

农地流转促进农民创业决策了吗?

——基于三省1947户农户调查数据的实证

苏岚岚 孔 荣*

摘要: 本文依据陕西、宁夏、山东农地产权制度改革试点地区1947户农户调查数据,采用倾向得分匹配法,实证探究了农地流转参与对农民创业基本决策、创业劳动力配置和资产配置决策的影响效应。研究表明,农地转入显著促进了涉农创业、创业农民劳动力雇佣及生产环节外包决策的实施,以及生产性固定资产、预防性储蓄、保险购买方面的资产配置决策;而农地转出显著促进了非农创业,并抑制了创业农民短期雇佣和保险购买决策。农地转入通过提升家庭收入和推动农地抵押融资进而促进农业创业,而农地转出通过增加家庭收入和抑制农地抵押融资进而促进非农创业。研究进一步发现,农地转入对农民农业创业、创业劳动力配置和资产配置决策的正向影响在农地依赖性程度高、已完成农地确权颁证及获批农地抵押贷款组更为显著,而农地转出对农民非农创业、创业雇佣劳动力与资产配置决策的影响在前述三组中被一定程度削弱。据此提出优化农民创业培训体系、完善农村产权流转交易体系及协调匹配机制建设等政策建议。

关键词: 农地流转;农民创业决策;劳动力配置;资产配置

一、引言

农地“三权分置”改革持续推进背景下,中国覆盖县、乡、村三级的农村产权交易体系逐渐形成和完善,农村农地流转活力持续释放。据统计,截至2018年底,全国全部或部分流转出土地的农户超过7000万户,流转面积达到5.39亿亩,占家庭承包地总面积的近39%。^①与此同时,截至2018年底,全国农村新型农业经营主体累计达到400万家,新型职业农民超过1500万人,农民工等返乡下乡双创人员累计达到740万人,新农民群体日益壮大,成为乡村振兴的生力军。^②农地经营权流转特别是规模流转现象的日益活跃加速了农村土地要素和劳动力要素的流动、重塑了农村人地关系新格局,为农民从事农业适度规模经营和开展创业尤其是涉农创业提供必要的物质基础。因此,助推农民创业应是在农地确权改革基础上,

* 苏岚岚,西北农林科技大学经管学院,邮政编码:712100,电子信箱:sspn1992@163.com;孔荣,西北农林科技大学经管学院,邮政编码:712100,电子信箱:kr1996@163.com。

本研究得到国家自然科学基金项目“金融行为中介作用下农民金融素养对收入质量的影响机制及提升策略研究”(项目编号:71773094)的资助。感谢匿名审稿人和编辑部的宝贵修改意见,当然文责自负。

①资料来源:《农业农村部:到2018年底全国有5.39亿亩耕地在不同主体间进行流转》,载于中国新闻网, <http://mini.eastday.com/mobile/191128210148446.html>。

②资料来源:《“双新双创”为乡村发展带来蓬勃活力》,载于农业农村部网站, http://www.gov.cn/xinwen/2018-11/13/content_5339796.htm。

激活农地产权交易、唤醒农村“沉睡”土地资产,顺应农业适度规模经营、壮大新型农业经营主体,不断增强农村经济转型发展内生动力的必然趋势和客观要求。近些年,中国农民创业发生率不断提高、创业队伍不断壮大,却面临着创业可持续能力不强、整体创业层次偏低、创业失败现象频发等问题。农地产权制度改革的深入推进加速了农村土地要素的有序流动,激发了农村经济活力和农民创业热情,为新时期农民创业决策优化和创业质量提升提供新的驱动力。诸多研究指出,农地“三权分置”的制度安排有助于显著提升农地资源配置效率,促进农业生产要素更优化的整合,充分激发农业经营主体的潜能,更有效地实现农民土地财产权益(陈朝兵,2016;洪银兴、王荣,2019)。鉴于农地产权制度改革与农民创业支持政策之间具有内在政策目标的契合性,且农地流转交易直接引致农民农地资源禀赋和生计策略偏好的改变,农地“三权分置”改革深化背景下农地流转交易是否有效促进以及如何促进农民创业决策仍有待深入的理论和实证研究。

诸多研究主要从个体特征(罗明忠,2012)、家庭特征(朱明芬,2010;盖庆恩等,2013;彭克强、刘锡良,2016)、区域环境因素(蒋剑勇、郭红东,2012;李树、于文超,2018)等方面探究农民创业决策的内在和外在制约因素,并聚焦收入总量及结构层面对农民农地流转参与的经济效应进行评估(诸培新等,2015;陈飞、翟伟娟,2015;史常亮等,2017;Zhang et al.,2018),但鲜有研究将农地产权制度改革深化背景下的农地流转与农民创业决策纳入同一分析框架,深入探究二者之间的内在关联。农地“三权分置”改革以来,农地政策调整越来越凸显充分放活农地经营权、引导农地市场化流转、助推农业适度规模经营和现代农业发展的政策取向。农地经营权流转旨在推动的农业适度规模经营有助于农民跨越创业门槛,积极开展涉农创业;而农民涉农创业的实施亦有助于推动农地转入和适度规模经营。因此,推进农民创业尤其是涉农创业与现阶段深化农地流转改革目标具有逻辑上的一致性。中国农地流转在进程不断加快的同时,也存在有效需求增长缓慢、流转效率低、交易规范性不足、政策驱动力度强而市场拉动作用弱等问题(钱忠好、冀县卿,2016),致使农地流转政策实施效果面临被削弱的风险。鉴于农地流转尤其是规模流转为农民参与经济活动尤其是创业活动提供更多机会和可能,本文试图从创业决策层面深入评估农地流转交易参与的经济效应,以期在一定程度上揭示现阶段农地流转政策实施效果,探寻新时期完善农地流转政策的有效措施,充分发挥农地产权制度改革与农民创业两股政策实践的合力。

本文的主要贡献在于:一是研究视角层面,依据产权经济学理论,探索性地将农地流转交易与农民创业决策纳入同一研究框架,系统阐释农地转入和农地转出对农民不同行业创业决策的差异化影响机理,并基于农民分行业创业决策视角讨论农地流转政策实施效果。二是研究内容层面,将农民创业研究重点由创业发生转向对创业过程和质量的关注,从农民创业基本决策和创业劳动力配置决策和创业资产配置决策三个方面拓展农民创业决策的分析框架,并采用农地产权制度改革典型试点地区的调查数据,分别实证检验农地转入和农地转出对上述三个方面创业决策的影响效应;引入家庭收入和农地经营权抵押(简称农地抵押)融资计量论证农地转入和农地转出对农民创业决策的影响机制;分别以农地依赖性、农地确权颁证、农地抵押融资为分组变量,实证揭示农地流转对不同农民群体创业决策影响效应的结构性差异。三是研究方法层面,运用倾向得分匹配法(PSM)构建合理的反事实框架,修正样本选择性偏误;并采用工具变量法处理农地流转规模与农民创业决策之间的内生性问题,检验实证结论的稳健性。本文研究结论有益于丰富农民创业决策的理论框架,拓展农地经营权流转改革效果评估体系,对于促进农民农地流转交易理性参与、进一步探寻农地流

转市场化改革路径和农民创业决策优化路径、助力农民创业增收具有重要实践参考价值。

二、理论分析框架

(一) 农民创业决策的界定与研究范畴的拓展

农民创业是指具备一定创业资本和能力的农民通过升级原有生产规模、创新生产或服务方式、开拓新业务等途径,最终实现劳动力充分就业和获取最大化经济利益的过程,包括农业创业和非农创业(程郁、罗丹,2009;苏岚岚、孔荣,2018)。基于已有文献并结合农民创业实际,本文将农民创业范畴界定如下:(1)农业创业指在种植业、养殖业、林业和渔业等传统农业产业领域实现经营规模升级或通过应用新技术、开展新业务、建立新组织(如家庭农场、农民专业合作社等)等改进原有生产经营方式,且农业创业规模标准的确定既参考了当地专业大户规模水平,也考虑了调研区域实际;(2)非农创业指在工业领域创办加工、制造、建筑企业等,在服务业领域从事农业生产专业化服务、零售批发、餐饮住宿、运输家政、文化娱乐、医疗卫生等商业流通及三产服务方面的非农经济活动,且年盈利在三万元及以上^①。此外,本文将农民同时开展农业创业和非农创业的情况界定为多行业创业。

大量研究对农民创业决策的关注多局限于农民创业与否、创业行业选择的基本决策(程郁、罗丹,2009;蒋剑勇、郭红东,2012;盖庆恩等,2013),而对农民跨越创业门槛后的劳动力配置和资产配置两大关键决策环节的重视不足。基于农民创业发生率不断提高但创业可持续能力不强、整体创业层次偏低的现状,从创业实施环节拓展创业决策的研究框架,有助于将农民创业研究的关注点从创业发生转向创业过程和质量,进而从创业资源配置层面谋求农民创业决策的整体优化和创业可持续性的提升。生命周期视角下农民创业是包括创业规划、实施和成长的系统过程,在一定时期内具有持续性,且决策贯穿整个创业过程。鉴于此,本文界定创业决策为个体在综合衡量自身所拥有的内外部条件基础上对是否创业及创业具体形式做出选择,以及对创业所需的人财物资源进行合理配置的行为,并从创业基本决策、创业劳动力配置决策和创业资产配置决策三个方面拓展创业决策的分析框架。创业基本决策指对是否创业及创业行业(农业创业、非农创业、多行业创业)的选择;创业劳动力配置决策指创业过程中对长短期雇佣劳动力的配置和对生产环节外包的决策;创业资产配置决策指创业过程中对生产性固定资产、存货等非金融资产的配置决策,以及对预防性储蓄、周转现金、创业相关的保险购买等金融资产的配置决策。

(二) 农地流转对农民创业决策的影响理论分析与研究假说

中国农地产权交易实质为产权管制背景下农地经营权的暂时性转让,包括租赁、互换、转让、入股等形式。基于产权经济学理论的研究指出,特定的农地产权形式或不同的农地产权结构通过激励和约束主体对农业生产要素的配置,进而对产权主体的目标和行为产生影响(Besley, 1995;林毅夫,2010)。总体而言,农地流转交易使农地产权在行为能力和经营决策偏好不同的主体之间重新安排,可通过边际产出拉平效应、投资促进效应和交易收益效应等对农地转入和转出主体的资源配置状态产生差异化的作用。鉴于农地流转对农民创业决策的影响不仅体现在基本决策阶段,而且体现在具体实施阶段,且劳动力配置和资产配置决策是创业实施过程中的两大关键环节,本文分别阐释农地流转对农民创业基本决策、创业劳动力配置决策和资产配置决策的影响机理。

^①根据2016年城镇私营单位就业人员年均工资(42 833元)和城镇居民人均可支配收入(33 616元)确定。

1. 农地流转影响农民创业基本决策的理论分析

农地流转参与使农民农地资源禀赋的数量和结构产生变化,进而影响其农业依赖性和对不同行业生计策略的偏好。Jin 和 Deininger(2009)认为,土地租赁市场的发展不仅提高了农业部门的生产效益,而且促进了非农部门经济的增长。农地流转体现农民对农业和非农经营比较效益的考量,可通过边际产出的拉平效应、分工引致的规模效应和交易产生的投资促进效应等优化农地资源配置(陈志刚等,2007),助推农民在不同行业实施创业活动。已有研究证实,农地转入通过提升家庭收入和农业工作概率而抑制农民非农创业,农地转出通过提高家庭收入和减少农业工作投入而激励农民非农创业(田勇,2019)。总体上,农地转入和转出对农民创业基本决策的影响路径具有明显差异性。具体表现为:农地转入尤其是规模转入直接影响农业经营的层次,促进规模经营效益的形成、农地经营权抵押贷款的获取和经营收入的增加,进而激发新的投资需求,推动富有创业激情和创业能力较强的农民积极跨越农业创业门槛或开展以农业创业为基础的多行业创业;此外,农地转入对农民非农投资形成挤出效应,直接削弱农民非农创业倾向。农地转出获取的短期或长期租金可为农民非农领域创业提供部分资金支持,同时农地转出相较于农地撂荒可在一定程度上保持耕地肥力,有效解除农民非农领域创业型就业的农地牵连;此外,农地转出使农民农地经营权持有量减少、农地依赖性和农地抵押融资获取能力降低,可直接削弱农民涉农创业和以农业为基础的多行业创业倾向。基于上述分析,本文提出假说 1。

H1: 农地流转对农民创业基本决策产生显著影响,且农地转入和农地转出的影响存在差异性。

2. 农地流转影响农民创业劳动力配置决策的理论分析

农地流转方向与规模直接关系农民对劳动力的合理配置决策。王颜齐和郭翔宇(2011)指出,在国家相关产业政策激励下,农地向种田能手、专业合作组织和农业企业集中,促进了农地规模经营;与此同时,优惠政策激励使农业规模经营主体纷纷以有偿雇佣的方式吸纳农村富余劳动力从事农业生产和经营管理活动,有效扩大了农业生产雇佣规模。罗必良和李尚蒲(2018)进一步认为,农地产权细分及交易可显著提升农业的规模经济和分工效率,促进农业生产性服务体系的形成和外包市场的发育。农地转入规模越大、流转契约期限越长,农民越倾向于扩大农地投资规模,促进农业信贷的获取和经营收入的提高,增强对长短期雇佣劳动力的配置能力;同时,限于经营能力和客观条件制约,转入农地的农民会适时采取部分或全部生产环节外包措施,以保障规模经营的有序运转,最大限度降低经营风险并获取最大化的收益。农地转出直接推动家庭劳动力非农部门工资雇佣型就业或自主创业等,其中,非农创业活动对长短期雇佣劳动力表现出不同程度的需求。因此,农地转出可通过影响农民非农创业选择进而影响其长短期劳动力雇佣决策;而对于非农工资雇佣型就业,农地转出将抑制农民长短期雇佣劳动力行为。鉴于此,本文提出假说 2。

H2: 农地流转对农民创业劳动力配置决策产生显著影响,且农地转入和农地转出的影响存在差异性。

3. 农地流转影响农民创业资产配置决策的理论分析

农地流转方向及规模的差异直接影响农民资产配置的类型和结构。姚成胜和万珍(2016)研究发现,农地转入提高了农民储蓄水平,而农地外包降低了农民储蓄量,且引致家庭经营资产比重的上升。农地转入尤其是规模转入直接增加农民生产性固定资产投资,且农地经营规模越大,年存货资产投资相应越高;农地转入所带来的规模经营和收入增加促进

对周转资金的配置需求,以保障生产经营活动有序运转,同时在一定程度上增加农民预防性储蓄额,推动保险购买,以有效防范生产经营尤其是农地规模经营的风险。农地转出引致农民生计选择的改变,农地转出后从事非农工资雇佣型就业可在较大程度上减少生产性固定资产和存货资产的配置,减少对预防性储蓄、周转资金和农业保险的需求;而农地转出后从事非农创业则在一定程度上增加非农生产性固定资产投资和存货资产投资,并增加对预防性储蓄和周转资金的需求。综上分析,本文提出假说3。

H3: 农地流转对农民创业资产配置决策产生显著影响,且农地转入和农地转出的影响存在差异性。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文数据来源于西北农林科技大学国家自然科学基金课题组2018年在陕西、宁夏、山东三省开展的主题为“农民农地产权交易参与及创业行为”的农村实地入户调查。陕西、宁夏、山东分别作为中国西部和东部农业大省,农业优势特色产业突出,且农地产权制度改革试点基础较好,农地产权交易体系相对较为完善。此外,上述样本区覆盖黄土高原区、关中平原区、陕南山区、华北平原区等不同地理环境下的农业生态系统,农业生产经营自然条件的区域性差异致使农民农地流转行为和创业行为呈现不同特征,因而样本代表性较好。调查采取典型抽样和分层随机抽样相结合的原则,首先选取陕西西安市高陵区、宁夏吴忠市同心县和石嘴山市平罗县、山东临沂市沂南县4个农地产权制度改革典型试点区域进行抽样;同时,兼顾地理环境和区域经济发展水平的差异,选取陕西渭南市富平县及汉中市南郑县、宁夏中卫市沙坡头区、山东聊城市莘县及潍坊市青州市5个一般试点区域进行抽样;上述9个抽样县区均为农地抵押贷款试点地区。课题组在上述各县(区)选取3~4个反映不同层次经济发展水平的代表性乡(镇),在每个样本乡(镇)按照相同标准分层选取2~3个样本村(自然村),每个样本村再随机选择15~20个样本农户(主要为家庭生产经营决策人)进行一对一访谈。调研共发放问卷2000份,回收有效问卷1947份,问卷有效率为97.35%,共涉及9个市9个县(区)36个乡(镇)105个自然村。

(二) 变量设定

1. 被解释变量

本文被解释变量为农民创业决策,包括创业基本决策、创业劳动力配置和资产配置决策。具体识别过程如下:(1)关于创业基本决策,询问受访者Q1:“您曾经有无创业活动?”、Q2:“截止到2017年底,您所创事业是否持续?”,将“Q1=有且Q2=是”的样本归为创业样本;针对创业样本,进一步询问“您创业活动所处哪个行业?”,将创业样本进一步划分为存在农业创业、存在非农创业、存在多行业创业样本。(2)关于创业劳动力配置和资产配置决策,询问创业样本2017年创业项目长短期雇佣劳动力及生产环节外包情况,生产性固定资产投资、年存货资产投资、预防性储蓄、周转现金持有及创业相关的保险购买情况。依据前文界定的创业标准,并结合生产经营行为投入的资金、劳动力、时间及动机等方面的情况对农民创业行为进行综合判断。

2. 处理变量

本文处理变量为农地流转,包括农地转入和农地转出。通过询问样本“2017年有无农地转入及农地转入规模?”、“2017年有无农地转出及农地转出规模?”进行测量。

3.控制变量

本文从个体特征、家庭特征和村庄特征方面选取控制变量,并控制区域固定效应。
上述各类变量的定义、赋值与描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义、赋值及描述性统计

变量类型	变量名称	变量赋值	均值	标准差	最小值	最大值
创业基本决策	创业	无=0;有=1	0.43	0.49	0	1
	农业创业	无=0;有=1	0.28	0.45	0	1
	非农创业	无=0;有=1	0.17	0.37	0	1
	多行业创业	无=0;有=1	0.02	0.15	0	1
创业劳动力配置决策	有无短期雇佣	无=0;有=1	0.53	0.49	0	1
	短期雇佣人数	实际调查值(人)	7.88	17.04	0	120
	有无长期雇佣	无=0;有=1	0.28	0.45	0	1
	长期雇佣人数	实际调查值(人)	1.86	6.88	0	100
创业资产配置决策	生产性固定资产投资	实际调查值(十万元)	1.88	4.17	0	30
	年存货资产投资	实际调查值(十万元)	2.19	7.14	0	12
	预防性储蓄额	实际调查值(十万元)	0.37	1.19	0	10
	周转现金持有量	实际调查值(十万元)	0.35	0.48	0	1
	保险购买	无=0;有=1	0.28	0.45	0	1
农地流转	有无农地转入	无=0;有=1	0.28	0.45	0	1
	农地转入规模	实际调查值(亩)	17.61	94.75	0	1500
	有无农地转出	无=0;有=1	0.21	0.41	0	1
	农地转出规模	实际调查值(亩)	1.02	3.14	0	40
个体特征	性别	女=0;男=1	0.71	0.46	0	1
	年龄	实际调查值(岁)	47.55	10.57	20	68
	年龄平方	计算所得:年龄平方除以 100	23.73	10.04	4	46.24
	受教育程度	具体上学年限(年)	7.64	3.71	0	25
	婚姻状况	未婚=0;已婚=1	0.98	0.15	0	1
	务农年限	实际调查值(年)	25.40	13.22	0	52
	风险偏好	无任何风险=1;略低风险=2;平均风险=3;略高风险=4;高风险=5	3.52	1.25	1	5
	农地依赖性	非常不依赖=1;较不依赖=2;中立=3;比较依赖=4;非常依赖=5	3.88	1.20	1	5
家庭特征	创业能力	因子分析所得	-0.01	0.99	-3.14	1.37
	劳动力数量	实际调查值(人)	2.60	1.02	0	7
	主要劳动力身体健康状况	非常差=1;比较差=2;一般=3;比较好=4;非常好=5	3.79	0.94	1	5
	有无亲友任职村干部或公务员	无=0;有=1	0.46	0.50	0	1
	有无亲友供职于银行或信用社	无=0;有=1	0.12	0.33	0	1
	经常联系微信好友数	实际调查值(人)	24.70	45.29	0	300
	房产价值	实际调查值(万元)	18.56	24.83	0	200
	农地确权颁证	未完成=0;已完成=1	0.81	0.40	0	1
村庄特征	村庄在本乡镇富裕程度	非常贫困=1;比较贫困=2;一般=3;比较富裕=4;非常富裕=5	3.58	0.94	1	5
	村庄到乡镇的距离	实际调查值(公里)	4.91	4.05	0	80
	乡镇正规金融机构数目	实际调查值(个)	2.12	1.17	0	7
	村庄创业氛围	因子分析所得	0.00	1.00	-2.88	1.58

续表1 变量定义、赋值及描述性统计

变量类型	变量名称	变量赋值	均值	标准差	最小值	最大值
村庄特征	区域非农就业机会	非常少=1;比较少=2;一般=3;比较多=4;非常多=5	3.11	1.02	1	5
	村庄农地流转情况	非常不频繁=1;比较不频繁=2;一般=3;比较频繁=4;非常频繁=5	2.62	1.27	1	5
	农地流转政策宣传	非常少=1;比较少=2;一般=3;比较多=4;非常多=5	3.34	1.26	1	5
	本地社会保障水平	非常差=1;比较差=2;一般=3;比较好=4;非常好=5	3.63	1.03	1	5
区域	是否陕西	否=0;是=1	0.32	0.46	0	1
	是否宁夏	否=0;是=1	0.36	0.48	0	1
	是否山东	否=0;是=1	0.32	0.46	0	1

注:农地依赖性变量通过询问“您是否同意土地是农民的命根子、离开土地心里会不踏实?”获取,并认为受访者越是持同意态度,其农地依赖性越高。创业能力变量由“不断追求进步的勇气、实现职业梦想的坚强意志、对所从事领域的前瞻性、解决突发问题和事件的应变能力、不断学习和更新知识的进取心、事业发展规划能力、经营管理能力、市场变化适应和应对能力”8个测量题项进行因子分析所得。村庄创业氛围变量由“本地做生意的市场机会、市场信息获取便利度、市场销售渠道广泛性、创业农民数量多寡、成功创业农民受关注度”5个测量题项进行因子分析所得。

(三) 农民农地流转参与反事实研究框架构建

1. 农民农地流转参与方程及创业决策方程

依据 Becerril 和 Abdulai (2010) 的随机效用决策模型,农户 i 参与农地转入(或转出)的效用(U_{1i})和不参与农地转入(或转出)的效用(U_{0i})之差用 T_i^* 表示,若 $T_i^* = U_{1i} - U_{0i} > 0$,则农户选择参与农地转入(或转出)。本文设定农民农地流转参与方程为:

$$T_i^* = \Phi(Z_i) + \varepsilon_{1i}$$

$$\text{如果 } T_i^* > 0, \text{ 则 } T_i = 1; \text{ 否则 } T_i = 0 \quad (1)$$

(1)式中: T_i^* 为潜变量, $T_i = 1$ 表示农民 i 参与农地转入(或转出), $T_i = 0$ 表示农民 i 未参与农地转入(或转出); Z 为外生控制变量向量,如表1所示; ε_{1i} 为随机扰动项。

为测度农地流转对农民创业基本决策的影响效应,本文设定创业基本决策方程如下:

$$Y_{1ki}^* = \varphi_1(X_i) + \delta_1 T_i + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

(2)式中: Y_{1ki}^* 为创业基本决策潜变量, $k=1,2,3,4$,分别反映农民 i 有无创业、农业创业、非农创业和多行业创业情况,如:若农民 i 有创业行为则 $Y_{1ki} = 1$,否则 $Y_{1ki} = 0$; X_i 为控制变量向量; T_i 为农民 i 农地流转参与变量; ε_{2i} 为随机扰动项。

为测度农地流转对农民创业劳动力配置决策的影响,本文设定创业劳动力配置决策方程如下:

$$Y_{2li}^* = \varphi_2(X_i) + \delta_2 T_i + \varepsilon_{3i} \quad (3)$$

(3)式中: Y_{2li}^* 为创业劳动力配置决策潜变量, $l=1,2,3,4,5$,分别反映农民 i 有无短期雇佣劳动力、短期雇佣人数、有无长期雇佣劳动力、长期雇佣人数和生产环节外包决策。其中, Y_{21i} 、 Y_{23i} 、 Y_{25i} 为二分类变量, Y_{22i} 、 Y_{24i} 为非负整数; X_i 为控制变量向量; T_i 为农民 i 农地流转参与变量; ε_{3i} 为随机扰动项。

为测度农地流转对农民创业资产配置决策的影响效应,本文设定创业资产配置决策方程如下:

$$Y_{3mi}^* = \varphi_3(X_i) + \delta_3 T_i + \varepsilon_{4i} \quad (4)$$

(4)式中: Y_{3mi}^* 为创业资产配置决策潜变量, $m=1,2,3,4,5$,分别反映农民*i*生产性固定资产投资、年存货资产投资、预防性储蓄额、周转现金持有量、创业相关的保险购买决策。其中, Y_{31i} 、 Y_{32i} 、 Y_{33i} 、 Y_{34i} 具有典型的截断数据特征,且在零处删失, Y_{35i} 为二分类变量; X_i 为控制变量向量; T_i 为农民*i*农地流转参与变量; ε_{4i} 为随机扰动项。

因直接估计上述方程会因样本自选择问题而导致估计偏误,倾向得分匹配法对函数形式假定、参数约束、误差项分布及解释变量外生性等无严格要求(Heckman and Vytlačil, 2007),在处理样本自选择偏差方面具有明显优势,本文采用该方法进行实证模型设计。

2.反事实分析框架与倾向得分匹配法

依据 Rosenbaum 和 Rubin(1985)提出的反事实分析框架,本文定义处理组(农地流转参与组)的平均处理效应(Average Treatment Effect on the Treated,简记为 ATT)为:

$$ATT = E(Y_{in} | T_i = 1) - E(Y_{i0} | T_i = 1) = E(Y_{in} - Y_{i0} | T_i = 1) \quad (5)$$

(5)式中: Y_{in} 反映农民*i*参与农地流转时的创业决策, Y_{i0} 反映农民*i*未参与农地流转时的创业决策。ATT 衡量的是农地流转参与对农民创业决策的净影响。 $E(Y_{in} | T_i = 1)$ 和 $E(Y_{i0} | T_i = 1)$ 分别为事实结果和由倾向得分匹配法构造的替代结果。

倾向得分匹配中不同匹配方法对估计偏差和效率间的权衡存在差异,若不同匹配方法的估计结果相似,则说明估计结果较为稳健(陈强,2014)。鉴于此,本文采用最近邻匹配、卡尺匹配、卡尺内最近邻匹配三种不同的匹配方法,以增强估计结果的稳健性。各匹配方法的具体设置如下:最近邻匹配采用 1:10 匹配;卡尺匹配将卡尺范围限定为 0.01;卡尺内最近邻匹配将卡尺范围限定为 0.01,进行 1:10 匹配。

(四)中介效应模型

本文依据温忠麟和叶宝娟(2014)提出的中介效应模型,分别构建农地流转对创业决策的影响((2)式)、农地流转对中介变量的影响((6)式)、农地流转和中介变量对创业决策的影响((7)式)三个层次回归模型,以实证检验农地流转影响农民创业决策的可能机制。具体设置如下:

$$Y_{1ki}^* = \varphi_1(X_i) + \delta_1 T_i + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

$$I_{pi} = \varphi_4(X_i) + \delta_4 T_i + \varepsilon_{5i} \quad (6)$$

$$Y_{1ki}^* = \varphi_5(X_i) + \delta_5 T_i + \theta_1 I_{pi} + \varepsilon_{6i} \quad (7)$$

(6)、(7)式中: I_{pi} 表示中介变量家庭收入($p=1$)和农地抵押贷款($p=2$),均为连续型变量; T_i 为农民*i*农地流转参与变量; ε_{5i} 、 ε_{6i} 为随机扰动项。依据该中介效应检验程序:第一步,检验(2)式中的估计系数 δ_1 ,若 δ_1 显著则继续进行检验,否则停止检验。第二步,检验(6)式估计系数 δ_4 和(7)式估计系数 θ_1 ,如果均显著,则继续进行检验;如果至少有一个不显著,则跳至第四步。第三步,检验(7)式估计系数 δ_5 ,若不显著,则 I_{pi} 为完全中介变量;若显著且 $\delta_5 < \delta_1$,则 I_{pi} 为部分中介变量。第四步,根据第二步结果进行 Sobel 检验,若检验结果显著,则表明存在中介效应,否则不存在中介效应。

四、农地流转对农民创业决策的影响实证检验

(一)基准回归结果分析

基准回归结果见表 2。

表2 农地流转影响农民创业决策的基准回归结果

创业决策	被解释变量	农地转入	农地转出	控制变量	模型	LR χ^2	Pseudo R ²
创业基本决策	创业	0.179 ^{***} (0.020)	-0.065 ^{***} (0.024)	已控制	Probit	781.46 ^{***}	0.30
				已控制	Probit	716.91 ^{***}	0.27
	农业创业	0.274 ^{***} (0.016)	-0.193 ^{***} (0.025)	已控制	Probit	569.10 ^{***}	0.25
				已控制	Probit	421.48 ^{***}	0.18
	非农创业	-0.125 ^{***} (0.018)	0.084 ^{***} (0.018)	已控制	Probit	347.11 ^{***}	0.20
				已控制	Probit	320.80 ^{***}	0.19
	多行业创业	0.021 ^{***} (0.007)	-0.021 ^{**} (0.010)	已控制	Probit	66.64 ^{***}	0.16
				已控制	Probit	61.98 ^{***}	0.15
创业劳动力配置决策	短期雇佣	0.217 ^{***} (0.032)	-0.100 ^{**} (0.043)	已控制	Probit	140.74 ^{***}	0.16
				已控制	Probit	105.57 ^{***}	0.13
	长期雇佣	0.058 ^{**} (0.028)	0.032 (0.034)	已控制	Probit	227.11 ^{***}	0.24
				已控制	Probit	223.77 ^{***}	0.23
	生产环节外包	0.039 [*] (0.021)	-0.013 (0.028)	已控制	Probit	81.83 ^{***}	0.15
				已控制	Probit	78.69 ^{***}	0.15
创业资产配置决策	生产性固定资产投资	4.395 ^{***} (1.135)	1.758 (1.410)	已控制	Tobit	141.72 ^{***}	0.21
				已控制	Tobit	128.34 ^{***}	0.22
	年存货资产投资	0.366 (0.659)	0.943 (0.804)	已控制	Tobit	200.63 ^{***}	0.16
				已控制	Tobit	201.70 ^{***}	0.14
	预防性储蓄额	0.341 [*] (0.189)	-0.255 (0.295)	已控制	Tobit	120.37 ^{***}	0.12
				已控制	Tobit	119.30 ^{***}	0.11
	周转现金持有量	-0.178 (0.771)	1.091 (0.947)	已控制	Tobit	135.93 ^{***}	0.12
				已控制	Tobit	137.20 ^{***}	0.13
	保险购买	0.089 ^{***} (0.030)	-0.174 ^{***} (0.042)	已控制	Probit	141.36 ^{***}	0.15
				已控制	Probit	150.30 ^{***}	0.16

注:控制变量同表1;表中报告的是估计的边际效应,括号内数值为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著。

由表2农地流转影响创业基本决策的估计结果可知,农地转入在1%的水平上显著促进农业创业和多行业创业,而农地转出分别在1%和5%的水平上显著抑制农业创业和多行业创业,并增加非农创业的概率。农地流转影响创业劳动力配置决策的估计结果显示,农地转入分别在1%、5%和10%的水平上显著促进创业农民短期雇佣、长期雇佣和生产环节外包决

策,而农地转出仅在 5%的水平上显著降低农民短期雇佣的概率。农地流转影响创业资产配置决策的估计结果显示,农地转入分别在 1%、10%和 1%的水平上显著增加创业农民生产性固定资产投资、预防性储蓄额和保险购买,而农地转出仅在 1%的水平上显著降低农民保险购买概率。上述结果初步证实,农地转入和农地转出对农民创业基本决策、劳动力配置和资产配置决策存在差异化影响。然而,上述模型可能存在自选择问题导致的估计偏误,本文采用倾向得分匹配法进行处理。

(二)倾向得分匹配法估计结果

1.农地流转对农民创业基本决策的影响实证分析

由表 3 可知,综合来看,农地转入对农民创业决策的影响在 1%的水平上正向显著,农地转出对农民创业决策的影响在 5%的水平上负向显著。这表明,整体上农地转入通过土地资源重新配置为农业规模化生产经营提供了必要条件,激发了农民创业潜力和创业热情,助推农民积极跨越创业门槛;而农地转出使农民丧失了依托土地进行创业尤其是农业创业的资源基础,且非农创业的门槛整体高于农业创业,因而显著减少了农民创业机会和创业倾向性。分行业看,农地转入对农民农业创业和多行业创业的影响分别在 1%和 5%的水平上正向显著,对非农创业的影响在 1%的水平上负向显著,净效应分别为 0.310、0.026 和-0.115。由此可知,农地转入所提供的土地资源保障,显著增强了农民农业创业或多行业创业倾向性。此外,农地转出对农民农业创业和多行业创业的影响分别在 1%和 5%的水平上负向显著,对非农创业的影响在 1%的水平上正向显著,净效应分别为-0.144、-0.017和 0.090。农地转出所引致的农民生计策略调整,一定程度上增强了农民非农就业的依赖性和非农创业的倾向性。因此,假说 1 得到证实。

表 3 农地流转对农民创业基本决策的影响效应测算结果

匹配方法	农地转入				农地转出			
	创业	农业创业	非农创业	多行业创业	创业	农业创业	非农创业	多行业创业
最近邻匹配	0.183 *** (0.025)	0.318 *** (0.025)	-0.109 *** (0.018)	0.026 ** (0.012)	-0.065 ** (0.029)	-0.143 *** (0.024)	0.094 *** (0.027)	-0.015 ** (0.007)
卡尺匹配	0.151 *** (0.041)	0.295 *** (0.039)	-0.126 *** (0.029)	0.024 ** (0.011)	-0.078 ** (0.039)	-0.146 *** (0.038)	0.083 *** (0.030)	-0.021 ** (0.010)
卡尺内最近邻匹配	0.183 *** (0.025)	0.318 *** (0.025)	-0.109 *** (0.018)	0.027 ** (0.012)	-0.065 ** (0.026)	-0.143 *** (0.024)	0.094 *** (0.027)	-0.016 ** (0.008)
平均值	0.172	0.310	-0.115	0.026	-0.069	-0.144	0.090	-0.017

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著;括号内数值为 AI 稳健标准误^①。下表同。

由前述分析可知,农地转入显著促进农民农业创业和多行业创业,而农地转出提高了农民非农就业依赖性,显著增加其非农创业概率。由此表明,当前农地流转政策实施显著提升了农民创业尤其是农业创业的发生率,在一定程度上推动了专业大户、家庭农场等新型农业经营主体的成长。虽然近些年农村农地流转过程中存在农地用途非农化、流转农地细碎化、

^①本文采用官方命令 `teffects psmatch` 估计处理效应,并汇报由 Abadie 和 Imbens (2016)提出的 AI 稳健标准误,该标准误充分考虑了第一阶段估计倾向得分的误差,有效解决因 `psmatch2` 提供的标准误不准确导致的估计结果不稳健问题。

流转交易不规范等问题,但整体上农地流转主要服务于农业生产的用途并未发生偏离^①,有效促进了农地规模经营和农民涉农创业。此外,农地流转使农地经营权向少数种地能手集中,在推动部分农民从事农业规模经营的同时,也促使部分农地转出农民解除了农地牵连,积极转向非农领域开展创业活动和谋求生计发展。综上可知,农民创业决策视角下农地经营权流转政策效果较好。

2.农地流转对农民创业劳动力配置决策的影响实证分析

由表4可知,农地转入分别在1%和5%的水平上显著促进创业农民短期雇佣和长期雇佣决策,使短期雇佣和长期雇佣劳动力分别增加约6人和1人。此外,农地转入在10%的水平上显著促进创业农民生产环节外包决策。这表明,农地转入参与使农地经营规模扩大化,一定程度上增强了创业农民雇佣劳动力需求以及部分或全部生产环节外包需求,而合理的劳动力投入有助于实现生产经营风险最小化和创业收益最大化。农地转出分别在1%和5%的水平上显著负向影响创业农民有无短期雇佣及短期雇佣人数,但对农民长期雇佣决策和生产环节外包决策的影响不显著。参与农地转出后,农民倾向于非农领域工资雇佣型就业或创业型就业,因而,其农业创业的概率显著下降,对短期雇佣劳动力的季节性和阶段性需求亦显著降低。综上,假说2得到证实。

表4 农地流转对农民创业劳动力配置决策的影响效应测算结果

农地流转	匹配方法	有无短期雇佣	短期雇佣人数	有无长期雇佣	长期雇佣人数	生产环节外包
农地转入	最近邻匹配	0.229 *** (0.033)	5.997 *** (1.198)	0.079 *** (0.029)	0.915 ** (0.376)	0.038 * (0.021)
	卡尺匹配	0.233 *** (0.044)	5.721 *** (1.550)	0.075 ** (0.033)	0.968 ** (0.392)	0.043 * (0.026)
	卡尺内最近邻匹配	0.227 *** (0.033)	5.997 *** (1.198)	0.079 *** (0.029)	1.025 ** (0.421)	0.035 * (0.019)
	平均值	0.230	5.905	0.078	0.969	0.039
农地转出	最近邻匹配	-0.075 *** (0.027)	-4.323 *** (0.692)	0.030 (0.039)	-0.432 (0.418)	-0.031 (0.029)
	卡尺匹配	-0.082 *** (0.031)	-3.929 ** (1.979)	0.044 (0.058)	-0.536 (0.852)	-0.045 (0.035)
	卡尺内最近邻匹配	-0.075 *** (0.027)	-4.323 *** (0.692)	0.029 (0.039)	-0.497 (0.346)	-0.042 (0.033)
	平均值	-0.077	-4.192	-	-	-

3.农地流转对农民创业资产配置决策的影响实证分析

由表5可知,农地转入对农民生产性固定资产投资的影响在5%的水平上正向显著,但对年存货资产投资的影响不显著。这表明农地转入激发了与农地经营规模相匹配的生产性固定资产投资。此外,农地转入在10%和5%的水平上显著增加农民创业预防性储蓄额和创业相关的保险购买。农地转入所带来的农地经营规模改变在一定程度上提高了农地规模经营风险,增加了农民对创业风险的感知,促使其积极采取增加预防性储蓄、购买农业保险等措施以使生产经营风险最小化。农地转出在1%的水平上显著降低创业农民保险购买概率,

^①统计显示,样本转入农地用于粮食作物种植、经济作物种植和养殖业的比例分别为36.70%、59.40%和3.90%,样本转出农地用于粮食作物种植、经济作物种植和养殖业的比例分别为43.10%、46.10%和10.80%。

农地转出直接降低农民对农业保险的依赖性。但农地转出对创业农民生产性固定资产投资、年存货资产投资、预防性储蓄额、周转现金持有量的影响均不显著,这与农地转出后的生计策略不确定性有关。综上,假说3得到证实。

表 5 农地流转对农民创业资产配置决策的影响效应测算结果

农地流转	匹配方法	生产性固定 资产投资	年存货资产投资	预防性储蓄额	周转现金持有量	保险购买
农地转入	最近邻匹配	2.551 *** (0.872)	0.280 (0.625)	0.196 * (0.106)	0.259 (0.558)	0.098 *** (0.033)
	卡尺匹配	2.564 ** (1.168)	0.248 (0.722)	0.181 * (0.098)	0.218 (0.850)	0.108 ** (0.048)
	卡尺内最近 邻匹配	2.569 *** (0.872)	0.280 (0.625)	0.196 * (0.106)	0.282 (0.862)	0.098 *** (0.033)
	平均值	2.561	—	0.191	—	0.101
农地转出	最近邻匹配	1.507 (1.417)	0.606 (0.670)	-0.152 (0.097)	0.188 (0.550)	-0.187 *** (0.029)
	卡尺匹配	1.614 (1.534)	0.744 (0.928)	-0.146 (0.109)	0.283 (0.683)	-0.198 *** (0.052)
	卡尺内最近 邻匹配	1.512 (1.423)	0.718 (0.840)	-0.146 (0.104)	0.221 (0.468)	-0.187 *** (0.029)
	平均值	—	—	—	—	-0.191

(三) 稳健性检验

本文稳健性检验包括两个方面:(1)倾向得分匹配估计的稳健性。鉴于倾向得分匹配估计未考虑不可观测因素的影响,可能导致隐藏性偏差的存在。依据 Rosenbaum 和 Rubin (1983)提出的敏感性分析方法,若反映不可观测因素影响的 Gamma 系数接近 1 时,已有结论不再显著,则 PSM 估计结果不稳健;若 Gamma 系数取值较大(通常接近 2)时,已有结论才变得不再显著,则 PSM 估计结果较为可靠。敏感性分析结果^①显示,当 Gamma 系数至少大于 2.5 时,本文处理效应的估计结果开始在 10%的水平上变得不再显著。因此,本文处理效应估计的研究结论较为稳健。(2)工具变量估计。因倾向得分匹配法无法直接评估农地流转规模差异对农民创业决策的影响,本文采用工具变量法进一步做稳健性检验。鉴于同一村庄内部不同群体在生计偏好、社会习俗等方面具有相似性,个体农地流转行为易受同村其他农民农地流转行为的影响,但个体创业决策与其他农民农地流转行为不相关,本文参照何安华和孔祥智(2014)选取“除受访者外同一村庄其他样本的平均农地流转规模”作为受访样本农地流转规模的工具变量。回归结果显示^②,前述农地流转对农民创业基本决策、劳动力配置和资产配置决策产生差异化影响的核心结论依然成立。

五、农地流转对农民创业决策的影响机制分析

鉴于金融约束是农民创业决策中的重要制约因素,且农地流转参与可通过影响农民金融约束进而作用于创业决策的实施,本文选取家庭收入和农地抵押贷款(以获批金额表征)作为中介变量,采用中介效应模型,实证检验农地转入和农地转出对农民创业决策的影响机制。

(一) 农地转入对农民创业决策的影响机制分析

由表 6 第(1)列可知,农地转入在 1%的水平上显著促进农业创业,且边际效应为 0.274;

①限于篇幅,详细结果未予汇报,若有需要,可联系本文作者索取。

②限于篇幅,详细结果未予汇报,若有需要,可联系本文作者索取。

由第(2)和第(3)列可知,农地转入分别在1%和5%的水平上显著正向影响农民家庭收入和农地抵押贷款;再由第(4)列和第(5)列可知,家庭收入和农地抵押贷款对农业创业的影响均在1%的水平上显著,农地转入对农业创业的影响仍然正向显著,且边际效应分别为0.261和0.265,均低于基准回归结果(见第(1)列)。上述结果表明,农地转入所推动的农地经营规模扩大可通过提升家庭收入、推动农地抵押融资进而促进农民农业创业。

表 6 农地转入对农民创业决策的影响机制检验

变量名称	(1) 农业创业	(2) 家庭收入	(3) 农地抵押贷款	(4) 农业创业	(5) 农业创业
	Probit	OLS	OLS	Probit	Probit
农地转入	0.274 *** (0.016)	0.283 *** (0.008)	0.210 ** (0.087)	0.261 *** (0.016)	0.265 *** (0.016)
家庭收入				0.014 *** (0.001)	
农地抵押贷款					0.032 *** (0.009)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
LRχ ² (F)	569.10 ***	62.59 ***	85.97 ***	853.08 ***	588.85 ***
Pseudo R ² (R ²)	0.25	0.15	0.22	0.39	0.26

(二) 农地转出对农民创业决策的影响机制分析

由表7第(1)列可知,农地转出在1%的水平上显著促进非农创业,且边际效应为0.084;由第(2)和第(3)列可知,农地转出在1%的水平上显著正向影响家庭收入、在5%的水平上显著负向影响农地抵押贷款;再由第(4)列和第(5)列可知,家庭收入对非农创业的影响在1%的水平上正向显著,农地抵押贷款对非农创业的影响在5%的水平上负向显著。相较于第(1)列基准回归结果,分别引入家庭收入和农地抵押贷款变量后,农地转出对农民非农创业的影响仍然正向显著,且边际效应分别为0.065和0.073,均在一定程度上降低。由此表明,农地转出所带来的财产性收入增加可有效助推农民非农创业;同时,农地转出抑制了农地抵押融资的获取,削弱农民农业创业倾向、提升非农创业概率。

表 7 农地转出对农民创业决策的影响机制检验

变量名称	(1) 非农创业	(2) 家庭收入	(3) 农地抵押贷款	(4) 非农创业	(5) 非农创业
	Probit	OLS	OLS	Probit	Probit
农地转出	0.084 *** (0.018)	0.144 *** (0.008)	-0.102 ** (0.046)	0.065 *** (0.016)	0.073 *** (0.015)
家庭收入				0.006 *** (0.001)	
农地抵押贷款					-0.005 ** (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
LRχ ² (F)	320.80 ***	52.59 ***	46.79 ***	314.93 ***	314.71 ***
Pseudo R ² (R ²)	0.19	0.17	0.15	0.19	0.19

六、农地流转影响农民创业决策的异质性分析

前述倾向得分匹配估计揭示了农地流转对农民创业决策的平均影响,但未能体现影响效应的群体差异。事实上,农民在个体特征及家庭特征等方面的不同,导致农地流转参与与创业决策的资源禀赋和综合能力存在差异。其中,农地依赖性直接体现农民农地价值认知和生计策略偏好,农地确权颁证反映农地产权稳定性和农地产权价值,农地抵押贷款体现信

贷可得性及信贷规模。鉴于上述因素均不同程度地影响农民农地流转和创业决策,本文分别以这三个变量为分组标识,采用分组倾向得分匹配估计实证检验农地流转对不同农民群体创业决策影响效应的结构性差异,为基于农民分类设计差异化的创业支持政策提供依据。

(一) 农地流转影响农民创业基本决策的异质性分析

农地流转对农民创业基本决策的异质性影响见表 8。由表 8 可知,对于农地依赖性程度高、已完成农地确权颁证、获批农地抵押贷款组,农地转入对农民农业创业的正向作用更大,对非农创业的抑制程度也更高;农地转入对农民多行业创业的影响在已完成农地确权颁证组得到增强,在获批农地抵押贷款组被削弱。农地转出对农民非农创业的正向影响和对农业创业的负向作用在农地依赖性程度低、未完成农地确权颁证组更大,且仅在未获批农地抵押贷款组显著。分析可知,随着农地依赖性程度提高,农民对从事农业经营的认同感越强;农地确权颁证增强农民农地产权归属感和提高产权价值评价;农地抵押贷款用途主要限制在农业生产经营领域,有助于缓解涉农创业过程中的流动性约束。因此,上述因素均在一定程度上增强农地转入对农民农业创业的正向作用,并削弱农地转出对非农创业的促进作用。

表 8 农地流转影响农民创业基本决策的异质性回归结果

分组变量	分类水平	农地转入的影响效应			农地转出的影响效应		
		农业创业	非农创业	多行业创业	农业创业	非农创业	多行业创业
农地依赖性	程度低	0.291 *** (0.030)	-0.065 *** (0.021)	0.028 * (0.016)	-0.197 *** (0.021)	0.227 *** (0.041)	0.001 (0.027)
	程度高	0.445 *** (0.051)	-0.196 *** (0.036)	0.035 ** (0.015)	-0.109 *** (0.029)	0.055 ** (0.027)	-0.020 *** (0.005)
农地确权颁证	未完成	0.305 *** (0.027)	-0.110 *** (0.015)	0.015 (0.014)	-0.195 *** (0.057)	0.109 *** (0.030)	-0.033 *** (0.010)
	已完成	0.345 *** (0.059)	-0.128 *** (0.045)	0.030 *** (0.007)	-0.121 *** (0.030)	0.080 *** (0.026)	-0.013 ** (0.006)
农地抵押贷款	未获批	0.299 *** (0.025)	-0.094 ** (0.043)	0.019 ** (0.009)	-0.169 *** (0.020)	0.094 *** (0.027)	-0.014 ** (0.006)
	获批	0.303 *** (0.081)	-0.115 *** (0.019)	0.017 (0.013)	-0.077 (0.065)	0.134 (0.101)	-0.027 *** (0.008)

注:如表 1 所示,农地依赖性由农民农地价值的认知情况体现,本文将低于和等于均值的样本划分为“程度低”组,将高于均值的样本划分为“程度高”组。

(二) 农地流转影响农民创业劳动力配置决策的异质性分析

农地流转对农民创业劳动力配置决策的异质性影响见表 9。由表 9 可知,农地转入对农地依赖性较高、已完成农地确权颁证、获批农地抵押贷款组创业短期雇佣劳动力的正向影响更大,对有无长期雇佣劳动力和生产环节外包的影响在农地依赖性较高、已完成农地确权颁证、获批农地抵押贷款组更为明显。农地转出对农民短期雇佣和生产环节外包的负向影响在农地依赖性程度低、未完成农地确权颁证、未获批农地抵押贷款组负向显著,对长期雇佣的影响仅在未完成农地确权颁证组负向显著。分析可知,农地依赖性程度高的农民对农业经营尤其是农业规模经营的积极性更高,农地确权颁证有效提高了农地资源禀赋效应,农地抵押融资为农民合理配置劳动力要素提供必要的周转资金支持。因此,上述因素均在一定程度上增强农地转入对创业劳动力雇佣决策的促进作用,同时削弱农地转出的负向影响。

表 9 农地流转影响农民创业劳动力配置决策的异质性回归结果

分组变量	分类水平	农地转入的影响效应			农地转出的影响效应		
		有无短期 雇佣	有无长期 雇佣	生产环节 外包	有无短期 雇佣	有无长期 雇佣	生产环节 外包
农地依赖性	程度低	0.199 *** (0.045)	0.032 (0.049)	0.019 (0.030)	-0.073 * (0.039)	0.045 (0.068)	-0.060 ** (0.024)
	程度高	0.255 *** (0.062)	0.085 *** (0.014)	0.004 * (0.023)	-0.051 (0.046)	0.025 (0.033)	-0.047 (0.037)
农地确权颁证	未完成	0.225 *** (0.040)	0.078 * (0.043)	0.014 (0.044)	-0.072 * (0.041)	-0.115 ** (0.056)	-0.103 *** (0.010)
	已完成	0.248 *** (0.041)	0.146 * (0.085)	0.049 ** (0.024)	0.033 (0.123)	0.067 (0.045)	-0.021 (0.024)
农地抵押贷款	未获批	0.240 *** (0.046)	0.040 (0.068)	0.067 (0.066)	-0.108 ** (0.055)	-0.010 (0.028)	-0.030 * (0.016)
	获批	0.257 *** (0.034)	0.066 ** (0.029)	0.059 ** (0.025)	0.056 (0.043)	0.022 (0.018)	0.024 (0.016)

(三) 农地流转影响农民创业资产配置决策的异质性分析

由表 10 可知,农地转入对农地依赖性程度高、已完成农地确权颁证、获批农地抵押贷款组创业农民生产性固定资产投资的正向影响更大,对创业农民预防性储蓄额和保险购买的正向影响仅在上述三组中显著。农地转出对预防性储蓄额和保险购买的负向作用在农地依赖性程度低、未完成农地确权颁证组更大,且仅在未获批农地抵押贷款组负向显著。分析可知,农地依赖性程度高的农民对从事农业经营、扩大农业经营规模持有较高期望;农地确权颁证提升了农地产权价值,激发了农地投资热情;获批农地抵押融资有助于合理优化金融资产与非金融资产的配置结构。上述因素均有助于促进创业农民适时增加与生产经营规模相匹配的固定资产投资、增加预防性储蓄额和保险购买。因此,农地依赖性程度、农地确权颁证、农地抵押贷款在一定程度上促进农地转入对创业农民生产性固定资产投资、预防性储蓄和保险购买的正向作用,削弱农地转出对创业农民预防性储蓄和保险购买的负向作用。

表 10 农地流转影响农民创业资产配置决策的异质性分析

分组变量	分类水平	农地转入的影响效应			农地转出的影响效应		
		生产性固定 资产投资	预防性储 蓄额	保险购买	生产性固定 资产投资	预防性储 蓄额	保险购买
农地依赖性	程度低	2.588 ** (1.106)	0.107 (0.168)	0.051 (0.037)	1.993 (1.402)	-0.207 ** (0.084)	-0.214 *** (0.028)
	程度高	2.892 ** (1.218)	0.227 ** (0.112)	0.212 *** (0.045)	0.382 (1.213)	-0.169 * (0.097)	-0.189 *** (0.035)
农地确权颁证	未完成	2.353 ** (1.127)	0.103 (0.198)	0.096 (0.059)	1.158 (1.359)	-0.286 * (0.170)	-0.338 *** (0.041)
	已完成	2.977 *** (0.634)	0.295 ** (0.141)	0.128 *** (0.042)	0.536 (1.079)	-0.209 *** (0.064)	-0.129 *** (0.040)
农地抵押贷款	未获批	2.159 ** (0.899)	0.192 (0.138)	0.056 (0.039)	3.845 (2.799)	-0.229 *** (0.074)	-0.199 *** (0.020)
	获批	2.823 ** (1.370)	0.392 *** (0.132)	0.205 *** (0.071)	2.235 (1.568)	-0.124 (0.110)	-0.186 (0.130)

七、研究结论与政策建议

本文从创业基本决策、创业劳动力配置决策、创业资产配置决策三个方面拓展了农民创业决策的分析框架,系统阐释了农地流转对农民创业决策的影响机理,运用倾向得分匹配法实证检验了不同方向的农地流转参与对农民创业决策的影响净效应,并在此基础上探讨了农地流转对农民创业决策的影响机制及农地流转对不同农民创业决策影响的异质性。主要形成如下研究结论:

总体上,农地流转显著促进了农民创业决策实施。农地转入显著促进了农民农业创业,但对其非农创业的影响负向显著;同时,农地转入显著促进创业农民长短期雇佣及生产环节外包实施,并增加创业农民生产性固定资产投资、预防性储蓄额及保险购买概率。农地转出显著降低了农民农业创业倾向、增加其非农创业概率,并显著减少了创业农民短期雇佣概率及其规模,抑制了创业农民保险购买决策。农地流转对农民不同行业创业决策的影响效应表明,农民创业决策视角下农地经营权流转改革政策实施效果较好。农地流转影响农民创业决策的机理分析证实,农地转入通过提升家庭收入和推动农地抵押融资进而促进农民农业创业,而农地转出通过增加家庭收入和抑制农地抵押融资参与促进农民非农创业。此外,异质性分析结果表明,农地转入对农民农业创业、创业雇佣劳动力和创业资产配置决策的正向影响在农地依赖性程度高、已完成农地确权颁证、获批农地抵押贷款组更为显著,农地转出对农民非农创业、雇佣劳动力与资产配置决策的影响在前三组中被一定程度削弱。

依据上述研究结论,为推进新时期农地经营权流转改革深化,有力提高农民创业发生率、优化农民创业决策和提升农民创业质量,本文提出以下政策建议:

一是不断优化农民创业培训体系,注重培育创业农民现代化的经营管理思维,加强对农民创业全过程的跟踪服务和决策指导,有效改善农民创业劳动力配置和资产配置等方面的决策水平,持续提升农民创业质量。立足农民创业发生率不断提高但创业可持续性较差、创业失败率较高的现实,农民创业支持政策体系的设计应更加注重推动农民创业层次和创业质量的整体改善。农民创业质量的提高依赖于对创业行业的理性选择、对创业过程中的劳动力要素和资产要素等的高效配置。基于此,现代农民创业培训需注重对农民现代化的经营管理思维、生产运作方式、资源高效利用等方面的系统化培训,强调提升创业农民人力、物力、财力等方面资源的综合配置能力,建立完善针对典型创业农民的跟踪服务、决策指导、风险保障等机制,不断增强农民创业的内在韧性和应对外部冲击的弹性,进而持续提高农民整体创业质量。

二是深入完善覆盖县乡村三级的农村产权流转交易体系及支撑机制建设,有效推进农地流转交易的市场化和规范化,充分发挥农地流转对农民创业劳动力和创业资产的内生配置效应。进一步完善农村产权交易体系是推进农地产权交易市场化和充分激活农地资产价值的必然要求和重要内容。农地流转交易的市场化有助于农村劳动力、土地、资本等要素的有序流动,推动形成各要素市场的互动关联系统,进而为农民创业过程中各项要素资源的优化配置提供有效支撑。在推进农地流转市场化基础上深化农地经营权抵押融资改革,提高农民农地抵押融资参与率和农地抵押融资规模,有助于缓解农民创业流动性约束问题,促进农民创业劳动力和创业资产的优化配置。农地产权交易的规范化客观要求加强对各级农村产权交易平台业务人员的技能培训,规范业务操作流程和标准,促进农地流转服务的标准

化。此外,进一步完善农村产权交易的支撑机制建设是推进农地流转市场化和规范化的重要保障。加强农地流转相关政策宗旨宣传和农地流转用途管控;推进农地确权颁证和农地产权明晰化;支持和规范第三方农地流转中介组织的发展;提高农村养老保障、扶贫济困等社会保障水平;探索通过以优势特色产业发展带动就业等举措解决部分农地转出户的生计问题。

三是持续加强农地流转改革与农民创业支持政策的顶层设计和协调匹配机制构建。农地流转改革政策与农民创业支持政策具有内在政策目标的一致性,搭建两股政策实践的连接匹配机制,有助于充分发挥双重政策叠加效应。突出以鼓励支持农业适度规模经营、农业创业以及产业融合创业为目标的农地经营权流转和农地经营权抵押融资政策设计,并加强农地流转政策和农地抵押融资政策的有效匹配。积极探索农地经营权入股、农地证券化、农地信托等新型农地流转形式,进一步挖掘农地流转市场活力、激发农民创业潜力。在加强对农地转入户规模经营情况动态追踪的同时,还需重视对农地转出群体生计选择的引导,为其非农就业和非农创业提供必要的政策支持。

参考文献:

- 1.陈朝兵,2016:《农村土地“三权分置”:功能作用、权能划分与制度构建》,《中国人口·资源与环境》第4期。
- 2.陈飞、翟伟娟,2015:《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》,《经济研究》第10期。
- 3.陈强,2014:《高级计量经济学及Stata应用(第二版)》,高等教育出版社。
- 4.陈志刚、曲福田、黄贤金,2007:《转型期中国农地最适所有权安排——一个制度经济分析视角》,《管理世界》第7期。
- 5.程郁、罗丹,2009:《信贷约束下农户的创业选择——基于中国农户调查的实证分析》,《中国农村经济》第11期。
- 6.盖庆恩、朱喜、史清华,2013:《财富对创业的异质性影响——基于三省农户的实证分析》,《财经研究》第5期。
- 7.何安华、孔祥智,2014:《农户土地租赁与农业投资负债率的关系——基于三省(区)农户调查数据的经验分析》,《中国农村经济》第1期。
- 8.洪银兴、王荣,2019:《农地“三权分置”背景下的土地流转研究》,《管理世界》第10期。
- 9.蒋剑勇、郭红东,2012:《创业氛围、社会网络和农民创业意向》,《中国农村观察》第2期。
- 10.李树、于文超,2018:《农村金融多样性对农民创业影响的作用机制研究》,《财经研究》第1期。
- 11.林毅夫,2010:《制度、技术与中国农业发展》,上海人民出版社。
- 12.罗必良、李尚蒲,2018:《论农业经营制度变革及拓展方向》,《农业技术经济》第1期。
- 13.罗明忠,2012:《个体特征、资源获取与农民创业——基于广东部分地区问卷调查数据的实证分析》,《中国农村观察》第2期。
- 14.彭克强、刘锡良,2016:《农民增收、正规信贷可得性与非农创业》,《管理世界》第7期。
- 15.钱忠好、冀县卿,2016:《中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析》,《管理世界》第2期。
- 16.史常亮、栾江、朱俊峰、陈一鸣,2017:《土地流转对农户收入增长及收入差距的影响——基于8省农户调查数据的实证分析》,《经济评论》第5期。
- 17.苏岚岚、孔荣,2018:《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》第12期。
- 18.田勇,2019:《激励还是抑制?——土地权益变更与农村家庭创业》,《经济科学》第5期。
- 19.王颜齐、郭翔宇,2011:《农地规模化流转背景下的农业雇佣生产合约:理论模型及实证分析》,《中国农村观察》第4期。
- 20.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。
- 21.姚成胜、王珍,2016:《农地转出、农民收入与家庭金融资产选择行为》,《经济社会体制比较》第6期。

22. 诸培新, 张建, 张志林, 2015:《农地流转对农户收入影响研究——对政府主导与农户主导型农地流转的比较分析》,《中国土地科学》第11期。
23. 朱明芬, 2010:《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》第3期。
24. Abadie, A., and G.W.Imbens.2016.“Matching on the Estimated Propensity Score.” *Econometrica* 84(2):781–807.
25. Becerril, J., and A.Abdulai.2010.“The Impact of Improved Maize Varieties on Poverty in Mexico: A Propensity Score-matching Approach.” *World Development* 38(7):1024–1035.
26. Besley, T.1995.“Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana.” *Journal of Political Economy*, 103(5):903–937.
27. Heckman, J. J., and E. J. Vytlaçil. 2007. “Econometric Evaluation of Social Programs, Part II: Using the Marginal Treatment Effect to Organize Alternative Econometric Estimators to Evaluate Social Programs, and to Forecast their Effects in New Environments.” In *Handbook of Econometrics*, Vol. 6, Part B. Edited by J. J. Heckman and E.E.Leamer, 4875–5143. Amsterdam: Elsevier.
28. Jin, S., and K. Deininger. 2009. “Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China.” *Journal of Comparative Economics* 37(4):629–646.
29. Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin. 1985. “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score.” *American Statistician* 39(1):33–38.
30. Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin. 1983. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika* 70(1):41–55.
31. Zhang, L., S. Y. Feng, N. Heerink., F. T. Qu, and A. Kuyvenhoven. 2018. “How Do Land Rental Markets Affect Household Income? Evidence from Rural Jiangsu, P. R. China.” *Land Use Policy* 74:151–165.

Does Farmland Transfer Promote Farmers’ Entrepreneurship Decisions? Empirical Evidence from 1947 Farmers in Three Provinces

Su Lanlan and Kong Rong

(College of Economics and Management, Northwest A&F University)

Abstract: Using the survey data of 1947 farmers in Shaanxi, Ningxia and Shandong from the pilot areas of the reform of farmland property rights, we test the impact of farmland transfer on farmers’ entrepreneurship with the propensity score matching (PSM) method. The results show that farmland inflow significantly encourages farmers to engage in agricultural entrepreneurship employment and production outsourcing, affecting their assets allocation, including productive fixed assets, preventive savings and insurance purchases. On the contrary, farmland outflow significantly promotes farmers’ non-agricultural entrepreneurship and inhibits the short-term employment and insurance purchases. We also find that the former effect is produced by family income increase and finance encouragement, while the latter is brought by family income increase but finance inhibition. We further reveal that the positive impacts of farmland inflow are more significant in the groups with high dependence on farmland, completed farmland certification, and approved farmland mortgage loans. However, the impacts of farmland outflow are weaker in the above three groups. Therefore, the training system of farmers’ entrepreneurship, the transfer system of rural property right and its matching mechanism should be improved.

Keywords: Farmland Transfer, Farmers’ Entrepreneurial Decisions, Allocation of Labor Force, Allocation of Assets

JEL Classification: D13, J21, Q15, Q24

(责任编辑:陈永清)