

农村土地确权对农户创业的影响研究^{*}

——基于 CRHPS 的实证分析

郑淋议 钱文荣 李烨阳

(浙江大学中国农村发展研究院 杭州 310038)

摘 要: 本文基于浙江大学中国农村家庭追踪调查(CRHPS)数据,利用面板 Logit 固定效应模型考察了新一轮土地确权对农户创业的影响效应。总体而言,土地确权显著影响农户的总体创业和农业创业,而对非农创业和多行业创业并无影响。土地确权对农户创业的贡献主要来自农业创业,土地确权将农户农业创业的概率至少提高了 30 个百分点。进一步通过机制分析表明,土地确权主要通过增加雇佣劳动力投入和农业机械化投资(劳动力配置效应),增加经营权贷款融资可得性(贷款融资效应)等渠道来提高农户农业创业概率,而土地转入则在一定程度上抑制了农户农业创业行为,土地转入期限对农业创业并无实质影响。此外,相较于前期的土地确权,确权后期的还权赋能和配套性改革对于农户创业将更为重要。

关键词: 产权改革;土地确权;面板 Logit 固定效应模型;农业创业;非农创业

DOI:10.13246/j.cnki.jae.2020.11.002

一、引 言

产权保护对经济增长具有十分重要的影响(黄少安等,2005;方颖等,2011)。长期以来,农村土地产权缺乏有效的保护、土地产权不清晰和产权不稳定等问题成为中国农业农村经济发展的掣肘。在此背景下,为清晰界定和有效保护农村土地产权,提高土地资源配置效率和保障农民土地财产权益,进而促进农业农村经济增长,政府在 2013 年全面启动新一轮农村土地确权工作,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,妥善解决农户承包地块面积不准、四至不清等问题。农业农村部的最新数据显示,截至 2018 年底,全国 30 个省份已基本完成农村土地确权工作,承包地确权登记面积达 14.8 亿亩,占承包地实测面积的 89.2%。土地确权作为产权保护的核心举措,一直是国内外学者关注的重点。Besley(1993)最早建立了地权稳定性对投资、流转、信贷三个方面影响的理论模型;Feder 等(1998)进一步提出了土地确权对上述影响的理论框架。近年来,伴随着农村土地确权试点的开展和全面推进,农村土地确权改革再次进入学术视野,引起广泛关注,中国学者在这方面提供了大量的实践证据。黄季焜等(2012)利用 2000 年和 2008 年两年面板追踪数据发现,确权促进了农地长期投资;程令国等(2016)使用中国健康与养老追踪调查 2010 和 2012 年数据的研究表明,确权促进了土地转出,扩大了土地转出面积;米运生等(2018)利用全国九省 2704 份调查数据的研究指出,土地确权存在显著的“德·索托效应”,可以缓解农户信贷约束。进一步地,不少学者也开始探讨土地确权对劳动力流动(许庆等,2017)、农民收入(宁静等,2018)和农业生产(林文声等,

^{*} 项目来源:国家社科基金重大项目“城乡区域平衡发展理念下的土地制度综合改革研究”(编号:19ZDA088),2019 浙江大学博士研究生学术新星培养计划(编号:2019015)。钱文荣为本文通讯作者。

2018)的影响,土地确权改革的相关研究成果日益丰富。

不过,目前鲜有学者关注土地确权对创业的影响。创业是经济发展的根本推动力(林强等,2001),在一个国家或地区的经济增长中扮演着非常重要的角色。大量来自发达国家的经验证据表明,创业与收入存在显著的正相关关系(Bernhardt,1994;McManus,2000;Lofstorm,2002)。一方面,创业不仅可以解决自身的就业问题,提高创业者的收入水平;另一方面,创业也可以吸纳和带动其他居民就业,创造大量的就业岗位,提高居民的收入水平(Surseh等,2009)。而且,中国改革开放以来的经济奇迹也表明,农户是重要的经济单元,农民不仅拥有丰富的创业经验,也蕴藏着巨大的创业潜能(朱明芬,2010),尤其是在土地改革的驱动下,农户的创业积极性往往能够得到充分的释放。那么在新一轮土地确权背景下,土地确权改革能否促进农户创业呢?土地确权对农户创业的影响是否存在异质性?土地确权影响农户创业的机理到底是什么?这些将是本文旨在回答的问题。有鉴于此,本文将使用具有全国代表性的浙江大学中国农村家庭调查数据库(CRHPS)2013年、2015年和2017年的3年面板调查数据,实证研究土地确权与农户创业的关系,综合考察新一轮土地确权对农户总体创业、农业创业、非农创业和多行业创业等四种创业类型的影响差异,系统检验新一轮土地确权对农户创业的作用机制,一方面为检验产权与经济发展的关系提供中国证据,另一方面为乡村振兴背景下如何撬动土地产权改革促进农户创业提供参考依据。

与已有研究相比,本文在三个方面有所改进。一是研究视角方面,从产权改革与经济增长的关系出发,尝试构建土地确权与农户创业的内在联系,并结合产权的经济效应从“人地钱”三要素出发探讨土地确权对农业创业的作用机理;二是研究内容方面,在界定农业创业时考虑了人地资源禀赋的差异,并将创业细分为总体创业、农业创业、非农创业和多行业创业四种类型,同时尝试探索了新一轮土地确权对它们的影响差异及原因;三是研究数据方面,本文使用浙江大学中国农村家庭调查数据库(CRHPS)全国29个省的3年平衡面板调查数据,调查时间为2013年、2015年和2017年,可以较为准确地反映现阶段全国农户创业的基本情况,可能更具有全国代表性,且样本数据也相对较新。

二、新一轮土地确权改革的制度特性及其对农户创业的影响分析

(一)新一轮土地确权的制度特性

改革开放以来,土地确权大致进行了三轮,第一轮发生在一轮承包期间,第二轮发生在二轮承包期间,新一轮土地确权始于2008年,全面推广是在2013年。相较于以往,新一轮农村土地确权有着更为明显的特征,一是归属更加清晰,清晰界定农村土地的两大边界,要求在土地实测空间四至和土地面积的基础上厘清承包地的物理边界,在所有权、承包权和经营权“三权分置”的基础上廓清农户的产权边界;二是权能更加完整,在稳定所有权的基础上,不断做实承包权和放活经营权,拓展农村土地的使用、收益和转让等核心权能,允许农村土地承包经营权进行贷款融资,更加注重农村土地的产权价值和财产属性;三是保护更加严格,要求建立统一完备的注册登记管理制度并全面颁发具有法律效力的土地产权证书。当然,正规化的财产权不仅仅是发放凭证、注册登记和权利确认的过程(Soto,2000),更关键的是它提供了一种产权使用、收益和转让的合法化规则和程序。

(二)土地确权对农户创业的影响分析

农户创业大致可分为总体创业(有无创业)、农业创业、非农创业和多行业创业(同时存在农业创业和非农创业)四种类型(苏岚岚等,2018)。作为农地产权改革的基础性内容,土地确权能够通过经济效应的释放,创造或改善农户创业的要素配置条件。产权是一种社会工具,具有激励效应、稳定性效应、完整性效应等多重经济效应(Demsetz,1967;陈志刚,2005;冀县卿,2010),对农户创业产生重要影响。就激励效应而言,土地产权不明晰造成了交易成本较为高昂。土地确权通过清晰界定农村土

地的物理边界和产权边界,将外部性内部化,一定程度上解决了产权不明晰问题,有助于降低交易成本(林文声等,2017),提高农户创业的概率。就稳定性效应而言,农村社会屡禁不止的土地调整导致了土地细碎化、土地投资不足、土壤肥力下降等问题愈加严重(Yao等,1999; Deininger等,2003),土地确权通过承包经营权的确权颁证、建立统一完备的土地注册登记管理制度,一定程度上可以提高土地调整的交易成本,降低土地调整的可能性(丰雷等,2013),提高土地产权的安全性和稳定性(Kassa, 2014),让创业者拥有更为稳定的产权预期。就完整性而言,产权残缺限制了土地产权的可能用途,不利于农业农村经济的发展。一方面,土地确权能够通过赋予土地产权自由交易权能,促进农地市场化流转(程令国等,2016),提高农业生产效率(Janvry等,2015),增加农民财产性收入;另一方面,土地确权也能够通过赋予土地经营权贷款融资权能(米运生等,2018),在一定程度上增加农户信贷渠道(Feder等,1998; Piza等,2016),纾解农户创业资金压力,进而提高农户创业投资的可能性。基于上述分析,提出以下假说:

H1: 土地确权对总体创业有正向影响。

H2: 土地确权对农户多行业创业有正向影响。

不过,需要说明的是,由于农业和工商业两种产业特性的差异,土地确权对两者的影响可能不尽一致,农业受上述因素的影响可能更为直接,而土地确权对非农(主要是工商业)创业可能并无影响。就中国情景下的土地利用与产业发展的关系来说,土地确权对非农创业的影响可能受制于工商业特性的限制。一般而言,工商业的特性主要表现为用途管制、用地集约和难以修复。具体来看,首先在中国土地产权制度框架下,土地的非农转用是受到严格限制的,根据《中华人民共和国土地承包法》第11条明确规定,“未经依法批准不得将承包地用于非农建设”,非农用地的使用并不以土地确权证为转移;其次,工商业往往是集约化经营,对土地的依赖程度相对较小,因此并不需要大面积的土地来承载工商业的经营,土地确权可能难以刺激土地需求的增长;最后,由于工商业用地往往存在长时间的非农化利用,非农化后的土地通常修复难度较大,土地转出方可能会存在诸多顾虑,进而潜在地加大交易成本。这些都可能导致土地确权并不能对非农创业产生影响。进一步地,提出以下假说:

H3: 土地确权对农业创业有正向影响。

H4: 土地确权对非农创业没有影响。

三、数据来源、变量选取与研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据来自浙江大学中国家庭大数据库(Chinese Family Database, CFD)和西南财经大学中国家庭金融调查与研究中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)合成的中国农村家庭追踪调查数据(China Rural Household Panel Survey, 简称 CRHPS) 2013年、2015年和2017年的3轮追踪样本。该调查涵盖中国农村家庭经济生活,从数据内容来看,主要分为三个部分,一是个体信息,主要包括性别、年龄、文化程度、健康状态等;二是家户信息,主要包括户主、家庭规模、家庭收支状况、农村土地确权和农业生产经营等;三是社区信息,主要包括村庄人口规模、村庄土地利用、村庄地形和土地确权等信息。浙江大学中国农村家庭调查采取分层抽样、三阶段抽样与规模度量成比例重点抽样相结合的抽样方法,数据涵盖全国29个省份,具有农村、城镇、省级和全国等多个层面的数据代表性。考虑到创业群体的特殊性,本文将样本限定为16~64岁的农村居民。同时,为了刻画2013年以来新一轮农村土地确权对农户创业的影响,本文保留了新一轮农村土地确权、家庭收支、农业生产经营等相关变量,经过系列数据清理工作,最终得到分布在全国东部、中部、西部的43845个农村居民样本,选取具有全国代表性的3年家庭平衡面板数据。具体地,全部样本中

18.12%的农户有创业行为,其中,农业创业占比为 12.73%,非农创业占比为 11.49%,同时进行农业创业与非农创业的多行业创业者占比为 0.7%。

(二) 变量说明

参照已有研究文献,结合研究需要,本文拟选取以下变量:

1. 因变量。本文的创业变量为总体创业、多行业创业、农业创业和非农创业等 4 种创业类型的虚拟变量。由于前两种创业变量是在后两者创业基础上形成,因此,这里重点说明农业创业和非农创业。对于农业创业,考虑到何婧等(2019)将农业创业定义为实际经营面积中转入面积为 10 亩以上的方法可能忽略不同省份的人地资源禀赋差异,导致存在人多地少的地方即使农地转入不足 10 亩或人少地多的即使转入大于 10 亩也不能称之为创业的情况。因此,本文在此基础上将农业创业^{*}定义为家庭从事农业生产经营且实际经营面积至少为户均耕地面积的 3 倍^{**},用相对量替代绝对量,排除由于人地资源禀赋差异可能带来的衡量偏误;对于非农创业,借鉴蔡栋梁等(2018)的做法,非农创业直接来自于问卷对受访户的提问“目前,您家是否从事工商业生产经营项目,包括个体户、租赁、运输、网店、经营企业等”,“是”为非农创业,“否”为未创业。

2. 核心自变量。本文的核心自变量土地确权是根据问卷中“您家耕地是否有农村土地承包经营权证”和“您家耕地的承包经营权证是哪一年发放的”两个问题来识别。由于本文主要考察新一轮土地确权对农户创业的影响,且政府于 2013 年在全国推进土地确权,因此,为排除确权试点村庄选择可能存在的内生性,本文将土地确权限定在 2013 年以来家庭是否取得农村土地承包经营权证。相较于其他数据库的确权数据而言,浙江大学中国农村家庭追踪调查数据由于拥有确权时间变量,可以在识别土地确权方面更为准确,数据库显示,确有不少确权数据来自于 2013 年之前,如果只有土地确权而没有确权时间,那么确权变量就很可能存在较大的“噪音”,当然为检验确权变量衡量的准确性,后文也将对土地确权变量做稳健性分析。

3. 控制变量。本文的控制变量主要分为个体特征、家庭特征、社区特征以及人力资本、经济资本和社会资本等相关变量。首先,人口社会学特征;借鉴陈文超等(2014)和周广肃等(2017)的研究,个体特征分别用性别、年龄、年龄的平方来衡量。家庭特征用家庭规模、小孩负担比和老人负担比来衡量。村庄特征用村庄到县城的距离和村庄地形来代表衡量。与此同时,在借鉴周广肃等(2017)研究的基础上,本文还将以村户均耕地面积来衡量村庄人地关系。其次,资本积累变量;考虑到人力资本对于创业具有重要作用(Lazear, 2005),教育和健康是劳动经济学领域衡量人力资本水平的常用指标,因此,本文也将通过受访者的文化程度和身体健康来判断其是否对农户创业有显著影响。经济资本是创业活动的物质基础,资金缺乏往往是创业无法实施或创业失败的重要因素(Hurst 等, 2004),本文将选取创业之前的收入变量,即前一期人均家庭收入水平衡量农户的经济状况。社会资本对于创业具有重要的推动作用,在中国社会中党员不仅仅是一种荣誉身份,在一定程度上也意味着拥有较

* 虽然有不少研究在研究农业创业时并未给出明确的定义,但事实上仍有不少衡量农业创业的方法。除从土地转入面积入手之外,至少还有三种方式,一是根据农户收入识别,通过设定一个临界值来判断是否创业;二是根据农业生产成本识别,当生产成本大于某个阈值时就判定为创业;三是根据农业生产中的雇佣关系来识别,尤其是长期雇佣。需要说明的是,本文之所以未采取收入或成本来定义农业创业,主要是它们在后面的回归中均将涉及,如果用它们来衡量,则会出现“逻辑循环自证”的不妥之处;而未选择长期雇佣关系来识别,主要是由于数据库的限制,2013 年和 2015 年的数据并没有区分短期雇佣和长期雇佣,考虑到农村临时雇佣现象比较常见,因此,用它来识别也将存在误差。需要说明的是,尽管这次并没有用到上述三种识别方式,不过在后续的研究中可以作为参考

** 在本文所使用的面板数据库中,家庭耕地面积的均值为 8.2 亩,如果转入耕地 10 亩,那么农户实际经营面积将为 18.2 亩,因此农户实际经营面积与家庭耕地面积之比至少要大于 2,才可能是何婧等(2019)意义上的农业创业,所以本文在这里暂定将农业创业定义为实际经营面积至少为户均耕地面积的 3 倍,当然本文也调整了创业农户的相关门槛值,对其进行敏感性检验,结论依然稳健。另外,为回应何婧等(2019)对农业创业的定义,后文也将进行稳健性检验

多的社会经济资源。因此,借鉴何婧等(2019)的研究,本文将以家中是否有党员来衡量社会资本。最后,时空虚拟变量。为消除时间效应对估计结果的影响,本文将根据调查年份设置时间虚拟变量加以控制。与此同时,鉴于中国经济发展水平和区域位置划分具有较高的重合性,为避免遗漏潜在的地区因素,本文也将通过加入中国东、中、西部等地区虚拟变量来控制。

表1 变量定义与描述统计

变量	变量定义	总样本	样本分组 未确权	已确权	差值
因变量					
总体创业	是否从事农业创业或非农创业 (是=1,否=0)	0.18(0.38)	0.17(0.38)	0.19(0.39)	-0.02***
农业创业	实际经营面积为家庭耕地面积的三倍及以上且访谈时从事农业,定义为农业创业(是=1,否=0)	0.13(0.33)	0.12(0.32)	0.14(0.35)	-0.02***
非农创业	是否从事工商业生产经营项目,包括个体户、租赁、运输、网店、经营企业等(是=1,否=0)	0.12(0.32)	0.11(0.32)	0.12(0.32)	-0.01*
多行业创业	是否同时农业创业和非农创业 (是=1,否=0)	0.01(0.09)	0.01(0.08)	0.01(0.10)	-0.00***
个体特征					
性别	是否为男性(是=1,否=0)	0.52(0.50)	0.52(0.50)	0.52(0.50)	-0.00
年龄	年龄(岁)	42.85(14.00)	42.52(13.95)	43.26(14.05)	-0.74***
年龄平方	年龄平方	2032.39 (1149.82)	2002.34 (1139.63)	2032.39 (1160.94)	-66.11***
家庭特征					
家庭规模	家庭人口数(人)	4.59(1.75)	4.64(1.77)	4.53(1.71)	0.12
小孩负担比	16岁以下人数占家庭总人数比例	0.15(0.16)	0.15(0.16)	0.14(0.16)	0.00
老人负担比	70岁及以上人数占家庭总人数比例	0.04(0.10)	0.04(0.09)	0.04(0.10)	-0.01
人力资本					
家庭教育	家庭初中教育以上人数比	0.48(0.29)	0.47(0.29)	0.48(0.29)	-0.01
家庭健康	家庭身体健康人数比	0.67(0.38)	0.57(0.42)	0.79(0.27)	-0.23*
经济资本					
人均家庭总收入	前一期人均家庭总收入(万元)	0.75(4.87)	0.70(3.41)	0.81(6.19)	-0.11*
社会资本					
家庭党员	家中是否有党员(是=1,否=0)	0.18(0.39)	0.17(0.37)	0.20(0.40)	-0.03***
村庄特征					
地形	地形(1=丘陵山区;2=高山;3=高原;4=平原)	2.45(1.40)	2.45(1.40)	2.45(1.42)	-0.01
人地关系	村户均耕地面积(亩)	7.11(8.64)	6.77(8.24)	7.53(9.08)	-0.76***
交通便利程度	到县城距离(公里)	24.36(22.24)	26.22(26.69)	22.13(14.99)	-4.09***
地区	地区(1=东部;2=中部;3=西部)	1.90(0.79)	1.90(0.81)	1.91(0.76)	-0.01
机制检验变量					
劳动力配置	农业雇佣劳动力投入(万元)	0.16(0.03)	0.06(0.01)	0.27(0.07)	-2.03***
效应	农业机械总价值(万元)	0.76(5.85)	0.44(4.89)	1.01(6.49)	-0.56***
土地流转	农地转入(是=1,否=0)	0.12(0.32)	0.13(0.34)	0.11(0.31)	0.02***
效应	农地转入期限(年)	7.15(21.15)	6.89(20.74)	7.64(21.88)	-0.75
融资贷款	是否使用经营权贷款(是=1,否=0)	0.01(0.10)	0.01(0.07)	0.02(0.13)	-0.01***
效应					

注:括号内为标准差;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。下同

(三) 描述统计

主要变量的基本定义和统计特性如表 1 所示。第一,与未确权的农户相比,确权农户的总体创业、农业创业、非农创业和多行业创业的可能性相对更高,这可能表明新一轮土地确权对农户创业有着积极的作用效果;第二,除年龄之外,大部分个体特征和家庭特征变量在确权和未确权间的差异并不大,这表明土地确权变量的衡量效果总体较好;第三,由于家庭健康、党员等资本积累以及人地关系和交通等村庄特征变量差异较大,这意味着土地确权也不能完全排除存在一定内生性的可能;第四,大部分机制变量均符合预期,只是土地确权在一定程度上可能会抑制农地转入,而农地转入的期限仍需要进一步判断。当然,值得说明的是,表 1 中所显示的信息都只显示简单的相关关系,土地确权与创业是否存在因果关系、土地确权如何促进农户创业等问题仍需进一步的实证检验。

(四) 实证策略

由于本文的因变量为二值离散变量,为避免线性概率模型带来的异方差和面板 Probit 模型无法估计固定效应模型等问题,本文将选取面板 Logit 模型加以估计。一般情况下,Probit 模型和 Logit 模型在估计时差异并不大,只是两者随机误差项服从的分布不一致,前者为正态分布,后者为逻辑分布。同时,相较于 Probit 模型,Logit 模型有一个显著的优点,那就是它在处理罕见事件或在预测概率接近 0 或 1 的时候更为敏感(唐启明,2012),这对于捕捉农村中的创业行为具有较强的优势。不过,为确保模型选择的科学性,本文在采用面板 Logit 模型之前,也对变量进行正态性检验,发现并不属于正态分布,因此最终选择面板 Logit 模型。

$$Entrepreneurship_{it} = land_certificate_{it}\beta + Z_{it}\theta + \lambda_t + U_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示个体, t 表示时间。 $Entrepreneurship_{it}$ 为第 i 个农户在第 t 时期内是否创业, $land_certificate_{it}$ 表示第 i 个农户在第 t 时期内是否具有农村土地承包经营权证书, Z 为前文所提到的包括个体特征、家庭特征、社区特征和资本积累在内的控制变量, λ 为调研的时间虚拟变量, U 为地区虚拟变量, ε 为随机扰动项。

四、新一轮土地确权对农户创业的估计结果

(一) 基本回归结果

土地确权对四种农户创业类型的回归结果如表 2 所示,从左至右分别是总体创业、农业创业、非农创业和多行业创业。为方便模型解释,表中各解释变量的数值均以平均边际效应呈现。由于 Logit 模型具体又可细分为随机效应模型(RE)和固定效应模型(FE),在完成全部回归之后,本文通过对每种创业的固定效应模型和随机效应模型分别做豪斯曼检验(Hausman Test),最终得到结果(见表 2)。需要说明的是,经过豪斯曼检验之后,四种创业的估计模型均确定为固定效应模型。

通过对比四列结果可以明显发现,土地确权显著提高了农户总体创业和农业创业的概率,而对非农创业和多行业创业并无显著影响,假说 1、假说 3 和假说 4 得到验证。但是,假说 2 被证伪,导致该现象的原因可能有两个,一是多行业创业中,土地确权对农业创业的正向影响受到了来自非农创业影响的冲击,混合作用下表现出没有影响;二是多行业创业占全部创业的比重不足 1%,样本量太少导致土地确权对它的作用不能得到有效估计。就其他控制变量的估计结果而言,不同创业类型的影响因素并不一样。以土地确权对农户总体创业的影响为例,年龄、家庭规模、家庭教育、人均家庭总收入、村庄人地关系是其重要影响因素,且符合现实预期,和已有研究结果较为一致。需要说明的是,第一,年龄对农户总体创业的影响为倒 U 型,即年龄对农户总体创业的影响不能简单以线性关系来解释,年龄越大的个体创业可能性就越大,但当其步入老年之后,创业的可能性也会随之降低。第二,在所有的控制变量当中,村庄人地关系对四种创业类型均有方向一致的影响,即人地关系越紧张的地

区,农户创业的可能性越大。可能的解释是,受制于耕地资源稀缺的束缚,小块经营的农业通常缺乏前景,选择创业往往是农户改善自身经济状况的主要动机。当然,由于有些变量也可能存在内生和本文主要考察确权对创业的影响,因此对于控制变量这里不做过多解读。此外,值得注意的是,考虑到表2估计结果显示,土地确权只对农户总体创业和农业创业有影响,而农户总体创业由农业创业和非农创业构成,不难判断,土地确权对农户创业的贡献实际上主要来自于农业创业,为突出重点和有限目标,因此在后续的分析当中将以农业创业为例进行讨论。

表2 土地确权与农户创业:基本结果

变量	创业类型			
	(1) 总体创业	(2) 农业创业	(3) 非农创业	(4) 多行业创业
土地确权	0.301*** (0.099)	0.474*** (0.181)	0.038 (0.136)	-0.116 (0.400)
性别	—	—	—	—
年龄	0.175** (0.074)	0.041 (0.139)	0.108 (0.102)	0.466 (0.601)
年龄平方	-0.001* (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.003)
家庭规模	0.096** (0.048)	0.011 (0.100)	0.244*** (0.067)	0.759*** (0.281)
小孩负担比	0.648 (0.496)	-0.399 (0.913)	1.641** (0.677)	0.606 (3.457)
老人负担比	-0.435 (0.827)	3.362** (1.602)	-1.285 (1.137)	-6.341 (5.709)
家庭党员	-0.312 (0.217)	-0.037 (0.487)	-0.282 (0.276)	12.322 (1359.976)
家庭教育	0.560* (0.317)	0.136 (0.574)	1.184*** (0.454)	0.088 (2.579)
家庭健康	0.109 (0.125)	0.222 (0.219)	0.555*** (0.168)	0.468 (0.613)
人均家庭总收入	0.192*** (0.026)	0.011 (0.015)	0.310*** (0.036)	0.384*** (0.128)
村庄人地关系	-0.164*** (0.011)	-0.312*** (0.026)	-0.019* (0.011)	-0.071** (0.034)
到县城距离	—	—	—	—
地形	—	—	—	—
地区固定效应	—	—	—	—
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	129241	13988	129241	13988
LR chi2	611.735	639.630	189.666	63.472
Log likelihood	-1265.811	-425.412	-726.737	-83.238

(二) 动态性分析

既然土地确权对农户创业有显著的正向促进作用,那么这是否意味着土地确权对创业的影响会随着时间的变化而变化?考虑到动态面板差分GMM估计成立的前提是扰动项的差分存在一阶自相关,但不存在二阶或更高阶的自相关(陈强,2014),而动态面板一阶滞后就会耗掉两期的样本,如果是三期数据,则将只剩下一期有效样本,那就只能检验扰动项的一阶自相关。因此,如果要检验二

阶或更高阶的自相关,那么至少需要四期数据,否则将无法使用动态面板 GMM 估计,而在本研究中,由于只有三期数据,显然不能直接采用动态面板分析。鉴于以上原因,这里将尝试使用土地确权的滞后变量估计其对农户创业的时间效应。表 3 估计结果显示,无论是固定效应模型还是随机效应模型,前一期的土地确权均对农户创业无显著影响。可能的原因是,中国土地产权制度改革具有渐进性质,前期的土地确权可能存在“还权赋能”不充分的情况,它们对创业的激励效果可能并不明显。比如有关经营权的抵押贷款政策,《国务院关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点的指导意见(国发〔2015〕45 号)》是在 2015 年出台,如果土地确权在此之前,那么显然即便农户拥有土地产权证书,他也无法通过产权证书来进行抵押贷款,从而实现纾解创业资金压力的可能。综合前面的研究结果,这表明当前以“还权赋能”为核心的农村土地产权改革是有效的,推动农村土地产权改革继续深化也是非常之有必要的。

表 3 土地确权对农户创业的时间效应

农业创业	(FE) 固定效应模型	(RE) 随机效应模型
土地确权(滞后一期)	-0.399(0.325)	-0.299(0.215)
个体特征	控制	控制
家庭特征	控制	控制
村庄特征	控制	控制
地区固定效应	—	控制
时间固定效应	控制	控制
观测值	9488	12302
LR chi2	136.904	—
Log likelihood	-124.940	—
Wald chi2	—	126.98
Sigma_u	—	2.396
rho	—	0.636
Hausman test	-1.000**	—

注:尽管在经过豪斯曼检验之后,最终选择固定效应模型,但是对于 Logit 模型等非线性面板模型,学术界普遍认为由于控制大量个体哑变量(固定效应)会导致系数估计偏差,在这种情况下随机效应可能会更好。因此,随机效应模型的结果这里也将显示,方便读者取舍。

(三) 稳健性分析

为进一步判断新一轮土地确权对农户创业的影响和回应本文自变量和因变量的选择的合理性,这里将从土地确权和农户创业的衡量入手分别对两者做稳健性检验。对于土地确权变量的选择,一是将 2013 年以来家庭层面的土地确权变量替换为 2008 年以来家庭层面的土地确权变量,二是将 2013 年以来家庭层面的土地确权变量替换为 2013 年以来村庄层面的土地确权变量^{*}。对于农业创业的衡量,一是借鉴何婧等(2019)的做法,直接将农业创业定义为实际经营面积中转入面积为 10 亩

* 最初确权变量的首选是 2013 年以来家庭层面的土地确权而非上述两种衡量方式,主要在于尽管 2008 年中央“一号文件”首次提出要“确保农村土地承包经营权证到户”,并于同年在全国部分地区开展土地确权试点,但是确权试点的选择往往会存在一定的自选择问题,而家庭层面的土地确权相对于村庄层面的土地确权受选择的影响更低,可能土地矛盾较少的村庄、离城市更近的村庄、正在进行农村其他改革的村庄等更有可能土地确权试点,由此,不可避免地导致 2008 年以来土地确权的变量,尤其是村庄层面的土地确权变量可能存在更大的内生性,而 2013 年以来土地确权在全国的全面开展,并要求用 5 年时间全部完成,这意味着对于地方政府而言,他们在土地确权开展时的自选择倾向可能就不太明显,内生性会相对降低

以上;二是借鉴第三次全国农业普查对规模农业经营户为经营面积在 25 亩及以上的定义,将农业创业定义为家庭从事农业生产经营且实际经营面积至少为户均耕地面积的 3.05(25/8.2 $\approx$ 3.05)倍。

表 4 土地确权对农户创业的影响:稳健性分析

农业创业	替换自变量		替换因变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
土地确权	0.079(0.113)	0.304*** (0.097)	-0.720*** (0.114)	0.414*** (0.117)
个体特征	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制
村庄特征	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	15558	17744	2802	13988
Wald chi2	417.65	485.29	216.04	359.91
Log likelihood	-4915.058	-5822.782	-1369.477	-4296.566

注:2008 年以来家庭层面的土地确权的样本量为 28957,其中,已确权样本占比 55.13%;2013 年以来家庭层面的土地确权的样本量为 25637,其中,已确权样本占比 45.46%;2013 年以来村庄层面的土地确权的样本量为 32582,其中,已确权样本占比 39.24%。

稳健性分析的基本结果如表 4 所示。第(1)例是 2008 年以来家庭层面的土地确权变量的估计结果,这里土地确权对农业创业似乎并无作用,可能的原因是确权试点由于自选择问题而导致确权变量存在内生性,从而估计结果并不准确。第(2)列是 2013 年以来村庄层面的土地确权变量的估计结果,这里土地确权的作用相较于表 2 第(2)列的结果,经济显著性有所下降,系数从 0.474 下降到 0.304,且从模型的统计指标来看,仍然是表 2 的结果更为理想。第(3)列是实际经营面积中转入面积为 10 亩以上的回归结果,可以看出,观测值大幅度下降,且土地确权的作用系数变为负向显著,因此,单纯用农地转入面积的绝对量来衡量全国农业创业是可能存在偏误的,由此导致与预期相反的结果。第(4)列是家庭从事农业生产经营且实际经营面积至少为户均耕地面积的 3.05 倍的回归结果,对比表 2 第(2)列不难发现,模型的估计结果非常相似,估计结果较为稳健可信。综上,本文选取 2013 年以来家庭层面的土地确权来衡量新一轮土地确权,将家庭从事农业生产经营且实际经营面积至少为户均耕地面积的 3 倍定义为农业创业确实有一定的合理性。

(四) 内生性讨论

除了采取上述识别新一轮土地确权、多加控制变量和面板固定效应模型等方法尽量减轻内生性之外,本文也尝试使用工具变量法来解决该问题。不过,考虑到目前尚未公认合理的方法处理面板 Logit 模型的内生性问题,因此,本文折中采取线性概率模型(LPM)的工具变量法尝试解决土地确权可能存在的内生性问题。对于工具变量的选择,拟将土地调整作为土地确权的工具变量,主要是因为两点。一方面,土地确权和土地调整息息相关,政府可能会根据村庄以往土地调整的情况来选择确权试点。对于发生过土地调整的村庄,当人地矛盾严重时,推行土地确权有助于总结确权经验;当人地矛盾不太严重时,土地确权工作相对容易开展(程令国等,2016),因此无论人地矛盾是否严重,发生过土地调整的村庄都有可能被选为确权试点,这满足工具变量的相关性;另一方面,土地调整与农户创业没有直接关系,它通过土地确权来影响农户创业的可能性非常大,因为影响农户创业决策的可能

不是先前的土地调整状况,而是未来土地调整可能性。未来的土地调整会加剧土地产权不稳定和不完全,进而影响创业农户的投资意愿,因此,如果用一次性的土地确权来替代未来充满不确定性的土地调整(丰雷等,2013),反而能够增强地权稳定性和安全性,更有助于农户创业,满足工具变量的外生性。

表 5 土地确权对农业创业的影响:工具变量法

农业创业	LPM	IV-LPM(第一阶段)	IV-LPM(第二阶段)
土地确权	0.035 ^{***} (0.007)	—	0.358 ^{**} (0.154)
工具变量	—	0.078 ^{***} (0.016)	—
个体特征	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制
村庄特征	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	13988	13988	13988
Wald chi2	887.265	13684	2383.587
Sigma_u	0.178	—	9.045
rho	0.333	—	0.999
Hausman test	—	—	0.323 ^{***}

使用工具变量和未使用工具变量的估计结果如表 5 所示。不难看出,如果直接使用线性概率模型回归,那么将会发现,虽然土地确权对农户创业仍然起正向的促进作用,但是其作用非常之微小,仅为 3.5%。采用工具变量法之后,土地确权对农户创业的边际效应提升至 35.8%,这与前文系列面板 Logit 模型 40%左右的边际效应相差不大。豪斯曼检验进一步显示,Wald 检验值为 13684,在 1%的显著性水平下,拒绝了土地确权的外生性假设。这表明土地确权确实存在一定的内生性,同时在工具变量法第一阶段回归中,工具变量的系数显著为正,可见对于农户创业而言,土地调整与土地确权正向相关,以土地调整作为土地确权的工具变量会起到较好的估计效果,可以解决土地确权可能存在的内生性问题。

五、新一轮土地确权对农户创业的机理分析

前文的分析结果表明,土地确权会显著提高农户创业的概率。既然如此,那么新一轮土地确权是通过哪些渠道促进了农户创业的呢?综合前文已有分析,并结合中国制度背景,新一轮土地确权可能通过产权经济效应的综合释放,从“人、地、钱”3 种渠道影响农户的创业行为(见图 1)。

(一) 土地确权如何影响农户的农业创业

土地确权对农业创业的作用机理主要表现在以下方面,第一,劳动力配置效应。土地确权通过产权的清晰界定(产权的激励效应)和颁发具有法律效力的产权证书(产权的稳定性效应)保障了农户合法的土地权益,正式的土地权利证书显著增强了农民对土地权利保障的信心(叶剑平,2018),相较于没有土地确权的农户,有正式的土地确权文件的农户对土地的投资明显更高(Alston 等,1996; Saint-Macary 等,2010),土地确权一方面可能直接增加创业农户对雇佣劳动力的投入;另一方面,由于机械会替代部分的人力,因此也可能间接增加创业农户对农业生产的机械投入。第二,土地流转效应。土地确权提高了地权的安全性与稳定性(产权的稳定性效应),使用权排他

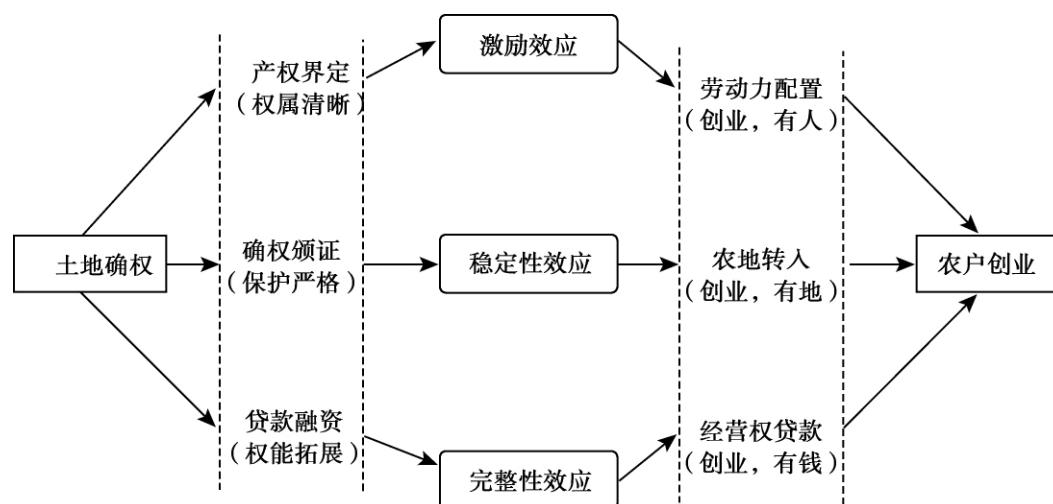


图1 土地确权对农业创业的影响机理

性、交易自由化以及收益权独享性(产权的激励效应)等将激发农户农地转入行为(林文声等, 2018),提高农地转入的可能性(Holden等, 2009)。新一轮农村土地确权既是落实承包关系长久不变的具体操作,也是平等保护各方经济主体合法利益的法律要件(产权的稳定性效应),土地产权的平等保护和长久稳定同时意味着创业农户可以转入更长期限的土地。第三,贷款融资效应。由于土地具有地理空间位置不可移动、地租预期趋升以及不易受破坏等特性,它更容易成为正式信贷机构的有效抵押品(Feder等, 1998)。已有研究表明,土地确权存在显著的“德·索托效应”(米运生等, 2018),通过赋予土地经营权贷款融资权能(产权的完整性效应),在一定程度上可以增加农户信贷渠道(Goldstein等, 2014; Piza等, 2016)。

(二) 土地确权如何影响农户农业创业的实证分析

为考察土地确权对农业创业的影响机制,借鉴周广肃等(2017)的机制检验方法,本文将采取土地确权直接对渠道变量进行回归的方式加以识别。之所以这样处理,一方面是因为前文已经证明了土地确权确实对农业创业有显著影响,如果土地确权还能证明对农业创业的要素配置发挥作用,那么就可以断定土地确权通过该渠道影响了农业创业;另一方面是由于前文在衡量农业创业时已经使用到农地转入面积变量,因此,如果继续再使用渠道变量对农业创业进行回归,那么将可能存在“逻辑循环自证”的不妥之处。

土地确权如何影响农业创业的估计结果如表6所示。不难发现,土地确权会促进农户加大对农业机械的投资和农业雇佣劳动力的投入,为农户创业提供人力和机械动力支撑。因此,土地确权可能通过劳动力配置效应和贷款融资效应增加农户创业的概率。不过,对于土地流转效应而言,土地确权对农地转入期限并无影响,而对农地转入行为甚至出现一定的抑制作用。前者的原因在于,农地的承包期限是30年,如果承包到期后不采取顺延的策略,那么即使是土地确权也不能改变创业农户的经营预期。事实上,土地承包期延长30年是在2017年10月的十九大提出,在2019年11月的《关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》明确提出二轮承包到期后坚持延包的原则,而本套数据收集于2017年9月之前,因此,土地确权仍然不能改变农户对农地的转入期限。后者可能的解释是,土地确权存在禀赋效应(胡新艳等, 2016),它会提高转出农户对农地的租金要价,进而导致创业农户面临的土地成本攀升,从而使得农地转入受到一定的限制。

表 6 土地确权对农业创业的影响机理检验结果

影响渠道	自变量	模型选择	系数	观测值	Wald chi2	F 值
劳动力配置效应	农业机械总价值	面板固定效应	0.113** (0.050)	25637	—	5.09
	劳动力雇佣投入	面板固定效应	1.067*** (0.120)	16394	—	78.43
土地流转效应	农地转入	面板 Logit 随机效应	-0.524*** (0.056)	24927	88.10	—
	农地转入期限	面板固定效应	0.978 (0.682)	2899	—	5.13
贷款融资效应	经营权贷款	面板 Logit 随机效应	1.256*** (0.136)	25637	84.88	—

六、结论与政策启示

产权保护对经济增长具有正向的促进作用已成为普遍共识,土地确权作为土地产权保护的核心举措,对经济发展具有十分重要的影响。创业是经济发展的根本推动力,产权与创业则有着密不可分的关系。本文利用浙江大学中国农村家庭追踪调查(CRHPS)数据实证检验了新一轮土地确权对农户总体创业、农业创业、非农创业和多行业创业的作用效果。实证分析表明,土地确权对农户总体创业和农业创业有显著的促进作用,而对非农创业和多行业创业并无影响。土地确权对农户创业的贡献主要来自农业创业,与没有土地确权的农户相比,确权农户的农业创业概率提高至少 30 个百分点。在采取系列稳健性检验和处理土地确权的内生性之后,结论依然较为稳健。进一步机制分析发现,尽管新一轮土地确权在一定程度上抑制了土地转入的可能性,但是总体而言,新一轮土地确权也能够通过增加雇佣劳动力投入和加大农业机械投入(劳动力配置效应)以及增加土地经营权贷款可能性(贷款融资效应)等途径来提高农户创业的可能性。

农村土地产权制度变革意义重大、影响深远,新一轮土地确权对农户创业,尤其是农业创业有着十分重要的促进作用。现阶段,中国需要加快新一轮土地确权的扫尾工作,利用好土地确权最新成果。中国人多地少、资源禀赋条件相对较差,不过研究表明,人地资源禀赋较差的地方往往农业创业的动机越强烈,因此如何通过土地产权制度改革创新来引导农户打破资源诅咒、实现创业增收可能是一项长期任务。农村的广阔天地大有作为,对于农户创业而言,土地确权后期的“还权赋能”以及相应的配套性改革将更为重要。因此,政府有必要从“人地钱”三要素出发继续深化农村土地产权制度改革,一方面,健全农村劳动力市场,发展农机社会化服务,同时总结农村承包土地的经营权抵押贷款试点经验,深化农地金融化改革,加快要素市场化改革进程,为农户创业改善要素配置条件;另一方面,要降低农业规模经营的土地成本,同时借国家最近出台《关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》之机,开展二轮承包期截止时土地三轮延包的试点,兼顾创业农户和承包农户的利益诉求,从法律政策上稳定农业经营主体的生产经营预期,为农户创业提供必要的法律保障。

参 考 文 献

1. Alston, L.J., Libecap, G.D., Schneider, R. The Determinants and Impact of Property Rights: Land Titles on the Brazilian Frontier. *Journal of Law Economics and Organization*, 1996, 12(1): 25~61
2. Bernhardt, I. Comparative advantage in self-employment and paid work. *Canadian Journal of Economics*, 1994, 27(2): 273~89
3. Besley, T. Property Rights and Investment Incentives: Theory and Micro-Evidence from Ghana. *Papers*, 1993, 103(5): 903~937
4. Deininger, K., Jin, S. The Impact of Property Rights on Households' Investment, Risk Coping, and Policy Preferences: Evidence from

- China. Economic Development & Cultural Change, 2003, 51(4) : 851~882
5. Demsetz, H. Toward a Theory of Property Rights, American Economic Review. 1967, 57(3) : 347~359
 6. Feder, G., Nishio, A. The benefits of land registration and titling: Economic and social perspectives, Land Use Policy (United Kingdom) , 1998, 15(1) : 25~43
 7. Goldstein, M., Ali, D. A., Deininger, K. Environmental and gender impacts of land tenure regularization in Africa: Pilot evidence from Rwanda. Journal of Development Economics, 2014, 110(12) : 262~275
 8. Holden, S. T., Deininger, K., Ghebru, H. Impacts of Low-Cost Land Certification on Investment and Productivity. American Journal of Agricultural Economics, 2009, 91(2) : 359~373
 9. Hurst, E., Lusardi, A. Liquidity Constraints, Household Wealth, and Entrepreneurship. Journal of Political Economy, 2004, 112(2) : 319~347
 10. Janvry, D. A., Emerick, K., Navarro, M. G., et al. Delinking land rights from land use: Certification and migration in Mexico. American Economic Review, 2015, 105(10) : 3125~3149
 11. Kassa, W. Land Titling and Investment in Tanzania: An Empirical Investigation. Mpra Paper, 2014
 12. Lazear, E. P. Entrepreneurship. Journal of Labor Economics, 2005, 23(4) : 649~680
 13. Lofstrom, M. Labor Market Assimilation and the Self-Employment Decision of Immigrant Entrepreneurs. Journal of Population Economics, 2002, 15(1) : 83~114
 14. McManus, P. A. Market, State, and the Quality of New Self-Employment Jobs among Men in the U. S. and Western Germany. Social Forces, 2000, 78(3) : 865~905
 15. Suresh, D. M., David, M. K., Christopher, M. Returns to Capital in Microenterprises: Evidence from a Field Experiment. Social Science Electronic Publishing, 2009
 16. Piza, C., Mauricio, M. J. S. B. The effect of a land titling program on households' access to credit. Journal of Development Effectiveness, 2016, 8(1) : 129~155
 17. Saint-Macary, C., Keil, A., Zeller, M., et al. Land titling policy and soil conservation in the northern uplands of Vietnam. Land Use Policy, 2010, 27(2) : 617~627
 18. Soto, H. D. The Mystery of Capital: Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else, Basic Books, 2000
 19. Yao, Y., Carter, M. R. Specialization without Regret: Transfer Rights, Agricultural Productivity, and Investment in an Industrializing Economy. Policy Research Working Paper, 1999
 20. 蔡栋梁, 邱黎源, 孟晓雨, 马 双. 流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于 CHFS 数据的实证研究. 管理世界, 2018, 34(9) : 79~94
 21. 陈 强. 高级计量经济学及 Stata 应用(第二版). 高等教育出版社, 2014
 22. 陈文超, 陈 雯, 江立华. 农民工返乡创业的影响因素分析. 中国人口科学, 2014(02) : 96~105
 23. 陈志刚. 农地产权结构与农业绩效. 南京农业大学, 2005
 24. 程令国, 张 晔, 刘志彪. 农地确权促进了中国农村土地的流转吗. 管理世界, 2016(1) : 88~98
 25. 方 颖, 赵 扬. 寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献. 经济研究, 2011, 46(5) : 138~148
 26. 丰 雷, 蒋 妍, 叶剑平, 朱可亮. 中国农村土地调整制度变迁中的农户态度——基于 1999~2010 年 17 省份调查的实证分析. 管理世界, 2013(7) : 44~58
 27. 何 婧, 李庆海. 数字金融使用与农户创业行为. 中国农村经济, 2019(1) : 112~126
 28. 胡新艳, 罗必良. 新一轮农地确权与促进流转: 粤赣证据. 改革, 2016(4) : 85~94
 29. 黄季焜, 冀县卿. 农地使用权确权与农户对农地的长期投资. 管理世界, 2012(9) : 76~81
 30. 黄少安, 孙圣民, 宫明波. 中国土地产权制度对农业经济增长的影响——对 1949—1978 年中国大陆农业生产效率的实证分析. 中国社会科学, 2005(3) : 38~47
 31. 冀县卿. 改革开放后中国农地产权结构变迁与制度绩效: 理论与实证分析. 南京农业大学, 2010
 32. 林 强, 姜彦福, 张 健. 创业理论及其架构分析. 经济研究, 2001(9) : 85~94
 33. 林文声, 王志刚, 王美阳. 农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析. 中国农村经济, 2018(8) : 64~82
 34. 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. 学术研究, 2018(9) : 87~95
 35. 宁 静, 殷浩栋, 汪三贵. 土地确权是否具有益贫性——基于贫困地区调查数据的实证分析. 农业经济问题, 2018(9) : 118~

36. 苏岚岚,孔 荣. 农地抵押贷款促进农户创业决策了吗——农地抵押贷款政策预期与执行效果的偏差检验. 中国软科学, 2018(12) : 140~156
37. 唐启明. 量化分析: 通过社会研究检验想法. 任强,译. 社会科学文献出版社,2012
38. 许 庆,刘 进,钱有飞. 劳动力流动、农地确权与农地流转. 农业技术经济,2017(5) : 4~16
39. 叶剑平,丰 雷,蒋 妍,郎 昱,罗伊·普罗斯特曼. 2016 年中国农村土地使用权调查研究——17 省份调查结果及政策建议. 管理世界,2018,34(3) : 98~108
40. 周广肃,谭华清,李力行. 外出务工经历有益于返乡农民工创业吗. 经济学(季刊) ,2017,16(2) : 793~814
41. 朱明芬. 农民创业行为影响因素分析——以浙江杭州为例. 中国农村经济,2010(3) : 25~34

The Influence of Rural Land Certificate on Farmers' Entrepreneurship

——An Empirical Analysis based on CRHPS

ZHENG Linyi, QIAN Wenrong, LI Yeyang

Abstract: This paper uses the China Rural Household Panel Survey (CRHPS) data of Zhejiang University and the fixed effects logistic model to examine the impact of a new round of land ownership on farmer entrepreneurship. In general, the land certificate has a significant impact on farmers' overall entrepreneurship and agricultural entrepreneurship, while it has no impact on non-agricultural entrepreneurship and multi-industry entrepreneurship. The contribution of the land certificate to the entrepreneurship of farmers is mainly from agricultural entrepreneurship, and the land certificate has increased the probability of farmers' agricultural entrepreneurship by at least 30 percentage points. Further analysis of the mechanism shows that land certificate can improve the probability of farmers' agricultural entrepreneurship mainly by increasing agricultural mechanization investment and employment labor input (Labor allocation effect) , and credit possibility (loan financing effect) . However, the land transfer has inhibited farmers' agricultural entrepreneurship behavior to a certain extent, and the land transfer period has no substantial impact on agricultural entrepreneurship. Besides, compared with the previous land certificate, the land empowerment and supporting reform in the later period will be more important for farmers to start an entrepreneurship.

Keywords: Property rights reform; Land certificate; Fixed effects logistic model; Agricultural entrepreneurship; Non-agricultural entrepreneurship

责任编辑: 吕新业