

农地产权、要素配置与农户投资激励： “短期化”抑或“长期化”？

胡 雯^{1,2}, 张锦华^{1,2}, 陈昭玖³

(1. 上海财经大学 财经研究所, 上海 200433; 2. 上海财经大学 三农研究院, 上海 200433;
3. 江西农业大学 经济管理学院, 江西 南昌 330045)

摘要: 文章基于粮食作物、经济作物和水稻三类生产特性, 利用我国 9 省(区) 2 704 个农户的调查数据, 实证考察了农地产权和要素配置对农户投资激励的因果效应。研究表明: (1) 农地产权对农户投资激励的作用存在历史动态的过程、个体差异的效果和各项政策的交互, 并且表现为短期化和长期化的特征; (2) 农地产权不直接作用于农户投资决策, 而是通过农地流转的配置行为间接激励短期化(服务外包)和长期化(自购机械)的投资行为; (3) 产权稳定改善了农户配置农地要素的灵活性, 转入农地的农户更倾向于长期化投资, 转出农地的农户短期化投入更显著; (4) 农地确权促进水稻种植户的长期投资行为, 抑制稻农的短期化投资。文章认为, 农地产权制度要保持产权的灵活性和强度, 通过放松产权管制来盘活经营权和激活生产要素流动, 由此提高要素配置效率和农业生产绩效。重新审视农户异质性的多目标函数和要素禀赋的约束条件, 才是农户依据价格信号和政策导向决策投资的题中之义。

关键词: 农地产权; 要素配置; 投资激励; 短期化; 长期化

中图分类号: F321.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)02-0111-18

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2020.02.008

一、引言

2018 年不仅是中国改革开放 40 周年关键之年, 也是承包地确权登记颁证工作的收官之年。20 世纪 80 年代, 农村家庭联产承包责任制以“所有权和经营权分离”为特征, 极大地调动了农户生产的积极性, 取得了令人瞩目的制度绩效(许庆等, 2017)。近年来, 中国的工业化、城镇化和市场化进程加快, “农村空心化”“农业边缘化”和“农民老龄化”的“新三农”问题派生, 不少学者作出了“农村将消逝、农业将衰落和农民将消失”的悲观判断。究其根源在于, 缺乏成熟的市场经济配置和制度保障下的要素自由流动(项继权和周长友, 2017)。中国经济体制改革通过改善激励机制、矫正价格信号和消除体制障碍以及重新配置要素来实现中国经济增长的奇迹(蔡昉, 2017)。如何激发中国农村市场经济配置资源的活力呢? 党的十九大强调必须以完善产权制度和

收稿日期: 2019-05-26

基金项目: 国家自然科学基金重点项目(71333004); 国家自然科学基金面上项目(71773068); 国家自然科学基金地区项目(71563019 和 71863019); 上海财经大学研究生创新基金项目(CXJJ-2018-420)

作者简介: 胡 雯(1994—), 女, 江西新余人, 上海财经大学财经研究所、三农研究院博士研究生;
张锦华(1977—), 男, 江苏扬州人, 上海财经大学财经研究所、三农研究院研究员, 博士生导师;
陈昭玖(1969—), 男, 江西兴国人, 江西农业大学经济管理学院教授, 博士生导师。

要素市场化配置为重点,实现产权有效激励、要素自由流动、价格反应灵活。因此,农地产权改革被寄予厚望——激励农业生产经营的积极性,这不仅是乡村振兴战略的关键,也是发挥农地产权有效激励、实现要素市场化配置的根基所在。

中国农地产权制度改革的激励效果如何?一直是学界和政界关注的焦点。农地产权是配置农村资源的基石:一方面,“三权”分置将农地分为所有权、承包权和经营权;另一方面,产权在市场价格引导下提高配置效率,优化农村资源配置,放活土地经营权,激活农村“沉睡的资本”。根据农业部公布的数据,截至2017年11月,农村承包地确权登记颁证试点工作涉及全国28个省、2718个县(区、市)、3.3万个乡(镇)、53.9万个行政村,实测承包地面积15.2亿亩,确权面积11.1亿亩。农地确权覆盖面如此之广,是否对要素配置有激励作用呢?

已有文献对农地产权是否激励农户尚未达成一致结论。主流观点认为农地产权稳定对农地投资有积极影响(Besley, 1995; Fenske, 2011),表现为肥料使用(何凌云和黄季焜, 2001)、农地资源持续利用(俞海等, 2003)。农地有机肥投入是长期投资行为,保证土壤肥力和持续生产(黄季焜和冀县卿, 2012)。农地确权通过地权安全性、地权可交易性和信贷可得性促进农户农业投资(林文声等, 2017)。部分研究认为土地产权与土地投资无显著关系(Place和Hazell, 1993; Brasselle等, 2002)。土地调整对农户长期投资的激励,取决于是否与特定地块相连(许庆和章元, 2005)。地块面积小会缺乏抵押价值,农地确权颁证对特定地块投资产生消极作用(Jacoby等, 2002; Gerezihar和Tilahun, 2014)。如果土地经营规模和非农就业机会保持不变,土地产权就不会激励农户生产投资(钟甫宁和纪月清, 2009)。上述研究结论不一致的原因在于,农户投资的界定不同,缺少对农户长期投资与短期投资的划分,故而得出看似相悖的结论。农机投资提供了一个恰当的视角:农户购买农业机械(自购农机)具有成本大、时间长和门槛高的长期化特征;农户购买农机作业服务(服务外包)表现为典型的成本低、时效快和风险小的短期化特征。因此,本文按自购农机的长期化投资、服务外包的短期化投资分类,研究农地产权对农机投资的激励作用。

从上述研究文献看,农地产权影响农户投资激励的结论,存在作用被放大或者间接影响的情况。学界从地权稳定性(许庆和章元, 2005)、土地产权安全(马贤磊, 2010)、地权结构细分(李宁等, 2017)多维度分解农地产权问题。农地产权产生投资激励效应和资源配置效应(马贤磊, 2010)。投资激励效应是农地产权通过激励和约束主体对农业生产要素的投入与配置(Huang和Rozelle, 1996)。资源配置效应即完整的农地产权可以激励农户参与土地租赁市场和非农就业市场(Kimura等, 2011)。大多数研究集中在土地投资激励上,忽略了农地产权的资源配置效应(Carter和Yao, 2002; Deininger和Jin, 2006)。农户家庭资源配置和生产要素效率很大程度上受农地产权的影响(李宁等, 2017)。在此基础上,本文构建了“农地产权—要素配置—投资激励”的分析框架,回答以下问题:第一,农地产权是否对农户投资行为产生激励作用?第二,农地产权是否通过“农地流转”的要素配置行为,对农户投资激励行为发生中介效应?第三,是否因为农户个体特征和家庭资源禀赋特征而表现出差异?

本文的创新之处或主要贡献有两点:第一,将农户投资激励的动力机制与农地产权政策的评价纳入同一框架体系,着重构建农户要素配置行为的微观经济学理论模型,运用中介效应模型,从农户“转入农地”和“转出农地”的要素配置行为,验证农地产权如何通过土地要素配置行为,对投资激励产生中介作用。第二,农地确权试点的时间和地点选择是为政府组织工作便利和积累经验(程令国等, 2016),所以农地确权颁证并非随机分配,这会导致样本存在“自选择”问题和模型估计结果的偏误。另外,受土地细碎化、面积大小、土地质量和村庄特征等因素的影响,当农业投资增加农地附属的农机价值,农户将倾向于申请土地确权证,所以确权存在自选择的问题。

题。为了克服这种选择性偏差,避免有偏的估计结果,本文采用倾向得分匹配法,实证检验农地产权和要素配置对农户投资激励的边际效应和影响机理。

二、历史沿革与理论逻辑

(一)历史沿革:农地产权制度变迁与嬗变。农地确权即产权界定,对农地产权制度尤为重要。追溯至1984年国家规定15年期限的第一轮承包,1993年的第二轮承包则明确30年期限。2007年农业部等在《关于开展全国农村土地突出问题专项治理的通知》中明确提出,“农村土地承包经营权证到户率2007年底达到90%以上”。新一轮农地确权最初始于2009—2011年的试点,2013年中央一号文件正式提出了5年时间内在全国基本完成农村土地承包经营权确权登记颁证工作。“农地确权登记颁证”包括三层内涵:一是产权结构细分,深化农村土地制度改革,完善承包地“三权”分置制度;二是农地产权稳定,保持土地承包关系稳定并长久不变,第二轮土地承包到期后再延长30年;三是财产功能强化,深化农村集体产权制度改革,保障农民财产权益并壮大集体经济。

反观中国农村的现实情景,家庭联产承包责任制赋予了农户家庭超越人民公社时期的生产性激励,推动了1979—1984年农村居民收入增长11%。然而1984年出现了经济下滑,大多学者将此归因于“土地调整”,不定期调整土地,削弱了农户的长期投资意愿,阻碍了土地流转和农地市场发育。叶剑平等(2010和2018)发现2007年农村土地承包经营权证书的到户率仅为44%,离国家七部委农村土地专项治理运动要求的90%相差甚远。2015年、2016年土地确权的村庄比例最高,占全部确权865个村的63%。黄季焜和冀县卿(2012)采用2008年CCAP的调查数据发现,持有农村土地承包合同、土地承包经营权证书的农户比例分别为17%和14%,两者都持有的农户比例过半,两者都不具备的农户占18%。罗必良(2017)在2015年全国9省2704个农户调查中发现,完整回答“农地确权题项”的农户仅2177个,农民对有无确权证书持无所谓态度。中国产权不稳定的既定事实和农地权属频繁调整的历史,对农户长期投资的激励产生了不利影响。农户习惯性地农地确权认定为不确定事件,没有享有稳定、完整的农地权益。农地规模小和细碎化的限制,强化了农地长期投资的生产风险和不确定性。

虽然家庭联产承包责任制激励了农户生产的积极性,但长期以来反复的“大调整”和“小调整”导致了土地产权的不稳定,降低了农户长期投资农机的意愿。20世纪80年代中农业生产呈现了徘徊的局面,集体经营的农业机械服务站逐渐试行承包责任制,涌现了农户自主经营农业机械的典型。1983年中央一号文件《当前农村经济政策的若干问题》中明确指出,“农民个人或联户购置农副产品加工机具、小型拖拉机和小型机船,应当允许;大中型拖拉机和汽车,在现阶段原则上也不必禁止私人购置”。由于制度管制的放松,从20世纪80年代末小范围跨区作业的兴起,到21世纪初跨区作业服务在全国的迅速发展,再到2004年刘易斯拐点引发劳动力价格的上涨,农机作业服务进入全面发展阶段。2004年11月1日开始实施《中华人民共和国农业机械化促进法》,鼓励和扶持发展多种形式的农机作业服务组织。2007年中央一号文件明确将农机购置补贴纳入基础性支农惠农政策范围。2009年对农机大户、种粮大户和农机服务组织购置大中型农具,给予信贷支持。2014年强调加快推进大田作物生产全程的机械化,主攻“机插秧、机采棉和甘蔗机”等薄弱环节,农机作业服务总体呈现全面化、多主体的发展态势。长期看,农地产权对农机投资激励的影响甚远,既相互牵制又共同发展。

(二)理论框架:农地产权—要素配置—农户投资激励。新古典经济学认为只要市场是完全竞争的,资源就能实现帕累托最优配置。然而,资源不能通过市场的价格信号达到最优配置

(Coase, 1937)。只有当交易成本等于0且产权界定清楚时,产权的初始赋予不会对资源配置效率产生影响(Coase, 2013)。现实世界中交易成本不可能为0,更何况产权界定不清晰,权利的初始赋予将决定资源的最终配置结果(Stigler, 1971)。在既定的土地资源属性约束条件下,农户投资这一要素配置效率取决于交易成本的大小。市场配置的机制涉及市场的要素、产权制度约束下的要素供给者和需求者以及市场秩序(洪银兴, 2018)。依据上述分析,本文构建了“农地产权—要素配置—农户投资激励”的分析框架:其一,农地产权强度的增加和安全性,激发农户经营农地的积极性,促进农户的生产性投资行为,扩大生产边界和经营规模(转入土地),农业生产收益曲线外移。其二,经营规模的扩大和非农就业的增加,引起了农地价格上升和劳动力成本抬高,亟需资本替代劳动。其三,不同经营规模的农户,其比较优势和行为能力存在差异,出现农户在自购机械和服务外包的投资行为分化,以避免投资门槛带来的锁定效应和机会成本。

若将农户视作生产单位,当购买机械成本高于购买服务的成本,农户就不会自己生产和投资,理性的农户会选择服务外包的短期化投资。反之,购买服务成本收益不足以抵扣购置机械的成本收益,农户就扩大生产规模和自购农机。在边际成本趋近于边际收益的过程中,农户的生产边界趋于平衡并达到最优生产规模。在图1中, MU_1 表示没有农地确权时农户经营农地的边际收益曲线, MU_2 表示农地确权后,在农地产权安全性提高、产权强度增加和农地稳定性增加后农户经营农地的边际收益曲线, MC 表示农户经营的边际成本曲线。当没有确权时, MU_1 曲线与 MC 曲线相较于 E_1 点,此时农户的最优农地规模经营为 X_1 。当确权后, MU_2 曲线与 MC 曲线相较于 E_2 点,此时农户的最优农地规模经营为 X_2 。随着农地经营规模由 X_1 扩大至 X_2 ,农户的边际效益由 Q_1 到 Q_2 递增。综上,农地产权稳定通过影响农地流转或经营规模的扩大,诱致规模农户进行长期化投资、规模化经营和机械化作业。

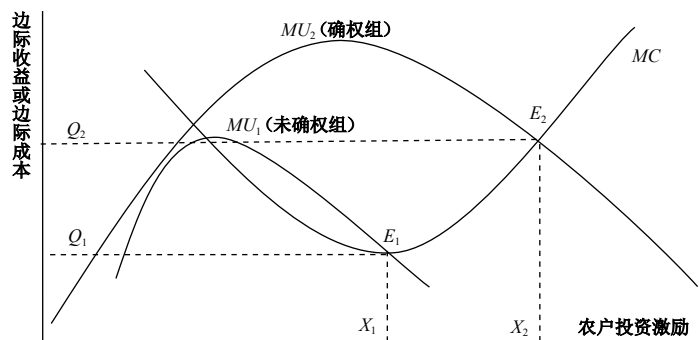


图1 农地确权与农户投资激励

(三)理论逻辑:要素配置均衡的交易费用最小化。农地产权制度的实质是交易费用最小化的制度创新路径,其基本功能是节约交易费用。人民公社时期,完全的产权管制导致了农民的剩余索取权被剥夺。家庭联产承包责任制放松了对农地产权的管制,保证了农户有权使用土地资源,激励了农户使用农地进行农业生产的动力。家庭联产承包责任制使得农业从集体生产体制转为农户家庭的生产决策单位,在改革之初激发了农业生产,而在1984年陷入停滞状态,主要原因在于农地使用期限和产权界定模糊导致激励不足,限制了农业长期投资。“三权分置”将国家、集体和农民共同纳入配置资源的主体,从而降低了私人个体分散决策的信息成本和搜寻成本,是交易成本最小化的理性选择。农地确权登记颁证是将农地所有权、承包权和经营权细分的产权制度。通过农地产权制度的改革来培育农村土地和相关要素市场的发育,激励农户根据交易成本选择生产要素配置的行为(见图2所示)。

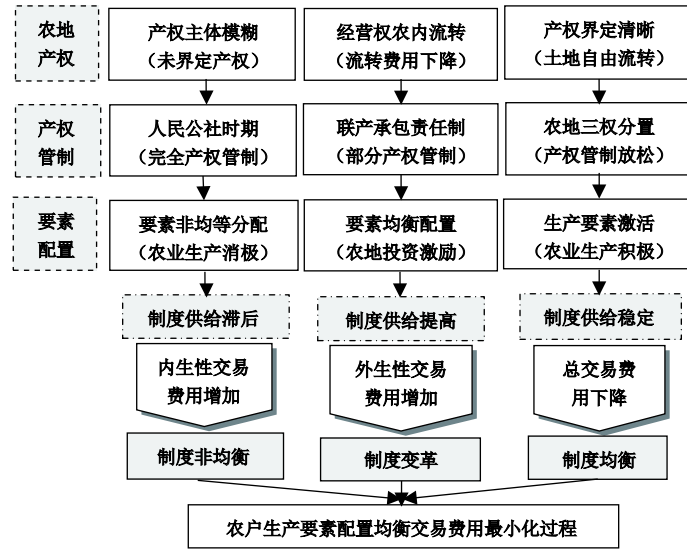


图 2 农户生产要素配置均衡理论逻辑模型

三、数据来源与样本特征

(一)数据来源。课题组于 2015 年对农户进行了多阶段分层随机抽样调查,通过聚类分析的方法在东部、中部和西部各选 3 个省,根据经济发展水平和地理分布距离选取县、镇、村。在全国 9 省(区)、105 个县、338 个镇、528 个村共发放 2 880 份问卷,整理出有效问卷 2 704 份(样本分布见表 1)。农地确权以村为单位,528 个样本村具有较好的代表性。

表 1 样本的地域分布

区域	省份	县(区)		农户	
		频数	%	频数	%
东部	广东	15	14.29	547	20.23
	江苏	6	5.71	239	8.84
	辽宁	10	9.52	221	8.17
中部	河南	7	6.67	230	8.51
	江西	15	14.29	587	21.71
	山西	6	5.71	201	7.43
西部	宁夏	7	6.67	226	8.36
	四川	12	11.43	214	7.91
	贵州	27	25.71	239	8.84
合计		105	100	2 704	100

(二)样本特征。本文按照粮食作物(2 088 户)、经济作物(990 户)、水稻种植户(1 060 户),分情景讨论农户的长期化和短期化投资行为。由表 2 可知,从“农地确权”看,在已确权组中选择“服务外包”的稻农比例有 70.1%,高于选择“自购机械”的样本比例 60.8%。就粮食补贴政策而言,获得粮食补贴的农户选择“自购机械”的农户占 50.0%,而选择“服务外包”的农户占 43.3%,受粮食补贴政策激励的农户进行自购机械的概率更大。由此可见,农地确权后农户更倾向选择“服务外包”,获得粮食补贴的稻农自购机械的可能性更大。

进一步分析各生产环节中的人工和机械使用情况。由表 3 可知,不论是人工还是机械,使用数量最多的环节就是收割环节,其次是整地环节。从使用情况看,整地、收割环节中使用机械作

业的比例更大,这得益于农用耕地机和跨区收割机的推广。育秧、栽插、施肥和病虫害防治环节仍然是人工作业大于机械作业的数量。育秧环节数量偏低,原因是工厂化的育秧机器投入成本高,前期投入需要300万,育秧服务的投资门槛过高。

表2 农地确权、粮食补贴与稻农投资激励的比较

农户投资激励	农地确权		粮食补贴		合计
	未确权	已确权	无	有	
自购机械	83(32.2%)	175(67.8%)	129(50.0%)	129(50.0%)	258(100%)
服务外包	240(29.9%)	562(70.1%)	455(56.7%)	347(43.3%)	802(100%)
合计	323(30.5%)	737(69.5%)	584(55.1%)	476(44.9%)	1060(100%)

表3 各生产环节雇佣人工和雇佣机械的比较

生产环节	使用人工		使用机械		雇佣人工		雇佣机械	
	数量	%	数量	%	数量	%	数量	%
整地	463	17.821	592	32.871	165	12.079	397	28.602
育秧	294	11.316	48	2.665	104	7.613	43	3.098
栽插	709	27.290	127	7.052	426	31.186	107	7.709
施肥	175	6.736	38	2.110	65	4.758	37	2.666
病虫害防治	269	10.354	95	5.275	91	6.662	45	3.242
收割	688	26.482	901	50.028	515	37.701	759	54.683
合计	2598	100	1801	100	1366	100	1388	100

(三)变量定义及描述(见表4和表5)。本文设定“农机使用量”“农机投资方式”“农机投资价值(对数)”和“雇佣机械环节数”为因变量,“农地确权”和“农地调整”衡量“农地产权”这一核心自变量,从农地禀赋特征、劳动力特征和生产特性三个维度来选取影响因素,控制村庄特征。由此检验农户投资激励的长期化抑或短期化行为,这里将自购机械视为长期化投资行为,服务外包视为短期化投资行为。

1. 核心自变量。农地确权即农地是否确权,这属于村庄变量,在模型中属于外生变量。同样地,农地调整也是考察地权稳定性的重要指标(黄季焜,2003),土地调整越频繁,地权越不稳定。本文将“农地调整”的样本分为三组:全部调整、部分调整、没有调整。

2. 农地禀赋特征。除“农地规模”变量之外,土地灌溉条件、细碎化程度、土壤肥力条件,都对农户的投资方式产生作用(Barzel,1989)。另外,本文加入了“农地规模的平方项”,用于考察农地规模为自变量的拟合函数是否存在极值拐点。

3. 家庭劳动力特征。首先,农户家庭的老齡化比例和妇女比例代表了农业生产主体的弱质性。弱质化的比例越高,劳动力转移的机会成本越高,从事农业经营的人力资产的专用性越强,锁定效应就越强。其次,在工业化和新型城镇化背景下,非农就业比例和兼业程度越高,可支配的农业劳动力供给总量收缩,激励农户采用农机作业替代人工作业。

4. 生产特性。农业生产具有一定的特性:农业生产的季节性使得在农忙时雇工困难且成本高昂,在农闲时又存在雇工闲置,农业劳动监督与质量考核难。农业机械的投资门槛较高,容易引发锁定效应。为避免资产锁定和敲竹杠,农户倾向于购买生产性服务来替代直接投资农机。当农地规模逐步扩大,要支付农地流转的租金、配套基础设施与土地规模相匹配时,农户选择投入农业机械。因此,雇工质量的考核难度、机械作业的投资门槛和生产资料的借贷行为都是需要考察的重要指标,这部分变量仅在水稻种植户中考察。

5. 村庄变量。包括村庄的地形和交通条件、交通距离等村庄层面的变量。原因在于农业机械化受地形影响,山区和丘陵地形不利于农机作业。中国七大地理区域的地形复杂,并非高效率的大型机械一统天下,由于大型机械需要在交通通达性高、集中连片的农地才能高效使用,而中国南方丘陵地区、西南高原地带存在地块细碎、交通设施落后等问题,大型机械作业效率低下,小型机械仍然被采用。因此,考虑农户的农机投资决策,必须控制村庄地形和交通条件,以及距离城镇的远近,这在一定程度上反映了村庄的经济水平和机械作业的空间通达性。

表 4 变量的名称与定义

维度	变量	变量代码	定义
被解释变量	农机使用量	<i>machine</i>	很低=1; 较低=2; 一般=3; 较高=4; 很高=5
	农机投资方式	<i>msource</i>	1=自有机械; 0=服务外包
	农机投资价值(对数)	<i>lnmvalue</i>	机械投资价值(元, 取对数)
	雇佣机械环节数	<i>Outsource</i>	服务外包的环节数(个)
解释变量	农地确权	<i>Land property</i>	已确权=1; 未确权=0
	农地调整	<i>adjust</i>	全部调整=1; 部分调整=2; 近 5 年没调整=3
控制变量	劳动使用量	<i>labor</i>	很低=1; 较低=2; 一般=3; 较高=4; 很高=5
	农地面积	<i>area</i>	实际耕地面积(亩)
	农地肥力	<i>fertility</i>	很差=1; 较差=2; 一般=3; 较好=4; 很好=5
	灌溉条件	<i>irrigation</i>	很差=1; 较差=2; 一般=3; 较好=4; 很好=5
	农业劳动力	<i>Agri labor</i>	农业劳动力占比(%)
	非农劳动力	<i>nonfarmer</i>	非农劳动力占比(%)
	粮食补贴	<i>BT</i>	1=有; 0=无
	雇工质量考核难度	<i>KH</i>	雇工不放心环节数(个)
	机械作业投资门槛	<i>MK</i>	投入费用较高的环节数(个)
中介变量	转出行为	<i>zc</i>	1=有转出行为; 0=无转出行为
	转入行为	<i>zr</i>	1=有转入行为; 0=无转入行为
村庄特征	村庄地形	<i>terrain</i>	山区=1; 丘陵=2; 平原=3
	村庄交通	<i>trans</i>	很差=1; 较差=2; 一般=3; 较好=4; 很好=5
	村庄距离	<i>distance</i>	村庄到城镇中心的距离(公里)

表 5 变量的描述性分析

变量代码	样本量	均值	标准差	变量代码	样本量	均值	标准差
粮食作物(2 088)				经济作物(990)			
<i>machine1</i>	2 088	2.601	1.034	<i>machine2</i>	990	2.127	1.003
<i>msource1</i>	2 088	5.022	0.273	<i>msource2</i>	990	0.763	0.426
<i>lnmvalue1</i>	1 690	1.639	1.455	<i>lnmvalue2</i>	990	2.112	1.426
<i>labor1</i>	2 088	2.750	0.939	<i>labor2</i>	990	2.669	1.101
全样本(2 704)							
<i>Land property</i>	2 177	0.668	0.471	<i>terrain</i>	2 704	2.120	0.816
<i>adjust</i>	2 704	1.197	0.498	<i>trans</i>	2 704	3.258	0.899
<i>area</i>	2 704	8.166	48.099	<i>distance</i>	2704	5.699	6.031
<i>fertility</i>	2 704	3.272	0.844	<i>zr</i>	2 704	0.121	0.326
<i>irrigation</i>	2 704	3.105	1.019	<i>zc</i>	2 704	0.227	0.419
<i>Agri labor</i>	2 704	33.558	33.396	<i>nonfarmer</i>	2 704	37.862	34.510

续表5 变量的描述性分析

变量代码	样本量	均值	标准差	变量代码	样本量	均值	标准差
水稻样本(1 060)							
<i>msource3</i>	1 060	0.76	0.43	<i>fertility</i>	1 060	3.29	0.85
<i>Lnvalue3</i>	1 060	0.32	1.30	<i>old</i>	1 060	0.27	0.29
<i>Outsource</i>	1 060	1.12	0.82	<i>woman</i>	1 060	0.45	0.17
<i>Land property</i>	1 060	0.70	0.46	<i>nonfarmer</i>	1 060	0.65	0.32
<i>adjust</i>	1 060	2.81	0.51	<i>KH</i>	1 060	0.91	0.84
<i>BT</i>	1 060	0.45	0.50	<i>MK</i>	1 060	1.75	0.81
<i>area</i>	1 060	4.057	9.15	<i>JD</i>	1 060	0.13	0.34
<i>area2</i>	1 060	100.07	1 132.47	<i>terrain</i>	1 060	1.97	0.77
<i>small</i>	1 060	1.74	1.38	<i>trans</i>	1 060	3.30	0.90

四、计量检验

(一)模型设定。本文的估计策略是：第一，因变量为“农机使用量”，包含五个有序类别(很低=1; 较低=2; 一般=3; 较高=4; 很高=5)，所以使用 *Ordered Probit* 回归，即有序 *Probit* 模型。第二，当因变量为“农机投资方式”，是一个二分类变量(即“1=自购机械, 0=服务外包”)，所以采用 *Probit* 模型，由于二元响应模型估计的回归系数较难进行经济解释，因此估计自变量的边际变化对选择概率的边际影响的偏效应，对回归系数的解释更为合理。第三，“农机投资价值”和“雇佣机械环节数”为连续变量，采用 *OLS* 估计。模型设定如下：

$$Y_{ij} = \alpha + \beta_1 \text{landproperty}_{ij} + \beta_2 \text{adjust}_{ij} + \gamma X_i + \tau Z_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

式(1)中： Y_{ij} 为第 i 个农户第 j 个村庄的投资决策，*Land property* 和 *adjust* 是考察的关键变量，即农地是否确权 and 农地调整情况，本研究关心的是 β_1 和 β_2 的系数。 X_i 是农户特征，如劳动使用量、农地面积、农地肥力、灌溉条件和劳动力情况。 Z_j 是村庄特征，如地形、交通和距离。 α 是常数项， γ 是个人特征的系数， τ 是村庄特征的系数， ε_i 是随机扰动项。

另外，通过验证中介变量“土地流转”的中介作用，解释农地产权的要素配置作用机制。由前文分析可知，农地产权对农户投资行为的影响作用是通过农户的土地流转这一要素配置行为达到的。农地流转可视为一个中介变量 (*Mediator*)。中介变量的作用机理如图3所示。

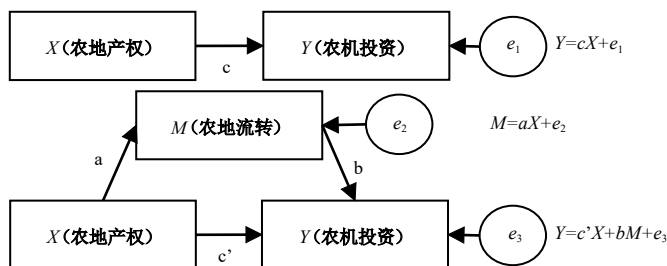


图3 中介变量农地流转示意图

如方程(2)至方程(4)和图4所示：第一步，检验方程(2)的系数 c ，如果显著，按中介效应立论；若不显著，则停止中介效应分析。第二步，依次检验方程(3)的系数 a 和方程(4)的系数 b ，如果两个都显著，则间接效应显著，则转到第四步；如果至少一个不显著，进行第三步。第三步，用 *Sobel* 检验和 *Bootstrap* 法直接检验 $H_0: ab=0$ 。如果显著，则间接效应显著，进行第四步，否则不显

著。第四步, 检验方程(4)的系数 C' , 如果不显著, 即直接效应不显著, 说明只有中介效应; 如果直接效应显著, 进行第五步。第五步, 比较 ab 和 C' 的符号, 如果同号, 属于部分中介效应, 报告中中介效应占总效应的比例 ab/c 。如果异号, 属于遮掩效应, 报告间接效应与直接效应的比例的绝对值 $|ab/c'|$

$$Y = cX + e_1 \tag{2}$$

$$M = aX + e_2 \tag{3}$$

$$Y = c'X + bM + e_3 \tag{4}$$

根据 Sobel(1982)、温忠麟等(2004)提出的中介效应检验方法, 构造一个综合的中介效应检验程序, 能在较高统计功效的基础上控制错误的概率。因此, 本文采用 Sobel(1982)的检验程序进行中介效应检验, 同时进行 *bootstrap* 检验。检验程序见图 4 所示。

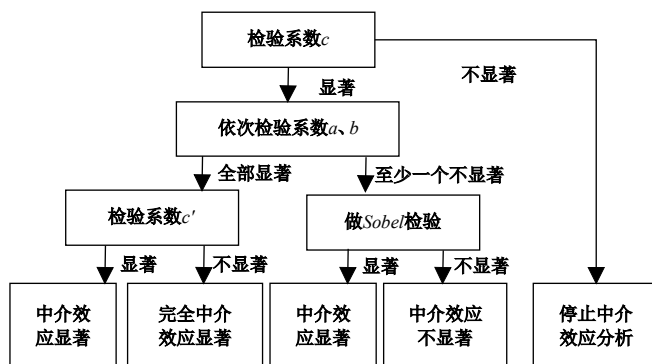


图 4 中介效应检验图

(二)基准回归结果。首先, 考虑农地确权和地权稳定对投资激励的基准模型的影响。如表 6 所示, 采用多种模型设定, 得到的结果一致发现, 农地确权在第(1)–(8)列中并不显著, 说明农地确权并没有直接影响农户投资。而地权稳定正向促进对粮食作物的农机使用量, 抑制了农户对经济作物的农机价值的长期化投资。不论是粮食作物还是经济作物, 劳动力使用量越多、种植的面积越大, 农户用于机械投资的数量、长期化趋势就更明显。

表 6 农户投资激励的估计结果

变量	粮食作物(基准回归)				经济作物(基准回归)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	农机使用量	农机投资方式	dy/dx	农机投资价值	农机使用量	农机投资方式	dy/dx	农机投资价值
<i>Land property</i>	0.0390 (0.0605)	0.0696 (0.0721)	0.0221	0.0792 (0.0784)	0.1327 (0.0855)	0.1101 (0.1035)	0.0347	0.1329 (0.1101)
<i>adjust</i>	0.1086 [*] (0.0570)	0.0104 (0.0711)	0.0033	0.0162 (0.0774)	0.1064 (0.0859)	-0.1527 (0.0983)	-0.0482	-0.2411 ^{**} (0.1103)
<i>labor1</i>	0.1665 ^{***} (0.0348)	0.1512 ^{***} (0.0373)	0.0479	0.1961 ^{***} (0.0397)	0.3125 ^{***} (0.0419)	0.0542 (0.0442)	0.0171	0.1779 ^{***} (0.0468)
<i>area</i>	0.0059 ^{***} (0.0019)	0.0054 [*] (0.0031)	0.0017	0.0049 ^{***} (0.0014)	-0.0012 [*] (0.0007)	0.0147 [†] (0.0078)	0.0046	-0.0004 (0.0013)
<i>fertility</i>	0.0631 (0.0417)	0.0787 (0.0490)	0.0249	0.0830 (0.0527)	0.0597 (0.0561)	0.1494 ^{**} (0.0640)	0.0471	0.1759 ^{***} (0.0658)
<i>irrigation</i>	0.0986 ^{***} (0.0337)	0.0091 (0.0401)	0.0028	0.0203 (0.0439)	0.1341 ^{***} (0.0477)	0.0136 (0.0550)	0.0043	0.0625 (0.0572)
<i>Agri labor</i>	-0.0017 [†] (0.0009)	0.0001 (0.0013)	0.0001	0.0013 (0.0012)	0.0012 (0.0013)	-0.0012 (0.0016)	-0.0004	0.0008 (0.0017)

续表6 农户投资激励的估计结果

变量	粮食作物(基准回归)				经济作物(基准回归)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	农机使用量	农机投资方式	dy/dx	农机投资价值	农机使用量	农机投资方式	dy/dx	农机投资价值
<i>nonfarmer</i>	-0.0037*** (0.0011)	0.0012 (0.0013)	0.0004	-0.0002 (0.0014)	-0.0030** (0.0146)	0.0009 (0.0018)	0.0003	-0.0020 (0.0018)
<i>terrain</i>	0.2044*** (0.0344)	-0.1304*** (0.0434)	-0.0413	-0.0586 (0.0467)	0.1074** (0.0527)	-0.0832 (0.0676)	-0.0262	-0.0421 (0.0701)
<i>trans</i>	0.1257*** (0.0343)	-0.0598 (0.0415)	-0.0189	-0.0908** (0.0447)	-0.0369*** (0.0485)	-0.0186 (0.0589)	-0.0059	-0.1187** (0.0618)
<i>distance</i>	-0.0141*** (0.0043)	-0.0013 (0.0059)	-0.0004	0.0030 (0.0067)	-0.0065*** (0.0069)	-0.0186** (0.0090)	-0.0006	-0.0109 (0.0107)
<i>Constant</i>	0.777*** (0.1988)	0.2842*** (0.2322)		1.6717*** (0.2516)	1.2058*** (0.2577)	0.2143 (0.3357)		1.4136*** (0.3501)
<i>Obs</i>	1 690	1 690	1 690	1 690	826	826	826	826
<i>R</i> ²	0.0556	0.0227		0.0438	0.0509	0.0276		0.0490
<i>Wald chi2</i>	205.72***	38.63***			96.48***	22.03***		
<i>F-test</i>				4.94***				3.63***

注:***、**和*分别为系数在1%、5%和10%的显著水平上显著;括号内为稳健标准误。下表同。

(三)要素配置的中介效应。由于未发现农地产权对投资激励的直接影响,本文考虑农地产权是否通过要素配置对投资激励的中介效应产生间接作用,结果如表7所示。采用多种模型设定得到的结果一致发现农地确权在第(1)–(8)列中并不显著,所以不对农地确权进行中介效应分析,对农地调整这一情况进行分析,即选取“农地流转”作为中介变量检验农地调整是否通过农地流转产生中介效应。表7的回归结果显示,第(2)、(6)列Sobel检验中的Z统计量分别为1.454和2.013,大于5%显著性水平上的临界值0.97,因此存在以农地流转为中介变量的部分中介效应,该中介效应在总效应中所占比例分别为6.54%和32.02%。Bootstrap检验结果基本与Sobel检验一致。地权稳定正向促进农户对粮食作物的农机使用量,抑制了农户投资经济作物的长期化投资行为。有转入农地行为的农户更会选择长期化的投资行为,而有转出农地行为的农户投资表现为短期化特征。不论是粮食作物还是经济作物,劳动力使用量越多、种植的面积越大,农户用于机械投资的数量、长期化趋势就更明显。

表7 粮食作物的投资激励——农地流转的中介效应

变量	转入农地(中介效应)				转出农地(中介效应)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	转入行为	农机使用量	农机投资方式	农机投资价值	转出行为	农机使用量	农机投资方式	农机投资价值
<i>adjust</i>	0.2247*** (0.0744)	0.0851* (0.0500)	0.0006 (0.0227)	-0.0071 (0.0771)	0.4927*** (0.0702)	0.1058** (0.0508)	-0.0016 (0.0721)	0.0213 (0.0782)
<i>zr</i>	-	0.1125* (0.0679)	0.0807*** (0.0308)	0.4654*** (0.1030)	-	-	-	-
<i>zc</i>	-	-	-	-	-	-0.1103 (0.0689)	0.0264 (0.0314)	-0.0368*** (0.1022)
<i>Land property</i>	-0.0005 (0.0838)	0.0296 (0.0506)	0.0226 (0.0229)	0.0837 (0.0779)	0.0016 (0.0851)	0.0286 (0.0506)	0.0219 (0.0230)	0.0793 (0.0783)
<i>labor1</i>	0.0717* (0.0426)	0.1565*** (0.0248)	0.0484*** (0.0112)	0.1864*** (0.0396)	-0.0006 (0.0410)	0.1588*** (0.0248)	0.0502*** (0.0113)	0.1960*** (0.0397)
<i>area</i>	0.0114** (0.0045)	0.0024*** (0.0005)	0.0002 (0.0002)	0.0037*** (0.0013)	-0.0114 (0.0019)	0.0025*** (0.0005)	0.0003* (0.0002)	0.0043*** (0.0014)
<i>fertility</i>	0.0730 (0.0569)	0.0551* (0.0332)	0.0241 (0.0151)	0.0754 (0.0525)	0.1357** (0.0550)	0.0602* (0.0332)	0.0246 (0.0151)	0.0841 (0.0529)

续表 7 粮食作物的投资激励——农地流转的中介效应

变量	转入农地(中介效应)				转出农地(中介效应)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	转入行为	农机使用量	农机投资方式	农机投资价值	转出行为	农机使用量	农机投资方式	农机投资价值
<i>irrigation</i>	-0.0902** (0.0459)	0.0874*** (0.0271)	0.0026 (0.0123)	0.0297 (0.0436)	-0.0301 (0.0439)	0.0845*** (0.0270)	0.0011 (0.0123)	0.0201 (0.0439)
<i>Agri labor</i>	0.0014 (0.0012)	-0.0014* (0.0008)	0.0001 (0.0004)	0.0011 (0.0012)	-0.0025* (0.0013)	-0.0014* (0.0008)	0.0001 (0.0004)	0.0013 (0.0012)
<i>nonfarmer</i>	-0.0001 (0.0148)	-0.0034*** (0.0009)	0.0003 (0.0004)	-0.0001 (0.0014)	0.0017 (0.0014)	-0.0034*** (0.0009)	0.0003 (0.0004)	-0.0001 (0.0014)
<i>terrain</i>	-0.1031** (0.0503)	0.1932*** (0.0305)	-0.0379*** (0.0139)	-0.0501 (0.0463)	0.0641 (0.0529)	0.1926*** (0.0305)	-0.0397*** (0.0138)	-0.0581 (0.0467)
<i>trans</i>	-0.1058** (0.0449)	0.1194*** (0.0281)	-0.0156 (0.0128)	-0.0819* (0.0446)	0.1630*** (0.0478)	0.1208*** (0.0282)	-0.0179 (0.0128)	-0.0897** (0.0450)
<i>distance</i>	-0.0155** (0.0065)	-0.0112*** (0.0040)	-0.0001 (0.0018)	0.0042 (0.0067)	-0.0048 (0.0063)	-0.0116*** (0.0040)	-0.0001 (0.0018)	0.0030 (0.0068)
<i>Constant</i>	-1.0322*** (0.2703)	1.0046*** (0.1618)	0.6076*** (0.0735)	1.6092*** (0.2503)	-2.6388*** (0.2788)	0.9963*** (0.1623)	0.6240*** (0.0738)	1.6638*** (0.2526)
<i>Obs</i>	1 690	1 690	1 690	1 690	1 690	1 690	1 690	1 690
<i>R</i> ²	0.0715	0.1376	0.0271	0.0551	0.0656	0.1375	0.0235	0.0439
<i>F-test</i>	43.68***	22.30***	3.89***	8.16***	93.16***	22.28***	3.37***	6.41***
<i>Sobel</i> 检验(<i>Z</i> 值)		1.454***	-0.0263	0.093		2.013***	-0.0068	0.2729
中介效应(<i>Bootstrap</i>)		0.0119	0.0009	-0.0010		0.0276	0.0023	0.0073
中介效应(<i>Sobel</i> 检验)		0.0079	-0.0001	-0.0006		0.0267	-0.00004	0.0054
中介效应/总效应		6.54%	6.85%	0.14%		32.02%	0.15%	17.16%

注: *Sobel* 检验的 *Z* 值大于 0.97 或者小于 -0.97, 说明中介效应显著。下表同。

同样, 讨论要素配置对投资激励的中介效应在经济作物中的情景。表 8 的回归结果显示, 第 (3)–(8) 列 *Sobel* 检验中的 *Z* 统计量的绝对值均大于 5% 显著性水平上的临界值 0.97, 因此存在以农地流转为中介变量的中介效应, *Bootstrap* 检验结果与 *Sobel* 检验一致。农地调整不论在第 (1)、(5) 列中, 都显著影响农地的转入、转出的行为, 并且抑制了农户增加购买农机的投入价值的行为。农地调整在第 (6) 列不显著, 说明农地调整通过转出农地, 对农机使用量具有完全中介效应; 在第 (3)、(4)、(7) 和 (8) 列中, 农地调整存在部分中介效应。农地调整、有转入土地的农户会明显增加农机的使用量, 并扩大农机投资的长期化行为。转出农地的农户会减少农机使用量, 表现为更强的短期化行为特征, 以此来规避投资锁定和沉没成本。

表 8 经济作物的投资激励——农地流转的中介效应

变量	转入农地(中介效应)				转出农地(中介效应)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	转入行为	农机使用量	农机投资方式	农机投资价值	转出行为	农机使用量	农机投资方式	农机投资价值
<i>adjust</i>	0.2316** (0.1036)	0.0717 (0.0695)	-0.0575* (0.0326)	-0.2604** (0.1102)	0.3560*** (0.1025)	0.1083 (0.0701)	-0.0625* (0.0327)	-0.2440** (0.1109)
<i>zr</i>	—	0.3175*** (0.0888)	0.0404 (0.1359)	0.3303** (0.1420)	—	—	—	—
<i>zc</i>	—	—	—	—	—	-0.1888** (0.0909)	0.0773* (0.0424)	0.0302 (0.1256)
<i>Land property</i>	-0.0798 (0.1145)	0.1231* (0.0709)	0.0347 (0.0333)	0.1408 (0.1096)	-0.1507 (0.1164)	0.1084 (0.0713)	0.0366 (0.0333)	0.1341 (0.1101)
<i>labor1</i>	0.0522 (0.0491)	0.2592*** (0.0295)	0.0197 (0.0138)	0.1731*** (0.0466)	-0.0722 (0.0499)	0.2606*** (0.0297)	0.0216 (0.0138)	0.1784*** (0.0471)

续表 8 经济作物的投资激励——农地流转的中介效应

变量	转入农地(中介效应)				转出农地(中介效应)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	转入行为	农机使用量	农机投资方式	农机投资价值	转出行为	农机使用量	农机投资方式	农机投资价值
<i>area</i>	0.0116 [*] (0.0069)	-0.0012 ^{**} (0.0005)	0.0002 (0.0002)	-0.0006 (0.0012)	0.0003 (0.0007)	-0.0009 (0.0005)	0.0002 ^{**} (0.0002)	-0.0004 (0.0013)
<i>fertility</i>	0.0783 (0.0707)	0.0428 (0.0433)	0.0449 ^{**} (0.0203)	0.1704 ^{***} (0.0654)	0.0645 (0.0701)	0.0512 (0.0435)	0.0444 ^{**} (0.0203)	0.1754 ^{***} (0.0659)
<i>irrigation</i>	-0.0597 (0.0600)	0.1163 ^{***} (0.0366)	0.0054 (0.0172)	0.0667 (0.0567)	0.0645 (0.0702)	0.1143 ^{***} (0.0368)	0.0042 (0.0171)	0.0623 (0.0572)
<i>Agri labor</i>	0.0024 (0.0017)	0.0008 (0.0011)	-0.0003 (0.0005)	0.0006 (0.0017)	-0.0016 (0.0019)	0.0009 (0.0011)	-0.0003 (0.0005)	0.0008 (0.0017)
<i>nonfarmer</i>	-0.0063 ^{***} (0.0019)	-0.0021 [*] (0.0012)	0.0002 (0.0006)	-0.0016 (0.0018)	0.0022 (0.0020)	-0.0024 ^{**} (0.0013)	0.0001 (0.0006)	-0.0021 (0.0019)
<i>terrain</i>	-0.1505 ^{**} (0.0721)	0.1009 ^{**} (0.0461)	-0.0224 (0.0216)	0.0526 (0.0699)	-0.1161 (0.0776)	0.0855 [*] (0.0463)	-0.0214 (0.0216)	0.0429 (0.0702)
<i>trans</i>	-0.0281 (0.0611)	-0.0253 (0.0386)	0.0054 (0.0181)	-0.1159 [*] (0.0699)	0.1854 ^{***} (0.0624)	-0.0202 (0.0390)	0.0018 (0.0181)	-0.1199 [*] (0.0622)
<i>distance</i>	-0.0069 (0.0096)	-0.0041 (0.0063)	-0.0058 ^{**} (0.0029)	-0.0104 (0.0107)	0.0086 (0.0096)	-0.0040 (0.0063)	-0.0060 ^{**} (0.0029)	-0.0109 (0.0107)
<i>Constant</i>	-0.9885 ^{***} (0.3676)	0.6715 ^{***} (0.2257)	0.6203 ^{***} (0.1058)	1.3577 ^{***} (0.3492)	-1.9576 ^{***} (0.3756)	0.7120 ^{***} (0.2264)	0.6326 ^{***} (0.1055)	1.4157 ^{***} (0.3510)
<i>Obs</i>	826	826	826	826	826	826	826	826
<i>R</i> ²	0.0683	0.1376	0.0268	0.0558	0.0464	0.1287	0.0296	0.0491
<i>F-test</i>	37.32 ^{***}	10.81 ^{***}	1.86 ^{***}	4.00 ^{***}	32.31 ^{***}	10.00 ^{***}	2.07 ^{***}	3.50 ^{***}
<i>Sobel</i> 检验(Z 值)		0.9298	-1.361 ^{***}	-1.608 ^{***}		1.416 ^{***}	-1.684 ^{***}	-1.911 ^{***}
中介效应(<i>Bootstrap</i>)		0.0042	-0.0032	-0.0159		0.0127	-0.0056	-0.0207
中介效应(<i>Sobel</i> 检验)		0.0069	-0.0055	-0.0248		0.0174	-0.0100	-0.0391
中介效应/总效应(%)		2.11%	15.73%	8.15%		10.13%	14.90%	42.28%

(四)水稻种植户的投资激励:长期化抑或短期化。本研究采用水稻种植户的样本来验证长期化、短期化行为。在表 9 中报告了用 *Probit* 回归和 *OLS* 估计对投资激励(农业生产投入)、长期化投资(农机投资价值)和短期化投资(雇佣机械作业)的估计结果,并采取非线性模型中在均值处的边际效应(*Marginal effect at mean, MEM*)方法进行估计,以发现具有显著影响的自变量的边际效应(见表 9 所示)。具体分析如下。

1. 核心变量。农地确权在第(3)列中 10% 的显著水平上正相关,在第(5)列中呈现 1% 的显著水平上负相关,而农地调整在表 9 中均不显著。估计结果表明农地确权显著激励农户的长期化投资,抑制了短期化投资,确权后农户投资农机的意愿更强,而地权稳定性不一定有显著影响。这可以佐证“农地确权”所隐含的交易含义:一方面,实施农地确权加强了产权强度,激励了农户进行农业生产投资。农地确权会使农户集中流转土地成为趋势,规模农户更加需要通过机械作业来缓解人工作业的高成本;另一方面,农地调整情况反映了稳定性。实证结果显示,农地调整次数并不显著影响农户的投资行为。粮食补贴政策的实施会使农机具、化肥和农药价格提升,生产成本上升,不利于激励农户加大农业生产投资。

2. 农地禀赋特征。农地经营规模在模型 2 中不显著,在模型 1 和模型 3 中显著,并且农地规模对农业投资有正向影响,而农地规模的平方项则对农业投资有负向影响,表明稻农的“农地经营规模”与“农业生产投入”“雇佣机械环节数”存在“倒 U 形”关系,临界值分别为 98.73 亩和 60.57 亩。细碎化程度对模型 2 和模型 3 均产生显著的负向影响,土地细碎化程度越大,投资农

机的倾向就越低,不符合机械作业对土地利用的集约性和规模性的要求。农地确权可带动土地流转的市场化发育,有利于促进土地的集中连片程度,从而降低交易成本和促进农业规模经营。

3. 家庭劳动力特征。老龄比例在模型 1 中呈正相关关系,而在模型 2 中则呈负相关关系。这说明老龄农户对农业生产有依附性和人力资产专用性,倾向于自购机械,投资金额较小的农机具设备。妇女比例在模型 1 中达到 5% 的显著性水平,呈负相关关系。而非农比例在模型 1 中达到 10% 的显著性水平,呈正相关关系。农业生产中女性比例越高,农村劳动力的弱质化会使有效劳动投入不足,需要通过资金投入来化解劳动力供给不足的约束。非农就业转移引发了农业劳动力供给空间的收缩和农业雇工市场的竞争加剧,可替代的策略就是用资本替代劳动力。

4. 生产特性。雇工质量的考核难度在模型 3 中达到 1% 的显著性水平,表明雇工考核难度对“服务外包”有促进作用。这与假设吻合,劳动质量的监督难问题导致交易成本上升,激励了农户投资。机械作业的投资门槛在模型 1 和模型 2 中都显著,且呈负向影响;在模型 3 中呈正相关关系。说明机械作业的投资门槛是决定农户选择“自购机械”还是“服务外包”的关键因素之一,门槛越高农户更倾向于选择“雇佣机械”,以避免陷入“资金套牢”和“沉淀成本”的问题。生产资料借贷行为在模型 1 中达到 5% 的显著性水平,呈正相关。

5. 控制变量。村庄地形在模型 1 中呈 10% 显著性水平的负相关关系,在模型 3 中呈 1% 显著性水平的正相关关系。说明平原地形更倾向于服务外包。交通条件在模型 1 中呈 1% 显著性水平的负相关关系,在模型 3 中呈 1% 显著性水平的正相关关系。这表明交通条件越好,空间可通达性就越强;交通运输成本越低,市场的容量就越大,有利于工序分工和空间可分离性,从而激励了农户的服务外包行为,进一步促使农业生产性服务市场的发育、发展。

表 9 水稻种植户的投资激励: 长期化还是短期化?

变量	模型 1: 投资激励		模型 2: 长期化		模型 3: 短期化	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Probit</i>	<i>dy/dx</i>	<i>OLS</i>	<i>dy/dx</i>	<i>OLS</i>	<i>dy/dx</i>
<i>Land property</i>	0.0837(0.0951)	0.025	0.1206*(0.0672)	0.121	-0.1002*** (0.0497)	-0.100
<i>adjust</i>	-0.0281(0.0875)	-0.008	-0.0135(0.0516)	-0.014	0.0107(0.0402)	0.011
<i>BT</i>	-0.1478*(0.0884)	-0.045	-0.0654(0.0606)	-0.065	0.0106(0.0452)	0.011
<i>area</i>	0.0478*** (0.01862)	0.014	0.0351(0.0270)	0.035	0.0086** (0.0053)	0.009
<i>area2</i>	-0.0002** (0.0001)	0.000	0.0002(0.0002)	0.000	-0.0006* (0.0003)	0.000
<i>small</i>	0.0434(0.0375)	0.013	-0.0409*** (0.0155)	-0.041	-0.0608*** (0.0154)	-0.061
<i>fertility</i>	0.0975** (0.0563)	0.029	0.0563(0.0362)	0.056	0.0777*** (0.0286)	0.078
<i>old</i>	0.0603*** (0.1526)	0.018	-0.2818** (0.1191)	-0.282	0.0669(0.0808)	0.067
<i>woman</i>	-0.4895** (0.2575)	-0.148	-0.0351(0.1032)	-0.035	0.0089(0.1293)	0.009
<i>nonfarmer</i>	0.2685*** (0.1407)	0.081	-0.1393(0.1351)	-0.139	-0.0016(0.0776)	-0.002
<i>KH</i>	0.2444(0.0557)	0.074	0.0303(0.0254)	0.030	0.3379*** (0.0287)	0.338
<i>MK</i>	-0.0191*** (0.0566)	-0.006	-0.0517* (0.0281)	-0.052	0.1665*** (0.0296)	0.167
<i>JD</i>	0.2267** (0.1423)	0.068	0.1796(0.1541)	0.180	-0.0136(0.0694)	-0.014
<i>terrain</i>	-0.1192* (0.0632)	-0.036	0.0308(0.0438)	0.031	0.1666*** (0.0333)	0.167
<i>trans</i>	-0.1088*** (0.0534)	-0.033	-0.0293(0.0458)	-0.029	0.0855*** (0.0262)	0.086
<i>Constant</i>	0.6737*** (0.4121)		0.2804(0.3785)		-0.2546(0.1991)	
<i>Obs</i>	1 060		1 060		1 060	
<i>F-test</i>	61.24***		2.96***		28.05***	
<i>R²</i>	0.0560		0.2547		0.2525	

(五)稳健性检验。本文采用倾向得分匹配法创造一个随机实验条件,从而使补贴组和非补贴组以及确权组和未确权组可直接比较。根据农户的基本特征,对每个农户打分,对两组农户中得分最接近的农户进行匹配,为处理组找到一个合适的“反事实”对照组,在使各个特征变量相匹配的条件下,考察单一变量的变化所带来的影响(Rosenbaum 和 Rubin, 1983)。为确保匹配质量,在获得实验组和对照组的倾向得分之后,需要进一步讨论匹配的共同支撑域。图5、图6和图7是农户倾向得分匹配前后的密度函数图。可以看出,匹配后倾向得分的区间大范围重叠,该重叠区间就是共同支撑域,大多数观察值在共同取值范围内,进行倾向得分匹配损失的样本比例较少,因而共同支撑域条件是令人满意的。并且匹配后两组样本倾向得分的概率分布较为接近,更符合正态分布,说明两组样本各方面的特征在匹配后更为相似,匹配效果更佳。

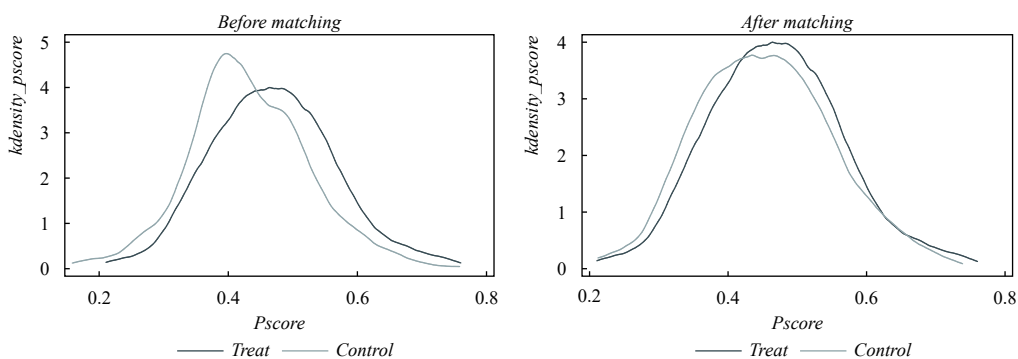


图5 匹配前后“补贴组”与“非补贴组”的PS值概率分布对比

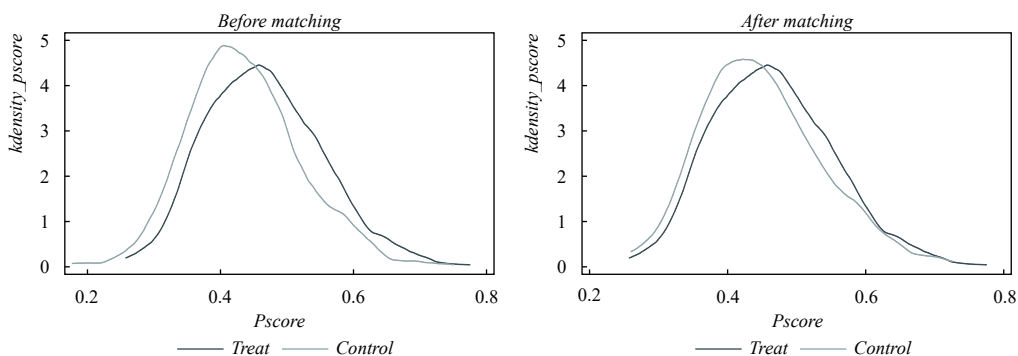


图6 匹配前后“已确权组”与“未确权组”农机具价值的PS值概率分布对比

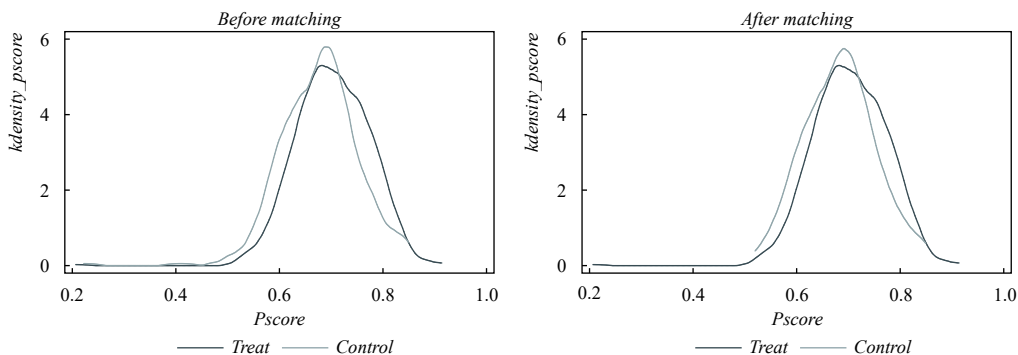


图7 匹配前后“已确权组”与“未确权组”雇佣机械操作的PS值概率分布对比

首先将研究对象分为两组:“补贴组”的农户和“非补贴组”的农户,“已确权”的农户和“未确权”的农户。然后,对实验组和对照组样本进行匹配。本研究用最近邻匹配、半径匹配和核匹

配方法,分析粮食补贴(见表10)、农地确权(见表11)对“农户投资激励”的影响。不同匹配方法的结果相似,估计结果较为稳健。由表10和表11可知,匹配前后种植补贴对农业生产投入产生了抑制作用,与 *Probit* 模型的估计结果一致。匹配前后农地确权政策对自购机械、服务外包分别产生了显著的促进作用和抑制作用。这与 *OLS* 估计的结果一致,这说明粮食补贴政策 and 农地确权政策不存在显著的选择性偏差。

表 10 种植补贴与农业生产投资 (PSM)

因变量	匹配前后	补贴组	无补贴组	两组差异	S.E.	T-stat
农业生产投入	匹配前	0.729	0.779	-0.050	0.026	-1.89**
近邻匹配(1:4)	匹配后	0.728	0.744	-0.016	0.030	-0.53
半径匹配(0.01)	匹配后	0.732	0.745	-0.013	0.037	-0.35
核匹配	匹配后	0.728	0.756	-0.027	0.027	-1.00

表 11 农地确权、自购机械与服务外包? (PSM)

因变量	匹配前后	确权组	非确权组	两组差异	S.E.	T-stat
农机具价值	匹配前	0.350	0.266	0.084	0.087	0.97
近邻匹配(1:4)	匹配后	0.319	0.253	0.066	0.077	0.86
半径匹配(0.01)	匹配后	0.319	0.281	0.038	0.101	0.37
核匹配	匹配后	0.319	0.218	0.101	0.071	1.42
雇佣机械操作	匹配前	1.103	1.158	-0.055	0.055	-1.00
近邻匹配(1:4)	匹配后	1.100	1.230	-0.130	0.063	-2.06**
半径匹配(0.01)	匹配后	1.100	1.243	-0.143	0.079	-1.81*
核匹配	匹配后	1.100	1.198	-0.097	0.058	-1.68**

注: $1.64 < |t| < 1.96$ 在 10% 的水平上显著; $1.96 < |t| < 2.576$ 在 5% 的水平上显著; $|t| > 2.576$ 在 1% 的水平上显著。半径匹配中半径设定为 0.01,核匹配的宽度为 0.06。

五、结论与讨论

(一)研究结论。

中国经济体制改革和乡村振兴战略的实施,必须以完善农地产权制度和要素市场化配置为重点。本文采用全国 9 省(区)2 704 个农户的调查数据,按照粮食作物、经济作物和水稻种植户三种情景,构建了“农地产权—要素配置—农户投资激励”的分析框架,讨论了农户投资的长期化和短期化特征。计量结果表明:(1)农地产权不直接作用于农户投资决策,而是通过农地流转的要素配置行为间接激励短期化(服务外包)和长期化(自购机械)的投资行为;产权稳定改善了农户配置耕地的灵活性,转入农地的农户更倾向于长期化投资,转出农地的农户短期化投入更显著;(2)农地确权促进了水稻种植户的长期投资行为,抑制了稻农的短期化投资,稻农的农地经营规模与“农业生产投入”、“服务外包”行为均存在“倒 U 形”关系;农地规模直接作用于土地の利用方式和产权强度,间接影响了农业的生产投入和土地投资激励。

(二)进一步讨论。

第一,本文研究并未推翻现有文献成果,而是发现了农地产权对投资激励的作用存在历史动态的过程、个体差异的效果、级差区域的差别和各项政策的交互。新一轮农地确权有两个显著特点:一是强调“生不增、死不减”的村民集体“成员权”的身份固化,二是强调地块的“四至”空间边界明晰。其核心功能在于:通过排他性约束减少了不确定性,改善了农户的稳定预期,诱导

农户的长期投资与生产行为,促进了农地流转以改善规模经济性,形成了三权分置和激活农村要素市场的格局,一定程度上有助于农户流转土地扩大经营规模,但并不意味着农户都会提高投资激励。农户生产行为是利润最大化、风险最小化和投入最小化的多目标决策,农户获得土地使用权后,会产生角色分化和差异化的生产性投资激励(胡雯等,2019)。农地产权管制放松和要素配置机制是一个长期的、动态的调整过程,需要在更广泛的区域和时间上来考察政策效果。因此,农地产权制度改革要在长时间范围内释放“保护农户土地权益和农地产权稳定性”的信号。农户投资激励主要表现在资本形式上,受城镇化和非农就业的比较收益高的影响,要素投入中资本替代劳动的趋势将逐渐凸显。从投资构成的角度看,农地产权激励农户购买农业生产性服务,并没有促进农户扩大经营规模和自己购置农用机械。未来农地产权制度的改革,更应考量时间、空间和个体的因素,注重各项农业政策的交互影响。

第二,农地产权对农户投资激励的作用路径,通过要素配置这一中间环节发挥作用。当且仅当农地产权清晰界定时,农户才能配置农地上附属的生产要素。如果没有赋予农户完全的、稳定的农地产权,那么农户的要素配置行为和投资激励将受到产权管制的约束。至于部分学者认为农地确权并未激励农户投资,这需要重新审视农户的异质性分化和农户家庭的禀赋特征。若农户的兼业化程度较高,甚至退出农业生产,那么农地产权制度改革对农户的生产投资激励作用自然是微乎其微的。假设农户的农地经营规模较小,土地细碎化、土地肥力和灌溉的条件不佳,则产权强度难以发挥作用。必须强调,脱离了农户这一生产单位的禀赋特征来研究农地产权对农户生产投资激励的作用,是有失偏颇的。异质性农户的目标函数和约束条件不同,那么农户应对市场信号和制度变革的反应程度不一样,这并非对所有农户都如此。通过农地确权对土地“强能(权能拓展)”和“赋权”,增强了农地的产权强度,这有利于激励农户对土地的长期投资,购买机械进行农业生产。实际上农地调整强度并未产生显著影响,这说明在维护产权强度时又要保证产权的灵活性,产权并非一定稳定就好。要“盘活”农地经营权,才能拓展分工交易的空间并改善农业经济的分工,从而实现资本对劳动力要素的替代,解决资源的稀缺性问题,提升生产效率和农业绩效。

主要参考文献:

- [1]蔡昉. 中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J]. 经济研究,2017,(7): 4-17.
- [2]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?[J]. 管理世界,2016,(1): 88-98.
- [3]何凌云,黄季焜. 土地使用权的稳定性与肥料使用——广东省实证研究[J]. 中国农村观察,2001,(5): 42-48.
- [4]洪银兴. 完善产权制度和要素市场化配置机制研究[J]. 中国工业经济,2018,(6): 5-14.
- [5]胡雯,张锦华,陈昭玖. 小农户与大生产:农地规模与农业资本化——以农机作业服务为例[J]. 农业技术经济,2019,(6): 82-96.
- [6]黄季焜,冀县卿. 农地使用权确权与农户对农地的长期投资[J]. 管理世界,2012,(9): 76-81.
- [7]李宁,何文剑,仇童伟,等. 农地产权结构、生产要素效率与农业绩效[J]. 管理世界,2017,(3): 44-62.
- [8]林文声,秦明,王志刚. 农地确权颁证与农户农业投资行为[J]. 农业技术经济,2017,(12): 4-14.
- [9]罗必良. 科斯定理:反思与拓展——兼论中国农地流转制度改革与选择[J]. 经济研究,2017,(11): 178-193.
- [10]马贤磊. 农地产权安全性对农业绩效影响:投资激励效应和资源配置效应——来自丘陵地区三个村庄的初步证据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2010,(4): 72-79.
- [11]温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004,(5): 614-620.

- [12]项继权,周长友. “新三农”问题的演变与政策选择[J]. 中国农村经济, 2017, (10): 13–25.
- [13]许庆,章元. 土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励[J]. 经济研究, 2005, (10): 59–69.
- [14]许庆,刘进,钱有飞. 劳动力流动、农地确权与农地流转[J]. 农业技术经济, 2017, (5): 4–16.
- [15]叶剑平,丰雷,蒋妍,等. 2008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[J]. 管理世界, 2010, (1): 64–73.
- [16]叶剑平,丰雷,蒋妍,等. 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[J]. 管理世界, 2018, (3): 98–108.
- [17]俞海,黄季焜,Rozelle S,等. 地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用[J]. 经济研究, 2003, (9): 82–91.
- [18]钟甫宁,纪月清. 土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资[J]. 经济研究, 2009, (12): 43–51.
- [19]Barzel Y. Economic analysis of property rights[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- [20]Besley T. Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana[J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103(5): 903–937.
- [21]Brasselle A S, Gaspart F, Platteau J P. Land tenure security and investment incentives: Puzzling evidence from Burkina Faso[J]. *Journal of Development Economics*, 2002, 67(2): 373–418.
- [22]Carter M R, Yao Y. Local versus global separability in agricultural household models: The factor price equalization effect of land transfer rights[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84(3): 702–715.
- [23]Coase R H. The nature of the firm[J]. *Economica*, 1937, 4(16): 386–405.
- [24]Coase R H. The problem of social cost[J]. *The Journal of Law and Economics*, 2013, 56(4): 837–877.
- [25]Deininger K, Jin S Q. Tenure security and land-related investment: Evidence from Ethiopia[J]. *European Economic Review*, 2006, 50(5): 1245–1277.
- [26]Fenske J. Land tenure and investment incentives: Evidence from West Africa[J]. *Journal of Development Economics*, 2011, 95(2): 137–156.
- [27]Gerezihar K, Tilahun M. Impacts of parcel-based second level landholding certificates on soil conservation investment in Tigray, Northern Ethiopia[J]. *Journal of Land and Rural Studies*, 2014, 2(2): 249–260.
- [28]Huang J K, Rozelle S. Technological change: Rediscovering the engine of productivity growth in China’s rural economy[J]. *Journal of Development Economics*, 1996, 49(2): 337–369.
- [29]Jacoby H G, Li G, Rozelle S. Hazards of expropriation: Tenure insecurity and investment in rural China[J]. *American Economic Review*, 2002, 92(5): 1420–1447.
- [30]Kimura S, Otsuka K, Sonobe T, et al. Efficiency of land allocation through tenancy markets: Evidence from China[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2011, 59(3): 485–510.
- [31]North D C. Institutions, institutional change and economic performance[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [32]Place F, Hazell P. Productivity effects of indigenous land tenure systems in Sub-Saharan Africa[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1993, 75(1): 10–19.
- [33]Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41–55.
- [34]Sobel M E. Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models[J]. *Sociological Methodology*, 1982, 13: 290–312.
- [35]Stigler G J. The theory of economic regulation[J]. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 1971, 2(1): 3–21.

Farmland Property Rights, Factor Allocation and Farmers' Investment Incentives: Short-term or Long-term?

Hu Wen^{1,2}, Zhang Jinhua^{1,2}, Chen Zhaojiu³

(1. Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. Research Institute of Agricultural, Farmer and Rural Society, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 3. College of Economics and Management, Jiangxi Agricultural University, Nanchang 330045, China)

Summary: Farmland property rights (FPRs) are essential institutional constraints on factor allocation and can play an important role in farmers' investment behavior. Based on the data from 2,704 rural households in 9 provinces, this paper discusses the three production characteristics of food crops, cash crops and rice. Then we examine the causal effect of FPRs and factor allocation on farmers' investment incentives. Our research focuses on constructing the micro-theoretical model of the household's factor allocation behavior, and uses the mediating effect model and the propensity score matching method to identify the causal effect of farmers' investment incentives.

The estimation results show that: (1) The effect of FPRs on investment incentives is characterized by the historical dynamic process, the effect of individual differences, and the interaction of various policies. (2) FPRs do not directly affect farmers' investment decisions, but indirectly stimulate short-term (service outsourcing) and long-term (self-purchasing machinery) investment behavior through the allocation behavior of farmland transfer. (3) The stability of FPRs improves the flexibility of farmers' allocation of farmland. Farmers who transfer in farmland are more inclined to long-term investment, while farmers who transfer out farmland are more likely to short-term investment. (4) Farmland tilting promotes the long-term investment behavior of rice farmers, and inhibits the short-term investment behavior of rice farmers.

Overall, our findings highlight the importance of FPRs on factor allocation and investment incentives. A basic conclusion is that only when FPRs are well-defined can the market play its role in allocating factors of production. To re-examine the multi-objective function of farmers' heterogeneity and the constraints of factor endowments is the meaning of farmers' decision-making investment based on price signals and policy orientation.

Key words: farmland property rights; factor allocation; investment incentives; short-term; long-term

(责任编辑 许 柏)