页。
- 24.朱丽娟, 2011:《基于农户响应行为的黑龙江省农业自然灾害风险管理研究》,东北林业大学博士学位论文。
- 25.Birthal, P. S., J. Hazrana, and D. S. Negi, 2022, "Assessing Benefits of Crop Insurance vis-a-vis Irrigation in Indian Agriculture", *Food Policy*, Vol. 112, 102348.
- 26.Deryugina, T., and M. Konar., 2017, "Impacts of Crop Insurance on Water Withdrawals for Irrigation", *Advances in Water Resources*, Vol. 110: 437-444.
- 27.Dong, F., 2022, "Cover Crops, Drought, Yield and Risk: An Analysis of U.S Soybean Production", NBER Working Paper 30122, <https://www.nber.org/papers/w30122>.
- 28.John. Q., 1992, "Some Observations on Insurance, Bankruptcy and Input Demand", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 18(1): 101-110.
- 29.Mahul, O., 2003, "Hedging Price Risk in the Presence of Crop Yield and Revenue Insurance", *European Review of Agricultural Economics*, 30(2): 217-239.
- 30.Miao, R., 2020, "Climate, Insurance and Innovation: The Case of Drought and Innovations in Drought-Tolerant Traits in US Agriculture", *European Review of Agricultural Economics*, 47(5): 1826-1860.
- 31.Salazar, C., M. Jaime, C. Pinto, and A. Acuña, 2019, "Interaction Between Crop Insurance and Technology Adoption Decisions: The Case of Wheat Farmers in Chile", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 63(3): 593-619.
- 32.Shi, W. J., M. L. Wang, and Y. T. Liu, 2021, "Crop Yield and Production Responses to Climate Disasters in China", *Science of the Total Environment*, Vol. 750, 141147.
- 33.Tang, L., and X. Luo, 2021, "Can Agricultural Insurance Encourage Farmers to Apply Biological Pesticides? Evidence from Rural China", *Food Policy*, Vol. 105, 102174.
- 34.Wang, Y., J. Huang, J. Wang, and C. Findlay, 2018, "Mitigating Rice Production Risks from Drought through Improving Irrigation Infrastructure and Management in China", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 62(1): 161-176.

35.Ward, P. S., D. L. Ortega, D. J. Spielman, N. Kumar, and S. Minocha, 2020, “Demand for Complementary Financial and Technological Tools for Managing Drought Risk”, *Economic Development and Cultural Change*, 68(2): 607-653.

36.Woodard, J. D., A. D. Pavlista, G. D. Schnitkey, P. A. Burgener, and K. A. Ward, 2012, “Government Insurance Program Design, Incentive Effects, and Technology Adoption: The Case of Skip-Row Crop Insurance”, *American Journal of Agricultural Economics*, 94(4): 823-837.

37.Zaveri, E., and D. B. Lobell, 2019, “The Role of Irrigation in Changing Wheat Yields and Heat Sensitivity in India”, *Nature Communications*, 10(1): 4144-4150.

（作者单位：¹南京农业大学经济管理学院；

²福建农林大学经济与管理学院；

³南京农业大学金善宝农业现代化发展研究院）

（责任编辑：陈静怡）

The Impact of Agricultural Insurance Risk Transfer on the Selection of Loss Control Approaches for Large-Scale Households: From the Perspective of Effective Functional Intervals of Risk Management Approaches

ZHENG Shan ZHENG Xuyuan XU Zhigang

Abstract: While promoting the transformation to agricultural modernization, farmland scale management is accompanied by increased difficulty in production risk management, which affects the stability of farmland scale management and national food security. This paper examines the impact of agricultural insurance on the selection of loss control approaches for large-scale households, using droughts as an example and taking into account the heterogeneity of the effective functional intervals of risk management approaches and the unique characteristics of agricultural insurance. The paper analyzes the impact quantitatively with the data from surveys conducted in four provinces, namely, Heilongjiang, Henan, Zhejiang, and Sichuan. The results of the study are as follows. (1) The relationship between purchasing agricultural insurance and choosing the incomplete loss control approach (adopting drought-tolerant varieties) changes according to the level of drought risk, and the relationship shifts from complementarity to substitution as the level of drought risk increases. (2) The relationship between purchasing agricultural insurance and choosing the complete loss control approach (improving irrigation facilities and technology) is strictly substitutable, and the relationship strengthens as the level of drought risk increases.

Keywords: Agricultural Insurance; Effective Functional Intervals; Loss Control Approaches; Households with farmland scale management

数字能力与家庭风险金融资产配置*

王小华^{1,2} 刘云² 宋檬²

摘要：大数据、云计算、人工智能、移动互联网等新一代数字技术迅猛发展，日益融入经济社会发展的各领域和全过程，居民的思维模式、认知能力和金融行为由此发生了极大的变化。本文基于中国家庭金融调查2017年和2019年两期调查数据，从数字接入、数字使用和数字创造三个维度构建并测度了数字能力指数，实证检验了数字能力对家庭风险金融资产配置的影响。结果表明：第一，数字能力的提升拓宽和深化了家庭风险金融市场参与，该结论在经过一系列稳健性检验后仍成立；此外，数字创造的影响效应远高于数字接入和数字使用，成为影响家庭风险金融资产配置的关键因素。第二，数字能力通过提高金融素养水平进而影响家庭风险金融资产配置，且风险偏好程度强化了数字能力对家庭风险金融资产配置的促进作用。第三，数字能力对家庭风险金融市场参与广度和深度的促进作用在城镇家庭、高资产家庭和高教育水平家庭中更为明显。政府应加快构建数字经济的包容性发展路径，建立健全城乡居民数字能力培育体制机制，激发居民参与风险金融市场的潜力，引导居民合理进行风险金融资产配置。

关键词：数字能力 风险金融资产配置 金融素养 风险偏好程度

中图分类号：F323.9; F812 **文献标识码：**A

一、引言

随着城乡居民收入水平的提升和财富的不断积累，居民的投资理财意识日益增强，家庭金融资产多元化配置需求也逐步提升，极大地改变了家庭财富分配格局。与此同时，互联网等信息技术的出现和飞速发展，加速推动了金融创新步伐，快速打破了金融资金在区域（空间）、人口和时间上所受的各种限制，进一步降低了风险金融市场的准入门槛，为家庭提供了多样化的金融投资工具。数字变革

*本文研究得到国家社会科学基金重点项目“数字普惠金融赋能小农经济现代化改造研究”（编号：23AJY014）、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，同时感谢西南大学经济管理学院何茜、北京师范大学经济与资源管理研究院马小珂、重庆工商大学经济学院刘魏在本文修改过程中提供的有益建议和帮助，当然文责自负。本文通讯作者：宋檬。

背景下的家庭已不再满足于仅配置传统的银行存款和国债，而逐步将投资理财目标转向股票、基金、债券、期权等风险金融资产，家庭资产配置意愿呈现多元化特点，且各类资产配置趋于均衡。尽管如此，中国家庭金融资产仍以储蓄存款为主，种类单一，且与发达国家相比，风险金融市场参与的广度和深度仍显著不足，而投资组合风险则呈现出明显的两极分化现象（路晓蒙等，2017）。《2019年中国城镇居民家庭资产负债情况调查》数据显示，2019年末城镇居民家庭户均总资产为317.9万元，且高度集中于住房资产，金融资产仅占居民财富的20.4%，同时该调查样本中无风险金融资产持有比例达53.9%，高于风险金融资产持有比例^①。部分家庭缺乏合理配置金融资产的意识和参与风险金融市场的经验，导致家庭部门大量资金错配。这一情况既限制了家庭财富的增长，又可能会引发社会资源的浪费，同时对整个社会经济平衡产生负面影响，从而导致社会福利的损失。

在当今信息技术革命与数字经济蓬勃发展的背景下，互联网逐渐成为人类经济社会发展的纽带，促进了数据、信息、知识、文化等与经济社会持续融合，推动了互联网经济与金融的蓬勃发展。以此为基础，人工智能、区块链、大数据、云计算、5G等前沿数字技术应运而生，并迅速融入经济社会各领域，推动着互联网经济向数字经济迭代嬗变，从而促使数字经济与实体经济深度融合成为中国经济新的增长点 and 高质量发展的强大动能。此外，以互联网为基础的数字化生活方式逐渐成为常态，居民的思维模式和认知能力也因数字赋能悄然发生了改变。数字革命对国家和家庭数字能力提出了新要求，同时也指明了新方向。然而，值得注意的是，数字经济的快速发展和数字技术的使用并不能自动引致居民数字能力的发展或者提高（陈丹引，2021），人们必须具备使用数字技术的知识、技能和态度，才能跟上数字技术迅速普及的步伐，更好地利用新兴技术获取信息、共享公共空间、参与表达和采取行动（刘丹和黄基秉，2016），进而实现数字能力的提升。特别是移动数字化设备的广泛普及，使数字技能门槛降低，同时获取信息的渠道日新月异，数字技术与金融服务的结合更是加速推动了金融产品与服务的创新升级，数字能力对家庭金融行为的影响愈加不容忽视。

数字能力作为数字时代的一种基本的、复合的、横跨各领域的基本生活技能，被视为数字时代的重要生存技能（Eshet，2004）和信息社会的重要资产（van Deursen and van Dijk，2009），是指在工作、学习、娱乐以及社会参与中自信和创造性地使用信息通信技术（Information Communications Technology，简称ICT）的能力。对于数字能力的理解，欧盟发布的《公民数字能力框架》从信息数据素养、沟通协作、数字化内容创作、安全和问题解决五个方面给予了解读。此外，数字能力在帮助家庭获得其他重要技能方面也发挥着关键作用，它的重要性体现在“协作”“创造”“即时”三个方面。“协作”和“创造”意味着家庭成员之间需要打破传统的界限，通过数字技术建立更紧密的联系，共同创造新的价值；“即时”强调家庭应以满足家庭成员需求为基础，迅速适应社会环境的变化，这种动态特征确保家庭能够持续学习并达到更高的生活质量。然而，互联网基础设施的发展虽然缩小了接入鸿沟，但也触发了互联网红利差异（邱泽奇等，2016），数字能力差异所致的“数字鸿沟”无法根除，特别是数字弱势群体在数字社会中的天然弱势将会加剧其相对被剥夺感。因此，提升全民数字

^①资料来源：《2019年中国城镇居民家庭资产负债情况调查》，<http://www.199it.com/archives/1040000.html>。

能力已成为各国应对数字时代群体间发展不平衡矛盾的重要任务。本文关注的数字能力包含数字技术获取、使用、创造三个维度,是指家庭在数字化环境中利用数字技术和数据对传统的生产生活进行改造与升级,从而使家庭能够更好地应对数字化挑战并抓住机遇的能力。随着数字能力的提升,数字技术的接入、使用和创造可能会分别在拓宽信息渠道、缓解信息不对称和创新思维模式等方面强化居民的认知能力,进一步改变家庭风险金融资产配置行为。因此,探究数字能力对家庭风险金融资产配置的影响,对于强化居民理财意识、优化家庭资产结构、增加社会福利、提高居民生活质量有着重要的现实意义。

经典的投资组合理论认为,作为理性经济人,投资者最优风险金融资产配置比例仅由其风险厌恶程度决定(Markowitz, 1952)。家庭持有一定比例的风险金融资产有助于家庭实现最优资产组合,但影响家庭金融行为和风险金融资产配置的因素错综复杂,与本文相关的研究主要集中在两个方面。一是大量研究表明家庭人口特征、市场摩擦等是影响家庭金融资产配置的重要因素,如户主的风险态度(Guiso et al., 1996)、年龄和受教育水平(Bogan, 2008)以及家庭的住房持有情况(赵乃宝等, 2023)。当然,家庭金融的“有限参与”之谜更深层次的原因还在于市场摩擦(周广肃和梁琪, 2018),如信息成本、交易成本和有限参与机会等市场摩擦会对家庭的投资决策产生重要影响(Bogan, 2008)。Daniel et al. (1998)发现较高的信息搜寻成本会阻碍家庭参与金融资产的配置,而现有研究表明,良好的社会互动、较高的金融素养以及金融市场的发展可以拓宽家庭获取金融信息的渠道,降低居民投资的信息搜寻和处理成本,对家庭参与正规金融市场即提高风险金融资产持有比例和提升金融资产配置有效性产生正向影响。二是数字技术发展对家庭金融行为的影响。随着科技的进步,数字经济的发展拓宽了金融服务半径,缓解家庭融资约束,增加创业机会,有助于实现经济包容性发展和收入增长(张勋等, 2019)。特别是互联网已经融入居民生活的方方面面,数字技术对家庭金融行为的影响也愈发深刻(Bogan, 2008)。周广肃和梁琪(2018)的研究表明,互联网使用会通过减少市场摩擦来提高家庭风险金融投资的概率,具体表现为降低交易成本、削弱有限参与与机会限制以及增强社会互动行为。温涛和刘渊博(2023)研究发现,数字素养是影响农户数字金融行为的关键因素,在数字支付、数字理财产品中,数字素养对农户数字金融行为响应深度具有显著的正向影响。

与现有文献相比,本文可能的创新点主要体现在三个方面。第一,本文从数字接入、数字使用和数字创造三个维度选取了12个指标对数字能力进行刻画,并基于中国家庭金融调查2017年和2019年两轮数据,采用熵值法对数字能力进行测度,深刻反映了城乡居民数字能力的发展状况及差异。第二,运用LPM模型和Tobit模型实证检验了数字能力对家庭风险金融资产配置的影响,从是否持有风险金融资产、风险金融资产配置比例和风险金融资产规模三个维度衡量家庭风险金融资产配置状况,并揭示了数字能力影响家庭风险金融资产配置行为的内在机理,为研究数字能力和风险金融资产配置的关系提供了新证据。第三,本文丰富了数字变革背景下的家庭能力建设相关研究。当代中国是数字技术、数字经济、数字治理的先行区和试验场,以中国家庭为研究对象探讨数字时代的数字能力发展,有助于进一步激发数字赋能潜力、引导数字向善以及探索缩小数字鸿沟的实现路径,为政府更好地代表公共利益、制定更为理性的公共政策指明方向。

二、理论分析与研究假说

（一）数字能力影响家庭风险金融资产配置的直接作用

信息不对称理论凸显了市场中信息的不均衡分布和不完全传递，由信息不对称所引致的市场摩擦是限制家庭风险金融市场参与的关键因素。对于如何解决信息不对称问题，数字技术正在发挥积极作用。以信息技术为核心的数字技术使个体更容易获取、分析和理解经济金融信息，这一系列的改善有助于提高经济金融市场的透明度，从而扩展和深化家庭风险金融市场参与的广度和深度。为深入探讨数字能力对家庭风险金融资产配置的影响，本文借鉴数字鸿沟理论，从数字接入、数字使用和数字创造三个方面进行详细探讨。数字鸿沟理论强调社会中数字技术和信息获取的不均等分布，包括数字技术的接入、使用和转化。数字鸿沟的存在通常会导致不同社会群体之间的数字能力差异，进而影响他们在数字化社会中的参与机会和程度。

首先，数字接入是指家庭获取数字化信息和服务的基础设施和意愿，具体是指互联网技术是否接入（Attewell, 2001）。数字技术的接入让居民可以随时随地访问金融市场信息并使用在线金融服务，这推动更多家庭被纳入金融市场，提高了居民参与金融市场的机会。随着数字基础设施的日益完善以及数字设备的逐渐普及，数字接入所带来的居民红利差异逐渐缩小（van Dijk, 2005），而数字使用和数字创造方面的影响逐渐显现，成为红利差异的主要来源。其次，数字使用是家庭对互联网和数字技术的利用和鉴别能力（许竹青等，2013），主要表现为数字技术的使用形式、使用频率、使用方式和参与程度等方面。数字使用技能的提升赋予居民更多参与金融市场的工具和资源，使他们能够更深入地参与金融市场，更好地管理投资，以实现更广泛的金融目标。例如，居民可以通过使用在线金融工具和应用程序来实时监测市场动态和投资组合表现，有效地获取信息，理解和运用各种金融工具和投资产品，并根据市场状况和投资目标即时做出调整，这有助于促进家庭风险金融市场参与的广度与深度。最后，数字创造是指家庭在接入和使用信息技术后，借助技术进行各种创造类活动，从而创造各种经济价值的能力（Wei et al., 2011）。互联网等数字技术为居民提供灵活就业形态服务的同时（赵涛等，2020），也丰富了居民的学习资源，提升居民人力资本水平，鼓励居民积极有效地参与数字经济相关活动，从而创造新的经济价值，进一步激发了居民的投资理财需求。总体来说，互联网的普及和数字经济的迅猛发展使大多数家庭在数字接入方面的差异不再显著，但家庭间在数字技术应用并借助其进行创新创造活动方面的差异仍旧十分突出，且有进一步扩大的趋势。因此，数字创造愈发成为影响家庭风险金融资产配置的重要因素。据此，提出假说 H1。

H1：数字能力对家庭风险金融资产配置具有促进作用。

（二）数字能力、金融素养和家庭风险金融资产配置

金融素养涵盖多个方面的内容，包括个体对金融信息的理解、理财规划以及金融市场参与等，它与家庭风险金融资产配置密切相关。居民的金融素养越高，他们对金融市场和产品的理解越深入，越有利于个体理财规划更加明晰和科学，从而为未来投资消费奠定基础（Alhenawi and Elkhail, 2014），优化家庭的金融决策。同时，提升金融知识可以进一步推动家庭参与风险金融市场，并调整家庭风险

资产的配置比重（尹志超等，2014），进一步增加家庭积累财富的可能。

相较于传统金融高专业性和高信息门槛的特点，数字技术的快速发展促使数字金融逐渐兴起，推进金融交易的便捷化，推动金融服务门槛下移（王小华等，2022）。特别是数字技术极大地降低了金融信息搜集、获取、评估和分析的门槛，帮助人们更好地认识、创造和管理财富，为数字时代的家庭金融素养提升和财富积累提供新动能。一方面，数字技术的应用使家庭更便捷地获取金融信息，家庭成员可以随时随地通过浏览手机 APP 或浏览器，轻松获得所需信息，例如市场动态、投资产品详情以及国内外金融新闻等，这些信息所内含的金融知识和金融理念也有助于提升家庭成员金融素养，进一步激发家庭参与金融市场的意愿（Fedorova et al., 2015）。另一方面，基于已获得的信息，家庭可以借助数字工具对数据进行挖掘和分析，例如搜索国内外公开的数据库，以获取更全面、准确的信息，帮助家庭更好地评估投资风险，并做出更明智的投资决策。综上，随着居民数字能力和金融素养的同步提升，传统金融服务的边缘家庭将有机会更深入地了解风险金融市场，并进行有效的金融投资，以满足自身的金融服务需求并实现财富保值增值。据此，提出假说 H2。

H2：数字能力通过提高金融素养影响家庭风险金融资产配置。

（三）数字能力、风险偏好和家庭风险金融资产配置

行为金融学强调态度在个体行为中扮演重要的角色。Markowitz（1952）指出，风险态度对家庭参与风险金融资产配置的比例有决定性的影响。相对于风险偏好者，风险规避的行为人倾向于将更多的财富投资于非风险资产（Barasinska et al., 2012），而并非选择分散化投资来达到规避风险的目的。然而，这并不利于增强家庭合理参与风险金融市场的意愿进而提高家庭金融资产配置有效性。

数字能力对家庭风险金融资产配置的作用会受到风险偏好程度的影响。首先，具备较高的风险承担能力的家庭更信任金融市场，更易接受并采纳数字技术所提供的投资建议和工具，并更有可能在数字环境下采取行动。其次，社会互动有助于降低个体对风险的主观感知，从而影响其金融市场的参与程度（李涛和郭杰，2009）。在数字时代，风险偏好程度更高的家庭更倾向于在社交媒体、在线论坛等平台分享投资经验和观点，与其他投资者互动，从而进一步推动其参与风险金融市场。最后，风险金融资产配置的本质是通过信息的搜寻和处理，降低信息不对称程度，并进一步做出决策的过程（吴文生等，2022）。大数据可以通过平台、应用程序和服务来协助居民有针对性地访问和利用信息、开展投融资等活动（何婧和李庆海，2019），而风险偏好程度较高的家庭可能更倾向于利用数字技术，他们更容易通过获取相关信息敏锐地感知风险的变化，并及时调整其投资策略。据此，提出假说 H3。

H3：风险偏好程度在数字能力影响家庭风险金融资产配置中发挥正向调节作用。

三、数据来源与变量说明

（一）数据来源

本文数据来源于西南财经大学开展的中国家庭金融调查（Chinese Household Finance Survey，简称 CHFS），该数据涉及家庭的收入状况、日常消费、资产和负债、保险与保障、就业以及支付习惯、投融资活动以及数字技术使用等方面，涵盖了本文研究所需要的所有微观指标。为了更全面地刻画数

字能力这一变量,本文仅选取2017年和2019年两期数据,并对数据进行以下处理:①剔除家庭年收入、年消费以及金融资产持有市值小于等于0的样本;②剔除主要变量缺失或明显异常的样本;③考虑到金融市场参与的年龄限制,仅保留户主年龄在18~90岁的样本。④对该数据中家庭总资产和家庭总收入进行2.5%上下截尾后取自然对数。最终得到两年非平衡面板数据,共计14289个观测值。

(二) 变量设置

1.被解释变量。本文的被解释变量为家庭风险金融资产配置,包括家庭风险金融市场的参与广度(风险金融市场参与概率)和深度(风险金融资产持有比例及规模)。本文从三个方面对家庭风险金融资产配置进行测度。一是是否持有风险金融资产,若家庭持有一种或多种风险金融资产,则变量取值为1,否则为0;二是风险金融资产配置比例,以风险金融资产占家庭金融资产的比重来衡量;三是风险金融资产的规模,以家庭持有风险金融资产规模进行度量。参照尹志超等(2014)的研究,本文也将风险金融资产进行了广义和狭义的区分。狭义风险金融资产包括股票、基金、债券、理财、衍生品、黄金以及外汇等能够在正规金融市场上交易的风险金融资产;广义风险金融资产指的是所有可以在正规金融市场和非正规金融市场中交易的风险金融资产,主要运用于稳健性检验部分。表1分别汇报了不同组别的家庭风险金融资产配置均值。相对于2017年,2019年家庭风险金融市场参与概率更高、配置比例更高、规模更大,即家庭风险金融市场参与广度和深度有所提高。根据不同组别数据可以初步看出,数字能力水平较高的家庭,其风险金融市场参与广度和深度普遍高于数字能力水平较低的家庭,因此探究数字能力是否会影响家庭风险金融市场参与广度及深度是有必要的。此外,城镇、受教育水平更高和收入水平更高的家庭,其参与风险金融市场的意愿和程度也普遍更强。为了更科学严谨地分析数字能力对家庭风险金融资产配置的影响,接下来本文将采用计量分析方法进行深入研究。

表1 分组描述性统计

	组别	是否持有风险金融资产均值				风险金融资产配置比例均值				风险金融资产规模均值			
		2017年		2019年		2017年		2019年		2017年		2019年	
		农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇
数字能力	低	0.007	0.043	0.029	0.106	0.002	0.018	0.004	0.037	0.053	0.468	0.205	1.013
	高	0.070	0.309	0.205	0.410	0.012	0.103	0.034	0.114	0.589	3.314	1.663	4.375
户主受教育水平	最低	0.009	0.016	0.021	0.052	0	0.008	0.006	0.016	0.057	0.141	0.137	0.456
	中低	0.023	0.117	0.073	0.181	0.004	0.038	0.012	0.049	0.188	1.217	0.544	1.734
	中等	0.051	0.243	0.106	0.330	0.015	0.088	0.017	0.098	0.497	2.582	0.968	3.491
	中高	0.172	0.452	0.161	0.449	0.027	0.140	0.019	0.128	1.509	4.847	1.223	4.946
	最高	0	0.547	0.300	0.614	0	0.191	0.042	0.189	0	6.189	2.781	6.939
收入	低	0.011	0.056	0.042	0.096	0.002	0.017	0.006	0.024	0.074	0.491	0.285	0.824
	高	0.068	0.297	0.190	0.410	0.012	0.102	0.033	0.121	0.609	3.242	1.623	4.418

注:①数字能力和收入按照中位数分为高水平 and 低水平两组;户主受教育水平分类中“最低”“中低”“中等”“中高”和“最高”分别对应“没上过学”“小学或初中”“高中或职高”“高职或大专”和“大学本科及以上”。②在按户主受教育水平划分的样本中,2017年农村家庭户主受教育水平为“大学本科及以上”的仅有5户,所以各指标均值近似为0。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为数字能力。数字技术的扩散并不意味着每个人都能平等地享受数字技术以及同等地掌握数字技能，因此会导致个体间的数字能力存在一定的差异。数字鸿沟与数字能力是互相依存、相互制约的一对概念，它们的概念及维度具有天然的对对应关系。据此，本文借鉴学界将数字鸿沟划分为接入鸿沟、技能鸿沟、转化鸿沟三类（陈梦根和周元任，2022）的做法，也从数字接入、数字使用、数字创造三个维度对数字能力进行衡量。首先是数字接入，由于地理位置偏远、经济水平较低，部分家庭无法获得稳定的互联网连接或最新的数字设备，导致其面临数字接入鸿沟（Dewan and Riggins, 2005），从而限制了他们享受数字化生活的机会。其次是数字使用，现有研究表明互联网使用技能差异不仅与基础设施的普及相关，还与使用者的物质资本、人力资本以及社会资本密切相关（Montagnier and Wirthmann, 2011）。互联网使用技能在不同地区和群体之间的差异致使家庭间存在技能鸿沟（van Dijk, 2005），影响了家庭充分利用数字资源的可能性。最后是数字创造，由于数字使用目标和程度不同，家庭数字技能转化为收益的大小也在数字创造维度上存在差异。本文结合数字能力内涵以及上述维度，同时综合考虑指标的科学性和全面性、数据的可得性和可比性，从数字接入、数字使用、数字创造三个维度入手，选取 12 个具体指标构建数字能力评价指标体系，如表 2 所示。数字能力指数利用熵值法进行测算。此外，在稳健性检验中替换核心解释变量的部分，本文还采用了等权重法对各指标进行重新赋权，各指标权重设定如表 2 所示。

表 2 数字能力指标体系构建

维度	测度问题	赋值标准	熵值法权重	等权法权重
数字接入	您家目前是否有电脑？	是=1，否=0	0.0686	0.0833
	您目前是否使用手机？	是=1，否=0	0.0029	0.0833
	您目前是否使用智能手机？	是=1，否=0	0.0447	0.0833
	您家目前是否接入了固定宽带？	是=1，否=0	0.0617	0.0833
数字使用	您使用过互联网吗？	是=1，否=0	0.0743	0.0833
	您家购物时，是否使用电脑支付、手机或 Pad 等移动终端支付？	是=1，否=0	0.0966	0.0833
	您是否使用微信、QQ 等社交聊天工具？	是=1，否=0	0.0849	0.0833
数字创造	您是否有网购经历？	是=1，否=0	0.0741	0.0833
	您是否用财经类 APP 或互联网手机关注财经类新闻？	是=1，否=0	0.1118	0.0833
	您是否使用互联网销售产品和服务？	是=1，否=0	0.1280	0.0833
	您是否利用网络从事自媒体或网络直播等工作？	是=1，否=0	0.1241	0.0833
	您是否利用网络从事炒股、科研等其他业务？	是=1，否=0	0.1283	0.0833

3.机制变量。本文的机制变量为金融素养。本文利用问卷中关于金融知识的问询来构建金融素养评价指标，涉及金融信息、金融知识、金融能力三个方面五个具体问题（详见表 3），并运用因子分析法综合计算金融素养得分。

4.调节变量。本文的调节变量为风险偏好程度。借助问卷中受访者对“如果您有一笔资金用于投资，您最愿意选择哪种投资项目？”的回答加以衡量，若受访者回答“高风险、高回报的项目”或“略高风险、略高回报的项目”，则将其视为风险偏好型，变量赋值为 3；若受访者回答“平均风险、平

均回报的项目”，则将其视为风险中性型，变量赋值为2；若受访者回答“略低风险、略低回报的项目”或“不愿意承担任何风险”，则将其视为风险厌恶型，变量赋值为1。根据描述性统计结果，样本风险偏好程度均值仅为1.24，说明家庭投资理念较为保守。

表3 金融素养指标构建

指标	具体测度	测度问题	赋值标准
金融信息	对金融信息的关注程度	您平时对经济、金融方面的信息关注程度如何？	分为“非常关注”“很关注”“一般关注”“很少关注”“从不关注”，从5至1分别赋值
金融知识	利率计算	假设银行的年利率是4%，如果把100元钱存1年定期，1年后获得的本金和利息是多少？	等于104元=1，大于或小于104元=0
	通货膨胀率计算	假设银行的年利率是5%，通货膨胀率每年是3%，把100元钱存银行一年之后能够买到的东西将变多还是变少？	比一年前多=1，比一年前少或不变=0
	判断股票与基金风险大小	您认为一般而言，股票和基金哪个风险更大？	股票=1，基金=0
金融能力	风险偏好问题	如果您有一笔资金用于投资，您最愿意选择哪种投资项目？	分为“高风险、高回报”“略高风险、略高回报”“平均风险、平均回报”“略低风险、略低回报”“不愿意承担风险”“不知道”，从6至1分别赋值

5.控制变量。本文所包含的控制变量主要分为两类。一是户主特征变量，主要有户主性别、年龄及其平方项、受教育水平、婚姻状况和健康状况。二是家庭特征变量，包括是否从事工商业自营、住房情况、家庭总资产和年收入。变量定义及描述性统计结果如表4所示。

表4 变量定义及描述性统计

变量名称	定义	均值	方差
是否持有风险金融资产	是否持有一种或多种风险金融资产：是=1，否=0	0.18	0.38
风险金融资产配置比例	风险金融资产配置比例：风险金融资产/金融资产总额	0.05	0.16
风险金融资产规模	家庭持有风险金融资产规模（元）	30847.73	162284.80
数字能力	数字能力总指数，使用熵值法构建	0.24	0.22
数字接入	数字接入指数，使用熵值法构建	0.55	0.40
数字使用	数字使用指数，使用熵值法构建	0.35	0.41
数字创造	数字创造指数，使用熵值法构建	0.13	0.15
金融素养	金融素养：使用因子分析法构建	0.24	0.22
风险偏好程度	风险偏好程度：风险偏好=3，风险中性=2，风险厌恶=1	1.24	0.51
性别	户主性别：男=1，女=0	0.79	0.40
年龄	户主年龄：取整	58.39	12.54
年龄平方	户主年龄平方：年龄的平方/100	35.66	14.68
受教育水平	户主受教育水平：大学本科及以上=5，高职或大专=4，高中或职高=3，小学或初中=2，没上过学=1	2.48	0.94

表 4 (续)

婚姻	户主婚姻状况: 已婚=1, 未婚=0	0.98	0.13
健康程度	户主健康程度: 健康=1, 不健康=0	0.81	0.39
工商业自营	家庭是否从事工商业自营: 是=1, 否=0	0.12	0.33
拥有自住房	是否拥有自住房: 是=1, 否=0	0.92	0.26
家庭总资产	家庭总资产 (元)	1116470.00	1605549.00
家庭年收入	家庭年收入 (元)	81925.10	85464.83

注: 回归中风险金融资产规模、家庭总资产和家庭总收入三个变量分别采用其对数值。

(三) 模型设定

1. 基准模型。本文通过构建 LPM 模型检验数字能力对家庭是否持有风险金融资产的影响, 模型设定如下:

$$P(riskrate_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 digital_{it} + X'_{it} \alpha_2 + Year_i + County_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中: $riskrate_{it}$ 表示第 t 年第 i 户家庭是否持有风险金融资产; $digital_{it}$ 是核心解释变量, 表示第 t 年第 i 户家庭的数字能力; X_{it} 表示控制变量, 具体包括家庭户主特征和家庭特征; $Year_i$ 表示时间层面的固定效应, 用于消除时间层面干扰因素; $County_i$ 是区县层面固定效应, 用于消除地区层面干扰因素; α_0 、 α_1 、 α_2 为待估计参数; ε_{it} 为随机扰动项。

为考察数字能力对家庭风险金融市场参与深度的影响, 本文建立如下 Tobit 模型:

$$riskratio_{it} / riskasset_{it} = \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + X'_{it} \beta_2 + Year_i + County_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中: $riskratio_{it}$ 和 $riskasset_{it}$ 分别表示第 t 年第 i 户家庭风险金融资产占比和风险金融资产投资规模; β_0 、 β_1 、 β_2 为待估计参数; 其余变量含义与 (1) 式相同。

2. 机制检验模型。为研究数字能力影响家庭风险金融资产配置的机制, 参考温忠麟和叶宝娟 (2014) 的方法, 在 (1) 式的基础上引入金融素养, 建立如下模型:

$$Y_{it} = \delta_0 + \delta_1 digital_{it} + X'_{it} \delta_2 + Year_i + County_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$fl_{it} = \theta_0 + \theta_1 digital_{it} + X'_{it} \theta_2 + Year_i + County_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 digital_{it} + \varphi_2 fl_{it} + X'_{it} \varphi_3 + Year_i + County_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, fl_{it} 代表金融素养; Y_{it} 代表第 t 年第 i 户家庭风险金融资产配置情况; δ_0 、 δ_1 、 δ_2 、 θ_0 、 θ_1 、 θ_2 、 φ_0 、 φ_1 、 φ_2 、 φ_3 为待估计参数; 其余变量含义同 (1) 式。

为研究风险偏好在数字能力影响家庭风险金融资产配置过程中发挥的作用, 在 (1) 式基础上引入家庭风险偏好程度, 建立如下模型:

$$Y_{it} = \mu_0 + \mu_1 digital_{it} \times risk_{it} + \mu_2 digital_{it} + \mu_3 risk_{it} + X'_{it} \mu_4 + Year_i + County_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $risk_{it}$ 代表风险偏好程度, μ_0 、 μ_1 、 μ_2 、 μ_3 、 μ_4 为待估计参数; 其余变量含义同 (1) 式。

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

1. 数字能力与家庭风险金融资产配置。根据 Hausman 检验结果以及（2）式的被解释变量具有左截断的特性，本文使用 LPM 和 Tobit 固定效应模型分别检验数字能力对家庭参与风险金融市场广度和深度的影响，结果如表 5 所示。在未加入和依次加入控制变量后，数字能力对家庭是否持有风险金融资产的影响均在 1%水平上显著，估计系数分别为 0.686、0.634 和 0.556；数字能力对风险金融资产配置比例的影响均在 1%水平上显著，估计系数分别为 0.169、0.174 和 0.148；数字能力对风险金融资产规模的影响均在 1%水平上显著，估计系数分别为 7.108、6.552 和 5.630。需要注意的是，加入控制变量后，虽然数字能力的系数方向不变，但绝对值有所降低，这是因为家庭对于参与风险金融市场的决策一般具有连续性，不仅会受到数字能力的影响，还与户主自身的特性以及家庭财富的积累等方面息息相关。总体来看，数字能力显著提升家庭风险金融市场参与广度与深度。假说 H1 得以验证。

表 5 数字能力对家庭风险金融资产配置的影响

变量	是否持有风险金融资产			风险金融资产配置比例			风险金融资产规模		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字能力	0.686*** (0.018)	0.634*** (0.023)	0.556*** (0.024)	0.169*** (0.008)	0.174*** (0.010)	0.148*** (0.011)	7.108*** (0.198)	6.552*** (0.247)	5.630*** (0.254)
性别		0.003 (0.008)	-0.001 (0.008)		0.000 (0.004)	-0.001 (0.004)		0.052 (0.086)	0.016 (0.085)
年龄		0.004* (0.002)	0.002 (0.002)		0.002** (0.001)	0.002 (0.001)		0.073*** (0.023)	0.045* (0.023)
年龄平方		-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)		-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)		-0.040** (0.019)	-0.018 (0.019)
受教育水平		0.059*** (0.005)	0.050*** (0.005)		0.023*** (0.002)	0.020*** (0.002)		0.767*** (0.053)	0.655*** (0.053)
婚姻		-0.012 (0.025)	-0.039 (0.024)		-0.028** (0.013)	-0.037*** (0.012)		-0.279 (0.279)	-0.588** (0.272)
健康程度		0.009 (0.006)	-0.002 (0.006)		0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)		0.068 (0.062)	-0.068 (0.062)
工商业自营			-0.020** (0.010)			-0.007 (0.004)			-0.287*** (0.106)
拥有自住房			0.002 (0.012)			-0.004 (0.006)			-0.044 (0.132)
家庭总资产			0.029*** (0.002)			0.012*** (0.001)			0.363*** (0.025)

表 5 (续)

家庭年收入	0.007*** (0.002)			-0.000 (0.001)			0.058*** (0.022)		
区县与时间 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	已控制	已控制
观测值	14289	14289	14289	14289	14289	14289	14289	14289	14289

注：①括号内为聚类到家庭层面的标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

2.数字能力分维度指数对家庭风险金融资产配置的影响。由于数字能力是多层次、多维度的，本文进一步从数字接入、数字使用和数字创造三个方面研究数字能力对家庭风险金融资产配置行为的影响。表 6 结果显示，各维度数字能力均在 1%水平上显著且系数为正。从系数大小来看，数字创造对家庭风险金融资产配置的影响最大，数字使用次之，数字接入最小，这表明了数字创造的重要性。数字创造赋予家庭更大的主动权和灵活性，使其能够更深入地探索金融市场，更充分地应对金融风险，更好地满足家庭的财务目标，做出更优的金融决策。这种创新性的决策和行为在家庭风险金融资产配置中具有显著的影响。

表 6 数字能力对家庭风险金融资产配置的影响：分维度

变量	是否持有风险金融资产			风险金融资产配置比例			风险金融资产规模		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字接入	0.114*** (0.010)			0.034*** (0.005)			1.073*** (0.105)		
数字使用		0.217*** (0.012)			0.053*** (0.005)			2.195*** (0.122)	
数字创造			0.709*** (0.032)			0.192*** (0.015)			7.336*** (0.343)
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	已控制
区县与时间 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	已控制	已控制
观测值	14289	14289	14289	14289	14289	14289	14289	14289	14289

注：①括号内为聚类到家庭层面的标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 内生性检验

1.工具变量法。为尽可能减少由反向因果或不可观测因素导致的内生性问题，本文基于家庭所在省份地形起伏度^①构建数字能力的工具变量。一方面，地形越崎岖的地区，数字基础设施建设越困难，家庭获取数字技术越困难，与数字能力具有相关性。另一方面，地形起伏度作为一种地理特征变量，与家庭层面的风险金融资产配置并没有直接联系，该指标具有较为明显的外生性。考虑到地形起伏度

^①资料来源：《中国地形起伏度公里网格数据集》，<https://www.geodoi.ac.cn/WebCn/doi.aspx?Id=887>。

为非时变变量,本文选取上一年全国信息技术服务收入总额^①的倒数为时变因子,将其与家庭所在省份地形起伏度的乘积作为数字能力的工具变量。表7第一阶段结果显示,工具变量对数字能力具有显著影响,第二阶段工具变量估计结果则证明在缓解了内生性问题后,数字能力对家庭风险金融资产配置行为仍然存在显著的正向作用。F检验、弱工具变量检验和识别不足检验的结果也证实了工具变量选取的合理性。这也证实了前文结论的稳健性。

表7 工具变量法估计结果

变量	数字能力 持有		数字能力 比例		数字能力 规模	
	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)	第一阶段 (3)	第二阶段 (4)	第一阶段 (5)	第二阶段 (6)
数字能力		1.148* (0.788)		0.817** (0.342)		19.086** (7.753)
工具变量	-0.013*** (0.002)		-0.014*** (0.003)		-0.014*** (0.003)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
区县与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	14289	14289	14289	14289	14289	14289

注:①括号内为聚类到家庭层面的标准误。②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。③变量名称“持有”“比例”和“规模”依次代表“是否持有风险金融资产”“风险金融资产配置比例”和“风险金融资产规模”。④是否持有风险金融资产:第一阶段F检验的统计量为358.64;Kleibergen-Paap rk LM统计量为160.309,且在1%水平上显著;Cragg-Donald Wald F统计量为165.391,且大于10%水平下的临界值;说明不存在识别不足和弱工具变量问题。风险金融资产配置比例和风险金融资产规模:第一阶段F检验的统计量均为84.34;其Wald检验值分别为6.70和6.06且在5%水平上拒绝了解释变量为外生的原假设;说明了工具变量的有效性。

2. Heckman 两阶段法。家庭是否使用数字技术是非随机的,由此引致的样本选择偏误可能会影响估计结果。因此本文利用 Heckman 两阶段法来修正这种偏误。第一步为选择方程,采用家庭是否具有数字能力的 Probit 模型进行估计,并根据估计结果计算逆米尔斯比率,具体模型设定如下:

$$Z_{it} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } z_{it}^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } z_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

$$z_{it}^* = \gamma_0 + X'_{it}\gamma_1 + \gamma_2 web_{it} + Year_i + County_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

(7)式中: Z_{it} 表示不可观测的潜变量 z_{it}^* ,当 $z_{it}^* > 0$ 时,表示家庭具有数字能力,则 $Z_{it}=1$;当 $z_{it}^* \leq 0$ 时,表示家庭不具有数字能力,则 $Z_{it}=0$ 。(8)式中: web_{it} 表示第 t 年家庭 i 所在省份的网站数量^②; γ_0 、 γ_1 、 γ_2 为待估计参数;其余变量含义同(1)式。

^①资料来源:《中国统计年鉴2019》。

^②资料来源:《中国统计年鉴2019》。

第二步，将第一步计算出的逆米尔斯比率作为解释变量加入（10）式。具体模型设定如下：

$$Y_{it} = \begin{cases} \text{可观测, 如果 } Z_{it} > 0 \\ \text{不可观测, 如果 } Z_{it} = 0 \end{cases} \quad (9)$$

$$Y_{it} = \tau_0 + X'_{it}\tau_1 + \tau_2 IMR + Year_i + County_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

（9）式中： Y_{it} 表示家庭风险金融资产配置。（10）式中： IMR 为第一步计算出来的逆米尔斯比率； τ_0 、 τ_1 、 τ_2 为待估计参数；其余变量含义同（8）式。如果 τ_2 显著不为 0，则意味着存在样本选择偏误。

表 8 汇报了 Heckman 两阶段法的回归结果。（1）列是 Heckman 第一步选择方程的估计结果，由于家庭是否使用互联网是影响家庭数字能力的重要因素，所以本文将家庭是否使用互联网作为识别变量，同时加入各省份网站数量作为外生变量进行回归。后三列为 Heckman 第二步估计结果，逆米尔斯比率均显著且系数为正，说明样本选择存在偏误。同时，第二阶段估计结果中数字能力均在 1% 的水平上显著，估计系数分别是 0.982、0.250 和 10.271。前文的结论得到进一步证实。

表 8 Heckman 两阶段法估计结果

变量	是否使用互联网	是否持有风险金融资产	风险金融资产配置比例	风险金融资产规模
	第一阶段	第二阶段	第二阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)
网站数量	0.179* (0.092)			
数字能力	15.123*** (0.360)	0.982*** (0.069)	0.250*** (0.032)	10.271*** (0.740)
逆米尔斯比率		0.074*** (0.019)	0.019** (0.009)	0.912*** (0.027)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
区县与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	14256	6403	6403	6403

注：①括号内为聚类到家庭层面的标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（三）稳健性检验

1. 更换被解释变量。由于民间借贷市场交易活跃，且借出款本身具有高利息、高风险的特点，因此民间借出款也被视为一类风险金融资产。参考尹志超等（2014）的研究，本部分将民间借出款纳入家庭风险金融资产，回归结果如表 9（1）～（3）列所示。结果显示，无论是家庭持有风险金融资产的概率、配置比例还是规模，数字能力始终在 1% 的水平上显著且系数为正，假说 H1 仍然成立。

2. 更换核心解释变量测度方法。本文利用客观赋权的等权重法所测算的数字能力指数替换原核心解释变量进行回归分析，结果见表 9（4）～（6）列。从回归结果来看，数字能力对家庭风险金融资产配置仍存在显著的影响，表明替换核心解释变量测度方法后结论依然稳健。

3. 改变计量模型。为提高结论的可靠性，本文分别将 LPM 模型和 Tobit 模型更换为 Probit 模型和

OLS 模型，对基准回归结果进行检验。表 9（7）～（9）列结果显示，改变计量模型后数字能力依旧显著且系数为正，表明数字能力显著促进家庭风险金融资产配置的结论具有高度稳健性。

4.剔除异常值。一是截尾处理。本文将家庭风险金融资产配置三个变量进行双侧 5%的截尾处理，以消除样本极端值对计量结果的影响。二是剔除直辖市样本。本文剔除直辖市样本后对剩余样本进行回归分析。三是剔除户主年龄在 70 岁以上的样本。从表 9 回归结果来看，在剔除异常值后，数字能力仍然对家庭风险金融资产配置存在显著影响。这与前文结果一致，进一步验证了本文结论的稳健性。

表 9 稳健性检验

Panel A 变量	更换被解释变量			更换核心解释变量测度方法			改变计量模型		
	持有	比例	规模	持有	比例	规模	持有	比例	规模
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字能力	0.593*** (0.028)	0.187*** (0.015)	6.205*** (0.297)	0.471*** (0.021)	0.125*** (0.010)	4.703*** (0.228)	0.422*** (0.019)	0.148*** (0.011)	5.630*** (0.256)
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	已控制
区县与时间 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	已控制	已控制
观测值	14289	14289	14289	14289	14289	14289	13777	14289	14289
Panel B 变量	截尾处理			剔除直辖市样本			剔除 70 岁以上样本		
	持有	比例	规模	持有	比例	规模	持有	比例	规模
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
数字能力	0.556*** (0.024)	0.073*** (0.005)	4.590*** (0.222)	0.522*** (0.025)	0.128*** (0.011)	5.126*** (0.292)	0.535*** (0.025)	0.136*** (0.011)	5.310*** (0.263)
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	已控制
区县与时间 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	已控制	已控制
观测值	14289	13574	13574	11362	11362	11362	11764	11764	11764

注：①括号内为聚类到家庭层面的标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③变量名称“持有”“比例”和“规模”依次代表“是否持有风险金融资产”“风险金融资产配置比例”和“风险金融资产规模”。④由于 Probit 模型回归删除了概率完全预测的样本，因此 Panel A 中（7）列观测值有所减少。

（四）异质性检验

1.城乡异质性。城乡金融发展不平衡和农村金融发展不充分现象长期存在，农村金融服务覆盖面窄、融资成本高和资金利用效率差等问题也未能被真正扭转（王小华和温涛，2021）。此外，城乡之间的经济发展水平和数字设备接入仍存在较大差距，对应的数字能力也存在一定差异，这可能会导致数字能力对城乡家庭风险金融资产配置作用程度的不同。为探讨数字能力对城乡家庭风险金融资产配置影响是否存在异质性，本文将样本分为农村家庭和城镇家庭。表 10 结果表明，数字能力对城镇家庭风险金融资产配置的影响更明显，且城乡之间家庭风险金融资产配置组间差异的经验 p 值均在 1%的水平上显著，证实数字能力在影响城乡家庭风险金融市场参与广度和深度的作用上存在显著差异。

2.家庭资产异质性。虽然数字技能在理论上可以帮助各种家庭有效地参与风险金融市场,但家庭经济资源的差异可能导致数字能力对风险金融市场参与的影响不均等。为讨论家庭经济资源对家庭风险金融资产配置的影响差异,本文按照资产中位数将家庭分为高资产家庭组和低资产家庭组,以此来探讨不同物质资本的影响。从表 10 的结果来看,高资产家庭组数字能力的估计系数分别是 0.767、0.207 和 7.427,显著高于低资产家庭组,组间差异检验的经验 p 值均在 1%的水平上显著,表明数字能力对家庭风险金融资产配置的促进作用在不同财富阶层的家庭中存在异质性。可能的原因在于:高资产家庭往往有更多的时间和精力来关注金融市场动态,而数字平台为其提供了更加便捷、多样化、准确、高效的投資选择和服务,满足了高资产家庭不同的投資需求。

3.受教育水平异质性。由于受过高等教育的家庭通常更容易接受数字教育和培训,且具有更多的知识、技能和更强的认知能力来有效地参与金融市场,因此数字能力对家庭风险金融资产配置的效应可能在不同受教育水平的家庭中产生差异。参照周广肃和梁琪(2018)的做法,本文将户主受教育水平在高中以下的家庭定义为低教育水平家庭,高中及以上的家庭则为高教育水平家庭,据此来分析数字能力对不同户主受教育水平家庭的风险金融资产配置的影响。从表 10 的结果可以看出,数字能力对高教育水平家庭组和低教育水平家庭组的风险金融资产配置都存在显著的促进作用,但数字能力对高教育水平家庭风险金融资产配置的促进效果更明显。可能的解释是:低教育水平家庭知识储备相对不足,难以理解复杂的金融概念,难以有效运用数字技术进行金融活动。此外,低教育水平家庭可能对金融市场知之甚少,对投资和财务规划缺乏信心。与金融投资知识更充足、金融信息获取渠道更丰富的高教育水平家庭相比,数字能力对低教育水平家庭风险金融资产配置的影响并非立竿见影,而是需要一个逐步积累和提升的过程。

表 10 城乡分样本回归

Panel A 变量	是否持有风险金融资产		风险金融资产配置比例		风险金融资产规模	
	农村家庭 (1)	城镇家庭 (2)	农村家庭 (3)	农村家庭 (4)	城镇家庭 (5)	农村家庭 (6)
数字能力	0.307*** (0.034)	0.635*** (0.031)	0.041*** (0.009)	0.189*** (0.015)	2.413*** (0.288)	6.723*** (0.339)
系数差异经验 p 值	0.000***		0.000***		0.000***	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
区县与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	5393	8896	5393	8896	5393	8896
Panel B 变量	是否持有风险金融资产		风险金融资产配置比例		风险金融资产规模	
	高资产家庭 (7)	低资产家庭 (8)	高资产家庭 (9)	低资产家庭 (10)	高资产家庭 (11)	低资产家庭 (12)
数字能力	0.767*** (0.044)	0.319*** (0.058)	0.207*** (0.017)	0.056*** (0.010)	7.427*** (0.378)	2.136*** (0.231)
系数差异经验 p 值	0.000***		0.005***		0.000***	

表 10 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
区县与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	7144	7145	7144	7145	7144	7145
Panel C 变量	是否持有风险金融资产		风险金融资产配置比例		风险金融资产规模	
	高教育水平 家庭 (13)	低教育水平 家庭 (14)	高教育水平 家庭 (15)	低教育水平 家庭 (16)	高教育水平 家庭 (17)	低教育水平 家庭 (18)
	0.867*** (0.089)	0.511*** (0.025)	0.271*** (0.046)	0.134*** (0.011)	9.571*** (0.974)	5.080*** (0.257)
系数差异经验 p 值	0.000***		0.003***		0.000***	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
区县与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1954	12335	1954	12335	1954	12335

注：①括号内为聚类到家庭层面的标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③是否持有风险金融资产的经验 p 值通过自体抽样 (bootstrap) 1000 次得到，后两组通过似无相关回归检验得到。

五、进一步分析

(一) 机制分析

为了验证假说 H2，本部分对 (3) ~ (5) 式进行回归，具体结果如表 11 所示。根据 (1) 列，数字能力在 1%的水平上显著且系数为 0.234，即数字能力能够显著提高居民的金融素养水平。(3) 列、(5) 列和 (7) 列为同时引入数字能力和金融素养的回归结果，可以看到数字能力以及金融素养对家庭金融市场参与广度和深度都有显著的正向影响，表明数字能力可以通过提高金融素养促进家庭参与金融市场。缺乏金融知识的家庭参与金融市场的行为会受到制约 (尹志超等, 2014)，而数字能力可以帮助居民更有效地学习金融知识，降低获取金融信息的门槛，帮助居民进一步了解金融市场，增强自身金融素养，从而推动他们参与金融市场并进行风险金融资产的配置。在上述回归结果的基础上，本文进一步对金融素养的中介效应进行了 sobel 检验和 bootstrap 检验，sobel 检验结果显示 z 值均在 1%水平上显著；bootstrap 检验结果显示，数字能力的置信区间不包含 0，进一步证实了中介效应的存在。综上，假说 H2 得到验证。

表 11 中介效应检验

变量	金融素养	是否持有风险金融资产		风险金融资产配置比例		风险金融资产规模	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数字能力	0.234*** (0.012)	0.556*** (0.024)	0.498*** (0.024)	0.148*** (0.011)	0.123*** (0.011)	5.630*** (0.254)	4.919*** (0.249)
金融素养			0.252*** (0.016)		0.109*** (0.008)		3.111*** (0.174)

表 11 (续)

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
区县与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
sobel 检验的 z 值			0.058***		0.025***		0.711***
95%置信区间			[0.456, 0.541]		[0.105, 0.140]		[4.465, 5.374]
观测值	14289	14289	14289	14289	14289	14289	14289

注：①括号内为聚类到家庭层面的标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 调节效应检验

风险偏好是影响家庭风险金融资产投资的重要因素（Guiso et al., 1996），基于此，本部分将风险偏好程度作为调节变量，对（6）式进行回归，考察风险偏好在数字能力影响家庭风险金融资产配置中的调节作用。从表 12 的结果可以看出，数字能力与风险偏好程度交互项均在 1%的水平上显著，估计系数分别为 0.183、0.076 和 2.251，即风险偏好程度越高，数字能力对家庭风险金融资产配置的促进作用越强，说明在数字能力影响家庭风险金融资产配置的过程中，风险偏好程度起到了正向调节作用。相比于风险厌恶型家庭，风险偏好型家庭可能对于金融市场的心理戒备和抵触情绪更弱，因此其本身参与金融市场活动并及时调整家庭风险金融资产配置的积极性更强，同时数字能力的提升为其提供了更便捷的参与渠道和更丰富的信息环境，使数字能力对家庭风险金融资产配置的促进作用在风险偏好型家庭中更为明显，假说 H3 得以验证。

表 12 调节效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	是否持有风险金融资产	风险金融资产配置比例	风险金融资产规模
数字能力×风险偏好程度	0.183*** (0.022)	0.076*** (0.011)	2.251*** (0.246)
数字能力	0.289*** (0.038)	0.062 (0.018)	3.240*** (0.411)
风险偏好程度	-0.003 (0.006)	0.000 (0.003)	-0.250 (0.068)
控制变量	已控制	已控制	已控制
区县与时间固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	13744	13744	13744

注：①括号内为聚类到家庭层面的标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③因为剔除了问卷中对“如果您有一笔资金用于投资，您最愿意选择哪种投资项目？”回答“不知道”的受访者，所以观测值有所减少。

六、结论与启示

随着中国经济的高速增长和金融市场的快速发展，人们的投资理念和投资行为逐渐优化，家庭风险金融资产配置需求也逐步提升。引导居民积极参与风险金融市场，微观上有助于提高家庭财产性收

入，宏观上则有益于扩大金融消费需求和加快金融市场的改革进程。据此，本文采用中国家庭金融调查（CHFS）2017年和2019年两期数据，研究数字能力对家庭风险金融资产配置的效应及作用机制。研究主要得出以下结论：第一，数字能力显著促进家庭风险金融资产配置，具体表现在增加风险金融市场参与概率、提升风险金融资产配置比例、扩大风险金融资产配置规模三个方面。在考虑到内生性问题以及进行一系列稳健性检验后，以上结论依然成立。第二，分维度数字能力回归结果表明，数字接入、数字使用和数字创造皆会提升家庭风险金融资产配置广度和深度，且数字创造的影响效应远高于数字接入和数字使用。第三，机制分析发现，数字能力通过提升金融素养水平促进家庭的风险金融资产配置，而风险偏好程度在数字能力影响家庭风险金融资产配置中具有正向调节作用。第四，异质性分析发现，相较于农村家庭、低资产家庭和低教育水平家庭，数字能力对城镇家庭、高资产家庭和高教育水平家庭风险金融资产配置的影响更大。

数字技术的迭代升级、普及渗透深刻影响了人们的思想观念、生活方式和经济行为，构建了社会生活新场景。但是，新兴数字技术在扩散和普及的过程中同样存在不均衡现象，进而导致数字鸿沟的产生和加剧。本文研究的启示在于：应加快打造高质量的数字供给体系，引导数字资源供给主体发挥自身优势，贴近用户的“万般”需求，积极开发网站、移动应用程序、公众号等渠道，为优质数字资源直达用户端提供“软”实力；同时，应强化场景驱动和应用牵引，重点打造数字生活、数字工作、数字学习和数字创新四大应用场景，激活居民的数字创造能力，营造良好的数字生活氛围，将数字技术充分融入家庭金融资产配置实践。此外，必须紧扣“能力需求”，围绕全民数字获取能力、数字技术应用能力和数字创造能力持续强化培育，加快构建数字经济的包容性发展路径，建立健全城乡居民数字素养培育的体制机制，切实提升全民数字素养与技能水平，缩小“信息富人”和“信息穷人”之间的数字鸿沟，确保居民更加平等广泛地享有数字社会发展成果。

参考文献

- 1.陈丹引, 2021:《数字获得感:基于数字能力和数字使用的青年发展》,《中国青年研究》第8期,第50-57页、第84页。
- 2.陈梦根、周元任, 2022:《数字不平等研究新进展》,《经济学动态》第4期,第123-139页。
- 3.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。
- 4.李涛、郭杰, 2009:《风险态度与股票投资》,《经济研究》第2期,第56-67页。
- 5.刘丹、黄基秉, 2016:《网络化时代的技术赋权——富士康某厂区工人媒介使用状况的实证研究》,《新闻界》第4期,第57-65页。
- 6.路晓蒙、李阳、甘犁、王香, 2017:《中国家庭金融投资组合的风险——过于保守还是过于冒进?》,《管理世界》第12期,第92-108页。
- 7.邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康, 2016:《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》,《中国社会科学》第10期,第93-115页、第203-204页。

- 8.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。
- 9.王小华、温涛, 2021: 《金融资本集聚与城乡收入差距: 新中国成立70周年的逻辑验证》, 《农业技术经济》第8期, 第4-19页。
- 10.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。
- 11.温忠麟、叶宝娟, 2014: 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第5期, 第731-745页。
- 12.吴文生、李硕、谭常春、盛世杰, 2022: 《中国家庭风险资产配置的理论与实证——基于信息不确定性视角下的研究》, 《系统工程理论与实践》第1期, 第60-75页。
- 13.许竹青、郑风田、陈洁, 2013: 《“数字鸿沟”还是“信息红利”? 信息的有效供给与农民的销售价格——一个微观角度的实证研究》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1513-1536页。
- 14.尹志超、宋全云、吴雨, 2014: 《金融知识、投资经验与家庭资产选择》, 《经济研究》第4期, 第62-75页。
- 15.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第8期, 第71-86页。
- 16.赵乃宝、王玉婷、许冰、Maxwell Pak, 2023: 《房产预期回报率视角下的中国家庭资产配置》, 《经济研究》第1期, 第175-191页。
- 17.赵涛、张智、梁上坤, 2020: 《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》, 《管理世界》第10期, 第65-76页。
- 18.周广肃、梁琪, 2018: 《互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资》, 《金融研究》第1期, 第84-101页。
- 19.Alhenawi, Y., and K. Elkhail, 2014, “Financial Literacy of US Households: Knowledge vs. Long-Term Financial Planning”, *Financial Services Review*, 22(3): 211-244.
- 20.Attewell, P., 2001, “Comment: The First and Second Digital Divides”, *Sociology of Education*, 74(3): 252-259.
- 21.Barasinska, N., D. Schäfer, and A. Stephan, 2012, “Individual Risk Attitudes and the Composition of Financial Portfolios: Evidence from German Household Portfolios”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 52(1): 1-14.
- 22.Bogan, V., 2008, “Stock Market Participation and the Internet”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1): 191-211.
- 23.Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, 1998, “Investor Psychology and Security Market under-and Overreactions”, *Journal of Finance*, 53(6): 1839-1885.
- 24.Dewan, S., and F. J. Riggins, 2005, “The Digital Divide: Current and Future Research Directions”, *Journal of the Association for Information Systems*, 6(12): 298-337.
- 25.Eshet, Y., 2004, “Digital Literacy: A Conceptual Framework for Survival Skills in the Digital Era”, *Journal of Educational Multimedia and Hypermedia*, 13(1): 93-106.
- 26.Fedorova, E. A., V. V. Nekhaenko, and S. E. Dovzhenko, 2015, “Impact of Financial Literacy of the Population of the Russian Federation on Behavior on Financial Market: Empirical Evaluation”, *Studies on Russian Economic Development*, 26(4): 394-402.
- 27.Guiso, L., T. Jappelli, and D. Terlizzese, 1996, “Income Risk, Borrowing Constraints, and Portfolio Choice”, *The American Economic Review*, 86(1): 158-172.
- 28.Markowitz, H., 1952, “The Utility of Wealth”, *Journal of Political Economy*, 60(2): 151-158.

- 29.Montagnier, P., and A. Wirthmann, 2011, “Digital Divide: From Computer Access to Online Activities – A Micro Data Analysis”, OECD Digital Economy Papers, No. 189, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/5kg0lk60n30-en>.
- 30.van Deursen, A. J. A. M., and J. A. G. M. van Dijk, 2009, “Using the Internet: Skill Related Problems in Users’ Online Behavior”, *Interacting with Computers*, 21(5-6): 393-402.
- 31.van Dijk, J., 2005, *The Deepening Divide: Inequality in the Information Society*, London: Sage Publications, 95-130.
- 32.Wei, K. K., H. H. Teo, H. C. Chan, and B. C. Y. Tan, 2011, “Conceptualizing and Testing a Social Cognitive Model of the Digital Divide”, *Information Systems Research*, 22(1): 170-187.

(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: 杨园争)

Digital Capability and Household Risk Financial Assets Allocation

WANG Xiaohua LIU Yun SONG Meng

Abstract: With the rapid advancement of a new generation of digital technologies, such as big data, cloud computing, artificial intelligence, the mobile Internet, etc., they have become increasingly integrated into all sectors and the process of economic and social development. These changes have led to significant alterations in thinking patterns, cognitive abilities, and financial behaviors of residents. Based on the household-level data from the China Household Finance Survey (CHFS) in 2017 and 2019, this paper constructs and measures a digital capability index from three dimensions: digital access, digital usage, and digital creation. The study then investigates the influence of digital capability on households’ allocation of risky financial assets. The results show that, first, the enhancement of digital capability broadens and deepens household participation in risky financial markets, and the conclusion still holds after a series of robustness tests. Moreover, the impact effect of digital creation is much higher than that of digital access and use, which have become a key factor affecting the allocation of households’ risk financial assets. Second, digital capability affects household allocation of risky financial assets by enhancing the level of financial literacy, and the degree of risk preference strengthens the promoting effect of digital capability on household risk financial asset allocation. Third, the positive effect of digital capability on the breadth and depth of participation in the risky financial market is more significant in urban households, high-asset households, and households with higher levels of education. The government should expedite the establishment of an inclusive development path for the digital economy, establish and improve the system and mechanism for fostering residents’ digital capabilities in both urban and rural areas, unleash residents’ potential to engage in the risky financial market, and guide residents in making rational allocations of their risky financial assets.

Keywords: Digital Capability; Risk Financial Asset Allocation; Financial Literacy; Risk Preference

金融科技对农村商业银行绩效的影响： “契机”还是“阻力”^{*} ——以江苏省为例

刘 丹 尤 佳 张龙耀

摘要：金融科技重塑了金融市场竞争秩序和格局，有望成为中国县域金融转型和农村普惠金融改革的重要驱动力。本文基于江苏省 57 家农村商业银行 2014—2020 年的面板数据，运用 Python 网络爬虫技术和文本挖掘法构建县域金融科技指数，考察了金融科技对农村商业银行支农绩效和经营绩效的影响及其作用机理。研究表明：金融科技对农村商业银行的支农绩效和经营绩效产生负面冲击，这种负面冲击会因地区差异和银行资产规模不同而产生变化。该结论在使用工具变量法处理内生性问题和一系列稳健性检验后依然成立。机制检验发现，金融科技会削弱农村商业银行市场势力，对其支农绩效和经营绩效产生“阻力”，但银行市场势力变化又会倒逼农村商业银行数字化转型，为其提升支农绩效和经营绩效带来“契机”。因此，本文研究对政府更好地推动县域金融科技发展和农村商业银行实现数字化转型具有积极的借鉴意义。

关键词：金融科技 农村商业银行 支农绩效 数字化转型

中图分类号：F832.33; F830.33 **文献标识码：**A

一、引言

县域经济是国民经济发展的根基，推动县域经济发展离不开金融的有效支持。尽管多年的农村金融体制改革在完善县域金融市场体系和提升普惠金融服务方面取得了不少成效，但相较于城市，县域金融市场供需不匹配、融资成本高、基础设施底子薄、抵押担保难等问题仍相当普遍，导致信贷配

^{*}本文研究得到江苏省社会科学基金青年项目“数字金融促进江苏农户创业的驱动机理与对策研究”（编号：20EYC001）、国家自然科学基金青年项目“信贷约束与社会资本视角下互联网金融对农户创业的影响研究”（编号：71803082）和国家自然科学基金面上项目“中国农村数字金融的发展机制和效应：基于实验经济的研究”（编号：71973064）的资助。
本文通讯作者：张龙耀。

给和供需缺口依然较大^①。2022 年中央“一号文件”明确指出：“对机构法人在县域、业务在县域、资金主要用于乡村振兴的地方法人金融机构，加大支农支小再贷款、再贴现支持力度，实施更加优惠的存款准备金政策。”^②农村商业银行（以下简称“农商行”）是县域金融市场中最主要的金融供给者，对县域信贷资源配置和经济发展具有至关重要的作用（田雅群等，2023）。

随着人工智能、区块链、云计算和大数据等数字技术不断涌现，金融市场环境产生了巨大变化，人类经济社会正在迈入一个以“数字（数据）”为核心特征的全新时代，数字技术正逐步成为全球金融领域创新变革的重要突破点。《金融科技发展规划（2022—2025 年）》于 2022 年印发，强调要“全面塑造数字化能力”“深化数字技术金融应用”^③。农商行作为扎根县域农村金融服务的主力军，在促进农村经济发展、扶持农村企业、提升居民生活质量等方面发挥着重要作用。在金融科技快速发展的大背景下，农商行可能面临新的机遇和挑战。一方面，金融科技通过数字化、自动化、智能化等方式给农商行带来全方位的优化升级，使它们可以更加高效地处理业务，有利于降低信贷风险、完善客户信用评价和提高信贷决策准确性等（游家兴等，2023）。同时，互联网巨头积极探索智慧农业、供销社参与新型合作金融发展等为农商行提供了合作“契机”。另一方面，金融科技的发展推动金融科技进入农村金融市场，加剧了市场竞争，提高了银行融资成本，对农商行在农村金融市场的地位造成了冲击（张正平和江千舟，2018）。那么，面对金融科技浪潮来袭，农商行是“消极应对”还是“积极拥抱”？金融科技对农商行而言是“契机”抑或“阻力”？金融科技对农商行绩效影响的机制黑箱又是什么？对以上问题的科学回答不仅有助于缓解传统普惠金融服务与商业可持续之间的矛盾，而且有利于明确未来农商行发展转型方向与市场定位以及完善乡村振兴的县域金融服务体系。

由于农商行自身定位和职责的特殊性，在考察其绩效时，不能忽视其支农作用。通过梳理文献可知，关于金融科技如何影响银行支农存在竞争性观点。从需求端来看，随着新型农村经营主体规模不断扩大，“三农”对金融服务的需求在质和量方面均有所提高，传统金融服务模式已无法满足现有需求（韩庆潇，2021）。已有研究发现，数字金融会对农户正规信贷产生影响，并且在一定程度上，农户的数字信贷会取代银行正规信贷（刘俊杰等，2020）。从供给端来看，张正平和江千舟（2018）发现互联网金融的兴起对农村金融机构绩效产生不利影响，而崔恒瑜等（2021）发现数字金融能在农村金融市场发挥“鲶鱼效应”，提升农村信用机构的支农力度。由于他们所研究主体和数据的差异，二者结论并不相同。同时，学术界也开始关注金融科技如何影响金融机构的盈利水平。数字技术助力商

^①中国普惠金融研究院（2020）根据在浙江省 14 个县获得的小微企业调研数据，推算得出全国县域小微企业对正规金融机构融资的供需缺口为 16.79 万亿元，价格缺口为 2.7%。特别是，在县域金融市场发展环境与形势发生深刻变化的情况下，信贷配给和供需缺口较大的问题尤为凸显（周立，2020）。

^②参见《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。

^③参见《中国人民银行印发〈金融科技发展规划（2022—2025 年）〉》，<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4438627/index.html>。

业银行在市场竞争中获得领先优势，颠覆了传统商业银行的经营模式，改善了金融产品和服务（熊健等，2021）。数字金融释放红利的同时，也给商业银行带来挑战，打破其在农村金融市场的垄断地位。市场竞争程度的提高、存贷款结构的恶化与付息成本的增加导致商业银行经营风险上升，盈利水平下降（郭品和沈悦，2019）。现有文献对于县域层面金融科技与农商行绩效之间关系的探讨并不充分。

鉴于此，本文使用江苏省 57 家县域农商行 2014—2020 年的数据，旨在考察金融科技对农商行支农绩效和经营绩效的影响及其作用机理。本文可能的边际贡献在于：第一，本文基于 Python 网络爬虫技术和文本挖掘法构建县域金融科技指数，有助于区分与概念较为接近的数字普惠金融指数，评估金融科技对银行发展的影响效应，丰富县域金融领域的研究。第二，已有相关研究局限于市级或省级层面，本文拟从县域层面入手，直观刻画金融科技对中小银行绩效的影响趋势，为识别金融科技效应并从银行绩效角度加以分析提供微观证据。第三，本文拟进一步分析县域金融科技与农商行数字化转型之间的关系，为完善县域金融科技发展政策和推进县域中小银行数字化转型提供决策参考。

二、理论分析与研究假说

（一）概念界定

1. 金融科技。目前对“金融科技”的概念并没有统一的界定，被广泛接受的一个定义是金融稳定委员会给出的定义，即通过技术手段推动金融创新，形成对金融市场、机构和金融服务产生重大影响的商业模式、技术应用、业务流程和创新产品^①。金融科技既包括互联网信贷、移动支付、互联网证券、互联网保险、P2P 和智能投顾^②等金融业务，也包括大数据、区块链、云计算和人工智能等被应用于金融业务中的技术。这体现出金融科技的多样性。

2. 农商行绩效。农商行是县域重要的法人金融机构，是银行业支持“三农”和中小微企业的主力军。2019 年，《关于推进农村商业银行坚守定位强化治理提升金融服务能力的意见》指出，在银行体系中农商行应精准把握自身的差异化定位，完善适合小法人和支农支小定位的公司治理机制，推进农商行回归县域法人机构本源、专注支农支小信贷主业，不断增强金融服务能力，支持农业农村优先发展，促进解决小微企业融资难、融资贵问题^③。2021 年中央“一号文件”再次强调“加大对机构法人在县域、业务在县域的金融机构的支持力度，推动农村金融机构回归本源”，表明国家层面鼓励与支持农商行坚守支农支小定位^④。与其他商业银行不同的是，农商行的社会定位和职责具有特殊性，农商行

^①资料来源：金融稳定委员会官方网站，<https://www.fsb.org/work-of-the-fsb/financial-innovation-and-structural-change/fintech/>。

^②智能投顾，又称机器人投顾，就是投资人可以直接把钱交给专业机器人打理。机器人结合投资者的财务状况、风险偏好、理财目标等，通过已搭建的数据模型和后台算法为投资者提供相关理财建议。

^③参见《银保监会发布〈关于推进农村商业银行坚守定位 强化治理 提升金融服务能力的意见〉》，https://www.gov.cn/xinwen/2019-01/14/content_5357892.htm。

^④参见《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-02/21/content_5588098.htm。

改制后实行自主经营、自负盈亏的经营原则，不仅要完成支农任务，而且需维持自身的可持续发展（周月书和彭媛媛，2017）。因此，本文对农商行绩效的分析将着重从支农绩效和经营绩效两个方面展开。

（二）金融科技对农商行绩效的影响

农村金融供需失衡仍是当前中国农村金融发展的主要矛盾（何广文等，2018）。以数字革命为动力的新型金融科技出现，有望填补商业部门和市场消费者的信贷缺口，金融科技成为各国解决金融排斥问题、实现金融包容性发展的重要工具（Ren et al., 2018）。然而，金融科技在填补农村金融市场缺口的同时，也对传统金融机构业务模式造成了威胁，新渠道的出现会导致银行业传统经营模式横向和纵向瓦解（Vives, 2017; Boot et al., 2021）。颠覆性创新理论认为，在资源配置方面，企业存在一定的历史经验依赖，往往以持续性创新为导向，从市场领导者手中抢夺现有市场。当新技术出现时，企业瞄准现有市场的长尾客户，提供更简单、更低价或更方便的替代品，即颠覆性创新。根据颠覆性创新理论可知，金融科技对银行绩效可能产生不利影响，特别是资产规模小、科技基础弱的农商行，面临科技公司布局农村金融服务、大型银行和城商行渠道下沉县域等带来的压力（熊健等，2021）。同时，农商行也存在自身发展缓慢、业务种类单一等问题，导致新型农业经营主体的融资需求不能得到有效满足（林乐芬和法宁，2015）。由于管理机制、服务群体的特殊性，农商行实行自主经营、自负盈亏，因此维持自身的商业可持续性也更为重要。已有研究表明，挤出效应和技术溢出效应^①共存于金融科技对商业银行盈利水平的作用中，整体上金融科技对商业银行盈利水平产生不利影响，但随着商业银行金融科技发展水平不断提高，技术溢出效应增强（熊健等，2021）。相较于国有大型银行，金融科技对农商行的挤出效应更为明显（王小华等，2022）。

基于此，本文提出研究假说 H1。

H1：金融科技对农商行支农绩效和经营绩效产生负向冲击。

（三）金融科技对农商行绩效的影响机制

1. 市场竞争。金融科技的出现打破原有农村金融市场竞争模式，重塑了金融市场格局（Jagtiani and Lemieux, 2017），从而引发传统银行业系统性变革（Billon et al., 2009）。金融科技通过创造“硬信息”与传统银行体系在业务渠道获客等层面形成错位竞争，甚至获取较大的市场份额，提高了农村金融市场的竞争程度，也给银行的业务结构、绩效水平乃至发展战略带来一定程度的影响（邱晗等，2018）。长期深耕于农村金融市场的农商行，面临着市场竞争压力，具体表现为国有银行与互联网科技公司下沉县域，降低了弱势群体享受金融服务的门槛，利用人才、技术和资金优势逐渐深入农商行的根据地，同时也会产生对农村金融市场的“掐尖”现象。金融科技凭借其便利性、低成本优势与商业银行在金融业务中直接竞争（Thakor, 2020），而农商行的经营范围一般限定在县域，其竞争优势

^①挤出效应和技术溢出效应分别衍生于颠覆性创新理论和技术溢出理论。颠覆性创新理论认为，在位企业在资源配置方面存在一定的路径依赖，往往以持续性创新（沿着原有的技术曲线改善产品性能）为导向，定位于主流市场的主流消费者。技术溢出理论认为，技术具有显著的外部性，先进技术拥有者有意识地转让或非自愿地传播自身技术，可能对其他同业竞争者产生积极影响（熊健等，2021）。

主要体现在服务“长尾客户”。随着大型银行与科技公司的不断下沉，农商行产品创新能力低、业务种类单一的劣势将被不断放大，导致农商行的客户流失，最终自身市场份额下降，支农绩效和经营绩效下降。

基于此，本文提出研究假说 H2。

H2：金融科技削弱农商行市场势力，进而使农商行支农绩效和经营绩效下降。

2. 数字化转型。金融科技凭借其技术创新能力、客户信息资源、用户接口控制等优势分流了传统金融机构在信贷行业的市场份额，吸纳了大量的客户存款（邱晗等，2018；Boot et al., 2021），以存贷利差为主要收入来源的农商行身处“危机边缘”。根据动态能力理论可知，银行意识到市场份额被不断侵蚀之后，不得不思考如何提质增效、降低成本。数字化转型赋予了企业新的发展动能，改善企业在资本市场的表现（吴非等，2021）。技术创新溢出理论认为，技术创新主体在非自愿的情况下，其技术创新活动会对他人或社会产生福利溢出，但是没有从溢出效应中得到任何收益回报，具有外部性。根据技术创新溢出理论可知，数字技术的发展可以有效地提高金融机构的风险检测能力、调查技术水平，并逐步构建信用评价体系（Goldstein et al., 2019），为有效解决金融机构传统授信模式的局限性提供高效的科技支持。张宁等（2022）发现农户信用评级制度的应用显著提升了农商行的绩效水平。也有研究发现，银行应用信息技术手段确实能够提升绩效，在银行系统中，互联网技术的应用不但有助于提高经营效率、改善盈利能力和降低管理费用（顾海峰和杨立翔，2018），而且也会重塑企业生产流程。企业生产初期需要大量的人力、物力和财力投入，但随着时间推移，信息传递成本降低，并且边际成本减小，银行的绩效逐渐得到改善（谢平等，2012）。数字化可能创新性地改变了农商行的传统经营模式，一方面，农商行金融服务能力提升，可以吸引更多客户，拓宽盈利渠道；另一方面，农商行应用金融科技更新服务体系，可以满足新型农业经营主体等客户多元化的资金需求。金融机构发展逐渐多元化，是完善县域普惠金融服务体系的重要举措（何广文，2004）。中国农村金融机构的数字化转型呈现梯队特征，金融科技公司与银行有望形成“数字匹配”的关系，提升服务效率（张一林等，2021）。

基于此，本文提出研究假说 H3。

H3：数字化转型有利于农商行支农绩效和经营绩效的提升。

三、数据来源、模型设定与变量说明

（一）变量定义与描述性统计

1. 被解释变量。参考张正平等（2020）、崔恒瑜等（2021），本文选取涉农贷款规模作为衡量农商行支农绩效的指标。由于涉农主体包括企业、组织和农户，并且新型农业经营主体在不断壮大，该指标能够反映县域农商行所有涉农主体的贷款总规模，也能较好地反映金融支农的真实水平。参考熊健等（2021），本文选取总资产收益率作为衡量农商行经营绩效的指标。

2. 核心解释变量。准确衡量各个农商行所在县域的金融科技对于本文研究非常重要。参考 Cheng and Qu（2020）与李春涛等（2020）的做法，本文基于 Python 网络爬虫技术和百度关键词搜索县（市、

区)名称与金融科技相关关键词来构建县域金融科技指数^①,具体做法如下:第一,参照已有研究(李春涛等,2020)以及相关政策文件^②,提取与“金融科技”相关的关键词,建立金融科技词典(见表1)。该词典包含“ABCD+”技术^③和金融科技应用两个方面合计50个关键词。

表1 金融科技词典的构建

分类	领域	关键词
“ABCD+” 技术	人工智能	人工智能、商业智能、机器学习、深度学习、语音识别、亿级并发 ^a 、自然语言处理
	区块链	区块链、数字货币、智能合约
	云计算	云计算、多方安全计算、分布式计算、类脑计算、流计算 ^b 、绿色计算 ^c 、内存计算、图计算、认知计算、融合架构 ^d
	大数据	大数据、文本挖掘、数据可视化、数据挖掘、图像理解、虚拟现实、异构数据
	互联技术	差分隐私技术 ^e 、物联网、信息物理系统、语义搜索
金融科技 应用	安全技术	身份验证、生物识别技术、大数据征信
		金融科技、NFC支付、第三方支付、互联网金融、量化金融 ^f 、在线支付、智能客服、智能数据分析、智能投顾、开放银行、网联、移动支付、移动互联、EB级存储、投资决策辅助系统、股权众筹融资

注: a 亿级并发是高并发的进阶版,高并发是使用技术手段使系统可以并行处理很多请求。b 流计算是对数据流进行处理,实时计算。c 绿色计算是在设计和使用计算机芯片、系统和软件的过程中最大限度地提高能效并减轻对环境的影响。d 融合架构是指在单个一体化基础架构中同时具备计算、存储、网络和虚拟化等资源和技术的架构。e 差分隐私技术是密码学中的一种手段,旨在提供一种当从统计数据库查询时,最大化提高数据查询的准确性,核心是给查询结果增加一定噪点。f 量化金融是投资管理的一个分支,它采用数学和统计方法来分析一系列资产类别的投资机会。

第二,根据本文调研数据的样本确定57家农商行名单,在百度新闻高级检索中分年份搜索县(市、区)名称+关键词,如搜索“宝应县+云计算”,获取2014—2020年同时包括“宝应县”和“云计算”两个关键词新闻页面的数量。

第三,利用Python网络爬虫技术,爬取百度新闻搜索页面的网页源代码并提取搜索的结果数量,随后将同一县(市、区)的所有关键词搜索结果数量进行加总,从而获得2014—2020年各县域的金

^①虽然部分文献使用数字普惠金融指数衡量金融科技发展水平,但是在严格意义上,数字普惠金融和金融科技本质上存在一定差异,使用数字普惠金融指数衡量金融科技发展水平可能不适合。金融科技更加侧重于科技,是通过研发新的科学技术,来应用到金融领域,而数字普惠金融更侧重于数字,是通过金融数据积累、分析、判断来服务金融。鉴于此,为确保研究内容的准确性和严谨性,本文采用文本挖掘法和Python网络爬虫技术构建县域金融科技指数。

^②参见《中国人民银行印发〈金融科技发展规划(2022—2025年)〉》(<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4438627/index.html>)、《国务院关于印发“十三五”国家科技创新规划的通知》(http://www.scio.gov.cn/xwfb/gwyxwbgswfbh/wqfbh_2284/2019n_5801/2019n01y14rxw/wjxgzc_5840/202207/t20220715_211497.html)和《工业和信息化部关于印发大数据产业发展规划(2016—2020年)的通知》(http://www.cac.gov.cn/2017-01/17/c_1120330820.htm)。

^③“ABCD+”技术包括人工智能(AI)、区块链(blockchain)、云计算(cloud)和大数据(big data)等。

融科技指标。本文参考李春涛等（2020）做法，将这一指标做对数化处理。同时，也有学者认为，金融科技与互联网金融、数字金融没有本质区别（黄益平和黄卓，2018），故本文在稳健性检验中使用北京大学县域数字普惠金融指数替换金融科技指标。

3.机制变量。为了探究金融科技对农商行绩效的影响机制，笔者分别从外部市场竞争和内部数字化转型两个角度进行分析，分别构建市场势力和农商行数字化转型变量开展机制检验。

本文使用勒纳指数衡量市场势力，该值越小，表示竞争越激烈。勒纳指数的计算公式为：

$$Lerner = \frac{P - MC}{P} \quad (1)$$

（1）式中： $Lerner$ 为勒纳指数； P 为边际价格，由非利息收入与利息收入相加除以资产总量计算得出； MC 为边际成本。本文参考边文龙等（2017），将超越对数成本函数设定为：

$$\begin{aligned} \ln TC = & \alpha_0 + \sum_{m=1}^2 \alpha_m \ln \omega_m + \beta \ln S + \frac{1}{2} \lambda (\ln S)^2 + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^2 \eta_{mn} \ln \omega_m \times \ln \omega_n \\ & + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^2 \gamma_m \ln \omega_m \times \ln S + \rho Trend + \frac{1}{2} \tau Trend^2 + \pi Trend \times \ln S \\ & + \sum_{m=1}^2 \phi_m Trend \times \ln \omega_m + \mu \end{aligned} \quad (2)$$

（2）式中： TC 为总成本，是利息支出与非利息支出之和； ω_m 和 ω_n 为投入品的价格，分别用利息支出与存款总额的比值和非利息支出与资产总额的比值来衡量； S 为银行的总产出，用总资产来衡量； $Trend$ 代表时间趋势， $Trend = Year - 2013$ ； m 和 n 代表不同的投入品； α_m 、 β 、 ρ 分别为投入一次项、产出一次项、时间一次项的系数； λ 、 η_{mn} 、 τ 分别为产出二次项、投入二次项、时间二次项的系数， γ_m 、 π 、 ϕ_m 分别为投入与产出交乘项、时间与产出交乘项、时间与投入交乘项的系数。对 S 求导，可得边际成本 MC 为：

$$MC = \frac{\partial TC}{\partial S} = \frac{TC}{S} \left[\beta + \lambda \ln S + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^2 \gamma_m \ln \omega_m + \pi Trend \right] \quad (3)$$

（3）式中符号的含义与（1）式和（2）式完全一致。

农商行数字化转型可通过其线上业务开展状况考察（董晓林等，2021），囿于数据可得性，本文选择线上转账业务占比、线上理财业务占比和线上支付业务占比指标，使用变异系数法来构建农商行数字化转型变量^①。

^①农商行数字化转型还处于“稚嫩期”，大多数农商行开展的线上贷款、线上保险等业务较少，存在数据缺失。数字化转型指数构建方法如下：第一步，使用各家农商行的第 i 项指标的标准差 σ 除以平均值 X_i 得出变异系数 $CV_i = \sigma_i / X_i^t$ ；第二步，对变异系数进行加总，得到每项指标的权重 $\omega_i = CV_i / \sum_{i=1}^3 CV_i$ ；第三步，使用线性阈值法对指标进行无量纲处理，得到数字化转型指数 $D_i = \omega_i (X_i - \text{Max}_i) / (\text{Max}_i - \text{Min}_i)$ ，其中， X 为第 i 项指标的实际值， Max 为最大值， Min 为最小值。

4.控制变量。农商行的涉农贷款规模和总资产收益率受到许多因素的影响，本文参考马九杰等（2020）和邱晗等（2018），从银行特征和县域经济发展特征两方面来选取控制变量。关于银行层面的控制变量，本文通过资产规模变量控制金融科技对农商行支农绩效和经营绩效的规模效应。同时，本文还控制拨备覆盖率和资本充足率。这些变量均为银行特征的重要变量，且与银行的支农绩效和经营绩效密切相关。关于县域层面的控制变量，本文在模型中纳入第一产业占比、第二产业占比、经济发展水平、金融发展程度和财政一般预算支出等变量以消除县域产业结构、经济发展水平和政府财政支持等对农商行绩效的影响。此外，本文还在模型中控制个体固定效应和时间固定效应。

变量定义与描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量定义与描述性统计

变量分类	变量名称	变量定义或计算方法	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	涉农贷款规模	涉农贷款余额（亿元）	114.203	98.014	4.351	453.378
	总资产收益率	净利润（亿元）与平均资产总额（亿元）的比值	0.111	0.041	0.026	0.236
解释变量	金融科技	运用 Python 网络爬虫技术和文本挖掘法构建	2.667	1.022	0	5.017
机制变量	市场势力	使用勒纳指数度量	0.236	0.105	0.003	0.510
	农商行数字化转型	使用变异系数法计算	0.031	0.012	0.007	0.555
控制变量	资产规模	银行资产规模（亿元）	412.934	495.676	360.902	2086.853
	资本充足率	所有者权益（亿元）与总资产（亿元）的比值（%）	14.069	2.011	7.330	19.320
	拨备覆盖率	贷款损失准备（亿元）与不良贷款（亿元）的比值（%）	241.686	88.990	68.510	535.160
	第一产业占比	第一产业总值（亿元）占地区生产总值（亿元）的比重	0.088	0.057	0	0.209
	第二产业占比	第二产业总值（亿元）占地区生产总值（亿元）的比重	0.453	0.066	0.145	0.596
	经济发展水平	地区人均生产总值（万元）	8.851	4.576	3.580	23.050
	金融发展程度	年末金融机构贷款余额（亿元）与地区生产总值（亿元）的比值	0.264	0.168	0.098	1.169
	财政一般预算支出	县级财政支出（亿元）	92.174	50.951	23.280	365.669

注：本文在回归中对涉农贷款规模、县域金融科技、资产规模、经济发展水平和财政一般预算支出变量取对数处理，其中涉农贷款规模、资产规模、经济发展水平和财政一般预算支出变量的单位为万元。

（二）数据来源与样本选择

本文研究使用的数据主要来源于三个方面：一是金融科技数据由笔者使用 Python 网络爬虫技术和文本挖掘法构建而得；二是县域经济金融数据来自《中国县域统计年鉴》（2015—2021 年，历年）；

三是江苏省农商行数据通过课题组向银行发放调查问卷获得^①。本文按以下步骤处理样本：剔除相关业务数据和财务数据缺失4年及以上的银行样本；为避免极端值的影响，本文对数据中所有连续变量进行1%缩尾处理。本文最终使用江苏省57家县域农商行^②2014—2020年的数据。

（三）模型设定与实证策略

双向固定效应模型可以减少遗漏变量偏差、解决面板数据的内生性问题、消除个体异质性与固定误差等。因此，本文构建双向固定效应模型来识别金融科技对农商行绩效的影响。

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FinTech_{i,t} + \alpha_2 county_{i,t} + \alpha_3 bank_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

（4）式中： i 为银行个体， t 为年份； $Y_{i,t}$ 为农商行的支农绩效和经营绩效； $FinTech_{i,t}$ 为金融科技； $county_{i,t}$ 和 $bank_{i,t}$ 分别为县域层面和银行层面的控制变量； α 为模型待估参数； μ_i 为个体固定效应； γ_t 为时间固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

四、回归结果分析

（一）基准回归结果分析

表3报告了金融科技对农商行绩效影响的基准回归结果。结果显示，金融科技对农商行涉农贷款规模和总资产收益率均产生了显著的负向影响。该结果与张正平和江千舟（2018）的研究结果保持一致。可能的原因是：农商行由于规模较小，难以与大型商业银行和金融科技公司竞争；加之“三农”客户天然存在弱质性，易受到金融排斥，而金融科技具有多元化服务、大数据分析的竞争优势，直接抢占农商行的长尾客户，使农商行发放的贷款数额减少，支农绩效也随之下降；此外，由于利率市场化，银行吸储能力降低，负债成本提高，客户流失与成本提高挤压了农商行的盈利空间，最终对农商行经营绩效也产生不利影响。总体来说，金融科技对农商行支农绩效和经营绩效产生负向冲击，假说H1得以验证。

表3 基准回归结果

变量	涉农贷款规模		总资产收益率	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
金融科技	-0.024**	0.011	-0.009*	0.005
资产规模	0.003	0.239	-0.039	0.061
资本充足率	0.002	0.006	-0.001	0.003

^①本文选取江苏省的县域作为调查区域，主要是基于以下考虑：其一，江苏省农商行在全国范围内总体来说发展较好，例如江阴农村商业银行、常熟农村商业银行等，同时也是全国最早实施农信社股份制改革的试点地区，且在全国范围内率先完成了全省县级农信社及农村合作银行的股份制改革（农信社改制为农商行），以江苏省县域作为调查区域能够较好地反映改革效果，且具有一定代表性。其二，江苏省经济发展水平地区差异明显，从北至南呈阶梯上升态势，能够体现不同经济发展水平下的农商行发展情况，在一定程度上可以映射全国层面不同经济发展水平的区域。

^②本文调研样本涉及江苏省57个县（市、区），包括苏南地区16个，苏中地区16个，苏北地区25个。

表 3（续）

拨备覆盖率	0.040	0.046	-0.001	0.001
第一产业占比	6.006*	3.039	-0.666	0.989
第二产业占比	0.435	0.899	0.157	0.165
经济发展水平	1.773***	0.450	-0.034	0.076
金融发展程度	3.645***	1.333	0.356	0.285
财政一般预算支出	-0.194	0.176	-0.036	0.027
个体固定效应	已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制	
观测值数	228		234	
R ²	0.601		0.188	

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

（二）稳健性检验

1. 更换核心解释变量度量方式。金融科技发展的主线是数字科技与普惠金融的结合，因此，有学者使用北京大学数字普惠金融指数作为衡量金融科技的代理变量（游家兴等，2023）。北京大学数字金融研究中心和蚂蚁集团研究院的研究团队基于层次分析法编制的 2011—2020 年“北京大学数字普惠金融指数”，包括中国省、地级市、县域 3 个层级，在总指数的基础上还提供了 3 个维度的二级指数（数字金融覆盖广度、使用深度和普惠金融数字化程度），能较全面地衡量地区数字普惠金融发展状况。考虑到金融科技对农商行业务冲击的多样性，本文选择县域层面的数字普惠金融总指数作为县域金融科技指标的替换变量，并采用双向固定效应模型进行回归，回归结果如表 4 所示。表 4 的结果与前文基准回归结果基本保持一致。

表 4 稳健性检验：更换核心解释变量的回归结果

变量	涉农贷款规模		总资产收益率	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
数字普惠金融指数	-0.399***	0.144	-0.96***	0.029
控制变量	已控制		已控制	
个体固定效应	已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制	
观测值数	235		237	
R ²	0.656		0.237	

注：***表示 1%的显著性水平。

2. 更换被解释变量度量方式。为保证回归结果的稳定性，本文更换被解释变量度量方式做进一步的稳健性检验。涉农主体包括企业、组织和农户，而考虑到农户为弱势群体，在分析金融科技对农商行支农绩效的影响时，本文重点关注农户的贷款情况。为此，本文使用农户贷款规模和涉农贷款占比替代涉农贷款规模，使用净资产收益率替代总资产收益率。回归结果如表 5 所示，与前文基准回归结果基本保持一致。

表 5 稳健性检验：更换被解释变量的回归结果

变量	农户贷款规模		涉农贷款占比		净资产收益率	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
金融科技	-1.176***	0.259	-0.179**	0.085	-0.005***	0.002
控制变量	已控制		已控制		已控制	
个体固定效应	已控制		已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值数	231		235		237	
R ²	0.719		0.456		0.394	

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

（三）内生性讨论

对于银行微观个体而言，县域层面的金融科技水平几乎为外生变量，但这并不能完全说明二者之间不存在可能的内生性问题。尽管本文同时控制了个体和时间固定效应，但仍可能存在遗漏变量问题，例如随时间变化的银行微观特征等，并且金融科技与农商行支农绩效和经营绩效之间可能存在反向因果关系。对于内生性问题，本文参考彭澎和徐志刚（2021）的处理方法，将农商行所在地级市除本县外的其他县的金融科技的均值（以下简称“除本县外的金融科技均值”）作为工具变量。此工具变量有两点好处：一是在相同地级市的县域经济水平和金融发展水平较相似，所以金融科技发展水平具有相关性；二是根据金融监管机构的规定，农商行业务不得跨县（市、区），应专注服务本地，因此其他县域的金融科技很难直接影响当地农商行的绩效水平，工具变量满足外生性的要求。

表 6 是使用工具变量法进行的 IV-2SLS 两阶段回归，由表 6（1）列回归结果可知，工具变量除本县外的金融科技均值显著且系数方向为正，意味着相同地级市内其他县域的金融科技发展水平越高，样本县域的金融科技发展水平也越高，这与预期一致。表 6（2）列和（3）列报告了使用工具变量法估计的第二阶段回归结果，可以看出，金融科技对农商行涉农贷款规模和总资产收益率的影响仍然显著且系数方向为负，与基准回归结果基本保持一致。Cragg-Donald Wald F 统计量和 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量的值均表明，不存在弱工具变量问题。在内生性问题处理之后，回归结果仍然可以说明，金融科技会对农商行绩效产生负向冲击。

表 6 金融科技对农商行绩效影响的 IV-2SLS 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段 金融科技	第二阶段 涉农贷款规模	第二阶段 总资产收益率
除本县外的金融科技均值	0.883*** (0.043)		
金融科技		-0.785** (0.331)	-0.004** (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制

表 6（续）

个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	315	315	315
Cragg-Donald Wald F		1039.939	1050.955
Kleibergen-Paap rk Wald F		412.907	414.212
R ²		0.536	0.474

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号中的数值为稳健标准误。

五、机制分析与异质性分析

（一）影响机制分析

1.外部冲击：市场势力。基于前文分析可知，国有银行、大型股份制银行往往资金雄厚、数字化基础设施完善、专业人才丰富等，在金融市场上具有绝对优势。随着大量银行系金融科技公司诞生并进军农村金融市场，新兴的金融科技模式与传统银行在业务渠道获客等层面形成一定程度的竞争，给商业银行的业务拓展和传统获客带来一定的市场挤出。金融科技凭借金融服务优势直接抢占了农商行的市场份额，提高了农村金融市场的竞争程度。因此，本文以市场势力作为被解释变量，直接检验金融科技对农商行绩效的影响。回归结果如表 7（1）列所示，金融科技对农商行市场势力的影响显著且系数方向为负。可能的原因是：相对于软信息优势，金融科技通过创造“硬信息”催生金融服务多元化的竞争优势，与传统金融机构形成竞争，分流了农商行的县域金融市场份额，对农商行绩效产生威胁。这说明，金融科技削弱了农商行的市场势力，导致农商行的市场份额减少，绩效水平下降。

2.内部调节：农商行数字化转型。金融科技引致的农商行市场势力减弱对其绩效水平产生“阻力”，同时，也可能倒逼农商行进行数字化转型，为提升绩效带来“契机”。本文构建农商行数字化转型指数，并将“金融科技×农商行数字化转型”交乘项纳入模型进行验证。回归结果如表 7（2）列和（3）列所示，可以看出，“金融科技×农商行数字化转型”交乘项显著且系数方向为正。这说明，农商行数字化转型确实能提升其绩效水平。其中可能的原因是：农商行采用线上线下相结合的业务模式，减少了经营成本和扩大了服务边界；通过大数据、信息收集和农户信用评级等方式可以减少用户与银行之间的信息不对称，使农商行的金融服务能力增强，绩效水平得到提升。

表 7 影响机制分析回归结果

变量	（1） 市场势力	（2） 涉农贷款规模	（3） 总资产收益率
金融科技	-0.118*** (0.045)	-0.692*** (0.134)	-0.049 (0.034)
农商行数字化转型		-0.645*** (0.228)	-0.077 (0.047)

表 7 (续)

金融科技×农商行数字化转型		0.142*** (0.050)	0.017* (0.010)
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	237	149	191
R ²	0.419	0.676	0.427

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平。②括号中的数值为稳健标准误。

(二) 进一步分析：金融科技能否倒逼农商行数字化转型

前文结果表明，县域金融科技发展对农商行绩效具有负向影响，但也带来了农商行数字化转型的良好机遇。在人工智能、云计算和大数据的背景下，银行数字化转型可以将技术与服务实现有效融合，减少经验成本和提升服务效率。因此，当地区金融科技发展到一定程度后，农商行也会开展数字化转型，进而提升绩效水平。基于此，本文初步判断，金融科技对农商行绩效的影响可能是非线性的。

本文进一步将金融科技的二次项加入回归模型，以进一步检验金融科技对农商行绩效的影响是否存在拐点，回归结果如表 8 所示。回归结果表明，金融科技显著且系数方向为负，金融科技的二次项显著且系数方向为正，所以，金融科技与农商行绩效呈正 U 型关系。随着金融科技不断发展，金融科技对农商行绩效存在先抑制后促进的非线性影响。其中的逻辑关联可能是：金融科技的出现重塑了农村金融市场格局，外部市场竞争者先行利用金融科技抢占市场份额，提升其在农村金融市场的市场势力，导致农商行的市场份额流失，市场势力减弱可能威胁到农商行的生存空间，从而倒逼农商行进行数字化转型，进而使农商行绩效出现先下滑、后缓慢上升的情况。

表 8 金融科技与农商行绩效的正 U 型关系回归结果

变量	涉农贷款规模		总资产收益率	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
金融科技	-0.077**	0.033	-0.025***	0.008
金融科技的二次项	0.016*	0.009	0.004**	0.002
控制变量	已控制		已控制	
个体固定效应	已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制	
观测值数	228		234	
R ²	0.609		0.207	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

在金融科技对农商行市场势力产生冲击之下，农商行绩效下滑，如何突破瓶颈、“破茧重生”成为农商行面临的普遍挑战。为了验证金融科技发展是否会倒逼农商行进行数字化转型，本文进一步检验两者之间的关系。由于倒逼效应在时间上存在滞后性，因此本文将当期的金融科技与前置一期和前

置二期的农商行数字化转型进行回归，回归结果如表 9 所示。由回归结果可以看出，金融科技对农商行数字化转型前置二期的影响显著且系数方向为正，一定程度上说明金融科技存在倒逼农商行进行数字化转型以提升其绩效的可能。究其原因，可能是外部市场竞争者先行利用金融科技抢占农商行市场份额，市场势力减弱使农商行陷入“生存危机”，从而倒逼农商行进行数字化转型以增强市场势力。然而，银行在进行数字化转型的过程中，需投入大量的人力、物力和财力，大多数农商行规模较小、人才匮乏导致其数字化水平较低，但由于金融科技的冲击又“不得不转”，因此金融科技倒逼农商行数字化转型的效果可能存在时滞。

表 9 金融科技对农商行数字化转型影响的回归结果

变量	前置一期农商行数字化转型		前置二期农商行数字化转型	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
金融科技	-0.018	0.120	0.355*	0.178
控制变量	已控制		已控制	
个体固定效应	已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制	
观测值数	125		100	
R ²	0.576		0.593	

注：*表示 10%的显著性水平。

（三）异质性分析

1. 区域异质性。样本所在的江苏省苏南地区、苏中地区和苏北地区^①区域间经济与金融发展格局有较大差异，存在一定的地域梯度，经济发展水平依次降低。为此，本文将样本按照苏南地区、苏中地区和苏北地区分组并分别进行回归，结果如表 10 所示。结果显示，在苏北地区，金融科技对农商行涉农贷款规模和总资产收益率的影响较大，而在苏南地区和苏中地区，金融科技对农商行涉农贷款规模和总资产收益率的影响不显著。这说明，在经济发展水平高的县域，金融科技对农商行支农绩效和经营绩效的冲击较弱。原因可能在于：经济发展水平高的县域通常拥有强大的经济实力和稳定的经济增长，这为银行提供了更好的运作环境，如经济发展水平高的县域农商行有相对健全的金融体系，当外部市场环境发生变化时，它们能较快做出反应，这些因素有助于农商行更好地应对潜在的外部冲击。

表 10 基于地区差异的异质性分析

变量	苏南地区		苏中地区		苏北地区	
	涉农贷款规模	总资产收益率	涉农贷款规模	总资产收益率	涉农贷款规模	总资产收益率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
金融科技	-0.175 (0.210)	-0.027 (0.027)	-0.301 (0.216)	-0.032 (0.043)	-0.545*** (0.160)	-0.087*** (0.032)
控制变量	已控制		已控制		已控制	

^①江苏省的苏南地区、苏中地区和苏北地区是按照地理位置进行划分的。苏南地区包括苏州市、无锡市、常州市、镇江市和南京市；苏中地区包括扬州市、泰州市和南通市；苏北地区包括淮安市、宿迁市、盐城市、连云港市和徐州市。

表 10 (续)

个体固定效应	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
观测值数	54	84	64	102	117	158
R ²	0.655	0.505	0.889	0.672	0.618	0.297

注：①***表示1%的显著性水平。②括号中的数值为稳健标准误。

2. 资产规模异质性。农商行资产规模的不同会对其经营和发展产生一系列的影响，理论上讲，资产规模不同的银行通常在竞争优势、经济效益、技术投资能力、风险管理能力以及与其他机构建立合作伙伴关系等方面存在差异，而这些因素是银行能否实现支农与商业可持续双重目标（周月书和彭媛媛，2017）、提升绩效的重要影响因素。为此，本文将考察金融科技对农商行绩效的影响是否因其资产规模的不同而存在差异。本文分年度按照农商行资产规模的中位数将样本分为高资产规模组和低资产规模组，分组回归结果如表 11 所示。表 11 的（3）和（4）列结果显示，在低资产规模组中，金融科技显著且估计系数为负。这说明，相较于资产规模较大的农商行，金融科技对资产规模较小农商行绩效的冲击更大。可能的原因是：较大规模的农商行通常在市场上具有更强的竞争优势，它们拥有更多的资源和资金，能够更好地投资于技术、人才和渠道拓展，也更容易引入和应用新技术，包括数字化银行平台、电子支付系统和风险管理工具等。这些技术投资能力使得较大规模的农商行能够更好地适应金融科技变革和客户需求，从而提供更多样化和优质的金融产品和服务。然而，资产规模较小的农行业务资源有限、抵御风险能力较差，容易受到外部市场竞争环境变化的影响，因此金融科技对其绩效的冲击较大。

表 11 基于农商行资产规模的异质性分析

变量	高资产规模组		低资产规模组	
	涉农贷款规模 (1)	总资产收益率 (2)	涉农贷款规模 (3)	总资产收益率 (4)
金融科技	-0.080 (0.177)	-0.024 (0.026)	-0.416*** (0.117)	-0.059** (0.026)
控制变量	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
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	88	160	147	184
R ²	0.703	0.459	0.634	0.352

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号中的数值为稳健标准误。

六、结论与启示

本文使用江苏省 57 家农村商业银行 2014—2020 年的面板数据，基于 Python 网络爬虫技术和文本挖掘法构建县域金融科技指数，实证检验金融科技对农商行支农绩效和经营绩效的影响及其作用机制。

研究结论如下：第一，金融科技对农商行实现双重目标产生不利影响，具体表现为金融科技对农商行支农绩效和经营绩效产生负面冲击。第二，机制分析发现，金融科技会削弱农商行市场势力，进而对其支农绩效和经营绩效产生“阻力”，这种负面效应会因地区差异和银行资产规模不同而变化，地区经济发展水平低、银行资产规模小的农商行负面效应较强。第三，进一步分析发现，金融科技与农商行的支农绩效和经营绩效存在正 U 型关系，金融科技倒逼银行数字化转型，从而为其提升支农绩效和经营绩效带来“契机”。

基于以上研究结论，本文得到如下政策启示。一是农商行不同于其他商业银行，应考虑其定位和职责的特殊性。一方面，政府和监管机构应加强对农商行的支持，根据不同地区和不同规模农商行的需求和特点，制定差异化的政策支持措施，以帮助农商行更好地应对金融科技的负面冲击。另一方面，农商行是服务“三农”的主力军，应引导农商行在面对金融科技冲击时，发挥自身天然的“地缘”和“亲缘”软信息优势，坚守支农支小战略定位，下沉服务重心，降低服务门槛，把银行的服务从“窗口”送到“村口”，从线下扩展到线上。二是积极支持和推动农商行数字化转型。一方面，支持农商行加快数据化转型，激活农商行数据资源要素，如推动数据共享、拓宽场景应用、强化数据安全，在依法合规的前提下，支持其做好客户信息保护，提升数据的挖掘能力和治理水平。另一方面，加强农商行与金融科技公司的合作，发挥资源配置的最优化，以提升服务“三农”的效率和机构的盈利水平。同时，需要引导农商行进一步强化风险管理制度，建立新型数字化风险管理体系。

参考文献

- 1.边文龙、沈艳、沈明高，2017：《银行业竞争度、政策激励与中小企业贷款——来自 14 省 90 县金融机构的证据》，《金融研究》第 1 期，第 114-129 页。
- 2.崔恒瑜、王雪、马九杰，2021：《数字金融发展能否在农村金融市场发挥“鲶鱼效应”——来自中国农信机构的证据》，《经济理论与经济管理》第 12 期，第 30-41 页。
- 3.董晓林、张晔、徐虹，2021：《金融科技发展能够帮助小微企业度过危机吗？——基于新冠肺炎疫情的准自然实验》，《经济科学》第 6 期，第 73-87 页。
- 4.顾海峰、杨立翔，2018：《互联网金融与银行风险承担：基于中国银行业的证据》，《世界经济》第 10 期，第 75-100 页。
- 5.郭品、沈悦，2019：《互联网金融、存款竞争与银行风险承担》，《金融研究》第 8 期，第 58-76 页。
- 6.韩庆藩，2021：《规模扩张能提升农信社盈利水平吗？》，《中国农村经济》第 10 期，第 106-124 页。
- 7.何广文，2004：《中国农村金融转型与金融机构多元化》，《中国农村观察》第 2 期，第 12-20 页。
- 8.何广文、何婧、郭沛，2018：《再议农户信贷需求及其信贷可得性》，《农业经济问题》第 2 期，第 38-49 页。
- 9.黄益平、黄卓，2018：《中国的数字金融发展：现在与未来》，《经济学（季刊）》第 4 期，第 1489-1502 页。
- 10.李春涛、闫续文、宋敏、杨威，2020：《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》，《中国工业经济》第 1 期，第 81-98 页。

- 11.林乐芬、法宁, 2015:《新型农业经营主体融资难的深层原因及化解路径》,《南京社会科学》第7期,第150-156页。
- 12.刘俊杰、李超伟、韩思敏、张龙耀, 2020:《农村电商发展与农户数字信贷行为——来自江苏“淘宝村”的微观证据》,《中国农村经济》第11期,第97-112页。
- 13.马九杰、元浩、吴本健, 2020:《农村金融机构市场化对金融支农的影响:抑制还是促进?——来自农信社改制农商行的证据》,《中国农村经济》第11期,第79-96页。
- 14.彭澎、徐志刚, 2021:《数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗?》,《经济评论》第1期,第82-95页。
- 15.邱晗、黄益平、纪洋, 2018:《金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角》,《金融研究》第11期,第17-29页。
- 16.田雅群、何广文、范亚辰、刘昶, 2023:《“省直管县”财政体制改革有利于打赢蓝天保卫战吗——基于县域空气质量的研究》,《中国农村经济》第3期,第101-119页。
- 17.王小华、邓晓雯、周海洋, 2022:《金融科技对商业银行经营绩效的影响:促进还是抑制》,《改革》第8期,第141-155页。
- 18.吴非、胡慧芷、林慧妍、任晓怡, 2021:《企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据》,《管理世界》第7期,第130-144页、第10页。
- 19.谢平、邹传伟、刘海二, 2012:《互联网金融模式研究》,《金融研究》第12期,第11-22页。
- 20.熊健、张晔、董晓林, 2021:《金融科技对商业银行经营绩效的影响:挤出效应还是技术溢出效应?》,《经济评论》第3期,第89-104页。
- 21.游家兴、林慧、柳颖, 2023:《旧貌换新颜:金融科技与银行业绩——基于8227家银行支行的实证研究》,《经济学(季刊)》第1期,第177-193页。
- 22.张宁、张兵、吴依含, 2022:《农户信用评级对农村商业银行绩效的影响——基于典型试验区的追踪调查》,《中国农村经济》第10期,第102-123页。
- 23.张一林、郁芸君、陈珠明, 2021:《人工智能、中小企业融资与银行数字化转型》,《中国工业经济》第12期,第69-87页。
- 24.张正平、江千舟, 2018:《互联网金融发展、市场竞争与农村金融机构绩效》,《农业经济问题》第2期,第50-59页。
- 25.张正平、夏海、毛学峰, 2020:《省联社干预对农信机构信贷行为和盈利能力的影响——基于省联社官网信息的文本分析与实证检验》,《中国农村经济》第9期,第21-40页。
- 26.中国普惠金融研究院, 2020:《数字普惠金融助力县域产业发展》, <http://www.cafi.org.cn/upload/file/20201125/1606277351372087.pdf>。
- 27.周立, 2020:《中国农村金融体系的政治经济逻辑(1949~2019年)》,《中国农村经济》第4期,第78-100页。
- 28.周月书、彭媛媛, 2017:《双重目标如何影响了农村商业银行的风险?》,《中国农村观察》第4期,第102-115页。
- 29.Billon, M., R. Marco, and F. Lera-Lopez, 2009, “Disparities in ICT Adoption: A Multidimensional Approach to Study the Cross-Country Digital Divide”, *Telecommunications Policy*, 33(10-11): 596-610.

- 30.Boot, A., P. Hoffmann, L. Laeven, and L. Ratnovski, 2021, “Fintech: What’s old, What’s new?”, *Journal of Financial Stability*, Vol. 53, 100836.
- 31.Cheng, M., and Y. Qu, 2020, “Does Bank FinTech Reduce Credit Risk? Evidence from China”, *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 63, 101398.
- 32.Goldstein, I., W. Jiang, and G. A. Karolyi, 2019, “To FinTech and Beyond”, *The Review of Financial Studies*, 32(5): 1647-1661.
- 33.Jagtiani, J., and C. Lemieux, 2017, “Fintech Lending: Financial Inclusion, Risk Pricing, and Alternative Information”, Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper No. 17-17, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3005260.
- 34.Ren, B., L. Li, H. Zhao, and Y. Zhou, 2018, “The Financial Exclusion in the Development of Digital Finance——A Study Based on Survey Data in the Jingjinji Rural Area”, *The Singapore Economic Review*, 63(1): 65-82.
- 35.Thakor, A. V., 2020, “Fintech and Banking: What Do We Know?”, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 41, 100833.
- 36.Vives, X., 2017, “The Impact of Fintech on Banking”, *European Economy*, (2): 97-105.

（作者单位：南京农业大学金融学院）

（责任编辑：柳 荻）

“Opportunity” or “Obstacle”? The Impact of Fintech on the Performance of Rural Commercial Banks: An Example from Jiangsu Province

LIU Dan YOU Jia ZHANG Longyao

Abstract: Fintech has reshaped the order and pattern of competition in the financial market, which is expected to become an important driving force for China’s county-level financial transformation and rural inclusive financial reform. Based on the panel data of 57 rural commercial banks in Jiangsu Province from 2014 to 2020, this paper uses Python web crawler technique and text mining method to construct a county-level financial technology index, and investigates the impact of financial technology on the performance of rural commercial banks in supporting agriculture and operating and its mechanisms. The results show that financial technology has a negative impact on the performance of rural commercial banks in supporting agriculture and operating, and this negative impact varies across different regions and scales of bank assets. This conclusion is still valid after using the instrumental variable method to address the endogeneity problem and a series of robustness tests. The mechanism analysis finds that financial technology weakens the market power of rural commercial banks and generates “resistance” to their performance in supporting agriculture and operating, but the change in market power of banks forces the digital transformation of rural commercial banks, bringing “opportunities” for them to improve their performance in supporting agriculture and operating. Therefore, this study provides positive practical implications for the government to better promote the development of financial technology at the county level and the digital transformation of rural commercial banks.

Keywords: Fintech; Rural Commercial Banks; Performance in Supporting Agriculture; Digital transformation

区域市场整合与中国企业资本配置效率*

——基于中国 A 股上市公司的经验证据

蔡 真¹ 万 兆²

摘要：本文基于中国 A 股上市公司 2007—2020 年数据，通过实证分析全面揭示区域市场整合对中国企业资本配置效率的影响和作用机制。本文研究发现：区域市场整合有助于提升中国企业资本配置效率。在作用机制方面，区域市场整合优化了企业所处地区的制度环境，提升了微观企业跨区域设厂投资的规模效应和资本利用效率，同时降低了企业的债务成本和权益资本成本，从而提升了企业资本配置效率。异质性分析表明，区域市场整合对民营企业、对地区经济贡献较低的企业、垄断行业企业和中西部地区企业资本配置效率提升作用更加显著。经济后果分析发现，区域市场整合对企业资本配置效率的提升作用有助于提高企业全要素生产率，同时也有助于降低企业的财务风险和经营风险。本文研究为推动区域市场整合、提升企业资本配置效率、促进中国经济高质量发展、提升经济发展的安全性和韧性提供了一定经验证据与政策启示。

关键词：区域市场整合 企业资本 配置效率 实物资本回报 企业资本成本

中图分类号：F273.4; F832.48 **文献标识码：**A

一、引言

在中国改革开放与全面建设社会主义现代化国家的历史进程中，各地区普遍存在一定程度的市场分割。相邻省份间的“以邻为壑”政策与中国经济转轨背景下行政权力下放、官员考核制度导向有关，地方政府基于保护本地产业、提高地区就业率和促进地区经济增长等目标，存在刻意构筑贸易壁垒、施行地方保护主义和制造市场分割的动机（赵奇伟和熊性美，2009）。研究表明：市场分割对经济增长的影响呈倒 U 型，即在经济发展的早期市场分割对经济增长有促进作用，而当经济发展到某一临界值时，市场分割将产生反向作用；早期市场分割的促进作用还通过经济开放程度进一步强化，这意味着地方政府通过国外市场的规模效应替代国内市场（陆铭和陈钊，2009）。中国经济进入新发展阶段，已成为全球

*本文研究受到中国社会科学院创新工程项目“健全金融监管体制，防范系统性金融风险”（编号：2018JRSA01）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：万兆。

第二的超大规模经济体。同时，国际环境充满不确定性，逆全球化趋势更加明显。在这样的背景下，市场分割对经济增长的正向影响显然越过了临界值。2020年10月，党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》首次提出，加快构建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^①。构建“以国内大循环为主体”的新发展格局，其中一项重要举措是推进国内市场整合，充分发挥国内市场一体化的规模效应。2022年4月，《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》发布，要求“打破地方保护和市场分割，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，加快建设高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场”^②。2023年1月，习近平在中共中央政治局第二次集体学习时明确指出：“防止各地搞自我小循环，打消区域壁垒，真正形成全国统一大市场。”^③

通过区域市场整合优化社会资源配置，促进微观主体高质量发展、提升经济发展的安全性和韧性是“全国统一大市场”期望实现的重要政策目标。区域市场整合是指在考虑地理、社会文化、行政管理等因素影响的情况下，某一地区与周围地区的市场具有较高的一体化程度，本地与外地商品能够较为通畅地在一体化市场中流入、流出（卞元超和白俊红，2021a）。区域市场整合可以在宏观、中观和微观3个层面对经济产生积极影响。在宏观层面，国内市场分割放大了外需萎缩对经济增长的负面影响，而全国统一大市场可以使经济增长率下降幅度减少2/3；在中观层面，市场分割对产业结构高级化存在明显抑制作用，因此为促进产业结构高级化应发挥区域市场整合的助推作用；在微观层面，区域市场整合会通过多种渠道和方式对企业生产经营产生影响（陈斌开和赵扶扬，2023；宿伟健等，2023）。较高级度的市场整合有助于促进外地资本流入，并挤出经营低效且占用资源（例如政府补贴、信贷支持）的企业（马新啸等，2022）。较低程度的市场整合会限制企业异地子公司建立（曹春方等，2015），增加企业的市场退出概率与生存风险（卞元超和白俊红，2021a）。

现有文献关于区域市场整合的讨论主要集中于宏观和中观层面，微观层面的研究主要集中于商品流通和企业跨区经营，而中共中央、国务院对建设“全国统一大市场”的要求还包括“促进商品要素资源在更大范围内畅通流动”^④。刘志彪和孔令池（2021）研究表明，中国要素市场的分割程度高于商品市场，且要素市场的分割程度未出现收敛趋势。以土地市场为例，国有建设用地、集体经营性建设用地、农村宅基地三者产权不完全程度有异，构建城乡统一的建设用地市场还要经历一个长期过程（林超，2018）。因此，构建全国统一大市场的重点在于要素市场。已有文献表明，市场整合、市场准入管制放松可以促进企业全要素生产率提升（余泳泽等，2022）。资本是带动各类生产要素集聚配置的

^①参见《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》，https://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content_5556991.htm。

^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》，http://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content_5684385.htm。

^③资料来源：《习近平主持中共中央政治局第二次集体学习并发表重要讲话》，https://www.gov.cn/xinwen/2023-02/01/content_5739555.htm。

重要纽带^①，那么，区域市场整合后，企业资本配置效率能否得到提升呢？

资本配置效率是衡量资本运行效率的重要指标。从微观层面讲，企业投资是未来现金流量的主要来源，是构成微观经济主体成长的基础。高效率的资本配置是公司投资成功的关键（陈德球等，2012）。从宏观层面讲，资本配置效率提高意味着在社会资本总量不发生变动的情况下，资本能够在长期利润信号的驱使下在各部门之间高效流动，使资源配置到效益好、效率高并且具有较高成长性的产业部门中去，进而推动经济增长集约化（韩立岩和王哲兵，2005）。资本配置效率在微观和宏观层面具有重要意义，因而学者们展开了企业资本配置效率影响因素的研究，而这些研究对“区域市场整合如何影响资本配置效率”也具有启发意义。第一，在宏观政策方面，陈德球等（2017）从政策不确定性角度展开研究，发现地方官员变更引起的不确定性会降低企业资本配置效率。钱雪松等（2018）以十大产业振兴规划的出台为自然实验，通过对照研究发现，十大产业振兴规划的出台通过资本配置效率渠道对企业全要素生产率产生了影响，它主要通过政府直接干预发挥作用。宏观不确定性和政府干预会降低企业资本配置效率，而区域市场整合后邻近省份的政策更趋于一致，政府的不当干预减少，企业生产经营面临的不确定程度降低，这是否会提升企业资本配置效率呢？第二，在市场方面，张安军和叶彤（2022）研究表明，产品市场竞争与企业资本配置效率存在正向关系。杨笋等（2017）研究发现，利率市场化有助于中国企业降低非效率投资，它的作用机制是利率市场化通过完善资本价格形成机制更好地调节资本供求，最终抑制非效率投资。以上研究表明，无论是产品市场还是要素市场，市场化程度提高后企业资本配置效率均会得到提升。那么，区域市场整合会在更大范围内提高市场化程度，这是否会带来企业资本配置效率的提升呢？第三，在微观主体方面，民营企业资本配置效率和资本投资相对于国有企业对政策变动更为敏感（陈德球和李思飞，2012）。祁怀锦等（2019）研究发现，在较好的制度环境背景下，国有企业混合所有制改革有助于提升企业资本配置效率，这说明民营企业比国有企业更善于把握制度环境优化带来的机遇，进而提升资本配置效率。区域市场整合后，高效率的民营资本在更大范围内提高配置效率，这或将从异质性角度进一步佐证区域市场整合的作用。

目前，已有文献并未直接探讨区域市场整合对要素（尤其是资本）市场的影响；而关于企业资本配置效率影响因素的研究，则主要集中于政策和微观主体层面，市场层面的研究也未从区域市场整合展开。那么，区域市场整合能否提升企业资本配置效率？针对这一问题，目前还没有系统的研究结论。鉴于此，本文基于2007—2020年中国沪深A股上市公司数据，全面揭示区域市场整合对企业资本配置效率的影响、作用机制、异质性特征和经济后果。

本文可能的创新点如下：首先，本文从微观视角出发，研究区域市场整合对企业资本配置效率的影响，这为既往宏观研究提供微观证据支撑。其次，相对于以往文献主要从实物资本角度测算资本配置效率（Wurgler，2000），本文对企业资本配置效率的测算还包括金融层面。在机制分析中，本文尝试从地区制度环境、微观企业实物资本回报率和金融融资成本3个方面展开研究，这丰富了企业资本

^①资料来源：《习近平主持中共中央政治局第三十八次集体学习并发表重要讲话》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-04/30/content_5688268.htm。

配置效率影响因素的相关研究。最后，本文通过异质性分析，为统一大市场建设和打通制约经济循环的关键堵点提供相关支撑；本文通过经济后果分析，尝试验证区域市场整合对经济高质量发展和增加经济发展韧性的意义，这为进一步推动全国统一大市场建设提供了理论依据。

二、理论分析与研究假说

关于资本配置效率的定义可以从宏观与微观两个层面来看。从宏观层面来看，由于金融资本获取的利润实际上是一种租金，是对剩余价值的分割，因此在宏观上度量资本配置效率往往考察的是实物资本的边际产出，最常用的指标是增量资本产出率。进一步地，基于“资本边际收益率均一化”的动态思想，Wurgler（2000）将资本配置效率定义为一个过程，即在总资本一定的前提下，资本配置效率的提高意味着，资本能够在利润信号的引导下高效流动，并向收益较高的部门配置。从微观层面来看，企业资本配置效率具有宏观资本配置效率相同的含义，即在一定约束条件下最大化实物资本的投入产出比。除此之外，企业作为微观主体，在考虑实物资本回报的同时，不得不考虑融资决策。在现代公司财务理论中，企业的投资决策、融资决策和股利分配决策被称为公司经营过程中最重要的三大决策。由于股利是否分配对应着公司是否进行内部股权再融资，企业资本配置效率可以理解为“以最小的资本成本，同时获取最大的实物资本回报”。

资本的本质是获取利润。上文的分析表明，资本应以最高效的方式追求利润为目标，即提高资本配置效率。马克思在《资本论》中指出：“如果有 10% 的利润，资本就会保证到处被使用；有 20% 的利润，资本就能活跃起来。”^①资本不停地运动，是实现价值增值的手段，而市场分割显然阻碍了资本运动。市场分割会通过贸易壁垒、价格限制等多种方式影响中国企业的生产经营行为（李善同等，2004），这明显降低了企业资本配置效率。市场分割还限制了“资本要素流动”，褚保金和莫媛（2011）实证揭示了资本在农村区域分割下流通不畅的现实。在金融市场分割的条件下，本地国有企业更易享受低息信贷资源，而其他企业融资成本较高（刘志彪和孔令池，2021）。

区域市场整合后原本的地方保护主义被打破，地区制度环境明显优化。一方面，制度环境的优化降低了企业跨区域经营的制度性障碍，企业可以借助跨区域经营的规模效应提升实物资本回报。具体地，通过在更大范围内实现跨区域设厂投资，企业可以提升生产规模（胡芊芊等，2022）、提高产能利用率（卞元超和白俊红，2021a）、降低成本（李彬和郑雯，2018），进而提升资本配置效率。另一方面，在公平的市场竞争环境下，企业经营活力会被激发，进而通过提升实物资本利用效率的方式增加投资回报，提升资本配置效率。区域市场整合还可以打破行政性信贷配给制度，使得金融资源的流动更加充分，区域内信贷软约束问题得到缓解（马新啸等，2022），因此，区域市场整合可能从降低资本成本方面提升微观主体资本配置效率。基于以上分析，本文提出研究假说 H1。

H1：区域市场整合有助于提升中国企业资本配置效率。

^① 《马克思恩格斯全集》第 5 卷，人民出版社 2009 年版，第 871 页。

区域市场整合带来的直接影响是地区制度环境优化,表现为政府不当干预减少、地区市场环境改善,这是提升企业资本配置效率的直接方式。“僵尸企业”是地方政府对经济不当干预的产物,它的存在会侵占同一市场中其他企业的市场份额与金融资源。区域市场整合意味着地方政府降低对本地区有限资源的分配管理权(曹春方等,2015),减少对于市场竞争规则的不当干预,如补贴“输血”行为。因此,地区市场整合有利于“僵尸企业”出清,提升该地区企业配置资源的能力。此外,地方政府保护还会使企业在国内跨地区经营时面临极高的交易成本(包括熟悉异地市场规则、法律规范的相关成本),甚至高于跨国经营的成本(宋渊洋和黄礼伟,2014)。区域市场整合后各地市场规则趋于一致,跨区经营的交易成本降低。政府创造的公平竞争环境,有利于减少贪腐、败德等行为,使企业将更多精力集中于生产经营(姜付秀等,2009),从而提升企业资本配置效率。基于以上分析,本文提出研究假说 H1a。

H1a: 区域市场整合可以通过减少政府对市场的不当干预、提升市场公平竞争程度等方式促进企业提升资本配置效率。

区域市场整合使得原有的进入壁垒被打破,在微观层面形成资本配置效率提升的第一条渠道,即资本和商品可以在更大范围内流动,这使实物资本回报得以提升,从而提升企业资本配置效率。实物资本回报提升的路径包括两条:跨区域设厂投资带来的规模效应和实物资本利用效率提升。马克思、恩格斯在《共产党宣言》中指出:“不断扩大产品销路的需要,驱使资产阶级奔走于全球各地。它必须到处落户,到处开发,到处建立联系。”^①区域市场整合后企业可以更容易跨区域设厂投资,企业的生产规模和市场价值得以提升(胡芊芊等,2022)。区域市场整合有助于提升企业产品的市场需求空间,对那些过剩产能进行消化,从而提高产能利用率(卞元超和白俊红,2021a)。与此同时,企业跨区经营可使生产成本降低,因为企业管理者可以按照不同地区的比较优势和资源禀赋实现生产流程的合理布局,这为企业节约生产成本提供了途径(李彬和郑雯,2018)。销售扩大和资源整合带来的成本效应可以使企业获取溢价,实现资本利用效率的改善。因此,在跨区域设厂投资的规模效应和实物资本利用效率上升的共同作用下,企业资本配置效率会得到提升。基于以上分析,本文提出研究假说 H1b。

H1b: 区域市场整合可以通过跨区域设厂投资的规模效应和实物资本利用效率提升共同提高实物资本回报,从而提升企业资本配置效率。

区域市场整合后在微观层面形成资本配置效率提升的第二条渠道,即不仅实物资本和商品跨区域的流动效率提高,而且金融资本也在更大范围内流动,这将促进企业的资本成本降低,从而提升企业资本配置效率。企业的资本成本包括债务成本和权益资本成本。在债务成本方面,银行信贷是企业债务融资的主渠道,然而,中国企业在较长时期内面临信贷配给的困境,这种由政府干预的银行“理性”行为明显地扭曲了资源配置。区域市场整合后,当地企业获得的非正常信贷支持水平降低(马新啸等,2022),信贷配给缓解;另外,银行也通过扩大横向边界分摊经营成本(白仲林等,2018):这两个

^① 《马克思恩格斯选集》第1卷,人民出版社1995年版,第276页。

因素都使得企业债务成本降低。在权益资本成本方面,发展前景不被看好的公司通常需要以高股利分配的方式吸引投资者(范海峰和石水平,2016),这意味着它们具有较高的权益资本成本;高成长性公司往往采取低股利分配的政策,这意味着它们具有较低的权益资本成本。区域市场整合后,企业将面对更加宽广的发展空间,成长潜力不再被抑制,这有助于降低权益资本成本。基于以上分析,本文提出研究假说 H1c。

H1c: 区域市场整合可以通过减少债务成本和权益资本成本的共同作用降低企业资本成本,从而提升企业资本配置效率。

三、研究设计与数据来源

(一) 变量定义

1.被解释变量。关于资本配置效率的测度方法大致包括三类:第一,宏观方法,主要对增量资本产出率直接进行计算(例如 Toh and Ng, 2002)。第二,只考虑实物资本回报的微观方法,这类方法主要采取数据包络分析计算资本配置效率(例如 Farrell, 1957)。由于本文对微观企业资本配置效率进行测度,同时要考虑资本配置成本,故不采取上述两类方法。第三,考虑了资本成本影响的微观方法。典型的包括 Richardson (2006) 的投资期望模型和 McLean et al. (2012) 的投资—投资机会敏感性模型,这类模型方程左边为企业新增投资,方程右边包含企业成长性指标托宾 Q 值以及其他相关变量。它们之所以被归为考虑资本成本的微观方法,是因为托宾 Q 值反映了二级市场对公司估值的影响,实际上反映了权益资本的回报要求。本文认为在计算企业资本配置效率时考虑资本市场的影响是必要的,但这类方法隐含的假设存在明显缺陷:其一,该方法假设金融市场是完美的,这显然过于理想化;其二,它假定金融市场运行的摩擦程度与实物资本运行的摩擦程度是相等的,而前者显然小于后者。

鉴于上述方法的缺陷,本文参考祁怀锦等(2019)的做法,采用企业投资回报率与资本成本率对比的方式来反映企业资本配置效率。具体地,本文分别使用企业投资回报率与资本成本率的比值与差值衡量中国企业资本配置效率。企业投资回报率用总资产收益率度量,计算方法如下:

$$ROTA_{i,t} = \frac{NETPROFIT_{i,t}}{ASSET_{i,t}} \quad (1)$$

(1) 式中: $ROTA_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的投资回报率, $NETPROFIT_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的净利润, $ASSET_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的资产总额。

企业资本成本率用加权平均资本成本度量。具体地,先分别计算债权资本成本与权益资本成本,再依据债权资本与权益资本在总资本中的权重计算加权平均资本成本。其中,考虑到采用市盈率与增长比率法(price/earnings to growth ratio, 简称“PEG 法”)计算的企业权益资本成本,更符合中国资本市场的实际情况,可靠性较高(李慧云和刘镛,2016),因此本文使用 PEG 法计算权益资本成本。权益资本成本的计算方法如下:

$$PEG_{i,t} = \sqrt{\frac{FEPS_{i,t+2} - FEPS_{i,t+1}}{P_{i,t}}} \quad (2)$$

(2) 式中: $PEG_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的权益资本成本, $FEPS_{i,t+2}$ 、 $FEPS_{i,t+1}$ 为 i 公司 $t+2$ 、 $t+1$ 时期分析师预测的每股收益, $P_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的股票价格。

加权平均资本成本的计算方法如下:

$$WACC_{i,t} = \left(\frac{IE_{i,t} + CE_{i,t}}{DEBT_{i,t}} \right) \times \left(\frac{DEBT_{i,t}}{ASSET_{i,t}} \right) \times (1 - TC_{i,t}) + PEG_{i,t} \times \left(\frac{EQUITY_{i,t}}{ASSET_{i,t}} \right) \quad (3)$$

(3) 式中: $WACC_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的加权平均资本成本; $IE_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的利息支出; $CE_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的资本化利息; $DEBT_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的负债总额, 即债权资本; $TC_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的所得税率; $EQUITY_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的权益总额, 即权益资本; $ASSET_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的资产总额, 即总资本。其他符号含义与 (2) 式中相同。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为区域市场整合程度。参考陆铭和陈钊 (2009)、刘京军和张健 (2022) 的做法, 本文以中国 A 股上市企业所在省份的区域市场整合程度作为核心解释变量。具体地, 基于数据完整性考虑, 本文根据不同省份 20 种商品的价格指数计算区域市场整合程度。

首先, 本文先依次计算出相邻省份间所有商品在特定时期相对价格一阶差分值的绝对值, 计算方法如下:

$$|\Delta Q_{l,j,t}^k| = \left| \ln \left(\frac{P_{l,t}^k}{P_{l,t-1}^k} \right) - \ln \left(\frac{P_{j,t}^k}{P_{j,t-1}^k} \right) \right| \quad (4)$$

(4) 式中: $|\Delta Q_{l,j,t}^k|$ 为 t 时期相邻省份 l 与 j 间第 k 类商品相对价格一阶差分值的绝对值, $P_{l,t}^k$ 、 $P_{l,t-1}^k$ 分别为省份 l 第 k 类商品 t 时期、 $t-1$ 时期的价格指数, $P_{j,t}^k$ 、 $P_{j,t-1}^k$ 分别为省份 j 第 k 类商品 t 时期、 $t-1$ 时期的价格指数。

其次, 考虑到商品内在特征可能造成的商品价格变动, 本文通过去均值法剔除影响各类商品价格变动的一致性因素。去均值法的做法为: 依据给定年度、给定商品种类求该类商品在所有相邻省份间一阶差分值绝对值的均值, 再分别用相邻省份间一阶差分值绝对值减去该均值。具体计算方法如下:

$$q_{l,j,t}^k = |\Delta Q_{l,j,t}^k| - \overline{|\Delta Q_t^k|} \quad (5)$$

(5) 式中: $q_{l,j,t}^k$ 为 t 时期剔除一致性因素后第 k 类商品相对价格的变动部分, $\overline{|\Delta Q_t^k|}$ 为 t 时期第 k 类商品在所有相邻省份间一阶差分值绝对值的均值, 其他符号含义与 (4) 式中相同。

再次, 本文计算相邻省份间 20 种商品价格的方差, 并按照省份合并计算其算术平均值, 具体计算方法如下:

$$VAR(q)_{l,t} = \frac{\sum_{j=1}^N var(q_{l,j,t}^k)}{N} \quad (6)$$

(6) 式中: $VAR(q)_{l,t}$ 为 t 时期 l 省份的 N 个相邻省份商品价格方差的均值, $var(q_{l,j,t}^k)$ 为 t 时期 l 与 j 两个相邻省份 20 类商品价格的方差。

最后, 借鉴刘京军和张健(2022)的做法, 本文将这一算术平均值乘以-100 实现正向化, 得到区域市场整合指数, 具体计算方法如下:

$$MID_{l,t} = VAR(q)_{l,t} \times (-100) \quad (7)$$

(7) 式中: $MID_{l,t}$ 为 t 时期 l 省份的区域市场整合程度, 其他符号的含义与 (6) 式中相同。

3. 控制变量。参考祁怀锦等(2019)的做法, 为保证估计结果尽可能准确, 本文控制了如下变量: 资产负债率、资产规模、固定资产比率、销售利润率、现金流水平、营业收入增长率、上市年限、董事会规模、大股东持股、托宾 Q 值、产权性质。本文也控制了地区层面可能的如下影响因素: 地区经济总量、人均地区生产总值、地区财政支出、地区产业结构、地区外商投资、地区金融发展水平。此外, 本文还控制了年度固定效应和行业固定效应, 以消除无法观测的、不随年度和行业变化的因素对估计结果产生的影响。

(二) 数据来源

基于会计信息可比性以及公司财务、地区数据可得性考虑, 本文以 2007—2020 年中国沪深 A 股上市公司为样本进行研究。本文的样本筛选过程如下: ①剔除金融行业样本; ②剔除处于特别处理、退市预警、暂停上市状态的样本; ③剔除数据异常的样本; ④剔除数据缺失的样本。经过上述处理, 本文最终得到 17117 个观测值。为减小极端值对研究结论的影响, 本文对所有连续变量进行了 1%与 99%水平上的缩尾处理。

为尽可能保证研究数据的完整性、准确性, 本文中的 A 股上市公司数据来自万得数据库和中国资本市场与会计研究数据库^①。具体地, 本文中的上市公司财务数据来源于万得数据库, 上市公司股权、治理指标数据来源于中国资本市场与会计研究数据库。地区层面商品价格数据来源于中国资本市场与会计研究数据库中区域经济数据库模块的分省份商品零售价格指数子模块。企业异地子公司数据来源于中国研究数据服务平台^②的上市公司参控股公司数据库模块。地区金融机构贷款数据来源于各省(区、市)统计年鉴中的金融业统计部分(2008—2021 年, 历年)。其他数据来源于《中国统计年鉴》(2008—2021 年, 历年), 具体地, 地区生产总值来源于国民经济核算部分, 人口数据来源于人口统计部分, 财政数据来源于财政统计部分, 外商投资数据来源于对外经济贸易部分。

^①万得数据库官方网站: <https://www.wind.com>。中国资本市场与会计研究数据库官方网站: <http://www.csmar.com>。

^②中国研究数据服务平台官方网站, <https://www.cnrds.com>。

（三）模型设定

为检验基本研究假说，本文构建了如下基准模型：

$$ECA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MID_{i,t} + \sum \alpha_i CONTROLS_{i,t} + YEAR_FE + INDUS_FE + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

（8）式中： $ECA_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的资本配置效率代理变量， $MID_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期所在省份的区域市场整合程度代理变量， $CONTROLS_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的所有控制变量， $YEAR_FE$ 和 $INDUS_FE$ 分别为年度固定效应和行业固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的随机干扰项。为控制可能存在的截面相关问题，本文所有回归均对标准误进行了基于公司层面的聚类处理。

为验证作用机制假说，本文参考江艇（2022）的做法，构建了如下机制模型：

$$MECHANISM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MID_{i,t} + \sum \beta_i CONTROLS_{i,t} + YEAR_FE + INDUS_FE + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

（9）式中： $MECHANISM_{i,t}$ 为 i 公司 t 时期的机制变量，其他符号含义与（8）式保持一致。

（四）描述性统计

表 1 中列示了本文主要研究变量定义与描述性统计。由被解释变量资本配置效率（比值）和资本配置效率（差值）的描述性统计结果可见，中国 A 股上市公司在资本配置效率方面存在较大差异。区域市场整合程度的描述性统计结果表明，中国不同地区之间的市场整合程度同样存在较大差异，区域市场整合有待进一步推进。以上主要变量所表现出的差异性为后续的研究分析奠定了基础。本文详细核查和比对了其他变量的描述性统计结果，所有变量的统计分布均符合实际情况。

表 1 变量定义与描述性统计

变量类别	变量名称	含义或度量方法	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	资本配置效率（比值）	企业投资回报率与资本成本率的比值	0.75	0.80	-2.31	3.25
	资本配置效率（差值）	企业投资回报率与资本成本率的差值	-0.02	0.05	-0.19	0.11
核心解释变量	区域市场整合程度	采用价格指数法计算	-0.04	0.02	-0.27	-0.01
公司控制变量	资产负债率	企业负债总额与资产总额的比值	0.47	0.19	0.05	0.89
	资产规模	企业资产总额（万亿元）	0.02	0.06	0.00	612.00
	固定资产比率	企业固定资产净额与资产总额的比值	0.23	0.17	0.00	0.71
	销售利润率	企业利润总额与销售总额的比值	0.11	0.15	-0.94	0.61
	现金流水平	企业经营性现金流净额与资产总额的比值	0.05	0.07	-0.18	0.25
	营业收入增长率	企业营业收入的年增长率	0.18	0.32	-0.57	1.72
	上市年限	将企业上市天数年化（年）	10.46	6.65	1.14	26.01
	董事会规模	企业董事会人数（人）	8.86	1.79	5	15
	大股东持股	企业第一大股东持股比例	0.36	0.15	0.09	0.76
	托宾 Q 值	企业期末市场价值与资产总额的比值	1.96	1.18	0.86	8.52
	产权性质	若企业属于国有企业，变量取值 1，否则取值为 0	0.41	0.49	0	1

表 1 (续)

地区控制变量	地区经济总量	地区生产总值 (万亿元)	4.07	2.76	0.03	11.08
	人均地区生产总值	地区生产总值与地区人口的比值 (万元)	6.99	3.42	0.69	16.49
	地区财政支出	地区财政支出与地区生产总值的比值	0.19	0.09	0.09	1.38
	地区产业结构	地区第三产业产值与第二产业产值的比值	1.40	0.98	0.50	5.30
	地区外商投资	地区外商投资与地区生产总值的比值	0.61	0.47	0.05	5.71
	地区金融发展水平	地区金融机构贷款总额与地区生产总值的比值	3.58	1.57	1.29	8.13

注：资产规模、地区经济总量、人均地区生产总值在后文回归时以“元”为单位并进行取对数处理，上市年限、董事会规模在后文回归时进行取对数处理。

四、回归结果分析

(一) 基准回归结果分析

表 2 为本文基准回归结果。如表 2 回归 1 所示，区域市场整合程度在 1%的水平上对资本配置效率（比值）具有显著的正向影响，且系数为 0.851。这一实证结果的经济含义为，在控制其他变量不变的情况下，企业所在地区的区域市场整合程度每增加 1 个单位，资本配置效率（比值）提升约 0.85 个单位。如表 2 回归 2 所示，区域市场整合程度在 1%的水平上对资本配置效率（差值）具有显著的正向影响，且系数为 0.055。这一实证结果的经济含义为，在控制其他变量不变的情况下，企业所在地区的区域市场整合程度每增加 1 个单位，资本配置效率（差值）提升约 0.06 个单位。以上结果表明，区域市场整合程度可以显著提高企业的资本配置效率。本文研究假说 H1 得到初步验证。

表 2 市场整合对企业资本配置效率影响的基准回归结果

变量	回归1 资本配置效率（比值）		回归2 资本配置效率（差值）	
	系数	t统计量	系数	t统计量
区域市场整合程度	0.851***	3.158	0.055***	3.302
资产负债率	0.109**	2.117	0.035***	11.775
资产规模	0.046***	5.135	0.002***	5.094
固定资产比率	-0.503***	-9.485	-0.030***	-9.747
销售利润率	3.125***	45.205	0.189***	45.822
现金流水平	2.449***	22.354	0.157***	24.865
营业收入增长率	0.231***	13.703	0.013***	13.452
上市年限	-0.017	-1.612	-0.001*	-1.654
董事会规模	0.092***	2.765	0.007***	3.827
大股东持股	0.432***	8.684	0.027***	9.235
托宾 Q 值	0.138***	18.055	0.009***	22.411

表2 (续)

产权性质	0.051***	2.718	0.005***	4.500
地区经济总量	0.025	1.462	0.001	0.749
人均地区生产总值	0.011	0.378	0.002	1.048
地区财政支出	0.098	0.797	0.004	0.669
地区产业结构	-0.023	-1.550	-0.001	-1.571
地区外商投资	0.005	0.238	-0.000	-0.345
地区金融发展水平	0.009	0.777	0.000	0.553
常数项	-2.161***	-3.979	-0.198***	-6.519
年度固定效应	已控制		已控制	
行业固定效应	已控制		已控制	
观测值数	17117		17117	
调整后的R ²	0.569		0.572	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②t统计量聚类到公司层面。

(二) 稳健性检验

1. 替换资本配置效率变量。为提高研究结论的稳健性，本文参考 Richardson (2006) 的做法，构建投资期望模型以企业非效率投资水平衡量企业资本配置效率。具体地，企业的非效率投资水平越低，企业资本配置效率越高。同时，本文也参考 McLean et al. (2012)、陈德球等 (2017) 的做法构建投资—投资机会敏感性模型，检验在区域市场整合的影响下托宾 Q 值（投资机会）与企业投资规模之间的敏感性，若托宾 Q 值与区域市场整合程度的交乘项显著且系数方向为正，则表明区域市场整合显著提高了投资机会与投资行为之间的敏感性，企业资本配置效率也得到提高。经以上两个模型检验，区域市场整合程度可以显著促进企业资本配置效率提升，替换资本配置效率变量后，本文的研究结果比较稳健^①。

2. 替换区域市场整合程度变量。考虑到各地区之间经济规模、人口因素的差异会影响区域市场整合程度，本文参考刘京军和张健 (2022) 的做法，以各地区人口总数、地区生产总值为权重重新计算地区市场整合程度指标。本文在替换核心解释变量后使用 (8) 式对基本研究假说进行重新验证。实证结果表明，区域市场整合程度显著促进企业资本配置效率提升。更换核心解释变量后本文的研究结果依然具有稳健性。

3. 滞后控制变量。考虑到本文的被解释变量企业资本配置效率为使用公司财务数据计算出的指标，以及本文存在多个控制变量也使用公司财务信息，故基本研究结论可能存在反向因果、样本选择偏差等内生性问题。为进一步验证研究结果的稳健性，本文将所有公司层面控制变量滞后一期，使用 (8) 式对基本研究假说进行重新检验。实证结果表明，区域市场整合程度依然显著促进企业资本配置效率提升。

^①限于篇幅，本文的部分稳健性检验结果从略。

4.剔除特殊年份数据。考虑到2008年美国“次贷危机”通过外贸渠道对中国实体经济造成了较大负面冲击,金融全球化导致的连锁反应也使得中国金融市场在外部冲击下波动加剧,进而影响了实体企业的债务与权益融资成本。此外,2013年银行“钱荒”事件^①加剧了中国企业面临的“融资难”“融资贵”困境(蔡真,2013)。考虑到极端金融事件可能会对当年企业资本配置效率造成较大影响,因此本文剔除2008年与2013年两年的观测值,并使用(8)式对基本研究假说进行重新检验。实证结果表明,区域市场整合程度可以显著促进企业资本配置效率提升。

5.增加固定效应维度。为保证研究结果的稳健性,本文进一步进行增加固定效应的稳健性检验。一方面,为防止未控制地区固定效应可能导致的遗漏变量问题干扰本文研究结论,本文在基准模型的基础上,进一步控制地区固定效应。由表3回归1、回归2可知,核心解释变量区域市场整合程度对企业资本配置效率(比值)和资本配置效率(差值)具有正向影响。另一方面,为防止未控制公司固定效应可能导致的遗漏变量问题干扰本文研究结论,本文在基准模型中控制时间和行业固定效应的基础上,进一步控制公司固定效应。由表3回归3、回归4可知,核心解释变量区域市场整合程度对企业资本配置效率(比值)和资本配置效率(差值)具有正向影响。上述结果表明,区域市场整合程度显著促进企业资本配置效率提升,增加固定效应维度后,本文研究结果依然稳健。

表3 增加固定效应的稳健性检验回归结果

变量	回归1 资本配置效率 (比值)	回归2 资本配置效率 (差值)	回归3 资本配置效率 (比值)	回归4 资本配置效率 (差值)
区域市场整合程度	0.685** (2.516)	0.040** (2.354)	0.442* (1.671)	0.035** (2.147)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
公司固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	未控制	未控制
观测值数	17117	17117	17117	17117
调整后的R ²	0.571	0.574	0.693	0.703

注:①**和*分别表示5%和10%的显著性水平。②括号内为聚类到公司层面的t统计量。

6.使用倾向得分匹配法。考虑到研究结果可能受样本选择偏误、模型设定偏误等内生性问题干扰,本文进一步使用倾向得分匹配法对基准回归的研究结果进行稳健性检验。具体地,本文按照每年区域市场整合程度的年度中位数,将全国所有地区划分为高区域市场整合程度地区和低区域市场整合程度

^①2013年6月20日,上海银行间同业拆放隔夜利率由前一日的7.66%飙升至13.44%,此前5月的平均利率为2.92%,银行间市场出现流动性危机。此次流动性危机之所以称为“钱荒”,不仅是因为它对货币市场的影响,更重要的是该影响还传导到股票市场、银行理财产品市场、资金信托市场等,产生了更广泛的影响(蔡真,2013)。

地区，并将高区域市场整合程度地区划分为实验组，否则划分为控制组。接着，本文使用 Logit 模型，将所有公司层面控制变量和地区经济总量、人均地区生产总值、地区财政支出设置为协变量，并在控制年度、行业固定效应的情况下计算每个观测值的倾向得分。使用倾向得分匹配法匹配后的实验组与控制组样本特征差异性显著降低，且均满足共同支撑与平衡性假设。最后，本文对经卡尺内（卡尺范围 0.05）1 对 1、1 对 2 最近邻匹配法匹配后的样本，使用（8）式再次进行回归^①。

表 4 回归 1、回归 2 两列为经卡尺内 1 对 1 最近邻匹配法匹配后的回归结果，回归 3、回归 4 两列为经卡尺内 1 对 2 最近邻匹配法匹配后的回归结果。回归 1 至回归 4 中解释变量区域市场整合程度均至少在 5% 水平上对企业资本配置效率具有显著的正向影响。本文基本研究假说 H1 得到进一步验证。

表 4 基于倾向得分匹配法的稳健性检验回归结果

变量	回归1 资本配置效率 (比值)	回归2 资本配置效率 (差值)	回归3 资本配置效率 (比值)	回归4 资本配置效率 (差值)
区域市场整合程度	0.776** (2.211)	0.051** (2.428)	0.793** (2.561)	0.055*** (2.817)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	8515	8515	12293	12293
调整后的R ²	0.573	0.574	0.572	0.574

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为聚类到公司层面的 t 统计量。③部分企业未成功匹配到控制组，因此部分观测值缺失。

7. 安慰剂检验。为检验企业资本配置效率的提升是否受不可观测变量以及全国范围内的政治、经济等宏观环境因素影响，本文进一步对基准回归结果进行了安慰剂检验。具体地，本文为每个企业在每一年度随机匹配了一个地区层面的市场整合程度。接着，本文依据所有基准回归控制变量以及年度固定效应、行业固定效应，将资本配置效率（比值）作为被解释变量抽样回归 1000 次，将回归结果中的核心解释变量系数与 t 值保留并作图^②。图 1（a）显示，解释变量区域市场整合程度的系数均值接近于 0（0.007），图 1（b）中的 t 值均值同样接近于 0（0.040），两图大体均呈均值为 0 的正态分布。安慰剂检验的结果表明，随机抽样的区域市场整合程度不会显著影响企业资本配置效率。在考虑不可观测变量以及宏观共同影响因素后，研究结论依然稳健。

^①本文也使用核匹配法、熵平衡匹配法进行了稳健性检验，得到了一致的研究结论。

^②资本配置效率（差值）作为被解释变量时同样可以通过安慰剂检验，限于篇幅结果略去。

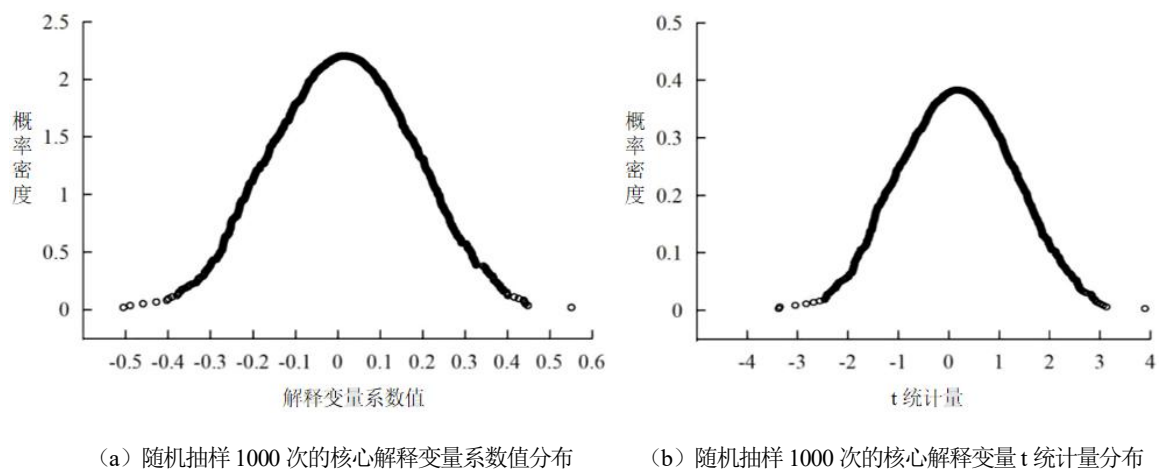


图 1 基于安慰剂测试的稳健性检验结果

8.使用工具变量法。为缓解本文可能存在的遗漏变量、样本选择偏差等导致的内生性问题，本文进一步使用工具变量法进行稳健性检验。具体地，本文选择滞后三期的市场整合程度作为内生变量的第一个工具变量（工具变量 1），企业所在地区市场整合程度与样本市场整合程度均值差值的三次方作为内生变量的第二个工具变量（工具变量 2）。工具变量的选择原因如下：同一地区的市场整合程度可能存在跨期关联性，因而滞后三期的市场整合程度与当期的市场整合程度可能存在一定相关性。同时，市场整合程度的三期滞后项与当期扰动项不相关，故满足外生性要求。Lewbel（1997）使用内生变量离差的三次方构建工具变量，这一工具变量的特点在于不需要借助外部因素且具有强相关性 with 外生性特征。

如表 5 回归 1 所示，在第一阶段的回归中两个工具变量均在 1%的水平上对区域市场整合程度具有正向影响。回归结果分别通过了 Wald 弱工具变量检验、工具变量识别不足检验与工具变量过度识别检验，以上结果表明本文选择的两个工具变量是有效的。如表 5 回归 2、回归 3 所示，第二阶段回归中，核心解释变量区域市场整合程度均至少在 5%的水平上对企业资本配置效率具有显著的正向影响。以上结果表明，在通过工具变量法解决内生性问题后，本文的研究假说再次得到验证。

表 5 基于工具变量法的稳健性检验回归结果

变量	回归1 区域市场整合程度		回归2 资本配置效率（比值）		回归3 资本配置效率（差值）	
	系数	t统计量	系数	t统计量	系数	t统计量
工具变量1	0.131***	15.780				
工具变量2	30.618***	30.050				
区域市场整合程度			1.013**	2.220	0.085***	2.950
控制变量	已控制		已控制		已控制	
年度固定效应	已控制		已控制		已控制	
行业固定效应	已控制		已控制		已控制	

表 5 (续)

Kleibergen-Paap Wald F统计量	491.169		
Kleibergen-Paap rk LM p值	0.000		
Hansen-J p值	0.480		
观测值数	17117	17117	17117

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②t 统计量聚类到公司层面。

(三) 作用机制分析

1.地区制度环境机制分析。依据本文的理论分析，资本跨区配置的主要障碍是政府不当干预。而政府不当干预的具象化表现即“僵尸企业”的存在。区域市场整合有利于出清“僵尸企业”，降低企业成本；同时，区域市场整合有利于创造公平竞争环境，激发企业经营活力。两者的共同作用可以提升企业资本配置效率。

为检验这一机制，本文参考李俊成和王文蔚（2022）的做法，通过过度借贷法识别“僵尸企业”，并以地区“僵尸企业”数量占地区企业总数的比重衡量地方政府对于市场的不当干预程度。本文参考牛志伟等（2023）的做法，借鉴赫芬达尔指数的计算方法，按照地区上市公司营业收入计算地区市场公平竞争程度。该指标为负向指标，本文将其乘以-1 正向化。本文将“僵尸企业”占比与市场公平竞争程度加入（9）式进行机制检验。如表 6 回归 1、回归 2 所示，区域市场整合程度至少在 1%的水平上对地区“僵尸企业”占比具有显著的负向影响，对市场公平竞争程度具有显著的正向影响。以上结果表明，区域市场整合有利于减少政府不当干预、提升地区公平竞争环境，改善企业所处地区的制度环境，本文研究假说 H1a 得到验证。

2.微观具体路径机制分析。区域市场整合有助于打破原有市场壁垒，使资本和商品在更大范围内流动。具体地，企业通过跨区域设厂投资带来的规模效应和实物资本利用效率的改善共同提高实物资本回报率，进而提升企业资本配置效率。本文参考曹春方等（2015）的做法，以异省子公司数量占上市公司子公司总数的比例衡量企业跨区配置实物资本的能力。参考以往文献，本文所指的上市公司子公司是指上市公司持股比例不低于 50%，且处于正常经营状态的上市公司控股公司。本文以总资产周转率衡量企业对实物资本的使用效率。为验证以上机制，本文使用机制模型（9）式进行检验。如表 7 回归 1、回归 2 所示，区域市场整合分别在 5%和 1%的水平上对企业异省子公司占比和总资产周转率具有正向影响。以上结果表明，区域市场整合打破了原有市场壁垒，显著提升了企业跨区设厂投资实现规模效应的能力，同时也显著提升了企业对有限资本的利用效率。本文研究假说 H1b 得到验证。

表 6 地区制度环境机制检验的回归结果

变量	回归1 “僵尸企业”占比		回归2 市场公平竞争程度	
	系数	t统计量	系数	t统计量
区域市场整合程度	-0.108***	-3.231	0.106***	3.451
控制变量	已控制		已控制	
年度固定效应	已控制		已控制	

表 6 (续)

行业固定效应	已控制	已控制
观测值数	17115	17117
调整后的R ²	0.227	0.736

注：①***表示 1%的显著性水平。②t 统计量聚类到公司层面。③个别企业缺少足够数据通过过度借贷法计算“僵尸企业”指标，因此个别观测值缺失。

依据本文的理论分析，区域市场整合不仅打破实物资本和商品跨区域流动的障碍，也使得金融资本在更大范围内流动。区域市场整合后，信贷市场的竞争更加激烈，这有助于降低企业有息债务融资成本。同时，企业面对更加宽广的发展空间，成长潜力不再被抑制，这有助于它们吸引外部资本注资，降低权益资本成本。在有息债务成本和权益资本成本降低的共同作用下，企业有望实现资本成本的大幅降低，从而提升企业资本配置效率。具体地，本文参考许晓芳等（2020）的做法，使用有息负债利息率衡量企业有息负债成本。参考李慧云和刘镡（2016）的做法以 PEG 法计算企业权益资本成本，并使用机制模型（9）式进行检验。如表 7 回归 3、回归 4 所示，区域市场整合程度分别在 10%和 5%的水平上对有息负债利息率与权益资本成本具有显著的负向影响。以上结果表明，区域市场整合显著降低了企业的资本成本。本文研究假说 H1c 得到验证。

表 7 微观具体路径机制检验的回归结果

变量	回归 1 异省子公司占比	回归2 总资产周转率	回归3 有息负债利息率	回归4 权益资本成本
区域市场整合程度	0.414** (2.420)	0.554*** (2.916)	-0.022* (-1.691)	-0.039** (-2.116)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	17117	17117	17117	17117
调整后的R ²	0.162	0.411	0.080	0.267

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为聚类到公司层面的 t 统计量。

（四）异质性分析

1. 基于企业产权性质的异质性分析。在中国的经济制度背景下，不同产权性质企业面临的外部制度环境存在着显著差异，这一差异使得不同产权性质企业的投融资行为同样存在显著差异。陈德球和李思飞（2012）认为，相对于国有企业，民营企业的投资行为受地方政府的影响更大，造成这一现象的原因与民营企业受到更高的投资机会限制有关。在市场分割的背景下，金融资源的配置受到政府干预，民营企业面临较高的融资约束与融资成本。相较于国有企业，区域市场整合后民营企业将面对更宽广的需求市场，并且在资本配置方面有更多选择，民营企业有望实现较高幅度的资本配置效率提升。

基于上述分析,参考陈德球等(2012)的做法,本文依据上市公司实际控制人身份,将所有样本企业划分为国有企业与民营企业。如表8回归2、回归4所示,区域市场整合程度在民营企业组中均在1%的水平上对企业资本配置效率具有显著的正向影响,组间系数差异也在1%的水平上显著。以上结果表明,区域市场整合对企业资本配置效率的正向促进作用在民营企业中更为显著。

表8 基于企业产权性质的异质性检验回归结果

变量	回归1	回归2	回归3	回归4
	国有企业 资本配置效率(比值)	民营企业 资本配置效率(比值)	国有企业 资本配置效率(差值)	民营企业 资本配置效率(差值)
区域市场整合程度	0.239 (0.606)	1.206*** (3.495)	0.028 (1.174)	0.063*** (2.844)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	7054	10063	7054	10063
调整后的R ²	0.559	0.597	0.566	0.593
组间系数差异	-0.967***		-0.034***	

注:①***表示1%的显著性水平。②括号内为聚类到公司层面的t统计量。

2.基于企业经济贡献的异质性分析。制度环境是影响企业资本配置效率的重要外在因素。在分税制改革、行政权力下放、经济发展考核机制的作用下,地方政府为稳固税基、保障地方就业、促进经济增长,会将能帮助实现自身执政目标的企业视为重点保护对象,并对其提供各类显性、隐性担保与支持(卞元超和白俊红,2021a)。而这些对市场资源分配的不当干预手段,正是造成地方市场垄断、中小企业经营活力不足、金融资源分配不公的重要原因。区域市场整合后,政府对市场资源分配的干预减少。在此背景下,经济贡献较为弱势的企业会面对更加公平的制度环境。公平的制度环境有利于激发企业经营活力、降低企业经营成本,进而实现资本配置效率的显著提升。

基于上述分析,本文设置企业税收贡献、就业贡献、生产总值贡献三个虚拟变量。具体地,本文参考张爱萍和胡奕明(2021)的做法,若公司当年缴纳税金合计高于年度一行业中位数,则税收贡献虚拟变量取值为1,否则取值为0;若公司当年员工总数高于年度一行业中位数,则就业贡献虚拟变量取值为1,否则取值为0;若公司当年销售收入与存货变动之和高于年度一行业中位数,则生产总值贡献虚拟变量取值为1,否则取值为0。本文将以上3个虚拟变量加总,若公司得分高于年度一行业中位数,则属于经济贡献强势组,否则属于经济贡献弱势组。如表9回归2、回归4所示,区域市场整合程度在经济贡献弱势组中均在1%的水平上对企业资本配置效率具有显著的正向影响,组间系数差异在1%的水平上显著。以上结果表明,区域市场整合对企业资本配置效率的正向促进作用在地区经济贡献弱势的企业中更为显著。

表 9 基于企业经济贡献的异质性检验回归结果

变量	回归 1	回归2	回归3	回归4
	经济贡献强势 资本配置效率（比值）	经济贡献弱势 资本配置效率（比值）	经济贡献强势 资本配置效率（差值）	经济贡献弱势 资本配置效率（差值）
区域市场整合程度	0.490 (1.283)	1.058*** (3.039)	0.025 (1.195)	0.074*** (3.306)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	7492	9625	7492	9625
调整后的R ²	0.605	0.573	0.616	0.568
组间系数差异	-0.568***		-0.049***	

注：①***表示 1% 的显著性水平。②括号内为聚类到公司层面的 t 统计量。

3. 基于行业垄断程度的异质性分析。区域市场整合有利于地区间生产要素流通和企业间公平竞争。在市场分割的环境下，地方政府会构筑贸易壁垒限制外地企业进入，在相对封闭的市场中本地企业较少受外地企业威胁，容易垄断市场、获取超额利润。当市场整合后，外地企业可以进入本地市场，而本地企业为提升竞争力也会开拓外部市场、前往异地配置资源。对于所在行业垄断程度较低的企业而言，其面临更为激烈的市场竞争环境，这类企业资本配置效率普遍较高，因而对于市场整合的敏感度较低。相反，对于所在行业垄断程度较高的企业而言，市场整合意味着竞争压力增加，它们更有动力优化经营模式、提升管理效率，通过多种方法提升资本配置效率。

参考屈依娜和陈汉文（2018）的做法，本文使用市场集中度衡量企业所在行业的垄断程度。具体地，本文以行业中主营业务收入前四大企业所占市场份额衡量行业垄断情况，并以年度中位数将所有行业划分为高垄断程度行业与低垄断程度行业。如表 10 回归 1、回归 3 所示，区域市场整合程度在行业垄断程度较高组中均在 1% 的水平上对企业资本配置效率具有显著的正向影响，组间系数差异在 1% 的水平上显著。以上结果表明，区域市场整合对企业资本配置效率的正向促进作用在高垄断行业企业中更为显著。

表 10 基于行业垄断程度的异质性检验回归结果

变量	回归 1	回归2	回归3	回归4
	行业垄断程度高 资本配置效率（比值）	行业垄断程度低 资本配置效率（比值）	行业垄断程度高 资本配置效率（差值）	行业垄断程度低 资本配置效率（差值）
区域市场整合程度	1.205*** (2.687)	0.588* (1.837)	0.078*** (2.689)	0.041** (2.125)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制

表 10 (续)

观测值数	5227	11647	5227	11647
调整后的R ²	0.578	0.567	0.576	0.572
组间系数差异	0.617***		0.037***	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为聚类到公司层面的 t 统计量。③中国资本市场与会计研究数据库提供的行业集中度指标存在行业层面缺失值，因此部分观测值缺失。

4.基于企业区位的异质性分析。受历史、自然、政策等因素影响，相较中西部地区，中国东部地区的区域市场整合程度更高（卞元超和白俊红，2021b）。具体地，中国东部地区的市场化程度较高、营商环境相对优越、制度环境相对透明，企业更容易熟悉市场环境（宋渊洋和黄礼伟，2014）。造成这一现实差异的原因与中国经济发展不均衡有关。中西部地区相较东部地区发展滞后，地方政府为保护本地企业、防止优质资源外流，会刻意制造市场分割，保护本地经济发展利益。在此背景下，中西部地区企业一方面由于市场环境相对封闭，经营活力难以得到激发；另一方面配置资源的渠道受限，融资成本难以降低。综上所述，本文预期区域市场整合有助于缓解中国中西部企业面临的经营困境，实现资本配置效率的显著提升。

本文依据上市公司办公地址所在地，将所有样本划分为东部地区组与中西部地区组。具体地，东部地区省份包括北京、天津、河北、辽宁、山东、浙江、上海、江苏、福建、广东、海南，其余省份为中西部地区省份。如表 11 回归 2、回归 4 所示，区域市场整合程度在中西部地区组中至少在 5%的水平上对企业资本配置效率具有显著的正向影响，组间系数差异至少在 10%的水平上显著。以上结果表明，区域市场整合对中国中西部地区企业资本配置效率具有更加显著的正向影响。

表 11 基于企业所在区位的异质性检验回归结果

变量	回归 1	回归2	回归3	回归4
	东部地区 资本配置效率（比值）	中西部地区 资本配置效率（比值）	东部地区 资本配置效率（差值）	中西部地区 资本配置效率（差值）
区域市场整合程度	0.522 (1.642)	1.013** (2.244)	0.026 (1.306)	0.076*** (2.692)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	11868	5249	11868	5249
调整后的R ²	0.563	0.596	0.574	0.585
组间系数差异	-0.491*		-0.049**	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为聚类到公司层面的 t 统计量。

（五）经济后果分析

1.促进经济高质量发展的微观经验证据。提高全要素生产率是推动经济高质量发展的重要动力源泉。资本作为企业的重要生产要素，它的高效配置对于提高企业全要素生产率具有重大意义。为考察

区域市场整合背景下,企业资本配置效率的提升是否有助于促进企业提升全要素生产率,本文参考 Levinsohn and Petrin (2003) 的做法计算企业全要素生产率指标,这一方法的优势在于可以解决传统全要素生产率估计过程中的内生性问题。具体地,本文将企业 t 时期的全要素生产率作为被解释变量,并以去中心化后的区域市场整合程度与企业资本配置效率的交乘项作为核心解释变量,回归结果如表 12 回归 1、回归 2 所示。结果表明,区域市场整合程度与企业资本配置效率的交乘项均至少在 5% 的显著性水平上对企业全要素生产率具有正向影响。以上结果表明,区域市场整合对企业资本配置效率的正向作用有助于微观企业全要素生产率的提高,这一研究结果为促进经济高质量发展提供了微观层面的经验证据。

2.提升经济安全性和韧性的微观证据。经济安全是国家安全的基础,要加快构建国内国际双循环相互促进的新发展格局,增强经济发展韧性,保持中国经济平稳健康发展。微观企业风险的降低可以提高宏观经济韧性,降低经济风险。为考察区域市场整合背景下,企业资本配置效率的提升是否有助于降低企业风险,本文参考 Ohlson (1980) 的做法核算企业财务风险,并以去中心化后的区域市场整合程度与企业资本配置效率的交乘项作为核心解释变量,回归结果如表 12 回归 3、回归 4 所示。区域市场整合程度与企业资本配置效率的交乘项均在 5% 的水平上对企业财务风险具有显著的负向影响。另外,本文参考杜勇等 (2019) 的做法,以经行业均值调整的息税前利润与总资产比值波动(窗口期为 $t-2$ 时期、 $t-1$ 时期、 t 时期)作为企业经营风险的代理变量。具体地,本文以企业 t 时期的经营风险作为被解释变量,并以去中心化后的区域市场整合程度与企业资本配置效率的交乘项作为核心解释变量,回归结果如表 12 回归 5、回归 6 所示。区域市场整合程度与企业资本配置效率的交乘项均在 5% 的水平上对企业经营风险具有显著的负向影响。以上结果表明,区域市场整合对企业资本配置效率的正向作用有助于降低企业风险。

表 12 经济后果分析回归结果

变量	回归1 全要素生产率	回归2 全要素生产率	回归3 财务风险	回归4 财务风险	回归5 经营风险	回归6 经营风险
资本配置效率(比值)× 区域市场整合程度	1.160*** (2.805)		-0.992** (-2.010)		-4.010** (-2.419)	
资本配置效率(比值)	0.321*** (25.347)		-0.268*** (-20.320)		-0.215*** (-4.728)	
资本配置效率(差值)× 区域市场整合程度		12.398** (1.972)		-15.985** (-2.074)		-65.989** (-2.360)
资本配置效率(差值)		5.512*** (27.360)		-6.104*** (-27.432)		-3.945*** (-4.976)
区域市场整合程度	0.429* (1.851)	0.382* (1.649)	0.058 (0.234)	0.182 (0.773)	-0.240 (-0.256)	-0.114 (-0.122)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

表 12 (续)

行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	16936	16936	16195	16195	13974	13974
调整后的R ²	0.839	0.840	0.765	0.768	0.146	0.147

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为聚类到公司层面的 t 统计量。③部分企业缺少足够数据计算全要素生产率、财务风险、经营风险指标，因此部分观测值缺失。

五、结论与政策启示

(一) 研究结论

区域市场整合意味着破除贸易壁垒与地方保护主义，这不仅有利于商品在更大范围内流动，也有利于资本等要素的高效配置。通过区域市场整合提升中国企业资本配置效率，可以更好地促进微观主体高质量发展、提升经济发展的安全性和韧性。本文基于中国 A 股上市公司 2007—2020 年数据，通过实证分析全面揭示了区域市场整合对中国企业资本配置效率的影响和作用机制。本文研究发现：区域市场整合有助于提升中国企业资本配置效率。作用机制分析表明，区域市场整合优化了企业所处地区的制度环境，提升了微观企业跨区域设厂投资的规模效应和资本利用效率，同时降低了企业的债务成本和权益资本成本，从而提升了企业资本配置效率。异质性分析结果表明，区域市场整合对民营企业、对地区经济贡献较低的企业、垄断行业企业和中西部地区企业资本配置效率的提升作用更加显著。经济后果分析发现，区域市场整合对企业资本配置效率的提升作用有助于微观企业全要素生产率的提高，同时也有助于降低微观企业的财务风险和经营风险，这一研究结果为促进经济高质量发展、提升经济发展的安全性和韧性提供了微观证据，也为进一步推动全国统一大市场建设提供了理论依据。

(二) 政策启示

基于研究结论，本文得出如下政策启示。第一，政府应重视区域市场整合通过资本配置效率渠道对中国微观主体高质量发展的积极影响。区域市场整合有助于中国企业发挥特有的国内大市场优势，通过市场竞争的方式激发自身经营活力，优化自身经营模式，提高实物资本回报率。同时，区域市场整合有助于打破地区市场垄断，抑制地区资源、要素价格扭曲，降低中国企业资本成本。鉴于区域市场整合对中国微观主体的积极作用，相关部门应持续推动区域市场整合进程，为中国微观主体高效配置生产要素，实现高质量发展不断创造有利条件。第二，政府应从完善地方政府考核机制、保护企业市场竞争权利两方面入手，推动区域市场整合的顺利进行。具体地，在完善地方政府考核机制方面，现阶段中国不同地区存在着较大的客观发展差异，政府可统筹协调地区产业布局，促进地区间产业发展的协调、耦合，使地方政府间形成良性竞争，在此基础上视不同地区的客观发展水平、发展条件、资源禀赋，对官员实施具有弹性的行政考核标准，并可考虑将区域市场一体化程度、政府对市场的不当干预情况纳入行政考核范围。在保护企业市场竞争权利方面，应建立企业与政府监管部门间紧密且直接的沟通机制，企业可直接向垂直监管部门反映地方政府对区域市场整合进程的干预行为，垂直监管部门可视问题严重情况进行通报、约谈、整改并及时向企业提供反馈。第三，政府应重视民营企业

产权保护、增强民营企业发展信心，充分发挥其在区域市场整合中的带动作用。鉴于区域市场整合对企业资本配置效率的正向促进作用在民营企业中更为显著，地方政府应打破民营企业在投资准入、商品跨区销售、融资门槛等方面的“玻璃门”，在建设全国统一大市场政策引导下发展健康和谐的“亲”“清”新型政商关系。

参考文献

- 1.白仲林、杜阳、王雅兰，2018：《准入制度改革、同业竞争与银行业市场进入决策机制升级》，《统计研究》第5期，第62-74页。
- 2.卞元超、白俊红，2021a：《区域市场整合能否提升企业的产能利用率？》，《财经研究》第11期，第64-77页。
- 3.卞元超、白俊红，2021b：《市场分割与中国企业的生存困境》，《财贸经济》第1期，第120-135页。
- 4.蔡真，2013，《2013年的中国货币市场运行》，载于李扬、王国刚（编）《中国金融发展报告（2014）》，北京：社会科学文献出版社，第106-127页。
- 5.曹春方、周大伟、吴澄澄、张婷婷，2015：《市场分割与异地子公司分布》，《管理世界》第9期，第92-103页。
- 6.陈斌开、赵扶扬，2023：《外需冲击、经济再平衡与全国统一大市场构建——基于动态量化空间均衡的研究》，《经济研究》第6期，第30-48页。
- 7.陈德球、陈运森、董志勇，2017：《政策不确定性、市场竞争与资本配置》，《金融研究》第11期，第65-80页。
- 8.陈德球、李思飞，2012：《政府治理、产权偏好与资本投资》，《南开管理评论》第1期，第45-53页。
- 9.陈德球、李思飞、钟昀珈，2012：《政府质量、投资与资本配置效率》，《世界经济》第3期，第89-110页。
- 10.褚保金、莫媛，2011：《金融市场分割下的县域农村资本流动》，《中国农村经济》第1期，第88-96页。
- 11.杜勇、谢瑾、陈建英，2019：《CEO金融背景与实体企业金融化》，《中国工业经济》第5期，第136-144页。
- 12.范海峰、石水平，2016：《财务信息透明度、机构投资者与公司股权融资成本》，《暨南学报（哲学社会科学版）》第4期，第42-52页。
- 13.韩立岩、王哲兵，2005：《我国实体经济资本配置效率与行业差异》，《经济研究》第1期，第77-84页。
- 14.胡芊芊、马新啸、栗宇丹、汤泰劼，2022：《企业集团的资本要素异地配置与投资效率优化研究——基于全国统一大市场建设的新时代情境》，《上海财经大学学报》第6期，第18-31页。
- 15.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 16.姜付秀、黄磊、张敏，2009：《产品市场竞争、公司治理与代理成本》，《世界经济》第10期，第46-59页。
- 17.李彬、郑雯，2018：《母子公司距离、风险承担与公司效率》，《经济管理》第4期，第50-68页。
- 18.李慧云、刘镡，2016：《市场化进程、自愿性信息披露和权益资本成本》，《会计研究》第1期，第71-78页。
- 19.李俊成、王文蔚，2022：《谁驱动了环境规制下的企业风险承担：“转型动力”还是“生存压力”？》，《中国人口·资源与环境》第8期，第40-49页。
- 20.李善同、侯永志、刘云中、陈波，2004：《中国国内地方保护问题的调查与分析》，《经济研究》第11期，第78-84页。

- 21.林超, 2018:《统一市场视角下城乡建设用地制度变迁分析——基于不完全产权生命周期模型》,《中国农村观察》第2期,第30-46页。
- 22.刘京军、张健, 2022:《信息传导与市场整合——基于商品期货上市的准自然实验》,《金融研究》第11期,第154-170页。
- 23.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。
- 24.陆铭、陈钊, 2009:《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期,第42-52页。
- 25.马新啸、汤泰劼、仲崇阳, 2022:《要素市场整合与中国企业去僵尸化》,《经济管理》第10期,第22-38页。
- 26.牛志伟、许晨曦、武瑛, 2023:《营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率》,《管理世界》第2期,第83-100页。
- 27.祁怀锦、李晖、刘艳霞, 2019:《政府治理、国有企业混合所有制改革与资本配置效率》,《改革》第7期,第40-51页。
- 28.钱雪松、康瑾、唐英伦、曹夏平, 2018:《产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究》,《中国工业经济》第8期,第42-59页。
- 29.屈依娜、陈汉文, 2018:《现金股利政策、内部控制与市场反应》,《金融研究》第5期,第191-206页。
- 30.宋渊洋、黄礼伟, 2014:《为什么中国企业难以国内跨地区经营?》,《管理世界》第12期,第115-133页。
- 31.宿伟健、高雨辰、李启航, 2023:《市场分割对产业结构高级化的影响:促进抑或抑制?》,《改革》第5期,第74-89页。
- 32.许晓芳、陆正飞、汤泰劼, 2020:《我国上市公司杠杆操纵的手段、测度与诱因研究》,《管理科学学报》第7期,第1-26页。
- 33.杨肇、刘放、李茫茫, 2017:《利率市场化、非效率投资与资本配置——基于中国人民银行取消贷款利率上下限的自然实验》,《金融研究》第5期,第81-96页。
- 34.余泳泽、胡山、杨飞, 2022:《国内大循环的障碍:区域市场分割的效率损失》,《中国工业经济》第12期,第108-126页。
- 35.张爱萍、胡奕明, 2021:《僵尸企业、地方政府与经济高质量发展——基于企业贡献度的研究视角》,《山西财经大学学报》第2期,第71-85页。
- 36.张安军、叶彤, 2022:《产品市场竞争、财政补贴与资本配置效率》,《财经论丛》第5期,第34-45页。
- 37.赵奇伟、熊性美, 2009:《中国三大市场分割程度的比较分析:时间走势与区域差异》,《世界经济》第6期,第41-53页。
- 38.Farell, M. J., 1957, "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society: Series A General*, 120(3): 253-281.
- 39.Levinsohn, J., and A. Petrin, 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *The Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.

- 40.Lewbel, A., 1997, “Constructing Instruments for Regressions with Measurement Error when no Additional Data are Available, with an Application to Patents and R&D”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 65(5): 1201-1214.
- 41.McLean, R. D., T. Zhang and M. Zhao, 2012, “Why Does the Law Matter? Investor Protection and Its Effects on Investment, Finance, and Growth”, *Finance, and Growth The Journal of Finance*, 67(1): 313-350.
- 42.Ohlsion, J. A., 1980, “Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy”, *Journal of Accounting Research*, 18(1): 109-131.
- 43.Richardson, S., 2006, “Over-Investment of Free Cash Flow”, *Review of Accounting Studies*, 11(2-3): 159-189.
- 44.Toh, M. H., and W. C. Ng, 2002, “Efficiency of Investments in Asian Economies: Has Singapore Over-Invested”, *Journal of Asian Economics*, 13(1): 52-71.
- 45.Wurgler, J., 2000, “Financial Markets and the Allocation of Capital”, *Journal of Financial Economics*, 58(1-2): 187-214.

（作者单位：¹ 中国社会科学院金融研究所；

² 中国社会科学院大学）

（责任编辑：柳 荻）

Regional Market Integration and Capital Allocation Efficiency of Chinese Enterprises: Evidence from Chinese A-Share Listed Companies

CAI Zhen WAN Zhao

Abstract: Based on the data of China's A-share listed companies from 2007 to 2020, this paper comprehensively reveals the impact of regional market integration on the capital allocation efficiency of Chinese enterprises and its mechanisms through empirical analysis. The results show that regional market integration improves the capital allocation efficiency of Chinese enterprises. In terms of mechanism, regional market integration optimizes the institutional environment of the region where the enterprises are located, improves the scale effect and capital utilization efficiency of micro-enterprises in cross-regional investment and reduces the debt cost and equity capital cost of the enterprises, and thus improves the capital allocation efficiency of the enterprises. Heterogeneity analysis shows that regional market integration has a more significant promoting effect on private enterprises, enterprises with lower contribution to regional economy, enterprises in monopoly industries, and enterprises in the central and western regions. The analysis of economic consequences shows that the effect of regional market integration on capital allocation efficiency of enterprises is conducive to improving the total factor productivity of micro-enterprises and also helps to reduce the financial risk and operational risk of micro-enterprises. The study provides empirical evidence and policy implications for promoting regional market integration, optimizing the efficiency of enterprise resource allocation, accelerating the high-quality development of China's economy, and increasing the security and resilience of the economic development.

Keywords: Regional Market Integration; Enterprise Capital; Allocation Efficiency; Physical Capital Return; Capital Cost

设立村务监督委员会能否改善村庄治理绩效*

——基于“千村调查”数据的实证分析

徐 超¹ 周 彩¹ 吴一平²

摘要：推动监督下沉、打通监督“最后一公里”已成为基层治理研究领域的重要课题。基于2019年具有代表性的全国抽样调查数据，本文探讨了中国乡村地区一种自下而上的民众监督模式——村务监督委员会的治理绩效。实证分析发现：设立村务监督委员会显著改善了村庄治理绩效，表现为村民对村干部的满意度和对规章的遵从度的提升。采用工具变量等方法克服内生性问题后，回归结果依旧稳健。规范村庄财务管理、提升村民村务参与度是通过设立村务监督委员会提升村庄治理绩效的关键渠道。进一步研究发现，村务监督委员会设立带来的村庄治理绩效具有持续性。平均而言，村务监督委员会设立年数每增加1年，村民对村干部的满意度会提升0.3个百分点，对规章的遵从度会上升0.6个百分点。本文为自下而上监督模式的有效性提供了来自村一级的经验证据，对推进基层治理现代化具有一定的参考价值。

关键词：村务监督委员会 乡村治理 村干部满意度 规章遵从度

中图分类号：F325.2 **文献标识码：**A

一、引言

监督是治理的内在要素和重要环节，起着纠正违法违规行为、保障人民合法权益、促进社会公平正义的关键作用，是国家制度和治理体系有效运转的重要支撑。自党的十九大以来，党和政府高度重视监督治国，不断推进监督治理现代化。习近平在中国共产党第十九届中央纪律检查委员会第四次全体会议上指出，要继续健全制度、完善体系，使监督体系契合党的领导体制，融入国家治理体系，推动制度优势更好转化为治理效能^①。党的二十大报告着重强调：“健全党统一领导、全面覆盖、权威

*本文研究得到山东省高等学校“青创人才引进计划”（财政研究创新团队）、中央高校基本科研业务费专项资金和上海财经大学“千村调查”项目（编号：2020110529）的资助。本文通讯作者：周彩。

^①资料来源：《解读中央纪委四次全会精神之五——完善监督体系，推动制度优势转化为治理效能》，<http://dangjian.people.com.cn/big5/n1/2020/0217/c117092-31589784.html>。

高效的监督体系，完善权力监督制约机制，以党内监督为主导，促进各类监督贯通协调，让权力在阳光下运行。”^①实际上，通过高质量监督促进国家治理提质增效，充分发挥监督保障执行、促进完善发展作用，一直是各级政府推进高质量发展的重要工作和关键环节。

中国的监督体系建设在发展层面表现为两个典型特征。第一，注重自上而下的监督体系建设，向注重自上而下的组织监督和自下而上的民众监督相结合的方向转变。第二，以建立权威高效、集中统一的监督体系为目标，不断推动各项监督模式的制度化，并沿着“条条”控制的“下乡路径”，将监督触角向基层治理领域伸展。现有文献发现，中国在多个领域的监督制度发挥了显著的治理效能。在土地配置领域：陈晓红等（2019）针对国家向地方派驻土地督察机构这一事件进行研究，发现中央派驻机构驻地地区的土地违法涉案面积明显低于非驻地地区；Wang et al.（2021）考察了自然资源执法监管制度对土地利用的影响，研究发现该项制度提升了自然资源监管机构所在城市的建设用地利用效率。在环境保护领域：王岭等（2019）基于中央生态环境保护督察制度展开准自然实验分析，验证了中央环境监督制度对于城市空气质量的改善作用；Zhang et al.（2018）借助“国家重点监控污染企业”政策评估了中央监督在提升地方环境执法方面的有效性，发现该政策使工业化学需氧量排放量至少减少了26.8%。在财政管理领域，吴一平等（2022）检验了审计署驻地方特派员办事处的驻地效应，结果显示中央审计监督能够扩大对地方财政违规行为的查处规模。在国企改革领域，盛丹和刘灿雷（2016）研究发现，作为重要的中央监督部门，国有资产监督管理委员会通过发挥对国有资产的监管职能，能够改善国有企业的经营绩效，提高企业的盈利能力。

不过，这些文献多以自上而下的监督模式为研究对象，重在评估行政监督的治理绩效，对自下而上监督模式治理绩效的探讨则相对不足。尽管自上而下的行政监督在国家治理中发挥着主导作用，然而，以民众监督为核心、自下而上的监督模式同样不可或缺。俗话说“群众的眼睛是雪亮的”，自下而上的民众监督在信息获取、问题发现等方面具有天然优势。与此同时，自下而上的民众监督通过将群众力量纳入监督渠道，可以有效缓和或化解基层社会矛盾，促进治理效能的提升（卢福营和高健，2019）。从某种意义上讲，自下而上的民众监督要比自上而下的行政监督更加有效。然而，由于普通民众在知识、权利上的弱势地位，加之缺乏行之有效的制度保障机制，自下而上的民众监督难以取得实效。而日益增长的民众参与需求与制度供给不足之间的矛盾，不可避免地会使基层治理和发展陷入危机（卢福营和孙琼欢，2006）。因此，促进民众监督向治理绩效的转化，既要引入对自下而上的民众监督的利益保障机制，解决民众反馈无回音和官员不作为的问题，也需要畅通普通民众进行民主参与的渠道，解决政府和民众信息不对称和地位不对等的问题。结合这两大方面，本文认为，中国在农村基层治理领域引入的村务监督委员会制度就是一项典型的改革举措。村务监督委员会的创建初衷是解决村干部在村务决策管理中的行为失范问题，遏制农村基层干部的违规与腐败行为，促进村庄的有效治理（卢福营和高健，2019）。这是中国在村庄治理领域引入的重要的民众监督制度，为研究自下

^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66页。

而上民众监督的治理绩效提供了难得的契机。

从理论层面看，村务监督委员会的设立能够提升村务监督的信息化、公开化和民主化水平，强化约束机制，规范农村经济秩序（梁军峰，2012；董丽，2017）。从实践层面看，村务监督委员会的设立在多个方面均显现独特成效。例如，首个村务监督委员会诞生地后陈村，创造了干部“零违纪”、村民“零上访”、工程“零投诉”、不合规支出“零入账”的“四零”记录，并荣获“全国民主法治示范村”称号^①。文献梳理发现：一方面，现有关于村务监督委员会治理绩效的研究多以理论分析或案例分析为主，缺乏系统性的实证分析，设立村务监督委员会在乡村治理方面的有效性尚需进一步验证。另一方面，现有研究聚焦于从上访率、行政负担、收入增长率等单一维度刻画设立村务监督委员会的村庄治理绩效，难以反映制度的综合治理绩效，尤其缺乏从民众主观感知及其行为角度刻画村庄治理绩效的分析。村民是村庄治理的直接受益者和参与者，能够亲身体验和感受不同治理措施对他们生活的影响，评价治理的成效是否符合他们的期望和需求，是否改善了他们的生活质量。因此，村民的主观评价和反馈可以较好地反映治理绩效的实际情况。

本文采用村民对村干部的满意度和对规章的遵从度综合反映村庄治理绩效，并基于2019年上海财经大学“千村调查”数据，实证考察设立村务监督委员会的村庄治理绩效及其作用机制。与既有文献相比，本文的贡献主要体现在如下几个方面。第一，采用具有全国代表性的微观调查数据，评估设立村务监督委员会的村庄治理绩效。本文关注的村务监督委员会制度，是中国自下而上的监督模式在基层治理中的一次重要尝试，本文的实证工作不仅为检验这一具体制度的有效性提供了来自微观层面的经验证据，而且推进了实证评估自下而上监督模式治理绩效的研究进程。第二，借助外生政策冲击克服因果识别中的内生性问题。实证考察设立村务监督委员会的村庄治理绩效，将面临反向因果、遗漏变量等内生性问题的挑战。例如：在反向因果方面，治理绩效较好的村庄往往容易催生新的制度，因此，村务监督委员会的设立概率也更高；在遗漏变量方面，由于缺乏村庄文化的有效度量指标，难以排除村庄文化对因果关系的干扰。在截面数据条件下，本文借助2010年修订《中华人民共和国村民委员会组织法》（下文简称“《村民委员会组织法》”）这一事件构建设立村务监督委员会的工具变量，并采用两阶段最小二乘法进行稳健性检验，克服因果识别中的内生性问题。第三，探究设立村务监督委员会影响村庄治理绩效的具体机制。在基准回归分析的基础上，本文进一步考察规范村庄财务管理与提升村民村务参与度的中介效应，厘清设立村务监督委员会影响村庄治理绩效的具体传导路径，这一做法也有助于增强本文结论的可信性。

二、制度背景与研究假说

（一）制度背景

在村级集体经济不断壮大的背景下，部分村干部以权谋私、违法乱纪事件时有发生。这些现象引

^①资料来源：《村务监督新追求 再访诞生新中国首个村务监督委员会的后陈村》，https://zjnews.zjol.com.cn/zjnews/jhnews/201709/t20170918_5118537.shtml。

起了村民的强烈不满，成为危及农村社会稳定与和谐发展的隐患。这是设立村务监督委员会的重要原因。一方面，农村干部经济违法、违规现象多发。例如，几个村干部可以贪污私分拆迁补偿款 180 万元，一个村党支部书记伪造各种身份骗取现金 70 万元并挥霍一空^①，某村党支部书记利用职务便利，套取村集体资金 16 万余元^②。另一方面，村务民主管理中存在监督缺位。在村级民主和权力架构的设计上，由于缺乏村民对村干部的制约机制，民选出来的村干部依然可以不对选民负责（周功满和曹伟，2012）。因此，需要提供一种制度化的解决方式，把农民的知情权、决策权、参与权和监督权真正落到实处。以问题为导向，经过群众和基层干部的智慧创造，村务监督委员会应运而生。

村务监督委员会是村民对村务进行民主监督的机构，负责受理和收集村民有关意见建议、监督村务公开或财务管理等的落实情况。全国第一个村务监督委员会于 2004 年 6 月 18 日在浙江省武义县后陈村产生，当时的村务监督委员会在《村民委员会组织法》中无章可循，曾遭到法律和可行性层面的双重质疑。随后，中共中央办公厅、国务院办公厅联合发出了《中共中央办公厅 国务院办公厅关于健全和完善村务公开和民主管理制度的意见》。该文件提到，强化村务管理的监督制约机制，设立村务公开监督小组^③。此文件的发布为村务监督委员会的设立提供了依据。2010 年 10 月 28 日第十一届全国人民代表大会常务委员会第十七次会议修订后的《中华人民共和国村民委员会组织法》第三十二条明确规定，“村应当建立村务监督委员会或者其他形式的村务监督机构”。2017 年 12 月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于建立健全村务监督委员会的指导意见》，村务监督委员会从治村之计上升为治国之策，由此可见村务监督的重要性。

村务监督委员会独立行使监督权，对村民会议、村民代表会议负责并向其报告工作，不从事具体的村务工作，其基本定位、人员构成、职责权限、工作方式等内容详见表 1。村务监督委员会的权责定位为村务监督委员会发挥治理效能提供了制度保障，对从源头上遏制群众身边的不正之风和腐败问题具有重要作用。同时，村务监督委员会的设立和运行也为强化基层权力监督制约、密切干群关系、加强农村基层党风廉政建设等提供了现实路径（姬超，2017）。特别地，根据《关于建立健全村务监督委员会的指导意见》的规定，“村务监督委员会是村民对村务进行民主监督的机构……提倡由非村民委员会成员的村党组织班子成员或党员担任主任，原则上不由村党组织书记兼任主任。村务监督委员会成员由村民会议或村民代表会议在村民中推选产生……村民委员会成员及其近亲属、村会计（村报账员）、村文书、村集体经济组织负责人不得担任村务监督委员会成员，任何组织和个人不得指定、委派村务监督委员会成员”。这些规定赋予村务监督委员较强的独立性，能够保证其相对有效地发挥

^①资料来源：《不可小觑的“乡村硕鼠”——青海农村基层干部违纪违法典型案例启示录》，<http://fanfu.people.com.cn/n/2015/1013/c64371-27693514.html>。

^②资料来源：《深化整治重点领域腐败·罪名与案例 | 村基层组织中从事管理的人员占有挪用行为辨析》，https://www.ccdi.gov.cn/yaowenn/202311/t20231101_304201.html。

^③资料来源：《中共中央办公厅 国务院办公厅关于健全和完善村务公开和民主管理制度的意见》，https://www.gov.cn/ngbao/content/2004/content_62862.htm。

民众监督的作用。

表 1 村务监督委员会的基本情况

基本定位	村务监督委员会是村民自治机制和村级工作运行机制的完善，是村民监督村务的主要形式
人员构成	一般由 3~5 人组成，设主任 1 名。提倡由非村民委员会成员的村党组织班子成员或党员担任主任，原则上不由村党组织书记兼任主任。成员由村民会议或村民代表会议从村民中推选产生
职责权限	主要包括：①知情权。列席村民委员会、村民小组、村民代表会议和村“两委”联席会议等。②质询权。对村民反映强烈的村务、财务问题进行质询，并请有关方面向村民作出说明。③审核权。对民主理财和村务公开等制度落实情况进行审核。④建议权。向村“两委”提出村务管理建议，必要时可向乡镇党委和政府提出建议。⑤主持民主评议权。村民会议或村民代表会议对村民委员会成员履行职责情况进行民主评议，由村务监督委员会主持
工作方式	一般按照以下方式实施监督：收集意见；提出建议；监督落实；通报反馈

资料来源：中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于建立健全村务监督委员会的指导意见》。

（二）研究假说

村务监督委员会的主要职责是对村务和财务进行有效监督，受理和收集村民有关意见建议。从村委会角度讲，村务监督委员会发挥的监督效能将起到规范村庄财务管理的作用，因此会促进村庄财务支出的合理化。同时，对村民而言，村务监督委员会为村民获取村务信息、参与村庄事务提供了渠道和平台，有助于在村庄治理中形成村干部与村民联合共治的局面。由此可见，规范村庄财务管理和提升村民村务参与度是通过设立村务监督委员会改善村庄治理绩效的重要渠道。

1.规范村庄财务管理的机制分析。财务管理的规范化是实现村庄高质量发展的必要前提和基本路径，有助于促进村庄财务资金的合理配置和高效利用，从而为村庄经济发展和民生建设提供更为有力的财力支撑。在中国的基层治理实践中，村庄财务资金普遍存在配置不合理现象。特别是在基础设施、加工产业等重点发展的领域，财务资金投入明显不足，环境保护、增收减贫等优先发展领域缺乏足够的资金保障（刘知林，2007），这些现象的存在将影响村民生活质量的提升和村庄发展的可持续性。规范的财务管理要求村委会在进行财务决策时，要充分考虑村庄的经济状况、发展需求以及决策的长期效益，并遵循明确的指导原则和程序，以便尽可能保障决策的科学性与公正性。合理的资金配置计划可以将有限的财务资金应用到村庄的重点民生领域和优先发展领域，推进村庄的社会稳定、经济繁荣和发展的可持续性。与此同时，现行村级财务管理普遍存在村党组织与村委会权力过度集中、制衡缺失问题，使集体资产被贪污、挪用、挥霍、无偿占用、低价出包等财务侵害案件频频发生，村庄财务管理失序、大量公共资产流失（董丽，2017；卢素文和艾斌，2021），严重侵蚀了农村的经济根基，挫伤了村民增产创收的积极性。财务管理的规范化可以减少不必要的村庄经费开支，防止村干部的腐败和资金滥用等违法违规行为，确保财务资金发挥最大的社会产出效能。可见，规范的财务管理对提升村庄治理绩效至关重要。

作为一项常态化的基层监督制度，村务监督委员会的一项主要职责是对村庄的财务收支情况进行全面监督。本文认为，这种监督有助于建立健全村级财务管理流程，推进村庄财务管理的规范化。长久以来，不少村干部为了掩盖对自身不利的信息，在财务信息公开方面选择不公布、少公布，甚至发

布虚假信息。高洪贵和张永杰（2020）的实地调研发现，许多村庄村务公开栏的内容没有涉及具体的财务支出项目，即只有总数而无流水，以致村民难以了解集体资金的最终去向，只能感叹“人家不公布，你有啥法子”。村务监督委员可以通过列席村民委员会和村“两委”联席会议，对村民反映强烈的财务问题进行质询以及审核财务公开落实情况等工作内容，打破村委会对财务信息的垄断权，推进信息公开在财务管理领域的有效落实，从而限制村干部挪用、占用、挥霍财务资金的操纵空间，倒逼村委会规范财务管理行为。通过收集和受理村民有关村庄财务管理的意见，并向村“两委”和乡镇“两委”提出工作建议，村务监督委员会充当了村民和村庄管理者之间的桥梁与纽带，尤其是畅通了“自下而上”的政见传递渠道，为村庄财务管理制度的改革与完善提供了方向指引和强力推动。

此外，村民对财务管理缺乏主动监督意识，这使得许多村庄仅有事后的财务监督。在这种监督模式下，只有在发现村庄财产被非法侵占或挪用时，村民才会关注村庄财务的收支情况并对其提出疑问，从而大大降低了财务监督的有效性（李友梅等，2012；董丽，2017）。村务监督委员会的设立增加了财务监督的事前和事中环节，实现了对财务的全过程监督，弥补了事后监督的滞后性。与此同时，由于村务监督委员会被赋予问责的权限，一旦经由信息反馈机制发现财务收支账目中的问题，村务监督委员会可以及时提请上级组织进行相应的问责。通过全过程监督与问责机制，村务监督委员会可以增加村干部在财务管理中面临的工作压力，促使其更加谨慎和认真地履行财务管理职责，由此推动村庄财务管理的透明化与合规化。

2.提升村民村务参与度的渠道分析。随着社会的发展和进步，民众参与公共决策和管理的重要性愈加凸显。理论上，提升村民村务参与度有助于发挥村委会与村民联合治理村庄的共治效应，增强村庄治理效能（冷波，2021；崔宝玉和马康伟，2022）。具体而言，村民村务参与的作用主要体现在以下方面。一是提供多元化的意见与建议。当参与村庄事务决策时，村民可以提出不同的意见和建议，帮助决策者更全面地了解村庄发展过程中出现的问题，从而制定和推行更加符合实际需求的治理政策与发展计划，减少偏颇与失误的可能性。二是分担村委会的工作负担。村民参与村庄事务，如环境保护、土地规划、农产品销售、邻里纠纷化解等，实际上分担了村委会的管理职责，减轻了村委会的治理压力，促进村庄事务的高效运转。三是优化村庄的公共资源配置。作为直接使用村庄资源的人群，村民更加了解自身的实际需求，能够提供准确的需求信息，引导财务资金、基础设施、公共安全资源、耕地和宅基地等公共资源的合理化配置。四是加强对村庄事务的监督与问责。通过村务监督委员会等基层自治机构，村民可以对村委会的治理决策和村干部的行为进行监督和评价，发现问题并提出批评和建议。这种监督与问责机制迫使村干部行事更加谨慎，使其严格遵守管理制度，认真履行管理职责。此外，村民村务参与通常会使得村务决策过程更加公开、透明，有助于消除村干部的腐败、惰政等不当行为，提升村务决策的执行效率和落地效果。

村务监督委员会在提升村民的村务参与度方面发挥了重要作用。首先，村务监督委员会为村民参与村庄事务决策提供了制度化平台。作为一项自下而上的基层监督制度，村务监督委员会突破了传统自上而下的监督模式对村民参与村庄事务的限制。一方面，通过召开会议、接待来访、上门走访等形式，村务监督委员会为村民参与村庄事务决策和管理提供了多元渠道；另一方面，凭借《村民委员会

组织法》《关于建立健全村务监督委员会的指导意见》等文件，村务监督委员能将村民参与村庄治理制度化，并为村民行使监督权与问责权提供法律保障。其次，村务监督委员会促进了村务信息的公开。在缺乏监督与问责的制度环境下，可能会存在村委会信息垄断的情况。这会使村民对村庄事务缺乏了解，降低其参与村庄事务的可能性。村务监督委员会要求村委会及时有效公开村务信息，打破了村委会与村民之间的信息壁垒。这让持有更多政务信息的村民可以适时参与村庄事务的决策和落实过程。与此同时，政务公开还能消除信息不对称引发的误会和矛盾（Grimmelikhuijsen et al., 2013），增强村委会的公信力，进而提高村民村务参与意愿。最后，村务监督委员会提供了村民意见的反馈机制。对村民提出的问题缺乏重视和回应，挫伤了村民参与村庄事务的积极性。村务监督委员会通过组织或参与群众听证会、设立意见箱以及个别访谈与沟通等形式，广泛征询村民意见与建议，并将接收到的意见与建议向村“两委”和乡镇“两委”进行传达，同时要求相关方面对村民反映强烈的村务问题进行合理解释。这种反馈机制有助于增强村民对基层治理的信任感，强化村民的“主人翁”意识，进而激发村民主动参与村庄事务的积极性。

根据以上分析，本文提出如下研究假说。

H1: 村务监督委员会的设立有助于改善村庄治理绩效。

H2: 村务监督委员会的设立可以通过规范村庄财务管理和提升村民村务参与度两条渠道改善村庄治理绩效。

三、研究设计

（一）数据来源

本文分析所用的数据来源于上海财经大学于 2019 年开展的“千村调查”项目^①。此次的调查项目采用随机抽样定点调查和学生返乡调查相结合的调查方法。其中，定点调查团队由 30 位老师和 300 名学生组成，调查范围覆盖全国 22 个省份的 30 个县（市、区）。定点调查采取如下步骤确定调查对象。首先，根据与人口规模成比例的入样概率随机抽取 30 个县（市、区），从每个县（市、区）随机抽取具有代表性的 2 个乡镇。其次，从入选的每个乡镇分别随机抽取 10 个行政村。最后，从入选的每个行政村随机抽取 5~10 户农户。返乡调查则是利用大学生暑假返乡的机会，要求每位返乡的学生完成 1~2 个村的调研调查任务^②。本文所用数据主要来自村庄问卷和农户问卷。其中，村庄问卷是基于样本村的调查，调查内容包括相关村庄的基本信息、人口情况、集体财务状况、乡村治理情况等多个方面。农户问卷是基于农户家庭的调查，涉及家庭基本信息、家庭收支及资产情况和对村庄治理绩效的评估等方面的信息。在删除村庄经济特征、农户特征等主要变量缺失的观察值后，用于实证分

^①调查数据年份为 2018 年。

^②为了确保调研的质量，在开展“千村调查”之前学校对调研人员进行了严格的培训：学校团委与学生处组织富有调研经验的教师对参与调研活动的学生进行专业的培训；由问卷设计者对暑假带队“千村调查”的教师进行培训。具体详见“千村调查”数据平台：<https://qiancundiaocha.sufe.edu.cn/m/?Ucx7U9PTU3zV=1688985976163#/>。

析的样本包括 861 个行政村的 13110 户家庭。数据总体代表性较强,2018 年,样本地区农村居民人均可支配收入为 14771 元,农村居民人均消费支出为 13014 元。同年份,全国农村居民人均可支配收入为 14617 元,农村居民人均消费支出为 12124 元,样本数据与全国统计值相仿^①。

(二) 变量说明

1.被解释变量:村庄治理绩效。村庄治理涉及多个方面和层面的目标,例如社会稳定、经济发展、环境保护、公共服务等。这些目标往往具有不同的衡量标准,单一指标难以有效度量村庄治理的整体绩效。作为村庄治理的直接受益者和参与者,村民能够亲身体验和感受到不同治理措施对他们生活的影响,评价治理的成效是否符合他们的期望和需求,是否改善了他们的生活质量。因此,村民的主观评价及其行为反馈可以较好地反映村庄治理绩效的实际情况。有鉴于此,本文使用村民对村干部的满意度(以下简称“村干部满意度”)和村民对各项规章的遵从度(以下简称“规章遵从度”)作为村庄治理绩效的代理指标。来自政治学领域的研究表明,对组织的支持会随组织行为有效性的增加而增加(Levi, 2006; Flückiger et al., 2019)。通常情况下,村干部的治理成效直接关系到村庄的发展和村民的福祉。如果村干部能够有效推动村庄的发展,例如改善村庄基础设施、提升村民收入水平、解决村民之间的矛盾纠纷、促进村民民主参与等,且村民能够切实感受到这些成效,那么,村干部的治理能力和工作努力往往会赢得村民的认同和赞赏,村干部满意度会相应提升。反之,治理水平较差的村干部,可能无法识别和解决村民所面临的现实问题,难以推动村庄经济的发展和村民生活水平的提升,相应地,村干部满意度会较低。实际上,在基层治理缺乏“对下负责”约束的背景下,村干部满意度通常会被纳入基层干部的评估体系(陈钊和徐彤, 2011)。与此同时,村民对村委会的治理能力和治理绩效越认可,他们往往越愿意遵守村委会公布和实施的各项规章制度(Shah, 2004)。总而言之,村民对基层干部的主观评价和对各项规章的遵从行为提供了村庄治理绩效的反馈机制,能够较好地捕捉村庄治理绩效的变化。

本文所用村庄治理绩效的代理变量来自“千村调查”数据中的“治理有效”模块。该模块中的问题由户主或其他家庭成员回答。有关基层治理情况的问题是“您对目前在任的‘村官’感觉如何?”和“您认为村规民约等各项规章公布施行后,村民遵守执行情况如何?”。对这两个问题的回答的取值范围分别为 1~4 和 1~5,取值越大,说明村干部满意度和规章遵从度越高。由于选择“不清楚”的群体存在很大的态度差异,对村干部的评价界定不明确,因此,本文剔除了选择该选项的农户^②。

^①相关数据来源于《中国统计年鉴 2019》。样本地区与全国的农村居民人均可支配收入、农村居民人均消费支出的 t 检验结果分别为-0.58 和 0.06,均拒绝了样本地区与全国水平存在显著差异的原假设。

^②对于村干部满意度指标,选择“不清楚”的群体仅占全部样本的 8.59%;对于规章遵从度指标,并无选择“不清楚”选项的样本,因此,剔除这些观察值对实证结果的影响较小。此外,本文还采取了工具变量法进行稳健性检验,尽可能克服由样本选择的非随机性引发的内生性问题。

2.核心解释变量：村务监督委员会设立。本文的核心解释变量是村务监督委员会设立^①，将设立村务监督委员会的村庄赋值为1，否则赋值为0。《关于建立健全村务监督委员会的指导意见》指出：“村务监督委员会是村民自治机制和村级工作运行机制的完善，是村民监督村务的主要形式。”因此，村务监督委员会设立与否，可以直接反映民众监督水平的变化。考虑到村务监督委员会设立的滞后效应，设立时间较短的村务监督委员会对村庄各个方面的贡献不能得到充分反映。借鉴杨婵和贺小刚（2019）的做法，本文剔除了于2018年设立村务监督委员会的观察值，并使用剩余样本进行稳健性检验。

3.机制变量。本文主要检验村务监督委员会的设立影响村庄治理绩效的两条路径：规范村庄财务管理和提升村民村务参与度。其中，规范村庄财务管理以财务收支公开与否、村民对财务支出信息的知晓度以及财务支出合理度等指标测度，提升村民村务参与度以主要村务的村民参与度、是否参与村务纠纷调解、是否参与各项规章制度建设等指标测度。

4.控制变量。本文的控制变量主要包括农户、村主任以及村庄的其他个体或经济特征变量。农户层面的控制变量包括党员户、少数民族户、信教户、家庭规模以及家庭收入。村主任个体层面控制变量包括村主任性别、村主任年龄以及村主任任期。村庄层面的控制变量包括户籍人口数、人均耕地面积、到最近公路距离、是否为城市郊区、是否为工矿郊区以及是否为平原地区。

对主要变量的说明及其描述性统计如表2所示。

表2 主要变量说明及描述性统计

变量	变量说明	观测值数	平均值	标准差
被解释变量				
村干部满意度	村民对目前在任的“村官”感觉如何：很满意=4，比较满意=3，基本不满意=2，非常不满意=1	11736	3.391	0.639
规章遵从度	村民认为村规民约等各项规章制度公布施行后，村民遵守执行情况如何：很好=5，比较好=4，一般=3，不太好=2，很不好=1	12724	3.807	0.843
核心解释变量				
村务监督委员会设立	本村已经设立了村务监督委员会：是=1，否=0	13110	0.888	0.316
机制变量				
财务公开化	本村的财务收支信息对全村人公开：是=1，否=0	958	0.911	0.284
信息知晓度	村民对村委会的财务支出都清楚吗：非常清楚=2，基本清楚=1，不清楚=0	10561	0.756	0.790
支出合理化	村民觉得村委会的财务支出合理吗：非常合理=2，基本合理=1，不关心=0，不合理=-1	10680	0.826	0.829

^①需要说明的是，全国第一个村务监督委员会于2004年6月18日在浙江省武义县后陈村经选举产生，但本文所用样本中有69个村在此时点之前设立了村务监督委员会。出现这一反常现象的原因可能是：这些村庄在更早时期设立了功能类似村务监督委员会的监督机构，回答问题的村主任误将其当作村务监督委员会。不过，考虑到这些早期设立监督机构与村务监督委员会具有较高的同质性，将其纳入处理组并不会对研究结论产生实质性影响。

表 2 (续)

主要村务的村民参与度	村民认为村里的主要事务由谁决定：全村人表决决定=4，村民代表决定=3，村干部和村民代表讨论决定=2，村党组织书记、村干部单独或讨论决定=1	11577	1.718	0.803
是否参与村务纠纷调解	村民是否参与了村民事务纠纷调解工作：是=1，否=0	13110	0.612	0.487
是否参与各项规章制度建设	村民是否参与了村规民约等各项规章制度建设活动：是=1，否=0	12857	0.361	0.480
控制变量				
党员户	是否为党员户：是=1，否=0	13110	0.106	0.307
少数民族户	是否为少数民族户：是=1，否=0	13110	0.094	0.292
信教户	是否为信教户：是=1，否=0	13110	0.045	0.207
家庭规模	2018 年家庭户籍人口数（人）	13110	4.107	1.720
家庭收入	2018 年住户家庭总收入（元）	13110	84313	171166
村主任性别	村主任性别：男=1，女=0	13110	0.838	0.368
村主任年龄	村主任年龄	13110	48.93	10.332
村主任任期	村主任任期	13110	9.035	8.919
户籍人口数	2018 年末本村户籍人口（人）	13110	2723	2986
人均耕地面积	2018 年本村耕地面积与户籍人口的比例（亩/人）	13110	0.762	0.552
到最近公路距离	本村与最近的公路的距离（千米）	13110	2.739	24.529
是否为城市郊区	本村是城市郊区：是=1，否=0	13110	0.370	0.483
是否为工矿郊区	本村是工矿郊区：是=1，否=0	13110	0.027	0.161
是否为平原地区	本村的地势：平原=1，其他=0	13110	0.562	0.496

注：家庭收入、户籍人口数、到最近公路距离的描述性统计是对该变量原值所做的描述，在后文的回归中则进行取对数处理。

（三）计量模型设定

为了考察村务监督委员会设立对村庄治理绩效的现实影响，构建如下计量回归模型：

$$Goverance_{v,i} = \alpha \times Guide_v + \sum_{j=1}^N \beta_j X_{v,i} + Province_p + \varepsilon_{v,i} \quad (1)$$

（1）式中： v 表示村庄； i 表示农户； $Goverance_{v,i}$ 代表村庄治理绩效，用村干部满意度和规章制度遵从度测度； $Guide_v$ 是村务监督委员会设立的虚拟变量； $X_{v,i}$ 表示控制变量，包括农户、村主任个体特征和村庄经济社会因素； $Province_p$ 为省份虚拟变量，用于控制各省份固有特征对回归结果的影响； $\varepsilon_{v,i}$ 为误差项。

在基准回归的基础上，本文还将对设立村务监督委员会影响村庄治理绩效的作用机制进行识别。根据理论分析的结果，村务监督委员会可以通过规范村庄财务管理和提升村民村务参与度间接影响村庄治理绩效。对应的计量模型如下：

$$Management_{v,i} = \alpha \times Guide_v + \sum_{j=1}^N \beta_j X_{v,i} + Province_p + \varepsilon_{v,i} \quad (2)$$

$$Participation_{v,i} = \alpha \times Guide_v + \sum_{j=1}^N \beta_j X_{v,i} + Province_p + \varepsilon_{v,i} \quad (3)$$

(2) 式和 (3) 式中, *Management* 和 *Participation* 为机制变量, 分别代表规范村庄财务管理和提升村民村务参与度, 具体测度指标见变量说明部分。其他变量和符号的含义同 (1) 式。

(四) 描述性分析

图 1 呈现了样本中村务监督委员会设立年份的分布情况。可以看到, 设立村务监督委员会的村庄数量在 2010 年前增长缓慢, 在 2010 年后则增长迅猛, 2010—2018 年每年平均增长约 109%。这与村委会换届选举的村庄数量激增紧密相关。在样本中, 截至 2018 年, 约有 89% 的村庄已经设立了村务监督委员会, 表明村务监督委员会在基层民主治理中发挥着越来越重要的作用。

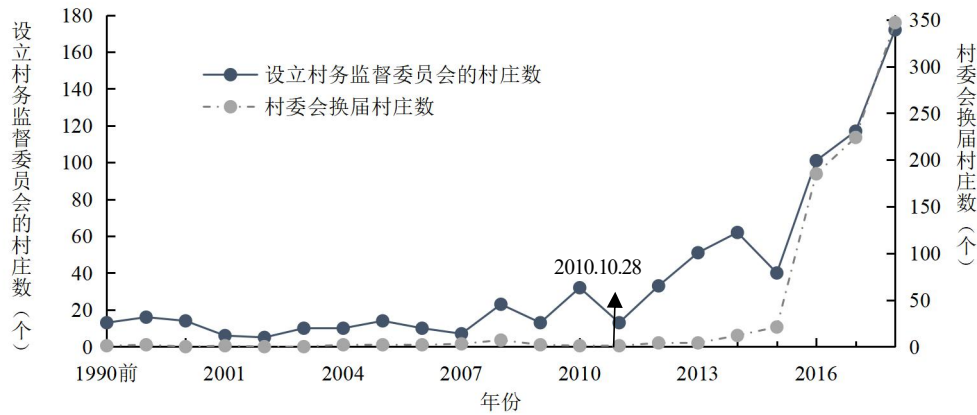


图 1 村务监督委员会设立年份分布

资料来源: “千村调查”项目 (2019 年)。

图 2 和图 3 分别描绘了村干部满意度和规章遵从度在不同村庄的分布情况。可以看到, 在设立村务监督委员会的村庄, 约 44% 的农户对在任村干部表示很满意, 约 23% 和 42% 的农户分别认为规章执行状况很好和比较好。在未设立村务监督委员会的村庄, 仅有约 36% 的农户对在任村干部表示很满意, 约 16% 和 39% 的农户分别认为规章执行状况很好和比较好。以上直观性描述初步说明, 村务监督委员会设立与村干部满意度和规章遵从度之间存在一定的正向关联。不过, 由于存在其他因素的干扰, 明确两者之间的因果关系, 仍需要借助严谨的多元回归方法进行有效识别。

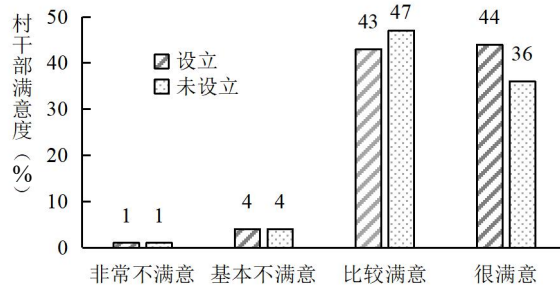


图 2 村务监督委员会设立与村干部满意度

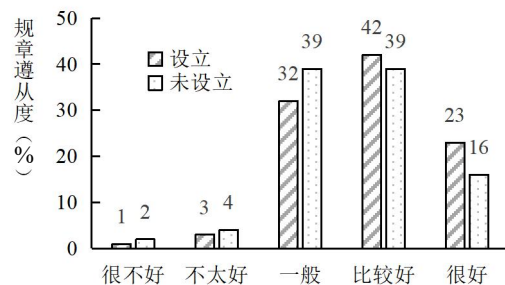


图 3 村务监督委员会设立与规章遵从度

四、实证结果

（一）基准回归结果

表 3 报告了设立村务监督委员会对村庄治理绩效的影响的基准回归结果。表 3（1）～（3）列对应设立村务监督委员会对村干部满意度的影响。（1）列控制了省份固定效应和农户层面特征变量，可以发现，村务监督委员会设立的估计系数为正，且在 1%显著性水平意义上显著。为排除村庄层面的发展因素对实证结果的干扰，（2）列进一步控制了户籍人口数、人均耕地面积、到最近公路距离、是否为城市郊区、是否为工矿郊区、是否为平原地区等特征变量，设立村务监督委员会对村庄治理绩效的正向影响依然存在。由于村庄领导人在村庄治理中发挥着不可或缺的作用，（3）列进一步控制了村主任个体特征，结果表明，村务监督委员会设立的估计系数依然为正。相比未设立村务监督委员会的村庄，在设立村务监督委员会的村庄中，村干部满意度平均高 9.65 个百分点。此外，设立村务监督委员会对村庄治理绩效的影响也反映在更高的规章遵从度上。表 3（4）～（6）列对应设立村务监督委员会对规章遵从度的影响。在逐步加入控制变量后，村务监督委员会设立的回归系数皆为正，且均在 1%的显著性水平意义上显著。平均而言，村务监督委员会的设立使规章遵从度提高了约 20 个百分点。因此，表 3 的结果支持了研究假说 H1。

表 3 村务监督委员会的设立影响村庄治理绩效的基准回归结果

变量	村干部满意度			规章遵从度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
村务监督委员会设立	0.1022*** (0.0374)	0.1044*** (0.0370)	0.0965*** (0.0372)	0.1979*** (0.0455)	0.2020*** (0.0451)	0.1965*** (0.0452)
党员户	0.0033 (0.0227)	0.0115 (0.0228)	0.0145 (0.0225)	0.0009 (0.0294)	0.0118 (0.0296)	0.0151 (0.0294)
少数民族户	0.1136*** (0.0397)	0.1273*** (0.0393)	0.1171*** (0.0390)	0.0745 (0.0585)	0.0867 (0.0579)	0.0825 (0.0574)
信教户	-0.0416 (0.0392)	-0.0378 (0.0387)	-0.0383 (0.0378)	-0.0761 (0.0525)	-0.0692 (0.0511)	-0.0680 (0.0505)
家庭规模	0.0122*** (0.0042)	0.0116*** (0.0042)	0.0109*** (0.0041)	0.0194*** (0.0054)	0.0185*** (0.0053)	0.0181*** (0.0053)
家庭收入	0.0051 (0.0069)	0.0050 (0.0065)	0.0043 (0.0065)	0.0048 (0.0091)	0.0049 (0.0086)	0.0047 (0.0086)
户籍人口数		-0.0283 (0.0177)	-0.0337* (0.0176)		-0.0665*** (0.0240)	-0.0698*** (0.0241)
人均耕地面积		0.0339 (0.0233)	0.0301 (0.0230)		0.0123 (0.0328)	0.0083 (0.0325)

表3 (续)

到最近公路距离	0.0049 (0.0153)	0.0051 (0.0154)	0.0188 (0.0218)	0.0181 (0.0217)
是否为城市郊区	-0.0043 (0.0263)	-0.0147 (0.0259)	-0.0300 (0.0342)	-0.0349 (0.0342)
是否为工矿郊区	-0.0275 (0.0984)	-0.0177 (0.0923)	-0.1325 (0.1204)	-0.1214 (0.1197)
是否为平原地区	0.1418*** (0.0312)	0.1465*** (0.0314)	0.2036*** (0.0381)	0.2093*** (0.0382)
村主任性别		0.0720** (0.0298)		0.0691 (0.0436)
村主任年龄		-0.0058*** (0.0014)		-0.0031* (0.0017)
村主任任期		0.0042*** (0.0015)		0.0032* (0.0019)
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	11736	11736	12724	12724
R ²	0.0419	0.0496	0.0554	0.0583

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为聚类到村庄层面的标准误。

(二) 稳健性检验

1.基于模型设定的考察。第一，使用倾向得分匹配方法。尽管基准回归控制了部分特征变量，但仍无法完全排除由村庄经济或村干部特征导致的村务监督委员会设立的非随机性。为了缓解这一潜在选择偏误，本文使用倾向得分匹配方法重新估计设立村务监督委员会的村庄治理绩效。平衡性检验结果显示，经过倾向得分匹配后，村庄和村主任的特征变量在有村务监督委员会和无村务监督委员会的样本中不存在显著差异。基于倾向得分匹配样本的回归结果显示，村务监督委员会设立依旧显著且系数为正，支持了基本结论的可靠性^①。

第二，采用 ordered-Probit 方法。在估计设立村务监督委员会对村庄治理绩效的影响时，本文对村干部满意度和规章遵从度的测度均以从“非常不好”到“非常好”的尺度衡量，选项之间并非相互独立，而是按照程度大小排列的。考虑到选项之间的有序性，本文采用 ordered-Probit 方法重新考察村务监督委员会的设立对村庄治理绩效的影响，结果保持稳健。

第三，对主观评价指标重新赋值。被访者可能不诚实地报告村干部满意度或规章遵从度，例如，出于免费搭车动机而策略性低报，或出于讨好访谈者、维护本村形象等的考虑而选择高报。为了消除虚报村干部满意度或规章遵从度造成的测量误差，本文参照高琳（2012）的做法，对主观评价指标进

^①篇幅所限，未报告除工具变量方法以外的稳健性检验结果。

行重新赋值。对于村干部满意度,当出现低报时,将“很满意”、“比较满意”和“基本不满意”合并为“满意”并赋值为1,将“非常不满意”视为“不满意”并赋值为0;当出现高报时,将“很满意”视为“满意”并赋值为1,将“非常不满意”、“基本不满意”和“比较满意”合并为“不满意”并赋值为0。对规章遵从度亦做类似处理。使用 Probit 模型进行再估计,结果发现,无论是低报还是高报情形,村务监督委员会的设立均显著提高了村干部满意度和规章遵从度。

2.其他稳健性检验。第一,剔除于2018年设立村务监督委员会的样本。考虑到村务监督委员会设立的滞后效应,设立时间较短的村务监督委员会对村庄各个方面的贡献可能得不到充分的反映。借鉴杨婵和贺小刚(2019)的做法,本文剔除于2018年设立村务监督委员会的样本,并使用剩余样本进行稳健性检验,结果支持了村务监督委员会的设立能够提升村庄治理绩效的研究假说。

第二,排除精英村干部的干扰。在有村务监督委员会的村庄,村干部可能自身拥有较强的专业技术能力和更先进的管理经验。根据精英政治理论,村民更倾向于支持比较能干和知识水平较高的村干部(Xu and Yao, 2015; 郭云南和王春飞, 2020),且往往表现出对此类村干部更高的满意度和对村规更高的遵从度。换言之,基准回归结果可能捕捉到的是精英村干部的作用,而非设立村务监督委员会的效应。为了排除这一竞争性假说,本文采用村委会成员中德高望重成员比例、村里能人成员比例以及文化人成员比例作为精英村干部的代理变量^①,通过控制这些变量排除精英村干部的混淆影响,基本结论保持不变。

第三,排除民主选举的干扰。根据 Martinez-Bravo et al. (2011) 的研究,村级选举将降低中央政府密切监督地方官员的必要性,选举对政策结果的影响与增加地方领导人问责制的预期效果是一致的。那么,实行民主选举的村庄本身就会增加对村干部的问责,从而提升村庄治理绩效。因此,如果实施民主选举的村庄更有可能设立村务监督委员会,那么基准回归结果捕捉的可能是民主选举的作用。为了排除这一竞争性假说,在基准回归基础上进一步加入“是否民主选举”这一变量^②。结果显示,“是否民主选举”变量的加入并未使村务监督委员会设立的回归系数发生根本性变化。

第四,排除村庄合并经历的干扰。相比没有合并经历的村庄,有合并经历的村庄在治理理念上可能存在更大的分歧,因而更容易推动村务监督委员会的设立。与此同时,合并村庄的居民对村干部的主观评价往往更加复杂。很可能出现的情况是:村民对同源村干部(来源于同一原始村庄的村干部)的主观评价更高,而对非同源村干部的主观评价更低。如果合村经历同时影响村务监督委员会的设立和村民对村干部的主观评价,实证结果便会存在偏差。为了排除村庄合并经历的干扰,本文在回归中进一步控制“是否经历合村”这一虚拟变量,相应结果同样支持前文的基本结论。

3.工具变量估计。尽管基准回归中控制了农户、村干部、村庄特征和省份固定效应,并考虑了可能存在的精英政治、民主选举和合村并组等竞争性假说的威胁,但仍不能排除因遗漏其他变量而产生

^①变量的取值根据对问卷中村委会成员中有多少德高望重的人、有多少村里能人和有多少文化人等题项的回答计算得出。

^②这一变量由对问卷中“本村最近一次村委会选举中,候选人主要是如何产生的?”这一问题的回答形成。本文将回答“由群众直接提名产生”作为民主选举的代理变量。如果候选人由群众直接提名产生,则将该变量赋值为1,否则为0。

的内生性问题。为使实证结论更加可信,本文采用工具变量方法进行稳健性检验。工具变量借助 2010 年修订《村民委员会组织法》这一政策冲击进行构建。具体来讲,如果设立村务监督委员会的年份在 2010 年及以后,则工具变量取值为 1,否则取值为 0。理由在于,2010 年 10 月修订的《村民委员会组织法》新增了“村应当建立村务监督委员会或者其他形式的村务监督机构”的规定,极大推动了村务监督委员会的设立与发展。这一点可以从图 1 中得到证明,设立村务监督委员会的村庄数量在 2010 年后迅速增长。可见,工具变量满足相关性条件。与此同时,修订《村民委员会组织法》为中央层面的改革事件,不受单个村庄治理绩效的影响,满足工具变量的外生性条件。表 4 报告了工具变量估计结果。可以看到,各列中 Cragg-Donald Wald F 统计量和 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量均远大于 Stock-Yogo 弱工具变量识别的 F 检验在 10%的显著性水平上的临界值(16.38),拒绝了工具变量是弱工具变量的原假设。第一阶段的估计结果表明,工具变量对村务监督委员会的设立具有较强的预测性,两者之间呈显著的正向关联。在第二阶段的估计结果中,表 4(1)列和(2)列显示,村务监督委员会设立的系数及显著性与基准回归结果基本一致,同样支持了假说 H1。

表 4 工具变量估计结果

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		村干部 满意度	规章 遵从度	村干部 满意度	规章 遵从度	村干部 满意度	规章 遵从度
第二阶段	村务监督委员会设立	0.0874** (0.0373)	0.1833*** (0.0465)	0.0872** (0.0376)	0.1848*** (0.0469)	0.1044** (0.0482)	0.1240** (0.0612)
	村委会换届			0.0095 (0.0282)	-0.0415 (0.0366)	-0.0231 (0.0432)	-0.0327 (0.0574)
第一阶段	工具变量	0.3594*** (0.0088)	0.3657*** (0.0085)	0.3576*** (0.0086)	0.3623*** (0.0083)	0.3636*** (0.0093)	0.3723*** (0.0090)
	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
	村委会换届			已控制	已控制	已控制	已控制
	省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
	Cragg-Donald Wald F	3858.1610	4169.2180	4000.8530	4269.6070	1428.0050	1585.9440
	Kleibergen-Paap rk Wald F	1675.5690	1863.4240	1735.4320	1907.2100	1525.3240	1719.7240
观测值数		11736	12724	11736	12724	5663	6172

注:①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为聚类到村庄层面的标准误。③控制变量与表 3 相同。

村务监督委员会一般在村委会换届选举后设立^①。如图 1 所示,村务监督委员会设立的年份多在 2015 年之后,而这段时间村委会换届的村庄数量也出现了同步增长。由此可见,村委会换届与村务监督委员会设立高度相关。如果工具变量在一定程度上反映了村委会换届的可能性,而换届引致的村庄领导风格和治理模式的变化反过来又影响村庄治理绩效,那么工具变量方法也难以保证结论的可信性。

^①资料来源:《[村居民自治]村务监督委员会如何推选产生? 职责是什么?》, https://smzt.gd.gov.cn/dawenku/cjmzz/content/post_2588721.html?ivk_sa=1025922q。

为了排除村委会换届带来的影响,本文进行了如下检验。其一,使用问卷中“村民委员会近期是否发生换届”题项构建虚拟变量,以此度量村委会换届冲击,并将其作为控制变量加入回归模型。表4(3)列和(4)列报告了对应的工具变量回归结果,表明村务监督委员会的设立可以改善村庄治理绩效的作用依然存在。其二,由于2015年后进行村委会换届的村庄数目激增,本文剔除了村务监督委员会设立年份在2015年之后的样本。表4(5)列和(6)列的结果显示,村务监督委员会设立的回归系数依然为正。

(三) 机制分析

1.规范村庄财务管理。村务监督委员会可以通过规范村庄财务管理提升村庄治理绩效。考虑到数据的可得性,本文主要借助3个变量识别这一渠道:财务公开化、信息知晓度和支出合理化。对3个变量的说明和描述性统计见表2。其中,财务公开化和信息知晓度两个变量可以从村民主观层面反映村委会在财务管理方面的努力,支出合理化则从可以村民主观层面反映村委会规范财务管理的直接效果。

首先,探讨村务监督委员会设立与村财务收支信息有效公开之间的关系。表5(1)列报告了村务监督委员会设立对村委会财务收支信息公开行为的影响。可以看到,核心解释变量的回归系数为正,且在1%的显著性水平意义上显著,表明村务监督委员会设立的确提高了村庄财务收支信息公开的概率。尽管村委会主动进行信息披露能够显著改善管理层与村民之间信息不对称的状态,但信息披露只是信息的单向流动,无法反映信息接收方的信息掌握程度。显然,财务收支信息只有被村民充分接收和利用才能体现其披露价值。为了明确村财务收支信息公开后,财务收支信息是否能够有效传递给村民,表5(2)列进一步考察了村务监督委员会设立对村财务支出信息知晓度的影响。回归结果显示,村务监督委员会的设立显著提高了村民对村委会财务支出情况的知晓度,表明村务监督委员会的设立能够促进村庄财务支出信息的公开化,确实产生了信息传递效果。

表5 村务监督委员会的设立影响村庄财务管理的估计结果

变量	(1) 财务公开化	(2) 信息知晓度	(3) 支出合理化
村务监督委员会设立	0.1507*** (0.0377)	0.1623*** (0.0475)	0.1599*** (0.0474)
控制变量	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	866	10561	10680
R ²	0.0982	0.0743	0.0777

注:①***和*分别表示1%和10%的显著性水平。②括号内为聚类到村庄层面的标准误。③控制变量与表3相同。

其次,探讨村务监督委员会的设立与村财务支出合理化之间的关系。理论上讲,村务监督委员会的设立可以规范村委会的财务管理行为,从而提升村财务支出的合理化程度。村财务支出的合理化程度越高,财务资金的治理效能越能够得到发挥。表5(3)列报告了村务监督委员会的设立对村财务支出合理化程度的影响。可以看到,村务监督委员会设立的回归系数为正,说明村财务支出确实因为村

务监督委员会的设立而变得更加合理。总之，表 5 的回归结果支持了“规范村庄财务管理”这一传导机制。

2.提升村民村务参与度。通过提升村民村务参与度，设立村务监督委员会可以产生村委会与村民在治理村庄方面的共治效应。为了识别提升村民村务参与度这一重要机制，本文采用 3 个指标作为村民村务参与度的代理变量，这 3 个指标分别是主要村务的村民参与度、是否参与村务纠纷调解、是否参与各项规章制度建设。表 2 给出了相关变量的说明及描述性统计。

参与村庄主要事务的决策是村民村务参与的重要内容。为此，表 6（1）列检验了村务监督委员会设立对主要村务的村民参与度的影响。结果表明，村务监督委员会设立的系数为正，且在 1%的显著性水平意义上显著，说明该机构的设立能够提高村民参与村庄主要事务决策的概率。为了进一步验证该渠道的存在，本文从具体的村庄事务出发，捕捉村务监督委员会设立前后村民村务参与度的变化情况。理论上讲，如果村务监督委员会的设立提高了村民村务参与度，那么对于具体的村庄事务而言，村民的参与概率也会明显提升。结合调查问卷所涉及的问题，本文选取村民对村务纠纷调解和各项规章制度建设的参与情况作为研究对象，考察村务监督委员会设立对村民参与具体事务的概率的影响。回归结果见表 6（2）列和（3）列。不难发现，村务监督委员会设立的估计系数均为正，且通过了显著性检验，说明村务监督委员会的设立有效提升了村民参与村务纠纷调解和各项规章制度建设的概率。表 6 的结果验证了“提升村民村务参与度”这一渠道。

表 6 村务监督委员会的设立影响村民村务参与度的估计结果

变量	(1) 主要村务的村民参与度	(2) 是否参与村务纠纷调解	(3) 是否参与各项规章制度建设
村务监督委员会设立	0.1316*** (0.0467)	0.0703* (0.0406)	0.0283** (0.0132)
控制变量	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	11577	13110	12857
R ²	0.0296	0.1455	0.0609

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为聚类到村庄层面的标准误。③控制变量与表 3 相同。

（四）进一步分析

一个值得关注的问题是，设立村务监督委员会对村庄治理绩效的改善作用是否持久？如果设立村务监督委员只能在短期内改善村庄治理绩效，而在长期却效果不佳，那么就需要重新思考实施这样一项基层监督制度的必要性。反之，如果设立村务监督委员会的村庄治理绩效具有持久性，甚至能够随着时间推移而不断增强，那么就应该更加积极地推进该制度的普及程度。为此，本文进一步检验了设立村务监督委员会提升村庄治理绩效的时效性。

由于仅采用截面数据,无法获取其他年份村干部满意度和规章遵从度的数据,本文主要考察村务监督委员会的设立年数与当前村庄治理绩效之间的关系,以此揭示村务监督委员会设立带来的基层治理的持续改善效应。村务监督委员会的设立年数等于村务监督委员会设立年份与调查年份的差值。表7报告了对应的实证结果。表7(1)列和(2)列是OLS模型的回归结果,可以看到,设立年数的回归系数分别为0.0032和0.0056,且通过了显著性检验,表明村务监督委员会的设立年数每增加1年,村干部满意度和规章遵从度将分别提升0.3个百分点和0.6个百分点。表7(3)列和(4)列是ordered-Probit模型的回归结果,可以看到,设立年数的回归系数依旧为正,说明设立村务监督委员会改善村庄治理绩效的作用随着时间的推移而不断增强。表7的结果表明,村务监督委员会设立带来的对村庄治理绩效的改善作用具有持续性。

表7 村务监督委员会设立影响村庄治理绩效的时效性

变量	OLS 模型		ordered-Probit 模型	
	村干部满意度 (1)	规章遵从度 (2)	村干部满意度 (3)	规章遵从度 (4)
村务监督委员会设立年数	0.0032* (0.0018)	0.0056** (0.0024)	0.0065*** (0.0017)	0.0074*** (0.0017)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	11388	12313	11388	12313
R ²	0.0536	0.0527	0.0311	0.0232

注:①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为聚类到村庄层面的标准误。③控制变量与表3相同。

五、结论与政策启示

推动全面从严治党向基层延伸,打通基层监督“最后一公里”,实现监督下沉、监督落地,是完善党和国家监督体系的重要环节。在此背景下,本文借助2019年上海财经大学“千村调查”数据,用村干部满意度和规章遵从度刻画村庄治理绩效,进而考察中国乡村地区一项自下而上的民众监督制度——村务监督委员会的设立对村庄治理绩效的影响。回归结果发现,村干部满意度和规章遵从度在村务监督委员会设立之后均出现了明显提升,表明村务监督委员会的设立显著改善了村庄治理绩效。为了消除可能存在的内生性问题,本文巧妙借助2010年修订《村民委员会组织法》这一历史事件构建工具变量,并使用两阶段最小二乘法进行回归分析,得到的结果与基准回归保持一致。机制分析发现,规范村庄财务管理和提升村民村务参与度,是设立村务监督委员会改善村庄治理绩效的中间路径。进一步,本文考察了村务监督委员会的设立对村庄治理绩效的长期影响。实证结果显示,村务监督委员会的设立对村干部满意度和规章遵从度的影响程度呈逐年递增态势,表明设立村务监督委员会对村庄治理绩效的改善作用具有时间上的持续性。

基于以上研究结论,本文得出如下政策启示。第一,推进村务监督委员会等民众监督机构的全面覆盖。自2010年修订《村民委员会组织法》以来,设立村务监督委员会的村庄数量大幅增长,村务监督委员会已覆盖全国大部分村庄。但仍有少部分村庄尚未建立村务监督委员会或类似的监督机构,这不利于村庄治理绩效的有效提升和村庄之间的均衡发展。为此,应加快推进村务监督委员等民众监督机构的全国覆盖。一方面,要加大对相关政策文件、法律法规以及代表性案例的宣传力度,让村民了解建立监督委员会的重要性和具体流程;另一方面,可以派驻专门人员对村民进行培训和指导,帮助那些尚未建立村务监督委员会的村庄在法律框架内成立相应的监督机构,并在起步阶段协助安排监督和管理的工作。

第二,进一步完善制度设计,保障和提升村务监督委员会的治理效能。相关制度的优化与完善是村务监督委员会持续改善村庄治理绩效的重要前提。尽管《关于建立健全村务监督委员会的指导意见》规定了村务监督委员会的基本框架,但在村务监督委员会的人员选拔、能力建设、运行机制以及绩效考核等制度建设方面,仍有较大的细化空间。本文认为,在人员选拔方面:可以设立由政府、村民以及社会组织组成的选拔委员会,确保多元参与和权力平衡;通过村民代表会议、民主评议等形式,让村民对候选人提出意见和建议,参与对候选人的评估和选择过程;建立村务监督委员会成员任期制度,避免成员长期占据职位从而挫伤其他村民的参与积极性。在能力建设方面:可以由乡镇政府牵头,定期举办具有针对性的培训和教育活动,同时,将提升成员的组织协调、沟通交流以及财务分析等能力作为培训的重点目标;积极组织不同村庄之间的交流活动,使其能够相互借鉴和学习工作经验。在运行机制方面:要进一步细化村务监督委员会的具体职责,为其履行监督职责和参与村庄治理提供制度依据与保障;明确村务监督委员会的工作流程,包括议事规则、决策程序、信息报告和沟通机制等方面的内容,提升村务监督委员会的运行效率。在绩效考核方面:应设计更加科学的考核指标,将村民的主观评价、参与度以及规章遵从度等内容纳入其中,定期进行绩效评估,以便为实施奖惩办法提供现实依据。

参考文献

- 1.陈晓红、朱蕾、汪阳洁,2019:《驻地效应——来自国家土地督察的经验证据》,《经济学(季刊)》第1期,第99-122页。
- 2.陈钊、徐彤,2011:《走向“为和谐而竞争”:晋升锦标赛下的中央和地方治理模式变迁》,《世界经济》第9期,第3-18页。
- 3.崔宝玉、马康伟,2022:《合作社能成为中国乡村治理的有效载体吗?——兼论合作社的意外功能》,《中国农村经济》第10期,第41-58页。
- 4.董丽,2017:《农村财务监督机制有效性检验》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第2期,第102-109页。
- 5.高洪贵、张永杰,2020:《村务监督委员会制度的建立动因及其发展实态研究》,《黑龙江社会科学》第6期,第26-33页、第166页。
- 6.高琳,2012:《分权与民生:财政自主权影响公共服务满意度的经验研究》,《经济研究》第7期,第86-98页。

- 7.郭云南、王春飞, 2020:《第一大姓当选是否会促进创业?》,《经济学(季刊)》第4期,第1355-1374页。
- 8.姬超, 2017:《中国村务监督机制运行评价及其制度优化路径——基于21个省846个村4625个村民的调查研究》,《农业经济问题》第1期,第21-30页、第110页。
- 9.冷波, 2021:《监督下乡:乡村监督体系重塑及其效应》,《中国农村观察》第4期,第79-89页。
- 10.李友梅、肖瑛、黄晓春, 2012:《当代中国社会建设的公共性困境及其超越》,《中国社会科学》第4期,第125-139页、第207页。
- 11.梁军峰, 2012:《村民监督委员会:以权力制约权力的新机制》,《科学社会主义》第2期,第68-69页。
- 12.刘知林, 2007:《村级财务治理新机制:村务(财务)监督委员会及其制度的学理解析——基于浙江武义县后陈村的调查》,《审计与经济研究》第3期,第77-82页。
- 13.卢福营、高健, 2019:《村务监督委员会制度的局限与拓展——写在后陈村村务监督委员会诞生15周年之际》,《浙江社会科学》第7期,第66-72页、第157页。
- 14.卢福营、孙琼欢, 2006:《村务监督的制度创新及其绩效——浙江省武义县后陈村村务监督委员会制度调查》,《社会科学》第2期,第98-107页。
- 15.卢素文、艾斌, 2021:《资源依赖与精英权威:农村社会组织与基层政府的双向依赖和监督》,《中国农村观察》第4期,第50-66页。
- 16.盛丹、刘灿雷, 2016:《外部监管能够改善国企经营绩效与改制成效吗?》,《经济研究》第10期,第97-111页。
- 17.王岭、刘相锋、熊艳, 2019:《中央环保督察与空气污染治理——基于地级城市微观面板数据的实证分析》,《中国工业经济》第10期,第5-22页。
- 18.吴一平、周彩、杨芳, 2022:《中央审计监督与地方财政违规查处——来自审计署驻地方特派员办事处的证据》,《经济理论与经济管理》第9期,第52-67页。
- 19.杨婵、贺小刚, 2019:《村长权威与村落发展——基于中国千村调查的数据分析》,《管理世界》第4期,第90-108页、第195-196页。
- 20.周功满、曹伟, 2012:《权力结构视域下的乡村权力监督——基于对村务监督委员会的考察》,《经济社会体制比较》第3期,第139-145页、第173页。
- 21.Flückiger, M., M. Ludwig, and A. Sina Önder, 2019, "Ebola and State Legitimacy", *The Economic Journal*, 129(621): 2064-2089.
- 22.Grimmelikhuijsen, S., G. Porumbescu, B. Hong, and T. Im, 2013, "The Effect of Transparency on Trust in Government: A Cross-National Comparative Experiment", *Public Administration Review*, 73(4): 575-586.
- 23.Levi, M., 2006, "Why We Need a New Theory of Government", *Perspectives on Politics*, 4(1): 5-19.
- 24.Martinez-Bravo, M., G. P. iMiquel, N. Qian, and Y. Yao, 2011, "Do Local Elections in Non-Democracies Increase Accountability? Evidence from Rural China", NBER Working paper 16948, <https://www.nber.org/papers/w16948>.
- 25.Shah, A., 2004, *Fiscal Decentralization in Developing and Transition Economies: Progress, Problems, and the Promise*, Washington, D.C.: World Bank Publications, 1-47.

26.Wang, K., G. Li, and H. Liu, 2021, “Does Natural Resources Supervision Improve Construction Land Use Efficiency: Evidence from China” *Journal of Environmental Management*, Vol. 297, 113317.

27.Xu, Y., and Y. Yao, 2015, “Informal Institutions, Collective Action, and Public Investment in Rural China”, *American Political Science Review*, 109(2): 371-391.

28.Zhang, B., X. Chen, and H. Guo, 2018, “Does Central Supervision Enhance Local Environmental Enforcement? Quasi-Experimental Evidence from China”, *Journal of Public Economics*, Vol. 164: 70-90.

（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：马太超）

Does Village Affairs Supervision Committee Improve Rural Governance Performance: An Empirical Analysis Based on “Thousand Villages Survey” Data

XU Chao ZHOU Cai WU Yiping

Abstract: How to promote supervision sinking and get through the “last mile” of supervision has become an important topic in the field of grassroots governance research. Based on data from a representative national sample survey in 2019, this paper explores the governance effects of Village Affairs Supervision Committee System (VASCS), a “bottom-up” model of democratic supervision in Chinese rural areas. The empirical results show that the establishment of VASCS significantly improves the performance of rural governance, which is mainly reflected in the improved levels of villagers’ satisfaction with village cadres and their compliance with regulations. After using many methods such as instrumental variables to address the endogenous problem, the results are still robust. Restricting the financial management of village and expanding public participation are key channels for VASCS to improve governance performance. This paper also finds that the improvement effect of the performance of rural governance brought by the establishment of VASCS is sustainable. On average, every additional year since the establishment of the VASCS increases the level of satisfaction with village cadres by 0.3 percentage points and the level of the compliance with regulations by 0.6 percentage points. This study provides empirical evidence at the village level for the effectiveness of the bottom-up supervision model, which has policy implications for promoting the modernization of grassroots governance.

Keywords: Village Affairs Supervision Committee; Rural Governance; Level of Satisfaction with Village Cadres; Level of Compliance with Regulations