新一轮农地确权能促进新型农业经营主体创业吗？*

——来自CCAD的证据

李林凤，蒋　欣，易朝辉

（湖南农业大学商学院，长沙　410128）

摘　要：新型农业经营主体是推动农村经济发展并实现农业现代化的关键推动力。因此，以农地确权政策的实施作为一项“准自然实验”，运用多期双重差分法评估该政策对新型农业经营主体创业水平的影响。研究表明，农地确权政策的实施显著提高了新型农业经营主体的创业水平，该结论在考虑内生性问题后依旧稳健，且主要通过扩大农业的规模化经营、加强农业信贷支持，以及促进创新的驱动来实现。进一步分析显示，农地确权政策对新型农业经营主体创业的政策效应存在异质性，仅对非粮食主产区、旱地区和自然低风险区有显著促进作用。同时，该政策效应主要来源于农业企业和家庭农场，农业合作社的效应贡献不显著。为进一步推动新型农业经营主体创业，建议继续贯彻落实农地确权政策的实施，完善相关配套政策，因地制宜、灵活调整，充分发挥农地确权政策对新型农业经营主体创业的促进作用。

关键词：农地确权政策；新型农业经营主体；创业水平；政策效应评估；双重差分

中图分类号：F321.1　　**文献标志码：**A　　**文章编号：**1674-9189(2024)05-0104-14

一、引　言

农地制度对“三农”发展的政策效应一直是学术界关注的热点领域，而农业经营体制变革和新型农业经营主体培育，是农业转型升级的重要方面(翁鸣，2017)，也是新时期推动现代农业经济发展的重要动力。从节本增效的角度出发，农业规模经营不仅在应用先进技术、摊薄生产费用、控制要素投放、优化生产方式和增加附加产值等方面优势突出，而且便于在农资采购、服务外包、金融信贷、仓储物流和市场营销等环节获得价格优惠(杜辉等，2020)。这些因素共同作用，能够促进整个农业经营体系的可持续发展与经济效益的增长。因此，推动适度规模经营、促进农业转型升级的制度安排尤为关键。新制度经济学的一个基本倾向是，产权制度影响经济行为(Alston et al.，1996)，地权稳定性严重制约着农业投资和资源配置(刘守英，2019)。中国农业长期受人多地少的资源禀赋约束，始终处于超小规模经营状态并维系着细碎化的小农经营体系(杜辉等，2020)，农业生产的零散性使得资源整合和现代化进程更加复杂和困难。

新一轮农地确权政策作为土地产权制度创新的重要举措，自实施以来便备受瞩目。多年来，中国农村土地制度变革虽一直在进行中，但其产权界定与制度实施并不完善。为了进一步完善土地产权制度，自2009年起，农村土地承包经营权确权登记颁证试点政策(以下简称“农地确权政策”)开始推进。2013年中央一号文件提出，计划用5年时间基本完成农村承包经营权确权登记颁证工作，农地确权政

*项目来源：湖南省哲学社会科学基金项目(22YBA102)。

作者简介：李林凤，女，博士，讲师，研究方向：数字生态与创新创业。

策全面推广。到2018年，农地确权政策工作正式收官，这项土地制度改革的成效逐渐显现。新一轮的农地确权政策远不止简单的“确权、登记、颁证”程序，它本质上借助“产权证”这一法律文本，界定了农户对农地的权属边界，通过确权活动将抽象的权利具体化，确保农户对土地产权的认识更清晰，为农户提供了更强有力的法律后盾(胡新艳等，2016)。

根据现有研究，农地确权政策对“三农”发展的政策效应引起学术界广泛重视，多数学者发现，农地确权政策能够激励农户资本投资(孙琳琳等，2020)，提高农业劳动生产率(陈飞等，2018)，以及促进农民财产性收入增长(张国林等，2021)等。近年来，随着“三农”创业的兴起，农地确权政策与农业领域创业发展之间的关系成为学术界关注的热点问题。郑淋议等(2020)基于农户创业视角，证明土地确权能促进农户总体创业且其促进作用主要来自农户的农业创业，而非非农创业。Bu et al.(2022)基于农村创业视角，指出土地所有权改革极大促进了农村地区新兴企业数量增长，且不会降低新企业和已有企业的平均质量。此外，有学者基于非农创业视角，证明土地确权在良好的金融服务支撑下，也能促进非农创业(黄宇虹等，2020)。然而，根据文献梳理可知，现有文献虽从农户和农村视角证明了农地确权政策的促农效用，但缺乏针对新型农业经营主体创业的证据。新型农业经营主体创业涉及返乡创业的新农人和创客等非农户创业者，包括加工与销售等农村地域界限以外的涉农企业，与农户、农业、非农创业虽有交叉，但又不完全重合，故现有研究不能推断出农地确权政策对新型农业经营主体创业的政策效应。同时，现有研究中，劳动力配置是农地确权政策发挥政策效应的主要中介之一，而在劳动力配置方面展现出更高灵活性、专业性和市场导向性的新型农业经营主体创业却不一定依然受其中介影响，导致缺少关于农地确权政策促进新型农业经营主体创业的作用机制的针对性证据。因此，完善农地产权是促进农业和农村经济发展的必然选择，同时，培育和发展壮大新型农业经营主体，是推动农业现代化转型和落实乡村振兴战略的关键策略，研究农地确权政策是否能够且通过何种机制影响新型农业经营主体创业活动十分必要，这对于农业政策的制定与优化至关重要。

鉴于此，本文将农地确权政策的实施视为一项准自然实验，结合省级层面的新增新型农业经营主体数据，采用多期双重差分法，探究农地确权政策的政策效应与作用机制，拟为我国土地政策改革效果提供实证证据补充，为进一步增强农地确权政策实施与乡村产业振兴需求的协同效应提供路径参考。结合前文所述和研究动机，本文可能的边际贡献有：第一，研究主体方面，尽管现有文献关注到农地确权政策对农户和农村创业的影响，但对农业现代化转型过程中的关键主体——新型农业经营主体创业的研究却相对匮乏，本文通过CCAD数据库获取涉农主体数据，弥补了这一缺口。第二，研究内容方面，本文梳理了农地确权政策的实施背景，从生产资料、资金供给和创新水平三个方面揭示了该政策影响新型农业经营主体创业的理论逻辑和传导机制，在现有研究的基础上，引入创新水平作为中介变量，探究其在农地确权政策促进新型农业经营主体创业过程中发挥的效用，并厘清该作用机制与传统创业主体的不同之处，从而为政策的优化提供了实证支撑。此外，本文还考查了农地确权政策对新型农业经营主体创业影响的异质性情况，为政策针对性地制定和实施提供有益参考。第三，研究数据方面，本文使用2005—2018年浙大卡特—企研中国涉农研究数据库(CCAD)中的新型农业经营主体—微观库，该数据集包含了新型农业经营主体的年度增量和具体分类信息，可以较为全面地反映各省份新型农业经营主体创业的基本情况，代表性强、可信度高。第四，研究方法方面，本文采用双重差分法，探究农地确权政策对新型农业经营主体创业影响的净效应，以试点政策构建准自然实验，探究宏观政策对企业微观行为的影响，使得研究结论更具有稳健性和真实性。

二、政策背景与理论分析

(一)政策背景

土地承包经营权确权登记颁证是中国农村土地制度改革的关键政策之一。国家在2009年开始施行

农村土地承包经营权确权登记颁证试点，计划采用一村一组到整乡整镇，整县到整省试点等稳步推进的策略，初期主要以村级单位为基点开展小规模的试点工作。2011年，农业部印发《关于开展农村土地承包经营权登记试点工作的意见》，其中明确了试点执行的核心内容与具体要求，并对试点工作的顺利开展进行了初步规划设计。2013年中央一号文件中明确了工作目标，即计划用5年时间基本完成农村土地承包经营权确权登记颁证工作，从而正式在全国范围内推广农村土地承包经营权登记试点工作。

截至2016年末，全国已有22个省份被选作整省试点省份来推进农地确权政策登记颁证工作。2014年首先以安徽、四川和山东作为试点省份，2015年全国农村土地确权颁证工作增加了9个试点省份，即湖南、湖北、江西、江苏、甘肃、宁夏、吉林、河南、贵州，2016年又追加黑龙江、浙江、广东、山西、海南、辽宁、云南、内蒙古、河北、陕西10个省份开展整省推进。2017年，为推动各地积极扩大试点范围，另外加入北京、天津、重庆、福建、广西、青海6个省份来继续推进整省试点。不同省份之间试点工作实施的时间差异，为本文研究提供了一个合适的准自然实验。然而，鉴于2017年选定的试点地区大多数是经济较为发达的直辖市及省份，考虑到样本选择的随机性原则，以及政策实施效应的滞后性，本文剔除2017年的试点省份，选取2005—2018年的数据进行分析研究。

（二）理论分析和研究假说

在农业发展向现代化模式不断演进的过程中，农业企业、家庭农场以及农业合作社在内的新型农业经营主体不断壮大，逐渐成为农业发展的主体，拥有巨大的创业潜力，也更适合成为农业创业的关键主体（李东轩等，2019）。然而，土地细碎化和大规模抛荒、利用率低等问题仍普遍存在，阻碍了农业规模化生产和土地进一步开发利用，成为新型农业经营主体创业道路上的一大难题。在此背景下，农地确权政策作为土地制度变革的重要组成部分，其本质是产权界定。根据产权理论，权属清晰的产权界定是市场交易的前提和保障（王小龙等，2020），这种明晰性可以减少权利模糊和争议的产生，从而保障各方权益，同时影响资源配置效率。农地确权政策的开展，进一步保障了土地权属的稳定性，激活了土地交易市场，为新型农业经营主体创业者获取所需生产资料提供了更广泛的选择，进而影响新型农业经营主体的创业水平。基于此，提出假说1：

H1：农地确权政策能够促进新型农业经营主体创业。

具体而言，农地确权政策可从以下三方面对新型农业经营主体创业产生影响。

第一，农地确权政策通过扩大农业的规模化经营进而影响新型农业经营主体创业。农地确权政策促进了土地流转，推动农业规模化经营（韩家彬等，2019）。从供给端看，农地确权政策主要针对农村土地承包经营权进行完善，采用证书的形式给予农户合法的土地权益保障，稳定土地产权，而有保障的土地产权能够增加租赁市场的土地供应。一方面，农地确权政策使农户的土地产权得到更坚固的保障，失地风险降低，激励农户将闲置土地投入市场交易以获得收益。另一方面，农地确权政策改革的不断深化，显著抑制了农户间的熟人流转行为（耿鹏鹏等，2022），使得多数农户的土地流转更倾向于市场化交易，增加了土地交易市场的供应量。从需求端看，农户的土地转出，可以促使土地流向生产率更高的专业农户和种田大户（闫小欢等，2013），满足创业主体的用地需求，进一步促进新型农业经营主体创业。这不仅为外来创业者提供了获取土地的正式途径，也能促进小农户扩大规模经营的意愿达成。基于规模经济理论，农业适度规模经营方式有助于资源配置效率的提高，农地确权政策通过权证的形式，赋予农户更多土地权能，优化其土地利用行为，进而提高土地资源配置效率（徐志刚等，2021），使农业生产更加专业化、精细化，降低生产成本，提高经济效益，使利润水平增加，吸引更多创业者加入，进而促进新型农业经营主体创业。基于此，提出假说2：

H2：农地确权政策通过扩大农业的规模化经营促进新型农业经营主体创业。

第二，农地确权政策通过增强农业信贷支持进而影响新型农业经营主体创业。Besley et al.(2012)认为，正如德·索托效应，通过完善产权更好地获得抵押品可以改善信贷市场的运作。首先，农地确权政策能够界定更为稳定清晰的土地产权，使其具备有效抵押物的属性，便于将土地作为贷款抵押品，来增加其获取信贷支持的途径，即通过赋予土地经营权贷款融资权能(米运生等，2018)，进而缓解信贷约束。同时，这种产权明晰化可以增加对农村农户的社会信任度，使其更容易获得金融信贷机构的信任和支持。其次，融资能够解决创业者在创业前期容易面临的难题——金融资本不足导致的流动性约束(董晓林等，2019)。因此，农地确权政策为创业者拓宽了获取信贷支持的渠道，为创业初期常面临的融资约束难题提供了有效的解决方案，满足了创业者的资金需求，从而促进新型农业经营主体创业。基于此，提出假说3：

H3：农地确权政策通过增强农业信贷支持促进新型农业经营主体创业。

第三，农地确权政策通过提升农业创新水平进而影响新型农业经营主体创业。Bu et al.(2022)认为，农地确权政策后，更稳定、更有保障的土地产权能够减少土地纠纷，改善确权地的社会资本状况。农地确权政策使得农户和外界投资者对农村社会的信任度以及风险承担倾向增加，为引入新型农业技术和发展创新经营模式提供了有利条件，提升新型农业经营主体创业者的研发信心和积极性，激励主体创新。除此之外，土地的稳定产权对投资有积极影响，农地确权政策的本质是将土地剩余控制权转移到农民身上，进而保障农民土地投资的事后收益(刘淑云等，2021)。随着农地产权的保障更为完善，农地投资的不确定性降低，农地确权政策可以促进农户农业投资，促使农户基于长远预期来利用土地，增强其对土地价值利用的创新思考，活跃创新思维。而创新的过程会产生机会创造效应和技能提升效应影响创业(赵富森等，2021)。企业可以通过不断创新，催生新业态，激发出新的产业建构与理念突破，为有志者的创业理想架上桥梁，从而达到创业水平提升的效果。基于此，提出假说4：

H4：农地确权政策通过提升农业创新水平促进新型农业经营主体创业。

理论分析结果表明，农地确权政策的实施使土地具备了更为清晰的产权界定，同时给予农户更为坚实的土地产权保障。这种完善的产权制度能够促进土地的市场化交易，有利于扩大农业规模化经营，吸引更多有志者加入新型农业经营主体创业的行列；同时能够增加获取农业信贷的途径，缓解创业面临的融资约束，降低创业失败率；除此之外，其所带来的社会资本增加，可以提升农业创新水平，为新型农业经营主体创业提供有效的科学技术支持。农地确权政策影响新型农业经营主体创业的理论机制见图1。

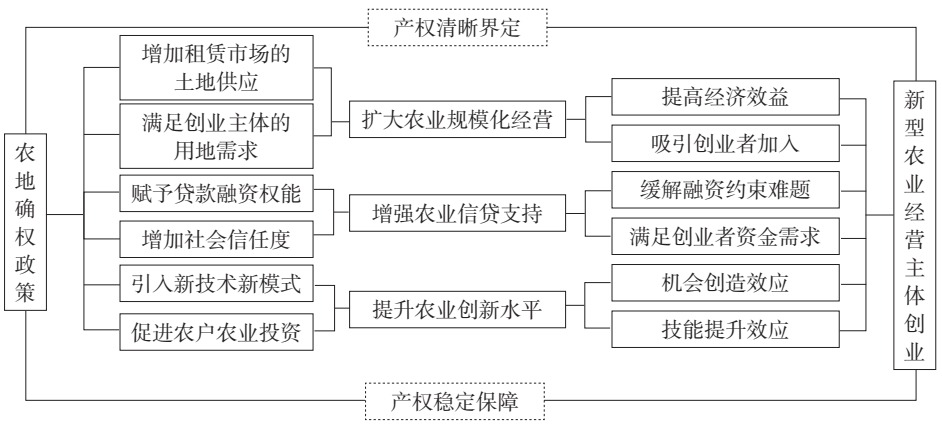

图1　农地确权政策影响新型农业经营主体创业的理论机制

三、研究设计

（一）数据说明及描述性分析

本文选取我国31个省级样本（不含港澳台地区）的面板数据进行实证检验。由于2017年新增试点省份6个，试点省份总数达到28个，远多于非试点省份，因而不适合进行双重差分法效应评估，故不将2017年试点数据投入测算。考虑到政策效应的早期滞后性，本文选择2005—2018年的数据，运用2014、2015和2016年的试点政策构建多期准自然实验，考查农地确权政策对新型农业经营主体创业的净效应。相关变量描述性统计结果见表1。其中，新型农业经营主体新增数量（包括农业企业、家庭农场和农业合作社的总新增数）以及新型农业经营主体新增专利数量均来自浙大卡特—企研中国涉农研究数据库（CCAD），控制变量及其他中介变量的数据来自《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴以及国家统计局官方网站等。对于个别地区的部分缺失数据，采用插值法补齐。

表1 变量描述性统计结果

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
新型农业经营主体创业水平*enterp*	434	8.784	1.404	3.638	11.680
经济发展水平*gdp*	434	10.350	0.633	8.560	11.930
产业结构*is*	434	0.110	0.057	0.003	0.328
城市化水平*ul*	434	0.530	0.147	0.207	0.896
对外开放度*oow*	434	7.607	1.752	2.686	11.260
人力资本水平*hc*	434	3.983	0.979	0.642	5.366
农业机械化水平*lam*	434	1.379	0.852	0.290	5.352
农村经济水平*rel*	434	8.900	0.577	7.586	10.320
农业规模化经营水平*scale*	434	0.262	0.177	0.037	1.207
农业信贷支持*loan*	434	7.941	1.288	3.925	10.320
农业创新水平*innovation*	434	6.268	1.767	0	9.999

（二）变量说明

1.被解释变量

新型农业经营主体创业水平（*enterp*）。现有衡量创业的方法一般有两种，即新创企业数量和基于个人问卷中是否创业的虚拟变量整理而成的调查数据。本文参照赵富森等（2021）对基本研究单位的考虑，选取新型农业经营主体新增数来衡量新型农业经营主体的创业水平。

2.核心解释变量

农地确权的政策虚拟变量。本文以是否开始开展农村土地承包经营权确权登记颁证整省试点来定义核心解释变量，双重差分项（*did=treated×post*）是解释变量，估计系数反映试点政策效应。若该省属于试点省份，*treated* 值为1，非试点省份 *treated* 为0。*post* 为时间虚拟变量，政策实施前后取值分别为0和1。

3.控制变量

在考虑农地确权政策影响新型农业经营主体创业的同时，还应该控制其他因素对其创业水平的外生干扰。借鉴相关研究，选取以下变量为控制变量，同时为保证数据的平稳性、减少数据的异方差性，对部分变量取对数处理：①使用人均实际 GDP（取对数）来反映经济发展水平（*gdp*）；②使用第一产业增加值占 GDP 的比重来衡量产业结构（*is*）；③利用城镇常住人口数与总常住人口数之比来反映城市化水平（*ul*）；④使用货物的进出口总额（取对数）来反映对外开放度（*oow*）；⑤使用普通高校在校学生数量（取对数）来衡量人力资本水平（*hc*）；⑥使用农用机械总动力与农林牧副渔总产值之比来衡量农业机械化水平（*lam*）；⑦选取农村居民人均可支配收入（取对数）来衡量农村经济水平（*rel*）。

4.中介变量

本文选取农业规模化经营水平、农业信贷支持和农业创新水平作为中介变量。其中，农业规模化经营水平（*scale*）采用农作物总播种面积与乡村人口之比表示；农业信贷支持（*loan*）采用涉农贷款取对数表示；借鉴李春涛等（2020）的做法，以新型农业经营主体新增专利数量加1后取对数来衡量农业创新水平（*innovation*）。

（三）模型构建

为探究农地确权政策对新型农业经营主体创业的影响，本文基于2014—2016年农地确权政策整省试点的名单，构建如下多时点DID模型：

$$enterp_{i,t}=\alpha+\beta did_{i,t}+\gamma X_{i,t}+\mu_i+\nu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标i、t分别表示个体和年份。$enterp_{i,t}$是被解释变量，表示i省份在t时期的新型农业经营主体创业水平。政策虚拟变量$did_{i,t}$是核心解释变量，表示i省份在t时期是否实行了政策试点，该变量的系数β即为待估计的政策净效应，表示农地确权政策对新型农业经营主体创业产生的影响。μ_i和ν_t分别代表控制的个体固定效应与时间固定效应，$\varepsilon_{i,t}$为随机误差项。$X_{i,t}$即控制变量，包括经济发展水平（*gdp*）、产业结构（*is*）、城市化水平（*ul*）、对外开放度（*oow*）、人力资本水平（*hc*）、农业机械化水平（*lam*）、农村经济水平（*rel*）。

四、实证结果分析

（一）基准回归

基于模型（1）对样本进行多期双重差分估计，表2汇报了基准回归结果。

表2　回归估计结果

变量及统计参数	(1)	(2)	(3)	(4)
政策虚拟变量*did*	1.623***	0.248*	0.282***	0.203***
	(10.503)	(1.975)	(3.105)	(3.013)
经济发展水平*gdp*			−0.104	1.015**
			(−0.452)	(2.163)
产业结构*is*			0.179	0.229
			(0.189)	(0.110)
城市化水平*ul*			−0.983**	0.676
			(−2.424)	(0.285)
对外开放度*oow*			−0.273***	−0.036
			(−6.429)	(−0.372)
人力资本水平*hc*			1.346***	0.571
			(24.414)	(1.342)
农业机械化水平*lam*			0.034	−0.008
			(0.636)	(−0.107)
农村经济水平*rel*			1.229***	1.562
			(5.858)	(1.420)
Constant	8.481***	7.624***	−3.959***	−16.807**
	(126.999)	(112.557)	(−3.626)	(−2.701)
观测值	434	434	434	434
R^2	0.203	0.845	0.828	0.891
年份效应	no	yes	no	yes
省份效应	no	yes	no	yes

注：***、**、*分别表示该系数在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为稳健标准误。下同。

表2中，列(1)是在未考虑控制变量及固定效应的情况下，仅以农地确权政策作为解释变量进行回归结果，列(2)是在列(1)的基础上控制了年份、省份固定效应的估计结果，第(3)(4)列则是分别在前两列的基础上加入控制变量的估计结果，得到估计系数在1%水平上显著为正，说明在实施农地确权政策之后，新型农业经营主体的创业水平显著提高。对比列(2)和列(4)的结果可知，加入控制变量的一方估计系数较小，在一定程度上可以说明考虑控制变量能够减少政策效应的估计误差。结果显示，无论在何种情形下，did系数均显著为正，表明农地确权政策显著提高了新型农业经营主体的创业水平，假说1得证。

（二）平行趋势检验

在多期DID估计前首先要确定其是否满足平行趋势检验，具体而言，即判断在政策实施之前的年份，处理组与控制组的新型农业经营主体新增数量的变化趋势是否一致。考虑到本文数据所涵盖的年份较长，将其缩尾处理，仅展示政策实施前后4期的政策效应结果。由图2可知，农地确权政策实施之前及当期结果均不显著，说明试点省份与非试点省份的新型农业经营主体新增数量的变化不存在显著差异，而自农地确权政策实施后，系数估计值均显著且呈稳步上升状态。由此可得，本文研究样本满足平行趋势假设。

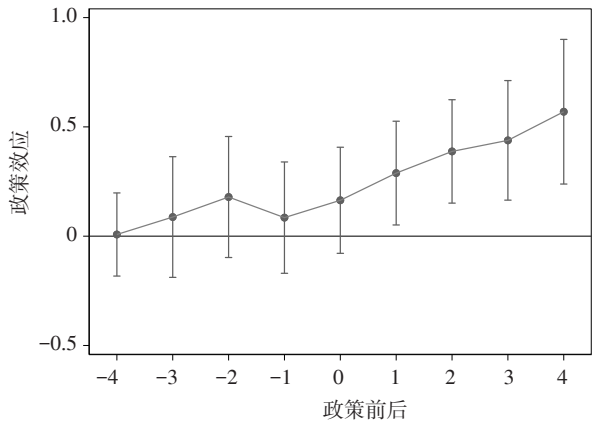

图2 平行趋势检验

（三）稳健性检验

1.样本数据筛选

考虑到极端值对结果可能造成的影响，本文对研究样本分别截尾1%和5%后重新回归。回归估计结果如表3列(1)(2)所示，表明在剔除极端值的情况下，其估计系数均仍在1%水平上通过显著性检验，与基准回归结果相似。

2.排除其他政策干扰

在本文的回归样本期内，我国陆续开展了农业信息化政策和中国农业支持保护补贴政策等，同时，样本期间存在对新型农业经营主体具有偏向性支持的政策，即中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于加快构建政策体系培育新型农业经营主体的意见》，该政策首次明确提出支持新型农业经营主体发展的政策框架，明确了在用地、金融、保险等方面加大政策创设力度。因此，本文在基准回归中加入这些政策的虚拟变量，同时控制上述政策后，结果如表3列(3)所示依然显著，可见在排除其他相关政策干扰的情形下，基准估计结果依然可信。

3.更改样本时期

本文样本的时间跨度为2005—2018年，但农地确权政策开始发生在2014年，政策冲击前的时期

可能过长。为了稳健起见，重新将样本区间设定为2008—2018年，具体检验结果如表3列(4)所示，实施农地确权政策对新型农业经营主体创业产生了显著促进作用，再次验证了研究结论的稳健性。

4.*滞后解释变量*

考虑农地确权政策对新型农业经营主体创业的影响存在滞后性，本文将政策的交互项滞后一期(*l.did*)。具体检验结果如表3列(5)所示，在对解释变量滞后一期后，农地确权政策对新型农业经营主体创业的促进作用通过1%水平的显著性检验。

表3　稳健性检验

变量及统计参数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1%缩尾	5%缩尾	排除其他政策干扰	更改样本时期	滞后解释变量
政策虚拟变量*did*	0.193***	0.240***	0.207***	0.188**	
	(2.925)	(3.410)	(3.040)	(2.641)	
解释变量滞后一期*l.did*					0.248***
					(3.463)
_cons	−15.545***	−2.161	−16.669**	−24.534**	−19.250**
	(−2.792)	(−0.268)	(−2.639)	(2.641)	(−2.673)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	434	434	434	341	403
R^2	0.893	0.864	0.892	0.844	0.881

5.*安慰剂检验*

考虑到新型农业经营主体创业差距在统计上显著很可能源于某些随机因素，为进一步判断农地确权政策对新型农业经营主体创业的促进效应是否由其他非观测遗漏变量引起，决定采取随机化农地确权政策的处理组与控制组的方法来进行安慰剂检验。具体而言，即在总体样本中随机地抽取22个省份并将其划分为虚假的处理组省份，剩余的9个省份则成为虚假的对照组省份，在此基础上可以得出实行安慰剂省份的农地确权政策对新型农业经营主体创业影响的系数估计值。将其重复500次，得到500个回归系数及其对应的*P*值。基于上述步骤的结果绘制出图3。

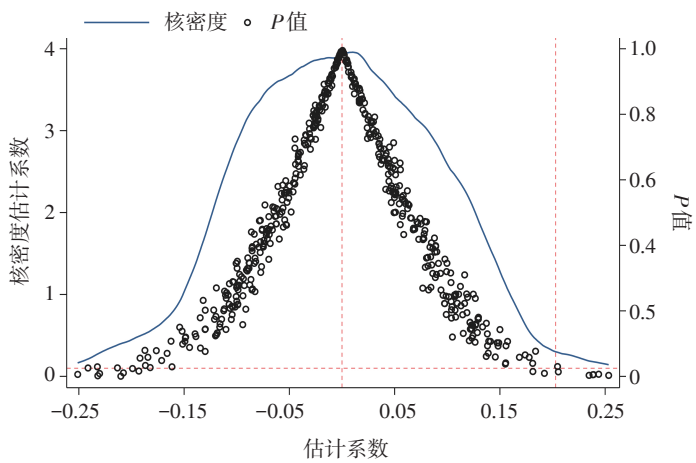

图3　安慰剂检验

图3中估计系数落在0值附近且服从正态分布，绝大多数回归结果不显著。基准回归中系数估计值位于虚假回归系数分布的高尾位置，其在安慰剂检验中属于小概率事件。借助上述检验，消除其他不可观测因素对新型农业经营主体创业水平的影响，同时平行趋势检验的结论得到进一步验证。由此说明，通过随机处理的样本估计系数不显著，且与真实样本结果明显不同，表明本文基准回归结果合理。

6. Bacon 分解

本文根据Goodman-Bacon(2021)提出的Bacon分解进行估计量偏误诊断。表4展示了Bacon分解的结果，可知未处理组vs处理组所得估计系数的权重最大，为76.82%；后处理组vs先处理组表示偏离农地确权政策对新型农业经营主体创业水平真实影响的大小，其所得估计系数的权重仅为5.77%，所占比重较小。由此可知，政策效应的影响主要来源于未处理组作为对照组的反事实分析结果，这说明基准回归所得的DID估计量可信，验证了结果的稳健性。

表4 Bacon分解结果

DID对照	平均DID估计量	权重
先处理组vs后处理组	−0.157	0.025
后处理组vs先处理组	−0.202	0.011
先处理组vs后处理组	0.149	0.056
后处理组vs先处理组	−0.216	0.019
先处理组vs后处理组	0.313	0.093
后处理组vs先处理组	0.016	0.028
未处理组vs处理组	0.287	0.768

五、异质性分析与机制检验

（一）区域异质性

本文根据粮食生产功能区的分类，将样本划分为粮食主产区和非粮食主产区进行回归分析，结果如表5(1)(2)列所示，在非粮食主产区的样本中，农地确权政策的推进对于新型农业经营主体的创业活动具有显著正向影响，并在10%显著性水平上得到统计验证；然而，对于粮食主产区的样本而言，这一效应并不显著。这可能是由于非粮食主产区样本中的多数省份位于西部地区，西部地区相对来说地域辽阔，农业并非突出产业，土地资源尚未充分利用，因此拥有较大的发展潜力，对创业者有较强的吸引力。在农地确权政策实施背景下，西部农户更愿意采取流转出土地的方式获得稳定的租金收入，从而为新型农业经营主体提供更多创业机遇。相对应地，在粮食主产区，多数省份农业发展较为成熟，形成了稳定的产业规模，当地农户对土地的依赖性也较强，不愿意轻易流转土地，影响新型农业经营主体创业者获取土地资源。而且当地农户可能更倾向于维护现状而非冒险创业，导致创业机会相对稀缺，作出创业决策的可能性降低。除此之外，由于粮食主产区的农产品以粮食作物为主，如小麦、水稻、玉米等，产品的附加值较低，农户进行创业的预期收益可能相对较低，这降低了其创业投资的积极性和动力。

此外，本文进一步参考耿鹏鹏等(2022)基于中国种植分区的一般分类对水田和旱地的划分，剔除内蒙古、青海和宁夏三个以牧场为主的省份，将剩余28个省份分为水田区和旱地区进行回归分析，结果如表5列(3)(4)所示，农地确权政策对新型农业经营主体创业的作用效果仅在旱地区正向显著，而在水田区不显著。产生这一差异的原因可能是多方面的。首先，在对成本收益的权衡方面，旱地区由于土地资源和气候条件的限制，传统农业模式的利润可能较低，农地确权政策实施后，农民可以更加

自由地流转土地，实现规模经营，降低了生产成本，从而更愿意投入资金和资源进行创业活动，追求更高的收益。而水田农业通常要求精细耕作，难以实现大规模的机械化作业，其生产成本相对较高。相较于旱地区，水田区的产业结构可能更加稳定，农户对于创业和转型的意愿较弱。同时，水田区的水资源利用和农田水利工程设施要求较高，这些都会影响到创业者的成本收益权衡。其次，当地经济发展方面，由于历史、地理和政策等因素，旱地区经济发展相对滞后，农地确权政策实施带来的土地流转和规模经营对当地经济的推动作用更加显著，因此新型农业经营主体创业的积极性更高。而水田区经济发展可能较为发达，农户有更多的就业和创业选择，农地确权政策对新型农业经营主体创业的影响相对较弱。除此之外，这种异质性可能与两个区域的农业文化传统有关。水田农业多是稻区，稻区农户往往富有保守稳进的集体主义种植文化，而对于非稻区，如旱地区，人们多富有冒险精神的个人主义种植文化(陈卓等，2022)。因此，在面对创业所伴随的不确定性风险时，旱地区农户对这种未知风险的接受程度更高，更易于作出创业决策。

表5　区域异质性分析

变量及统计参数	粮食生产功能区差异		种植区差异	
	(1)粮食主产区	(2)非粮食主产区	(3)水田	(4)旱地
政策虚拟变量*did*	−0.091	0.256*	0.112	0.333**
	(−1.086)	(1.828)	(0.929)	(2.942)
_cons	−17.986*	−16.919**	−16.386	−16.084
	(−1.862)	(−2.163)	(−1.576)	(−1.586)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	182	252	224	168
R^2	0.932	0.962	0.925	0.958

（二）自然风险异质性

本文参考梁来存(2011)的划分方法，根据各省份受自然灾害影响程度将样本分为高风险区、较高风险区和低风险区，回归后结果如表6列(1)~(3)所示。结果表明，在低风险区，农地确权政策对新型农业经营主体创业的作用效果正向显著，然而在高风险区、较高风险区试点的效果并不显著。这一差异的成因可以解释为，自然灾害始终是农业领域关注的一项重点，“靠天吃饭”的谚语也表明自然环境对农业的显著影响，严重的自然灾害，如干旱、洪涝等，可能会导致土地颗粒无收、粮食绝产。一方面，从创业者的角度考虑，在高风险以及较高风险区，农户出于对风险因素的考虑，往往趋向于更加保守的决策方式，这限制了他们从事新型农业经营主体创业活动的意愿；而在低风险区，由于农业受自然灾害的影响相对较小，农户在决策时对自然灾害等不确定因素的担忧较小，从事创业活动的概率更高。另一方面，从投资者的角度考虑，在低风险区，农地确权政策实施使得土地产权清晰稳定，减少了土地纠纷和不确定性，为投资者提供了稳定的投资环境，这对风险规避型投资者来说是一个吸引因素，使其更愿意投入资金和资源助力新型农业经营主体创业；而在高风险及较高风险区，农地确权政策实施可能无法完全抵消投资者对其他风险因素的担忧，大大降低了对投资者的吸引力，从而限制了对新型农业经营主体创业的投资支持。因此农地确权政策在低风险区更易发挥其促进作用，显著提升新型农业经营主体创业水平。

（三）新型农业经营主体异质性

在新型农业经营主体异质性层面，本文分别对农业企业、家庭农场、农业合作社样本进行政策效

果评估，结果如表6列(4)~(6)所示，农地确权政策的实施对农业企业、家庭农场创业的正向作用在5%水平上通过显著检验，且对家庭农场的作用效果更强，与之相对，农业合作社样本中的政策效应则不具有统计上的显著性。这一现象的成因可能归结于农业合作社的性质和运营特点，农业合作社主要是从事同类产品生产的互助性经济组织(郭庆海，2013)，强调成员之间的联合，共同进行农业生产经营活动，意味着土地调整对其直接影响较为有限。相较之下，农业企业涵盖的农业经营内容较为多元化，其中农事作业服务企业主要提供整地、播种和收获等劳务服务(郭庆海，2013)，农地确权政策的实施能够减少土地撂荒，且有助于农村劳动力向外迁移(史常亮等，2022)，进而增加对农地耕作服务的需求，从而为农业企业提供更大的发展空间和创业潜力；而且农业企业创业通常要求较为先进的技术支持和较强的资源利用能力，农地确权政策的实施可以为农业企业创业者带来更多的创新技术和资本投入。家庭农场作为一种以土地经营为主要收入来源的经营实体，区别于其他两个主体的一个重要标志是规模，其对土地流转效率以及土地承包经营的敏感度较高，从而农地确权政策实施所导致的土地集中与流转对家庭农场的培育有着直接且显著影响。因此，农地确权政策的实施对家庭农场的创业促进效应更为显著。

表6 新型农业经营主体异质性分析

变量及统计参数	自然风险差异			新型农业经营主体		
	(1)高风险区	(2)较高风险区	(3)低风险区	(4)农业企业	(5)家庭农场	(6)农业合作社
政策虚拟变量*did*	−0.026	−0.015	0.241**	0.179**	1.029**	0.335
	(−0.120)	(−0.102)	(2.343)	(2.237)	(2.394)	(1.363)
Constant	8.938	−7.683	−6.231	−5.022	23.672	−58.055***
	(0.372)	(−0.774)	(−0.615)	(−0.690)	(0.771)	(−3.502)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	56	182	196	434	434	434
R^2	0.975	0.966	0.952	0.961	0.895	0.939

（四）机制检验

基于理论分析，考查前文选取的三个中介变量在农地确权政策促进新型农业经营主体创业的影响路径中是否发挥中介作用。为克服三步法中介效应分析方法的缺陷，借鉴江艇(2022)提出的中介效应做法，本文构建了以下中介效应模型用于检验：

$$M_{i,t}=\theta_0+\theta_1 did_{i,t}+\theta_2 X_{i,t}+\mu_i+\nu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，$M_{i,t}$为中介变量，主要指省级层面的农业经营规模、农业信贷支持和农业创新水平。其他变量的定义与基准模型相一致。结合前文理论分析可知，扩大农业经营规模、增强信贷支持和提升农业创新水平都会促进新型农业经营主体创业。倘若公式(2)中农地确权政策对中介变量的影响显著，则表示农地确权政策对新型农业经营主体创业的促进效应的确可以通过上述渠道传导。

如表7列(1)(2)所示，列(1)表明农地确权政策对新型农业经营主体创业的影响系数在1%水平上显著为正，列(2)表明农地确权政策对农业规模化经营的回归系数显著为正，存在中介效应，即农地确权政策在一定程度上通过扩大农业规模化经营来促进新型农业经营主体创业。如表7列(3)所示，双重差分变量(*did*)的系数为0.133，且通过显著性检验，即农地确权政策能够发挥信贷支持效应，该中介机制成立。由表7列(4)可知，农地确权政策能够显著正向影响新型农业经营主体专利新增数，激发其创新活力，通过提升农业创新水平达到促进新型农业经营主体创业的效用，该中介机制得证。

由上述分析可知，假说2、假说3和假说4得证。这一研究结果与现有文献相比（郑淋议等，2020；Bu et al.，2022），相同之处在于都证实了土地规模化和贷款融资环境优化的中介作用，相异之处在于劳动力投入这一中介效用不显著，而新增农业创新水平提升这一中介变量的影响显著。以上说明，农地确权政策对新型农业经营主体创业水平的推动，相较于农户和农村，更倾向于通过技术升级而非增加人力资本，这为现有研究提供了知识增量。

表7　机制检验

变量及统计参数	(1) *enterp*	(2) *scale*	(3) *loan*	(4) *innovation*
政策虚拟变量*did*	0.282***	0.0463**	0.133*	0.185*
	(0.091)	(0.021)	(0.080)	(0.109)
Constant	−3.959***	−1.895***	−6.667***	−12.21***
	(1.092)	(0.246)	(0.959)	(1.311)
观测值	434	434	434	434
R^2	0.828	0.449	0.842	0.843

六、结论与政策建议

（一）结论

本文将农地确权政策视为一项准自然实验，采用连续型双重差分模型和中介模型考查了农地确权政策对新型农业经营主体创业的影响效果及其异质性与作用路径。研究表明，农地确权政策对新型农业经营主体创业水平提升具有显著促进效应，且该效应在多重稳健性检验下依然成立；以上政策效应存在异质性，其只在非粮食主产区、旱地区和低风险区的样本中显著，而在粮食主产区、水田区和高与较高风险区不显著；除此之外，农地确权政策对新型农业经营主体创业的促进效应主要来自农业企业和家庭农场，农业合作社的效应贡献不显著；进一步的机制分析揭示，农地确权政策主要通过扩大农业规模化经营、增强信贷支持和促进创新来推动新型农业经营主体创业水平的提升。与有关农户和农村创业的研究不同，劳动力配置的中介作用在新型农业经营主体创业方面并未明显体现，原因可能在于农地确权政策能够促进劳动力向非农就业转移，加上新型农业经营主体相比于小农户，其机械化程度更高，对人力资源的依赖性较低，因此劳动力投入对新型农业经营主体创业的影响有限。而农地确权政策可以通过提升农业创新水平来推动新型农业经营主体创业，这一新增路径可能是由于新型农业经营主体作为农业现代化发展的重要力量，不同于小农户的传统生产模式，其培育壮大的过程更加倚重科技和管理上的创新，因此新型农业经营主体对创新动能的依赖和敏感度更高。

（二）政策建议

第一，继续贯彻落实农地确权政策的实施。研究发现，农地确权政策的实施有助于稳定产权，长效发挥农村土地资源配置优势，激发新型农业经营主体的创业活力，并促进农业的现代化转型。因此，必须充分利用农地确权政策的实施成果，逐步解决土地细碎化、利用率低等问题，发挥新型农业经营主体的创业优势，推动农地规模化经营，进一步扩大该政策效应的影响范围。

第二，完善农地确权政策的配套政策。考虑到创业影响因素的多维性，在农地确权政策实施的同时，也应该重视其他环节的辅助作用。一是鼓励农业适度规模经营，扶持新型农业经营主体的发展壮大，积极学习新型农业技术，提高农业机械化水平，引进高水平农业人才，为农业发展奠定良好的创业基础；二是完善金融发展环境，加强对农业的信贷支持，构建多元化融资渠道，鼓励金融机构在新

型农业经营主体创业方面的业务创新，缓解创业期间常见的融资约束；三是营造良好创新环境，注重创新型人才的培养，增强科技金融支持，通过提升农业创新水平助力新型农业经营主体创业。

第三，政策实施要有的放矢，灵活调整。鉴于农地确权政策对新型农业经营主体创业影响的异质性，政府在推进农地确权政策实施的同时，要充分考虑不同省份的地域特点和主体特征，作出适当调整。政府需要针对不同区域的特点，因地制宜，充分发挥地域比较优势，制定对应的发展策略。首先，在非粮食主产区和非稻区，要大力完善农业基础设施，加强农业技术发展，营造更佳的创业环境；同时，鼓励粮食主产区发展畜牧业和粮食加工业，进行农产品深加工，以提高粮食产品的附加值和市场竞争力。其次，要完善农业保险补贴政策体系，尤其在高风险与较高风险地区，需要适当加大保险补贴力度，扩大补贴覆盖范围，提高农户对新型农业经营主体创业风险的抵御能力。最后，基于农业企业、家庭农场和农业合作社在组织形式、规模与运营方式等方面存在的差异，深入发掘其在农业生产和发展中的特色，促进互补互助，共同推动农业现代化和农村经济的繁荣。

参考文献

[1] 翁鸣. 中国农业转型升级与现代农业发展——新常态下农业转型升级研讨会综述[J]. 中国农村经济, 2017(4): 88-95.

[2] 杜辉, 胡振虎. 农村人口转移、农业经营体系变革与惠农政策调整[J]. 现代经济探讨, 2020(12): 118-125.

[3] 刘守英. 集体地权制度变迁与农业绩效——中国改革40年农地制度研究综述性评论[J]. 农业技术经济, 2019(1): 4-16.

[4] 胡新艳, 罗必良. 新一轮农地确权与促进流转: 粤赣证据[J]. 改革, 2016, (4): 85-94.

[5] 孙琳琳, 杨浩, 郑海涛. 土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析[J]. 经济研究, 2020, 55(11): 156-173.

[6] 陈飞, 刘宣宣. 土地确权影响农业劳动生产率的中介效应研究[J]. 财经问题研究, 2018(8): 112-120.

[7] 张国林, 何丽. 土地确权与农民财产性收入增长[J]. 改革, 2021(3): 121-133.

[8] 郑淋议, 钱文荣, 李烨阳. 农村土地确权对农户创业的影响研究——基于CRHPS的实证分析[J]. 农业技术经济, 2020(11): 17-30.

[9] 黄宇虹, 樊纲治. 土地确权对农民非农就业的影响——基于农村土地制度与农村金融环境的分析[J]. 农业技术经济, 2020(5): 93-106.

[10] 李东轩, 刘平养. 新型农业经营主体的创新创业意愿及其影响因素[J]. 资源科学, 2019, 41(11): 2071-2082.

[11] 王小龙, 薛畅, 许敬轩. 农地确权能促进农民自主创业吗?——基于CLDS数据的经验研究[J]. 经济科学, 2020(6): 111-123.

[12] 韩家彬, 刘淑云, 张书凤. 农地确权、土地流转与农村劳动力非农就业——基于不完全契约理论的视角[J]. 西北人口, 2019, 40(3): 11-22.

[13] 耿鹏鹏, 罗必良. 农地确权是否推进了乡村治理的现代化?[J]. 管理世界, 2022, 38(12): 59-76.

[14] 闫小欢, 霍学喜. 农民就业、农村社会保障和土地流转——基于河南省479个农户调查的分析[J]. 农业技术经济, 2013(7): 34-44.

[15] 徐志刚, 高群, 刘静, 等. 农地确权影响的再审视: 理论逻辑与经验证据[J]. 农业经济与管理, 2021(2): 63-76.

[16] 米运生, 石晓敏, 张佩霞. 农地确权与农户信贷可得性: 准入门槛视角[J]. 学术研究, 2018(9): 87-95.

[17] 董晓林, 孙楠, 吴文琪. 人力资本、家庭融资与农户创业决策——基于CFPS7981个有效样本的实证分析[J]. 中国农村观察, 2019(3): 109-123.

[18] 刘淑云, 韩家彬, 刘玉丰. 农地确权对农户耕地质量保护投资的影响研究[J]. 农业经济与管理, 2021, (6): 20-29.

[19] 赵富森, 李璐. 知识产权制度的创业效应研究——基于中国知识产权示范城市建设的经验证据[J]. 产业经济研究, 2021(6): 44-57.

[20] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(1): 81-98.

[21] 陈卓, 胡新艳, 许金海. 农民创业行为的种植文化根源——基于"稻米理论"的视角[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2022, 22(6): 82-96.

[22] 梁来存. 我国粮食保险纯费率厘定方法的比较与选择[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 28(2): 124-134.

[23] 郭庆海. 新型农业经营主体功能定位及成长的制度供给[J]. 中国农村经济, 2013(4): 4-11.

[24] 史常亮, 张益. 土地确权与农村劳动力迁移——来自省级面板数据的证据[J]. 资源科学, 2022, 44(4): 647-659.

[25] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

[26] Alston L J, Libecap G D, Schneider R. The determinants and impact of property rights: Land titles on the Brazilian frontier[J]. The Journal of Law, Economics, and Organization, 1996, 12(1): 25-61.

[27] Besley T J, Burchardi K B, Ghatak M. Incentives and the de Soto effect[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2012, 127(1): 237-282.

[28] Bu D, Liao Y. Land property rights and rural enterprise growth: Evidence from land titling reform in China[J]. Journal of Development Economics, 2022, 157: 102853.

[29] Goodman B A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.

（责任编辑：裴雪昆）

Can the New Round of Farmland Rights Confirmation Policy Promote Entrepreneurship of New Agricultural Business Entities? ——Evidence from CCAD

LI Linfeng, JIANG Xin, YI Zhaohui

(Business School, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: New agricultural business entities is the key driving force to promote rural economic development and realize agricultural modernization. Taking the implementation of the farmland rights confirmation policy as a "quasi-natural experiment", this paper evaluates the effect of the policy on the entrepreneurial vitality of new agricultural business entities by using the multi-period double-difference method. The research shows that the agricultural land titling can significantly improve the entrepreneurial level of new agricultural business entities, and this conclusion is still robust after considering the endogenous problem, and is mainly achieved by expanding the scale management level of agriculture, strengthening the agricultural credit support and promoting the transmission mechanism of innovation and development. Further analysis indicates that the policy effect of farmland rights confirmation on new agricultural business entities entrepreneurship is heterogeneous, with significant promotion only in non-grain main producing areas, arid areas, and naturally low-risk areas. At the same time, the policy effect mainly comes from agricultural enterprises and family farms, while the contribution of agricultural cooperatives is not significant. To further promote new agricultural business entities entrepreneurship, it is recommended to continue to implement farmland rights confirmation, improve relevant supporting policies, adjust flexibly according to local conditions, and give full play to the role of farmland rights confirmation in promoting new agricultural business entities entrepreneurship.

Key words: farmland rights confirmation policy; new agricultural business entities; level of entrepreneurship; assessment of policy effects; multi-period double-difference method